

绿色低碳转型与企业环境社会责任

——基于低碳城市试点的准自然实验

郑梦 常哲仁

内容提要: 低碳城市试点政策是中国控制温室气体排放、推动经济低碳转型的重要政策。本文基于2006—2020年中国A股上市公司数据,采用多时点双差分模型,评估低碳城市试点政策对企业环境社会责任的影响。研究结果显示,低碳城市试点政策的实施能够显著促进企业履行环境社会责任,且该结论在经过稳健性检验后依然成立。机制检验表明,试点政策通过提升绿色技术创新与绿色环保投资水平促进企业履行环境社会责任。从异质性角度看,位于高法治水平与高市场亲密程度城市的企业、高碳行业企业、国有企业、老企业与家族企业的环境社会责任表现更容易受到试点政策的影响。此外,媒体关注可以正向调节试点政策对企业环境社会责任的积极影响。本文的结论拓宽了试点政策效应评估的研究,有利于政府、企业与媒体形成绿色低碳转型合力,可以为实现环境保护与企业绩效增长相协调的可持续发展提供政策启示。

关键词: 低碳城市试点政策 企业环境社会责任 绿色技术创新 绿色环保投资 媒体关注

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-7636(2023)07-0126-19

一、问题提出与文献综述

党的二十大报告中指出:“推动能源清洁低碳高效利用,推进工业、建筑、交通等领域清洁低碳转型”。据统计,中国城市能源消费所产生的碳排放量占全国碳排放总量的85%^[1]。因此,城市是贯彻“双碳”目标的责任主体与行动单元。为有效推动中国经济社会的绿色低碳转型、探索城市低碳发展的有效经验,国家发展和改革委员会(以下简称国家发展改革委)于2010年7月19日颁布《国家发展改革委关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》(发改气候[2010]1587号)(以下简称《通知》),将5省8市纳入试点名单;2012年11月新增3个省份与26个地级市;2017年又有45个城市(区、县)被纳入试点名单。截至2022年,全国试点城市共计81个。

收稿日期:2023-02-21;修回日期:2023-06-19

基金项目:中国社会科学院大学研究生科研创新支持计划“创新试点政策能够提高城市经济韧性吗?——来自准自然实验的证据”(2022-KY-08);北京联合大学科研项目“中国上市公司ESG表现与长期资金投资偏好研究”(SK20202205)

作者简介:郑梦 北京联合大学管理学院讲师,北京,100101;

常哲仁 江苏省社会科学院财贸研究所助理研究员,通信作者,南京,210004。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

有学者就低碳城市试点政策的政策效果展开研究,主要关注经济效应与环境效应。

就经济效应而言,相关研究结论包括:试点政策推动试点城市完善基础设施,促进试点城市生产性服务业与制造业合理配置^[2],加快高污染低附加值产业退出与高精尖行业入驻^[3],进一步优化产业空间布局^[4],并通过优惠政策吸引外商投资,最终带动绿色全要素生产率的提高^[5]。王亚飞和陶文清(2021)利用中国221个城市2005—2018年的数据展开研究,发现低碳城市试点可以促进当地绿色全要素生产率,且存在区域性差异^[6]。而微观层面的研究也得到类似的结论。陈等人(Chen et al.,2021)以2005—2015年A股上市公司为研究对象,发现试点政策可以通过资源合理化配置与技术创新推动全要素生产率提高^[7]。此外,大量研究表明,基于波特假说,低碳城市试点建设有利于诱发企业的绿色技术创新,促进企业生产率和经济效益的提高以及增强企业的竞争力^[8-12]。

就环境效应而言,试点政策的环境效应主要包括节能与减排。就节能而言,张华(2020)基于285个城市的面板数据,发现试点政策可以有效降低电能消费强度^[13]。就减排而言,陆贤伟(2017)证明低碳城市试点政策具有明显的减排效应,显著降低了二氧化碳、二氧化硫与废水排放^[14];也有学者发现试点政策可以降低细颗粒物(PM_{2.5})浓度,改善城市空气质量^[15]。陈楠和庄贵阳(2018)基于中国251个城市数据,发现试点政策除了提高本地区的碳排放效率,还对周边产生溢出效应,带动城市群整体减少碳排放^[16]。此外,孔慧阁和唐伟(2016)发现试点政策的减排效应在不同区域存在差异^[17]。

就企业环境社会责任履行的相关研究而言,目前学术界普遍认为企业承担环境社会责任是“被迫”的,即企业社会责任主要受外部因素的约束,主要包括污染压力、环境规制与市场导向。陈诗一和程时雄(2018)认为污染压力影响经济持续发展与企业稳定运营,因为工作环境污染会让劳动者担心承担健康成本,导致企业劳动力短缺和劳动效率低下^[18]。恶劣的工作环境提高了员工病假率与离职率^[19],因此企业会更倾向于改善环境社会责任表现以降低员工缺勤率,如采用环保生产资料^[20]、购置环保生产设施与进行生产流程绿色化改进^[21]等。此外,环境规制水平是影响企业承担环境社会责任的另一种外部约束因素,政府环境监管可以敦促企业履行环境社会责任^[22]。王勇等(2019)以2006—2015年电力企业为研究对象,发现政府环境规制行为对企业环境信息披露具有积极影响^[23]。最后,在市场导向方面,江旭和马永远(2018)发现公众对企业污染行为的关注会倒逼企业绿色转型^[24]。

现有文献为研究低碳城市试点政策的微观效应奠定了良好基础,但仍存在进一步改进的空间:研究视角方面,现有文献主要集中评估试点政策的经济效应,缺少对社会效应的评估,尤其是探讨试点政策对企业环境社会责任表现的影响还十分有限;作用机制方面,现有文献主要关注对企业环境社会责任改善的外部约束因素,而企业改善环境社会责任的内在驱动力也应当进行检验;非正式制度是正式制度驱动企业履行环境社会责任的重要补充机制,而目前非正式制度与试点政策配合使用的相关研究极度匮乏。

基于现有文献的局限性,本文以2006—2020年中国A股上市公司作为研究样本,构造多时点双重差分模型检验低碳城市试点政策对企业环境社会责任的影响。本文可能的创新点与边际贡献包括:以企业环境社会责任作为研究切入点考察低碳城市试点政策的实施效果,丰富试点政策微观效应的研究视角,有利于对试点政策实施形成更加全面的评价;扩展试点政策影响企业环境社会责任表现的作用渠道,本文基于波特假说,从绿色技术创新与绿色环保投资两个视角验证试点政策改善企业环境社会责任表现的作用机制,探明政策发挥作用的路径;从城市、行业与企业三方面开展异质性分析,细致考察试点政策效果的差异性;基于非正式制度视角,探讨试点政策(正式制度)与媒体关注(非正式制度)驱动企业履行环境社会责任的协同效应,进而验证媒体关注在试点政策与企业环境社会责任表现之间产生的调节效应。

二、机制分析与研究假设

(一) 低碳城市试点政策与企业绿色社会责任

低碳城市试点政策作为落实“双碳”目标、推动经济社会绿色低碳转型而提出的城市层面的正式制度,对促进企业积极履行绿色社会责任、治理企业绿色社会责任缺失问题与异化行为具有举足轻重的作用。低碳城市试点政策这一正式制度对督促企业践行绿色社会责任具有极强的约束性与激励性,并通过强制性制度供给与诱导性制度供给发挥政府治理的主导作用。

就强制性制度供给而言,国家层面并未设定试点绩效与项目评审标准,而是将该权力下放至地方政府,要求地方政府根据当地实际情况灵活制定低碳工作推进目标。此外,中央层面也未就试点政策给予财政专项支持。地方政府为提高政治合法性以获得中央政府其他领域的资源要素与优惠政策倾斜^[25],会根据当地经济发展、技术与产业结构优势等特点提供低碳城市发展方案,通过命令型规制工具对高污染、高排放企业制定严格的减排目标与技术标准,并通过强制性手段,如罚款、关停等方式迫使企业环境达标,倒逼企业开展绿色偏向性技术升级、淘汰落后产能、提升能源效率,进而促进企业积极承担绿色社会责任。

就激励性制度供给而言,低碳城市试点政策激励性制度供给与约束性制度供给呈现互补作用,两者的良性互动对企业绿色社会责任起到协同倍增效应^[26]。低碳城市试点政策包括不同类型的激励性制度供给,包括市场型政策与自愿型政策。市场型政策使用较为灵活,试点地区政府利用自身资源配置优势,通过减税、补贴、专项税收优惠等市场化手段为企业提供激励,促进企业引入、研发并推广节能减排新技术、新工艺,进而提升企业的绿色社会责任表现;自愿型政策是通过表彰、宣传等手段引导企业增强环保意识,使其自发开展能源集约利用、实施末端治理与增加环境治理投资,进而让企业积极履行绿色社会责任。与此同时,试点政策还包括一系列绿色金融工具,如绿色信贷、绿色证券与行业补贴等,通过提高企业承担绿色社会责任的金融可能性^[27],将私人部门承担的绿色社会责任等公共物品的外部性予以内部化,进而调和金融资源非均衡流动与环境目标之间的矛盾,激励企业承担更多的社会责任。

此外,低碳城市试点政策的另一个隐形影响是对价值理念的塑造,政府环境治理观的革新可以重塑企业与社会整体对绿色社会责任的认知。一方面,城市绿色发展可以培养企业绿色义利观与环保意识,提升企业家履行绿色社会责任的内驱动力。利他主义认为,企业家价值观与企业内部伦理道德是影响企业战略决策、促进企业承担社会责任的核心动力^[28],因此试点政策对企业家价值观的重塑有利于驱使企业走向社会价值共享。同时,试点政策可以培育公众价值观,促进外部非利益相关群体对企业绿色社会责任的监督。试点政策旨在建立可持续发展的生态环境,强调营造环境保护与经济绩效相辅相成的社会氛围,有助于激发公众环境保护的权利意识、责任意识与监督意识。当试点城市公民价值观凝聚成社会共识后,公众会通过媒体、网络等舆论渠道发声,在声誉机制下对企业产生约束。面对公共利益共识产生的外部压力,企业青睐于通过履行绿色社会责任向外界发出环境友好的积极信号以获得公众认同。综上所述,本文提出研究假设1。

假设1:低碳城市试点政策有利于促进试点城市企业履行绿色社会责任。

(二) 低碳城市试点政策影响企业绿色社会责任的机制分析

1. 绿色技术创新

在低碳城市试点政策实施期间,强制性碳排放标准被纳入各级政府绩效考核指标体系,这提升了城市全面低碳化在各级地方政府政治任务中的优先序级。面对试点政策的硬性约束,作为理性经济人的企业会

结合自身情况决策,呈现异质性自我选择,其中最具有代表性的自我选择行为包括异地迁移与就地升级和转型^[29]。而上市公司作为拥有资金与技术累积的企业,倾向于技术空间与产业空间禀赋再配置,通过就地升级与转型应对试点政策的硬性约束,而上述应对行为通常表现为各类绿色创新活动。然而,企业绿色创新活动具有长周期、高风险与产出不确定等特点。现实世界高度不完美的信息意味着企业在市场竞争环境中难以做出最优选择,因此企业是否开展绿色创新活动取决于经营者对未来风险与预期收益的判断^[30]。新古典学派秉持成本挤压效应观点,认为环境规制存在资源挤占,企业需要为生产过程中的污染行为额外缴纳排污费,因此需要削减研发开支以减轻资金负担^[31]。但该观点自提出以来受到许多学者的批判,其中最具有代表性的是波特假说。波特(Porter, 1991)认为环境保护与企业绿色创新并非二元对立,绿色创新是动态发展过程^[32]。刘金科和肖翊阳(2022)强调对两者关系的分析不应建立在静态分析框架之上^[33]。依据波特假说中的创新补偿效应,适宜的规制强度能够倒逼企业开展绿色技术创新以获得补偿性收益,进而弥补环境成本内部化引致的抵消效应,为企业绿色转型提供可持续发展条件。

在波特假说的理论框架下,低碳城市试点政策引导资金有效配置对企业绿色创新产生积极影响。《通知》中强调“制定出台促进低碳发展的财税政策与技术推广政策”,地方政府在建设低碳城市过程中优化财政支出结构,通过设立低碳发展专项资金,对部分具有绿色创新潜力的企业给予财税激励,包括特定行业补贴、税收减免、投资补助与环保补助等方式,引导资金流入绿色低碳行业,缓解企业绿色创新面临的融资难问题,分担创新风险。同时,地方政府在试点期间为低碳城市建设提供一揽子绿色金融政策,包括贷款利率优惠、信贷贴息等,除拓宽企业绿色创新资金来源、降低绿色创新成本外,还向资本市场传递积极信号,有利于企业获得更多的社会风险投资并将其投入绿色创新之中。

随着低碳城市试点政策的不断推进,企业将绿色创新方案纳入战略经营规划中,更有动力开展绿色技术创新。绿色技术创新有利于低碳技术融入企业生产流程,实现低碳领域与产品领域联合。企业通过使用新研发的清洁生产技术与环保、可再生材料,从源头上实现节能减排与能源效率提升,向低碳方向转型,改善环境社会责任表现,实现低碳城市的规制目标。因此,本文提出研究假设 2a。

假设 2a: 低碳城市试点政策可以通过提升企业绿色创新水平改善环境社会责任表现。

2. 绿色环保投资

企业参与环境治理的收益和投入是非对称的。在缺乏环境规制政策的情况下,环保投资作为企业为减少污染而付出的额外成本,其创造的价值以社会效益为主,而经济效益则为全社会所共享。因此,自利性企业缺乏动机主动参与环保投资,即存在负外部性^[34]。莱特等(Leiter et al., 2011)认为环境规制是解决企业经营过程中产生的环境负外部性的一种可行路径^[35]。本文应用要素禀赋假说与波特假说展开分析。要素禀赋假说认为,若企业可以从环境投入要素中获得收益,则企业具有环境投资积极性;反之,若企业无法从环境投入要素中获得收益,则企业丧失环保投资积极性。波特假说认为,灵活而恰当的环境规制政策可以激励企业开展环保投资,包括治污投入、产品设计与生产流程绿色改造等领域,企业因此能够降低合规成本以获得创新补偿。虽然以上两种假说就环境政策如何影响企业环保投资未达成一致意见,但都强调合理的环境规制强度设计能够刺激企业开展环保投资。低碳城市试点政策以城市为单位,综合使用命令型、市场型与自愿型规制工具,通过奖惩结合方式将环境因素纳入企业生产决策的目标函数中,相较于传统环境政策,政策设计更具灵活性与科学性。试点政策的实施,能够在一定程度上引导企业增加绿色环保投资,进而提升绿色社会责任表现。

理论上,企业在低碳城市试点政策的压力下,会主动增加绿色环保投资以强化自身的污染治理表现。

具体而言:第一,虽然国家层面并未设定试点城市的具体减排目标与碳达峰时间,但地方政府会为了在中央政府高度关注的环保领域谋求政绩,在城市碳减排领域展开激烈竞争,采用严格减排目标、明确减排标准等命令型规制工具增加企业排污成本。伴随着试点政策执行力度的不断增强,企业所需的环保投资额低于环保税费与环境罚款,企业不得不重视自身环境治理与环保投入,通过增加环保投资以应对环境刚性约束^[36]。绿色环保投资包括生产过程治理投资与末端治理投资。环保投资的增加,一方面为企业在生产过程中改进生产工艺、使用环保材料与环保设备提供更充足的资金,另一方面激励企业在末端治理中雇佣操作和维护环保设备的劳动力,有利于优化企业的环境社会责任表现。第二,试点政策也通过税收补贴和信贷优惠等市场型规制工具鼓励企业追加绿色环保投资,企业为获得减免优惠主动增加环保投资,原本投入生产活动的资本要素转移到以环境治理为目的的非生产活动。试点政策能够调动企业践行绿色社会责任的积极性,有助于探索城市低碳理念与经济共赢新路径。第三,根据资源依赖理论,企业为获得资源优势而谋求长期发展,与当地政府保持良好关系显得尤为重要,因此,高污染、高排放企业积极响应当地低碳试点政策,主动增加绿色环保投资以减少当地政府碳排放目标考核压力。从短期来看,绿色环保投资的投入成本远大于暂时关停污染性质的生产活动带来的成本,但低碳城市试点作为一项央地结合、府际竞争的长期性探索性政策,企业为塑造良好政企关系,倾向于进行环保投资。此外,环境投资作为企业面向环保领域的一项特殊投资,其追求的是包括经济效益、环境效益与社会效益在内的综合效益^[37]。企业进行环保投资除吸引地方政府关注,还能获得投资者、消费者等外部利益方的关注,以此获得风险投资与社会关系网络支持,从环保投资的资源投入层面为开展绿色工业设计、绿色工艺改造、绿色产品与服务商业化等绿色市场活动提供持续性的资源供给,强化环境社会议题的实施,最终提升企业的绿色社会责任表现。因此,本文提出研究假设 2b。

假设 2b:低碳城市试点政策可以通过激励企业增加绿色环保投资提升企业环境社会责任表现。

(三)媒体关注的作用

制度经济学为理解经济主体行为提供了基础性研究框架,即经济个体行为被限定在特定的制度环境中。基于该理论,企业日常运行与战略选择均需要响应组织的外部制度环境,包括正式制度的规范压力与非正式制度的认知压力。媒体作为非正式制度,聚焦企业经营绩效与日常经营、管理中的重大舆情并予以报道,包括企业正面行为与负面行为。媒体构成了企业外部利益相关方,通过舆论监督机制参与公司治理,并与正式制度构成社会规范机制,共同驱动企业开展组织行为调整与战略响应以获得制度环境规范与认知的合法性。

低碳城市试点政策作为综合性规制手段,在执行过程中对企业污染行为形成针对性约束,对推动企业履行绿色社会责任起重要作用。根据信息不对称理论,受限于行政资源局限性,试点政策执行过程中政府往往处于信息劣势地位,对企业污染行为难以取证,为企业不履行绿色社会责任留下操作空间,导致试点政策治理效力存疑。而媒体作为社会规范机制的关键一方,具有独立性与专业性特点,根据媒体治理理论,媒体信息传播功能可以有效弥补政府信息劣势,强化试点政策对企业行为的监督治理作用。具体而言,媒体出于职业责任感与生存空间考量,对企业污染行为具有天然的曝光冲动,通过调查、采访乃至卧底等形式,对企业污染行径开展持续关注与报道,对缓解试点政策执行过程中的信息不对称、提升试点政策监督效率产生积极作用。媒体关注作为外部监管机制,兼具声誉机制与惩罚机制,会产生差异性后果。一方面,为获得媒体的正面报道以强化企业正面形象,企业管理者会将环境友好理念融入治理之中,开展绿色转型行动

以满足试点政策要求。媒体对企业践行环境社会责任理念的正面披露是一种有效的信号传递,可以将履行社会责任的企业与其他企业分开,强化公司声誉与形象,有助于企业获得隐形竞争优势,进而获得利益相关者的支持。另一方面,媒体针对试点区域一些企业的“漂绿”、排放造假等形式化低碳手段重复性或持续追踪性负面报道,使得公众与利益相关人会倾向于认为企业实际行为远恶劣于实际情况,诱发资本市场的触发机制与试点地方政府的行政干预。市场通过抛售股票、降低市场评级等方式予以惩戒,而地方政府为回应舆情压力、防止中央问责,同时为维护自身善治形象,会迅速介入并严厉查处,这极大地压缩了企业的操作空间,提升了试点政策的规制效率。

另外,根据制度合法性理论,合法性是社会公众对企业的社会评价。媒体关注兼具“信息传播”与“社会公器”双重职能,是外部利益相关方关注企业的重要渠道,与正式制度共同构成规制合法性压力,驱动企业经营强化可持续绿色发展与环保理念。作为外部合法性压力,媒体关注一方面强化了试点政策对企业环保认知的引导能力,引导企业将绿色生产战略理念与社会责任融入日常生产经营活动,通过生产技术绿色赋能、绿色产品与服务扩大供给等路径积极履行绿色社会责任,放大环境正外部性;另一方面,媒体关注可以通过制度合法性机制强化试点政策对企业污染行为的纠偏能力,尤其是负向媒体关注会倒逼企业为获得公众合法性认可而积极响应绿色战略。综上,基于“信息不对称理论”和“制度合法性理论”,两类媒体关注均能强化试点政策与企业绿色社会责任的正向关系。基于此,本文提出研究假设3。

假设3:媒体关注可以正向调节低碳城市试点政策对企业环境社会责任的积极影响。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2006—2020年A股上市公司为研究样本,并将样本数据与城市经济数据进行匹配,上市公司数据均来自上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)与国泰安中国经济金融研究数据库(CSMAR)。为避免异常样本造成结果有偏,本文剔除简称带ST与*ST的、终止上市与暂停上市的、财务数据缺失严重的、金融与房地产行业的上市公司,并对上市公司数据进行1%的缩尾处理。城市基本经济数据来源于北京福卡斯特信息技术有限公司经济预测系统(ESP)全球统计数据平台,城市污染排放数据来源于各年度《城市统计年鉴》与《中国环境统计年鉴》,社会信用环境数据来自各年度《中国城市商业信用环境指数蓝皮书》,剔除部分行政区划变动的城市和部分数据严重缺失的城市,最终选取285个地级市的面板数据。本文将上述数据进行匹配,最终得到894家上市公司的数据。

(二) 模型设定

本文研究的核心问题是低碳城市试点政策是否提高了企业环境社会责任。双重差分(DID)作为广泛使用的政策效果评估方法,有效地规避了内生性问题。其基本思想是将政策实施与制度变革作为外生的准自然实验。中国低碳城市试点政策的推行,一方面使得同一试点城市的企业环境社会责任承担存在政策实施前后的差异;另一方面又会使得同一时期试点城市与非试点城市的企业环境社会责任承担存在差异。选择双重差分法,可以有效地控制企业所在城市与其他共时性政策的事前差异,实现对时间变化与其他不可测因素的剔除,进而识别试点政策对企业环境社会责任的净影响。

自2010年《通知》颁布以来,国家发展改革委陆续于2012年和2017年开展第二轮和第三轮低碳城市试点工作。考虑到政策分三批启动,故在研究方法上采用多时点双重差分模型,以主营业地在低碳试点城市

的上市公司为实验组,以主营业地未处于低碳试点城市的上市公司为对照组,从企业环境社会责任视角对低碳城市试点政策效果进行量化评估,模型设定为:

$$CESR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PLG_{it} + \beta_2 \sum Control_{it} + \lambda_i + \delta_j + \mu_1 + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中 i, j, t 分别表示企业、城市与时间, $CESR_{it}$ 表示被解释变量,即企业环境社会责任; PLG_{it} 表示解释变量,是区分城市 j 在 t 年是否成为低碳城市试点的虚拟变量; $Control_{it}$ 表示企业层面的控制变量,同时模型还加入企业个体固定效应 λ_i 、城市个体固定效应 δ_j 与时间固定效应 μ_1 , ε_{ijt} 为不可观测的随机误差项。

(三) 变量选取

被解释变量为企业环境社会责任 ($CESR$)。目前学术界对企业环境社会责任的衡量主要分为两类:一类是采用第三方机构评价指标,考虑到样本覆盖面与指标科学性,当前学术界普遍采用和讯网发布的企业社会责任评级并取对数进行测度^[38];另一类是通过网络爬虫等技术手段从企业年报抓取环境词段进行文本分析,并就企业“言”与“行”构造指标测算。本文参考斯丽娟和曹昊煜(2022)^[39]的做法,从前端治理、末端治理与事后评价三方面对企业环境社会责任承担进行评价。前端治理包括企业是否开发对生产环境有益的产品、是否开展减少“三废”的措施、是否使用采用再生能源或循环经济的政策措施、是否在生产过程中使用节约能源的政策与技术、公司是否开展绿色办公措施,若企业做出该项行为则赋值 1,反之为 0;末端治理包括是否受到环境处罚、是否排放污染物,如果公司未做出上述行为,则赋值 1,反之为 0;事后评价包括公司环境管理系统是否通过 ISO14001 认证、公司是否获得环境表彰与其他正面评价、公司是否存在其他环境优势,若企业获得表彰或认证,则赋值 1,反之为 0。本文选取的指标均为公司环境行为的客观反映,为避免指标赋权的主观性,本文参考廖高可(2020)^[40]的研究,对各项指标作等权处理,即企业环境责任得分为前端治理、末端治理与事后评价三维度得分之和。

核心解释变量为低碳城市虚拟变量 (PLC)。 PLG_{jt} 反映企业所在城市 j 在第 t 年是否实施低碳城市试点政策,若企业所在城市当年及之后为低碳试点城市, PLC_{jt} 取值为 1,反之则取 0。在划分实验组与对照组后,存在省份与地级市试点范围交叉现象,根据王贞洁与王惠(2022)^[41]的研究,若省份启动时间早于地级市单列启动时间,则以省份启动时间为准。

为控制影响企业环境社会责任的其他因素,本文引入下列控制变量:企业规模 ($Size$),使用企业资产总额对数来反映企业规模。资产负债率 (Lev),用期末资产总额除以负债总额来表示。该指标可以反映企业的负债结构、负债水平与经营中可能存在的财务风险。净资产收益率 (Roe),用净利润与股东权益之比来表示。该指标既可以反映股东收益水平,也可以反映企业净资产自身的盈利能力。成长能力 ($Revrt$),用本年度营业额与上一年度营业额之比减 1 来表示。成长能力较高的企业一方面具有较强的财务与研发实力开展绿色转型,另一方面,较高的增长能力意味着企业具有较大的市场扩张潜力,而市场开拓的深入对企业环保有更高的要求,激励企业履行环境社会责任。股权集中度 ($Indexz$),股权越集中说明大股东对公司的掌控力越强,对企业是否积极履行环境社会责任的影响越大,本文以 Z 指数(第一大股东与第二大股东持股比例之和)表征企业股权集中度。管理层激励 ($Mshrrat$),管理层持股与总股本之比。从经营实践看,企业对管理层激励越丰厚,管理层越有热情去追求企业盈利。流动资产比例 (Ca),用流动资产除以总资产来表示。流动资产比例越高,说明企业进行绿色转型越灵活。现金流比率 (Cf),用现金流与总资产之比来表示。现金流较为丰沛的企业在绿色转型过程中面临更小的财务风险,往往具有更积极的环境社会责任表现。

本文变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	最大值	最小值	方差
<i>CESR</i>	7 531	4.960 7	10	1	1.693 9
<i>PLC</i>	7 531	0.567 5	1	0	0.495 5
<i>Size</i>	7 531	23.048 8	28.508 7	18.490 8	1.456 3
<i>Lev</i>	7 531	0.470 0	1.698 1	0.008 0	0.194 0
<i>Roe</i>	7 531	7.165 3	4 361.450 2	-6 653.529 8	99.184 6
<i>Revrt</i>	7 531	0.145 1	71.234 5	-0.953 2	1.064 1
<i>Mshrrat</i>	7 531	0.053 1	0.897 3	0	0.134 5
<i>Indexz</i>	7 531	12.226 1	750.090 9	1	26.216 0
<i>Ca</i>	7 531	0.516 0	0.990 8	0.017 0	0.218 1
<i>Cf</i>	7 531	0.723 0	8.664 6	0.010 1	0.547 3

四、实证结果及分析

(一) 平行趋势假设检验

本文参考雅各布森等(Jacobson et al.,1993)^[42]的做法,采用事件分析法进行平行趋势检验,设定计量模型如下:

$$CESR_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^{10} \beta_k PLC_{jt}^k + \gamma \sum Control_{it} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, PLC_{jt}^k 是一组虚拟变量, k 为各年份与2010年的差值,表示低碳城市试点政策开始实施的第 k 年, k 的取值范围为 $[-4,10]$,表示本文时间跨度(2006—2020年)为政策实施前4年至政策实施后10年。平行趋势检验重点关注系数 β_k ,该系数为每一年的政策处理效应,反映试点政策实施第 t 年实验组与对照组企业绿色环境社会责任的差异。若 $k < 0$ 时, β_k 趋势较为平缓,说明模型设定符合平行趋势;若 $k < 0$ 时, β_k 存在显著波动,则说明模型不满足平行趋势假设,DID模型不适用。

本文以低碳城市实施前第4期为基期进行检验,结果(限于篇幅不再具体展示)表明,政策实施前,处理组和实验组随时间变化趋势相近, β_1 并不显著且数值接近0;《通知》实施后,估计系数大幅度上升,与政策实施前存在显著差异,且 β_1 通过了显著性检验,说明研究样本平行趋势假定得到支持。

(二) 基准回归结果

表2汇报了低碳城市试点政策对企业绿色环境社会责任影响的检验结果。表2的结果显示,低碳城市试点政策在一定程度上促进试点城市上市企业环境社会责任表现。其中,列(3)为不考虑控制变量时的回归结果,虚拟变量 PLC 的估计系数为0.1643,且通过了5%的显著性检验;列(4)为考虑控制变量的回归结果,虚拟变量的回归系数为0.1700,在1%的统计水平上显著,且略大于列(3)的回归结果,说明变量中存在影响企业环境社会责任的因子。理论上,在考虑时间-城市-企业固定效应与企业控制变量后,能更加准确地估算试点政策对企业绿色环境社会责任的净效应。列(4)的估计结果表明,试点城市企业履行环境社会

责任的概率比非试点城市提高约 17.00%。综上,假设 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PLC</i>	0.407 4*** (10.412 9)	0.183 1*** (4.838 8)	0.164 3** (2.487 4)	0.170 0** (2.574 4)
<i>Size</i>		0.414 9*** (26.971 0)		0.262 2*** (5.024 1)
<i>Lev</i>		-0.258 5** (-2.343 8)		0.028 6 (0.158 4)
<i>Roe</i>		-0.000 4** (-2.109 1)		-0.000 2* (-1.878 5)
<i>Revt</i>		-0.000 2 (-1.121 9)		0.000 2** (2.447 8)
<i>Mshrrat</i>		0.324 2** (2.223 4)		-0.457 0** (-1.961 0)
<i>Indexz</i>		-0.000 7 (-0.930 9)		0.001 3* (1.644 3)
<i>Ca</i>		0.019 3 (0.2110)		0.294 1 (1.483 1)
<i>Cf</i>		0.025 6 (0.722 4)		0.052 5 (0.729 8)
常数项	4.729 5*** (160.475 0)	-4.615 8*** (-13.393 4)	4.867 3*** (122.203 4)	-1.379 8 (-1.154 1)
企业固定效应	未控制	未控制	控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	控制	控制
<i>N</i>	7 531	7 531	7 388	7 388
<i>R</i> ²	0.014 1	0.122 5	0.504 8	0.507 6

注:列(1)和列(2)为未控制城市与时间固定效应的结果,列(3)和列(4)为加入固定效应的结果。***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。括号内为企业层面聚类标准误下对应的 *t* 值。后表同。

(三) 稳健性检验

从基准回归来看,低碳试点政策提高了企业环境社会责任,但可能存在不可观测的因素干扰回归结果,稳健性检验显得尤为重要。本文使用安慰剂检验、加入基准变量、排除其他政策干扰与倾向得分匹配四种方法,从不同维度排除不可观测的干扰因素,保证结果的稳健性。

安慰剂检验。本文虽然已经在准自然实验中控制了较多的企业特征,但依然可能存在遗漏关键变量导

致政策评估结果有偏的问题。本文参考蔡等人(Cai et al., 2016)^[43]的做法,随机划分控制组和实验组进行安慰剂检验。在保证政策存续时间不变的情况下,利用软件 Stata 17.0 对原有样本进行随机抽样,伪造实验组和控制组,且政策时间随机给定,得到 1 000 个反事实虚拟变量 PLC^{random} ,在此基础上,按照式(1)进行 1 000 次随机模拟,得到 1 000 个 β^{random} ,并得到其核密度与 P 值分布。检验结果(限于篇幅不再具体展示)显示,随机处理得到的 β^{random} 绝大多数在水平虚线以上,即 P 值大于 0.1,意味着绝大多数回归结果并未通过假设检验,因此可以认为表 2 的回归结果并没有受到不可观测的因素影响,结果是稳健的。

加入基准变量。多时点双重差分模型的重要前提是准自然实验,其基本思想是政策对象的选择是外生于经济系统的随机选择,但事实上,绝大多数政策选择并不能完全随机。具体而言,低碳城市试点的选择受经济发展水平、产业结构、污染情况与环保转型目标等因素影响,而这些特征因素会随着时间推移对企业环境社会责任产生影响,造成结果估计不准确。为避免低碳城市试点政策选择的非随机性,本文参考宋弘等(2019)^[44]的方法,在模型(1)的基础上引入基准因素与时间趋势的交互项,模型设定如下:

$$CESR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PLC_{it} + \varepsilon Q_j \times Trend_t + \beta_2 \sum Control_{i,t} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, $Trend_t$ 为时间线性趋势项; Q_j 表示城市 j 的政治、经济特征,包括城市是否为两控区(酸雨控制区与二氧化硫控制区)、是否为省会城市、是否为经济特区、是否为瓊瑋-腾冲线以东,若满足特征则取值为 1,反之为 0。故交互项 $Q_j \times Trend_t$ 可以控制企业所在城市本身特征对政策实施效果的影响,尽可能接近自然实验假设而减少估计偏差。从结果(限于篇幅不再具体展示)来看,不论是逐一控制城市特征或全部控制, PLC 的回归系数均在 5% 水平上显著为正,即低碳城市试点政策的推行有利于提高企业的环境社会责任表现,回归结果与表 1 一致,说明企业所在城市尽管存在政治、经济差别,但试点城市的选择依然存在一定的随机性,原有的回归结果是稳健的。

排除其他政策干扰。为了避免低碳城市试点政策实施期间其他政策的叠加效应导致回归结果偏误,本文采用排除其他政策干扰的方法来考察低碳城市试点政策对企业环境社会责任的净效应。本文从行政手段、法律手段与金融手段三个层面选择五个政策虚拟变量以排除政策干扰。选择中央环保约谈与中央环保督察作为行政手段的政策代表。法治手段是减少企业“三废”随意排放的强制方式,有利于加强企业环保合规意识、督促企业形成环保绿色的生产方式,提高企业环境社会责任。本文选择检察院环境公益诉讼与环保法庭作为法律手段的政策代表。绿色金融作为企业开展绿色创新、绿色转型的关键融资渠道,对企业积极参与环境治理、切实履行环境社会责任具有较强的引导作用。本文选择绿色信贷作为当前主流的绿色金融工具,作为环境监管的有力补充。在模型构建上,本文在模型(1)的基础上,依次加入五种政策虚拟变量以控制其他政策对估计结果的干预,分别是中央环保约谈(*Interview*)、中央环保督察(*Cepi*)、绿色信贷(*Efl*)、检察院环境公益诉讼(*Lip*)和环保法庭(*Ec*)。

从回归结果(限于篇幅不再具体展示)来看,在纳入其他政策之后,核心解释变量的估计结果均在 5% 的显著性水平显著,说明控制政策后,低碳城市试点政策依然可以对企业环境社会责任产生正面影响,本文的核心结论是稳健的。

除在模型(1)中增加其他政策虚拟变量之外,本文还采用剔除样本的方法来进行检验稳健性。2016 年中国在浙江、江西等 5 省 8 地开展绿色金融改革创新试点工作,若企业所在城市被纳入试验区,则企业环境社会责任承担必然与未纳入试验区的企业存在差别。本文通过剔除位于金融改革试验区的企业来检验该

绿色金融政策是否会对基准结果产生影响。从回归结果(限于篇幅不再具体展示)来看,剔除金融改革创新试验区样本后,相关回归结果依然在5%水平上显著为正,说明低碳试点政策依然可以正面影响企业环境社会责任。

倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)模型。虽然多时点差分模型可以剥离出政策实施对企业环境社会责任的净影响,但第二批与第三批城市遴选工作是由地方政府资助并报上级批准的,企业所在城市是否被纳入试点范围并不能被视为严格意义上的准自然实验,可观察数据存在选择偏差。本文选用多时点PSM-DID模型进行稳健性检验,一方面可以避免样本选择偏差,另一方面可以避免忽视反向因果而造成的内生性问题。目前,多时点PSM-DID模型主流做法包括两种:一种是将面板数据视为截面数据进行匹配;另一种则将面板数据分解为多期截面数据逐期匹配^[45]。相较于前者,逐期匹配方法可以克服“自匹配”^[46],避免政策实施前后数据不一致,故本文使用逐期匹配方法进行倾向得分匹配。具体方法为:以模型(1)中控制变量为匹配变量,分别选用临近卡尺匹配与核匹配方法。从回归结果(限于篇幅不再具体展示)看,临近卡尺匹配结果与核匹配结果均在10%水平上显著,且系数与基准回归近似,说明低碳城市试点政策促进企业环境社会责任表现这一结论是稳健的。

(四) 机制检验结果

上述研究表明,低碳城市试点政策有助于提升企业环境社会责任表现。结合本文提出的假设2a和2b,低碳城市试点政策通过绿色技术创新与绿色环保投资两条路径促进企业环境社会责任表现,下文将重点检验两种渠道效应是否存在,机制检验模型构造如下:

$$M_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 PLC_{jt} + \beta_2 \sum Control_{it} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$CESR_{it} = \beta_0 + v_1 PLC_{jt} + v_2 \sum Control_{it} + \beta_3 M_{ijt} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, M_{ijt} 是中介变量,包括企业绿色技术创新(GTI)与企业环境治理投资(EI)。本文关于绿色技术创新(GTI)指标的构建参考李青原和肖泽华(2020)^[47]的做法,首先从中国国家知识产权局检索页面对上市公司专利申请、专利授权与专利IPC分类号进行手工检索,并根据世界知识产权组织(WIPO)2010年颁布的“国际专利绿色分类清单”的绿色专利IPC分类号对中国上市公司专利类型进行匹配,得到企业每年申请、授权的绿色专利数。同时本文借鉴齐绍洲等(2018)^[48]的分析,将能源节约类、废弃物处理类与替代能源生产类专利作为环境友好型技术专利的具体项目,并将上述三类专利总数加1后取对数处理,作为企业绿色技术创新能力的度量指标(GTI)。该指标越大,说明企业绿色创新能力越强。就企业环境治理投资(EI)而言,目前绝大多数文献以上市公司年报在建工程科目的明细项中与企业污染治理直接相关的资本性支出作为替代指标^[49]。为更全面地衡量企业环境治理投资,本文还借鉴吴勋和陈曦(2023)^[50]的做法,将年度报告中与绿色发展相关的“在建工程”与“管理费用”项目金额作为企业环境治理投资的另一重要来源,包括除尘抑尘、废水废气处理、烟尘脱硝脱硫等在建环保工程项目与排污费、绿化费、环境管理费等费用明细。同时,为进一步剔除企业规模的差异性影响,本文用企业年末总资产对企业环境治理投资进行标准化处理,考虑到回归系数的可读性,对标准化的环境治理投资乘以100处理。其他变量与式(1)保持一致,若 β_1 、 v_1 和 v_2 的回归结果均显著,说明存在中介效应。回归结果见表3。

表3列(1)和列(2)有关企业绿色技术创新的机制检验结果显示,列(1)的低碳城市试点政策(PLC)的

估计系数为 0.4904,在 1%水平上显著,说明低碳城市试点政策促进企业绿色技术创新;列(2)的低碳城市试点政策(PLC)与绿色技术创新(GTI)分别通过 5%、1%显著性检验,表明绿色创新在低碳城市试点政策提升企业环境社会责任表现中发挥正向中介效应。列(3)和列(4)有关企业环境治理投资的机制检验结果显示,低碳城市试点政策(PLC)系数均显著为正,环境治理投资(EI)的估计系数通过了 5%显著性检验,表明环境治理投资同样具有正向中介效应。综上,表 3 的回归结果验证了低碳城市试点政策影响企业环境社会责任的机制,即通过提高企业绿色创新水平与环境治理投资提升企业环境社会责任表现。假设 2a 和 2b 得以验证。

表 3 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
PLC	0.4904*** (0.1193)	0.1603** (0.0662)	0.1183*** (0.0192)	0.1189* (0.0696)
GTI		0.0197*** (0.0071)		
EI				0.1897** (0.0778)
常数项	-5.2526*** (2.0330)	-0.8749 (-0.7291)	-2.8590*** (0.1984)	-8.6163*** (1.1520)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	7383	7383	5484	5484
R ²	0.7159	0.5083	0.9259	0.4991

注:列(1)、列(2)为 GTI、CGSR 的回归结果,列(3)、列(4)分别为 EI、CGSR 的回归结果。

(五)调节效应检验:媒体关注的作用

面对试点政策的规制压力,企业履行环境社会责任具体行为并不唯一,可能会受到外部因素的影响。为验证假设 3,本文构造模型(6)检验媒体关注对低碳城市试点政策效应的调节作用,具体设定为:

$$CESR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PLC_{jt} + \beta_2 \sum Control_{it} + \gamma_1 news_{it} + \gamma_1 news_{it} \times PLC_{jt} + \lambda_i + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中,参考潘爱玲等(2019)^[51]的做法,对财经新闻中企业当年被报道的新闻总数作对数化处理,记作 news_{it}。为了进一步厘清媒体关注的“正面激励”与“负面压力”,本文将新闻类别分为正面型(Posnews)、中性型(Neunews)与负面型(Negnews)三类并分组回归。回归结果见表 4。

表 4 列示了所有类型新闻、正面型新闻、中性型新闻、负面型新闻对试点政策与环境社会责任表现关系的调节结果。由结果可见,交互项(PLC×News、PLC×Posnews、PLC×Neunews、PLC×Negnews)均通过了显著性检验,说明媒体关注对试点政策效应与企业环境社会责任之间的关系产生正向调节作用,假设 3 得到验证。

此外, $PLC \times Posnews$ 的估计系数大于 $PLC \times Negnews$, 说明相较于正面激励, 负面压力具有更强的正向调节效应, 可能是因为上市公司着力避免地方政府与资本市场双重惩罚导致经营损失, 同时媒体负面报道会导致它们更加如履薄冰, 因此企业会尽量避免“绿色造假”影响品牌价值。

表 4 媒体关注的作用

变量	所有类型新闻	正面型新闻	中性型新闻	负面型新闻
<i>PLC</i>	0.1411** (2.1200)	0.1453** (2.1817)	0.1381** (2.0790)	0.1469** (2.2115)
<i>News</i>	0.0410 (1.4684)			
$PLC \times News$	0.1089*** (3.1695)			
<i>Posnews</i>		0.0441* (1.6693)		
$PLC \times Posnews$		0.0865** (2.4737)		
<i>Neunews</i>			0.0494** (2.0097)	
$PLC \times Neunews$			0.1155*** (3.5497)	
<i>Negnews</i>				0.0296 (1.1889)
$PLC \times Negnews$				0.0923*** (2.8872)
常数项	-1.1881 (-0.9978)	-1.1262 (-0.9429)	-1.0519 (-0.8821)	-1.2663 (-1.0626)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	7381	7381	7381	7381
R^2	0.5078	0.5075	0.5082	0.5075

五、进一步讨论

(一) 基于不同城市类型的异质性检验

法治环境异质性。优良的法治环境是社会公共政策顺利实施的基础, 规范市场个体经济行为也有助于减少投机行为而降低负外部性。本文参考王雅莉等(2022)^[52]的做法, 选用王小鲁与樊纲编制的《中国分省

份市场化指数报告》,以其中的“法治制度环境指数”作为衡量城市法治环境特征的变量,并按照指数中位数将样本城市分为高法治水平城市与低法治水平城市后分组回归。表5的结果表明,高法治水平城市政策效果显著,而低法治水平城市试点政策对企业环境社会责任表现不存在显著影响。说明地方法治越健全,政府法治执行和行政效率水平越高,企业也更加注重遵守法律、法治观念较强,因此政府政策出台后企业会有动力去执行以满足合规需要。

市场关系亲密程度。如果当地政府与本地市场关系较为密切,则企业更愿意响应政府强制型规制手段。本文以《中国分省份市场化指数报告》中“市场亲密程度”作为衡量城市政府市场关系亲密程度的指标,并根据中位数为划分标准将样本分为高市场亲密程度城市与低市场亲密程度城市两组分别进行回归。表5的结果表明,高市场亲密程度城市试点政策对企业环境社会责任的系数估计值在5%水平上显著,而低市场亲密程度城市未通过显著性检验,说明若当地政府与市场亲近,企业更愿意去执行地方政策而提高自身环境社会责任表现;若关系疏远,企业可能缺乏动机开展绿色转型。

表5 异质性分析 I:城市层面

变量	高法治水平	低法治水平	高市场亲密程度	低市场亲密程度
<i>PLC</i>	0.172 7** (2.388 8)	0.053 7 (0.301 1)	0.148 9** (2.067 6)	0.137 6 (0.746 7)
常数项	-0.711 7 (-0.521 5)	-4.511 5* (-1.753 1)	0.243 0 (0.177 6)	-5.242 5* (-1.944 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 917	1 471	6 046	1 342
<i>R</i> ²	0.531 4	0.377 1	0.525 7	0.398 6

(二) 基于不同类型的异质性检验

企业产权性质。为了考察试点政策对企业环境社会责任表现的影响是否会因为企业性质而存在差异,本文分别对不同所有制企业的样本数据进行回归。表6展示了试点政策对国有企业、民营企业与外资企业的环境社会责任影响的回归结果。在国有企业组,*PLC*的回归系数为0.225 8,在1%水平上显著;而民营企业组与外资企业组*PLC*的回归系数均未通过显著性检验。这说明试点政策对不同所有制企业的环境社会责任表现存在差异性影响,试点政策可以显著地改善国有企业的环境社会责任表现,而不能提升民营企业与外资企业的环境社会责任表现。一种可能的解释是,一方面,中央层面(国家发展改革委)并未向地方政府提供财政支持和给予政策倾斜,面对环境政策产生的额外成本,国有企业更有能力获取外界资源以解决环境治理外部性问题,进而对环境社会责任表现产生积极影响;另一方面,国有企业的经营行为在某种程度上体现政府意志,在试点政策实施期间,政府低碳发展政绩导向与国有企业面临的

公众压力都要求国有企业更注重自身环境社会责任表现,因此国有企业环境社会责任表现更易受到试点政策影响。

企业年龄。为了考察低碳试点城市政策对企业环境社会责任表现的影响是否会因为企业新老而存在差异,本文以企业成立年限的中位数为分界线,将企业划分为新企业、老企业并进行分组回归。表6的结果表明,试点政策提升企业社会责任的政策效应对成立时间较短的新企业并不显著,而对成立时间较久的老企业来说,通过了1%水平的显著性检验。其可能的原因是“船大抗风浪”,老企业在面对环境政策时可以凭借多年累积的资产来进行工艺革新,淘汰高耗能的落后产能,改善环境社会责任表现以满足碳减排要求。老企业作为老字号品牌,相较新企业更关注自身商誉等无形资产,因此会严格执行能耗限额与排放标准,环境社会责任表现更加亮眼。

表6 异质性检验 II:企业层面

变量	国有企业	民营企业	外资企业	新企业	老企业
<i>PLC</i>	0.225 8*** (0.080 0)	0.059 5 (0.121 7)	-0.132 4 (0.473 2)	-0.033 2 (-0.356 7)	0.243 4*** (2.809 1)
常数项	-0.661 7 (1.642 7)	-4.039 2** (1.910 7)	10.699 1 (6.598 6)	-1.108 6 (-0.648 5)	-2.209 5 (-1.441 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4 613	2 516	202	3 690	4 455
<i>R</i> ²	0.486 9	0.531 0	0.666 6	0.502 2	0.497 9

(三) 基于不同行业类型的异质性检验

低碳城市试点政策重点关注工业、建筑、能源供应等高碳排放行业低碳化转型,因此试点政策对高污染行业所属企业影响更大。为了考察低碳城市试点政策对高碳行业企业与低碳行业企业的影响是否存在差异,参考徐佳和崔静波(2020)^[10]的做法测算行业碳密集度,并按照行业碳密集度中位数将样本分为高碳行业与低碳行业后分组回归,回归结果如表7所示。表7结果显示,*PLC*的系数均在10%水平上显著为正,其中高碳行业回归系数略大于低碳行业。这说明试点政策对两类行业企业环境社会责任均能起促进作用,但更偏向高碳行业。这是因为试点政策主要规制对象是高碳行业,为避免在严格的政策要求下被市场淘汰,高碳行业急需提高环境社会责任表现以满足政策要求,相比之下低碳行业的规制压力相对较小,因此试点政策对其环境社会责任表现改善的诱发动因相对较弱。

表 7 异质性检验 III: 行业层面

变量	高碳行业	低碳行业
<i>PLC</i>	0.212 5 [*] (0.115 9)	0.139 2 [*] (0.073 9)
常数项	4.484 4 [*] (2.461 6)	0.061 4 (1.263 3)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	2 168	5 209
<i>R</i> ²	0.454 0	0.532 2

六、研究结论与政策启示

低碳城市试点政策作为实现经济效益与社会效益双赢的环境政策,其政策目标与企业绿色转型诉求存在实质性契合。本文将低碳城市试点政策作为一项准自然实验,从理论角度分析了该政策对企业环境社会责任表现的影响机理并提出研究假设,基于 2006—2020 年 A 股上市公司数据,运用渐进性双重差分法模型评估试点政策对企业履行环境社会责任的影响,并进行了一系列稳健性、异质性与调节效应检验。

通过上述研究,本文得出以下结论:低碳城市

试点政策对企业环境社会责任表现产生显著正向影响,相较于非试点城市企业,位于试点城市的企业环境责任提升 0.17%。该结论经过平行趋势检验、安慰剂检验、加入基准变量、排除其他政策干扰、PSM-DID 等稳健性检验依然成立;试点政策通过提升企业绿色技术创新与绿色环保投资水平改善企业环境社会责任表现;低碳城市试点政策对企业环境社会责任表现存在显著异质性。在城市层面,试点政策优化高法治水平城市与政企亲近城市企业环境社会责任表现,而对低法治水平城市与政企疏远城市企业没有显著影响;在企业层面,试点政策对国有企业、老企业环境社会责任表现的提升作用更强;在行业层面,试点政策对高碳行业与低碳行业的环境社会责任表现均有一定的促进作用,但对前者的影响高于后者;媒体关注作为企业外部因素,对试点政策与企业环境社会责任的关系产生正向调节作用。

根据上述结论,为进一步推动试点政策的有效实施,改善企业环境社会责任表现,本文提出如下建议:

第一,企业应积极响应低碳城市试点政策,将低碳绿色化转型纳入经营战略选择,助力提升环境社会责任表现。在政策推进过程中,企业应积极了解试点城市内税收减免与信贷优惠政策,弥补自身在履行环境社会责任过程中遭受的短期财务绩效波动与损失,减轻节能减排过程中所面临的成本压力。同时,企业管理层应建立长期导向性经营战略,注重企业声誉,把握政策机遇,做好企业绿色可持续发展规划,积极引入绿色技术人才与低碳生产工艺,淘汰落后产能,积极践行环境社会责任,建立长期竞争优势,充分发挥企业在构建低碳转型体系中的主体作用。

第二,绿色技术创新与绿色环保投资是试点政策改善企业环境社会责任表现的重要影响机制。因此,一方面,应当建立以低碳试点城市为中心的协调机制,盘活绿色技术存量,打造绿色创新网络,形成绿色创新合力。目前企业绿色技术进步离不开研发资金、人才等要素禀赋的持续投入与对已有技术的吸收与再创造,构建绿色创新要素跨区域自由流动的网络空间成为试点政策助推绿色技术创新的重要抓手,在试点政策推广过程中,试点城市应具有全局意识,充分发挥龙头作用,加强与非试点城市合作,鼓励企业跨区域产业布局,建立城市间长效联系机制,为绿色技术溢出提供便利,进一步完善市场导向型绿色创新体系。另一方面,试点政策充分运用资源型环境规制工具,从源头层面引导决策者转变经营理念,激励企业关注环境责任议题,驱动企业增加绿色环保投资,提升企业环境社会责任表现。

第三,高碳行业低碳化转型是推进低碳城市建设、实现发展方式转变的重点,地方政府在开展试点政策的过程中应当针对高碳行业制定更具体的技术转型指导方案,改善其环境社会责任表现。从经济现实不难

发现,高碳城市转型难源自该行业普遍存在对污染生产模式的路径依赖。从长期看,引入绿色创新技术、淘汰落后污染工艺才是推动高碳行业低碳化的有效路径。因此,试点政府针对高碳行业应制定更加明确的发展路线图,牵头引入清洁生产理念,引导技术、人才、资金等要素实质性融合,改变高碳行业原有的粗放式发展模式,提升试点政策有效性。

第四,媒体作为“社会公器”,是企业绿色社会责任的外部治理主体之一,其对企业绿色行为的持续关注有助于强化低碳城市试点政策对企业履行环境社会责任的引导与治理职能。不同类型的媒体关注对优化企业环境社会责任表现具有差异性,面对企业负面环境问题,需要强化负面媒体关注的压力驱动机制;而针对企业环境社会责任实践行为则需要通过正面报道等信号机制实现对企业绿色行为的外部激励,最终形成正面行为持续诱导、负面行为及时曝光的媒体治理体系。

参考文献:

- [1] CAI B F, WANG J N, YANG S Y, et al. Carbon dioxide emissions from cities in China based on high resolution emission gridded data[J]. *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 2017, 15(1): 58-70.
- [2] 陈启斐,钱非非. 环境保护能否提高中国生产性服务业比重——基于低碳城市试点策略研究[J]. *经济评论*, 2020(5): 109-123.
- [3] BU M L, QIAO Z Z, LIU B B. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China[J]. *Economic Modelling*, 2020, 89: 10-18.
- [4] 钟昌标,胡大猛,黄远浙. 低碳试点政策的绿色创新效应评估——来自中国上市公司数据的实证研究[J]. *科技进步与对策*, 2020, 37(19): 113-122.
- [5] 龚梦琪,尤喆,刘海云,等. 环境规制对中国制造业绿色全要素生产率的影响——基于贸易比较优势的视角[J]. *云南财经大学学报*, 2020, 36(11): 15-25.
- [6] 王亚飞,陶文清. 低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(6): 78-89.
- [7] 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.
- [8] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新? ——基于微观数据的实证研究[J]. *财经研究*, 2015, 41(2): 76-87.
- [9] 逯进,王晓飞. 低碳试点政策对中国城市技术创新的影响——基于低碳城市试点的准自然实验研究[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2019, 19(6): 128-141.
- [10] 徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. *中国工业经济*, 2020(12): 178-196.
- [11] 熊广勤,石大千,李美娜. 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响[J]. *科研管理*, 2020, 41(12): 93-102.
- [12] 赵振智,程振,吕德胜. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗? ——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. *产业经济研究*, 2021(6): 101-115.
- [13] 张华. 低碳城市试点政策能够降低碳排放吗? ——来自准自然实验的证据[J]. *经济管理*, 2020, 42(6): 25-41.
- [14] 陆贤伟. 低碳试点政策实施效果研究——基于合成控制法的证据[J]. *软科学*, 2017, 31(11): 98-101, 109.
- [15] REN S G, LIU D H, LI B, et al. Does emissions trading affect labor demand? Evidence from the mining and manufacturing industries in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 254: 109789.
- [16] 陈楠,庄贵阳. 低碳城市成效评估及碳排放收敛性分析——以浙江省各设区市为例[J]. *生态经济*, 2018, 34(12): 14-21, 28.
- [17] 孔慧阁,唐伟. 利益相关者视角下环境信息披露质量的影响因素[J]. *管理评论*, 2016, 28(9): 182-193.
- [18] 陈诗一,程时雄. 雾霾污染与城市经济绿色转型评估:2004~2016[J]. *复旦学报(社会科学版)*, 2018, 60(6): 122-134.
- [19] 崔颖. 空气污染对人才跨区域流动的影响及对策分析[J]. *生态经济*, 2017, 33(6): 178-183.
- [20] MILANI S. The impact of environmental policy stringency on industrial R&D conditional on pollution intensity and relocation costs[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2017, 68(3): 595-620.
- [21] YU Y T, ZHANG N. Low-carbon city pilot and carbon emission efficiency: quasi-experimental evidence from China[J]. *Energy Economics*, 2021,

96: 105125.

- [22] SONG M L, ZHAO X, SHANG Y P. The impact of low-carbon city construction on ecological efficiency: empirical evidence from quasi-natural experiments[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2020, 157: 104777.
- [23] 王勇, 谢婷婷, 郝翠红. 环境成本上升如何影响企业就业增长? ——基于排污费修订政策的实证研究[J]. *南开经济研究*, 2019(4): 12-36.
- [24] 江旭, 马永远. 环境不确定性、联盟绿色变革与联盟绩效[J]. *管理评论*, 2018, 30(3): 60-71.
- [25] 庄贵阳. 中国低碳城市试点的政策设计逻辑[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(3): 19-28.
- [26] 阳镇, 凌鸿程, 陈劲. 社会信任有助于企业履行社会责任吗? [J]. *科研管理*, 2021, 42(5): 143-152.
- [27] ZHOU G Y, LIU C, LUO S M. Resource allocation effect of green credit policy: based on DID model[J]. *Mathematics*, 2021, 9(2): 159.
- [28] 刘柏, 王一博. 股价高估与企业社会责任的关系研究[J]. *经济管理*, 2020, 42(1): 76-92.
- [29] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. *中国工业经济*, 2021(2): 136-154.
- [30] BRAV A, WEI J, SONG M, et al. How does hedge fund activism reshape corporate innovation? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130(2): 237-264.
- [31] PETRONI G, BIGLIARDIB, GALATI F. Rethinking the Porter hypothesis: the underappreciated importance of value appropriation and pollution intensity[J]. *Review of Policy Research*, 2019, 36(1): 121-140.
- [32] PORTER E. America's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 168.
- [33] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 72-88.
- [34] 刘媛媛, 黄正源, 刘晓璇. 环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资——来自 2015 年《环境保护法》实施的证据[J]. *会计研究*, 2021(5): 175-192.
- [35] LEITER A M, PAROLINI A, WINNER H. Environmental regulation and investment: evidence from European industry data[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(4): 759-770.
- [36] GRAYW B, DEILY M E. Compliance and enforcement: air pollution regulation in the U. S. steel industry[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1996, 31(1): 96-111.
- [37] 唐国平, 李龙会, 吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资[J]. *会计研究*, 2013(6): 83-89, 96.
- [38] 沈璐, 廖显春. 绿色金融改革创新与企业履行社会责任——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. *金融论坛*, 2020, 25(10): 69-80.
- [39] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. *中国工业经济*, 2022(4): 137-155.
- [40] 廖高可. 企业环境责任对企业可持续发展的影响研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2020.
- [41] 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视角的检验[J]. *经济管理*, 2022, 44(6): 43-62.
- [42] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993, 83(4): 685-709.
- [43] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73-85.
- [44] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. *管理世界*, 2019, 35(6): 95-108, 195.
- [45] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(6): 61-78.
- [46] 谢申祥, 陆毅, 蔡熙乾. 开放经济体系中劳动者的工资议价能力[J]. *中国社会科学*, 2019(5): 40-59.
- [47] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(9): 192-208.
- [48] 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, 53(12): 129-143.
- [49] 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.
- [50] 吴勋, 陈曦. 中央环保督察、地方政府竞争与企业环保投资[J]. *审计与经济研究*, 2023, 38(2): 97-106.
- [51] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. *中国工业经济*, 2019(2): 174-192.
- [52] 王雅莉, 侯林岐, 朱金鹤. 文明城市创建如何“催生”企业“道德血液”? ——基于企业社会责任视角的分析[J]. *财经研究*, 2022, 48(6): 64-78.

Green and Low-carbon Transition and Environmental Corporate Social Responsibility

—A Quasi-natural Experiment Based on Low-carbon City Pilots

ZHENG Meng¹, CHANG Zheren²

(1. Beijing Union University, Beijing 100101;

2. Jiangsu Provincial Academy of Social Sciences, Nanjing 210004)

Abstract: The low-carbon city pilot policy is a crucial measure in China's efforts to control greenhouse gas emissions and facilitate the transition towards a low-carbon economy. This paper uses the panel data of 894 A-share listed firms in China from 2006 to 2020 to empirically analyze the impact and mechanism of the low-carbon city pilot policy on environmental corporate social responsibility (ECSR). It employs the multi-period difference-in-differences model to assess the relationship between the low-carbon city pilot policy and ECSR. After the robustness test, the mechanism test, and the heterogeneity analysis, it examines the moderating effect of external media attention on ECSR.

The findings are as follows. First, the benchmark regression analysis shows that the implementation of the low-carbon city pilot policy can significantly promote the fulfillment of ECSR, which is still valid after robustness tests. Second, the mechanism analysis implies that the pilot policy enhances the ECSR performance by improving the level of green technology innovation and green environmental protection investment. Third, in terms of heterogeneity, the pilot policy is more likely to affect the ECSR performance of firms located in cities with high levels of rule of law and market intimacy, firms in high-carbon industries, state-owned firms, older firms, and family firms.

This paper extends the evaluation of the effect of the pilot policy, which is conducive to the formation of the green and low-carbon transition synergy among the government, firms, and the media. It also provides policy insights for achieving sustainable development that coordinates environmental protection and corporate performance growth. Specifically, firms should actively respond to the low-carbon city pilot policy and integrate the green and low-carbon transition into business strategies. Green technology innovation and green environmental protection investment are important mechanisms for the pilot policy to improve ECSR. In addition, the low-carbon transition of high-carbon industries is the focus of promoting the construction of low-carbon cities and realizing the technical transformation. Therefore, local governments should formulate more detailed technical transformation plans for high-carbon industries while implementing the pilot policy. As the media is one of the external governance subjects of green corporate social responsibility, its continuous attention to firms' green behaviors will strengthen the guidance and governance functions of the low-carbon city pilot policy for firms to fulfill ECSR.

Keywords: low-carbon city pilot policy; environmental corporate social responsibility; green technology innovation; green environmental protection investment; media attention

责任编辑:李 叶;姚望春