

# 前端预防亦或末端治理?\*

## ——低碳城市试点政策与企业环保投资战略选择

周 建<sup>1,2</sup> 刘 珂<sup>1,2</sup> 余江龙<sup>1,2</sup> 廖孙绅<sup>1,2</sup>



(1. 南开大学商学院, 天津 300071;

2. 南开大学中国公司治理研究院, 天津 300071)

**内容提要:**实现“双碳”目标是中国作出的重大战略决策。本文以微观企业环保投资战略选择为落脚点,采用 2006—2020 年沪深两市 A 股上市公司样本,借助多期双重差分法,实证检验低碳城市试点政策对企业异质性环保投资战略选择的影响及作用机理。研究发现,低碳城市试点政策有助于推动企业实施前端预防战略,而对末端治理战略的影响并不显著,体现了政策的微观环境治理引导效力。异质性检验表明,低碳城市试点政策对企业前端预防战略的促进作用主要体现在国有企业、成本转嫁能力较弱的企业以及碳排放水平较高的行业。进一步的机制检验表明,地方政府环境治理压力和政府干预措施是诱导企业采取前端预防战略的潜在渠道。此外,经济后果检验表明,前端预防战略是企业可持续发展的助推剂,且低碳城市试点政策加大了这一促进效力。本研究阐明了地方政府环境政策约束与企业环境治理行为之间的互动逻辑,为全面探析低碳城市试点政策微观机理提供经验证据。

**关键词:**低碳城市试点 前端预防 末端治理 可持续发展

**中图分类号:**F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)10—0147—21

### 一、引 言

当前,中国经济已由高速增长模式转向高质量发展模式,坚持绿色发展理念,建立健全低碳循环发展经济体系是实现高质量发展的必由之路,如何加快推动经济社会低碳化发展,是中国政府面临的紧迫问题。国家发展和改革委员会在 2010 年颁布了《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),启动了低碳发展的地区试点,并于 2012 年、2017 年逐步扩增试点范围(宋弘等,2019)<sup>[1]</sup>。作为国家低碳建设进程的关键政策工具,低碳城市试点政策旨在通过提升能源使用效率、调整产业结构、优化资源配置等方式实现城市低碳化目标(庄贵阳,2020)<sup>[2]</sup>。而企业是城市重要构成要素及碳排放的重要来源,其环境治理表现直接关乎低碳目标

收稿日期:2023-02-27

\* **基金项目:**国家自然科学基金面上项目“差异化组织治理、董事会战略决策权优化配置与企业战略决策有效性研究”(71672088);国家自然科学基金面上项目“家族企业控制权配置的社会阶层烙印与企业投资‘脱实向虚’”(71862006);天津市 2020 年度哲学社会科学规划重点委托项目“中美经贸摩擦背景下天津市持续改善营商环境研究”(TJZDWT202001-13)。

**作者简介:**周建,男,教授,博士生导师,研究方向为董事会治理与战略领导力、公司战略与可持续竞争优势,电子邮箱:jzhou@nankai.edu.cn;刘珂,女,博士研究生,研究方向为公司治理、战略管理,电子邮箱:liuke092100@163.com;余江龙,男,博士研究生,研究方向为公司治理,电子邮箱:yjlwnwu@163.com;廖孙绅,男,博士研究生,研究方向为公司治理,电子邮箱:360592783@qq.com。通讯作者:刘珂。

能否如期实现。

由于环境污染的负外部性,企业往往缺乏治理动机。制度理论指出,环境规制是企业进行环境治理行为的主要驱动力(Berrone等,2013<sup>[3]</sup>,Kang和He,2018<sup>[4]</sup>)。环保投资作为企业为防止和改善环境污染而进行的投资型活动支出,反映了企业基于环境治理压力做出的战略选择。已有关于环境规制与企业环保投资的文献,主要从“波特假说”和新古典经济学视角阐述。波特假说认为,合理的环境规制能够促使企业加大以改造工艺流程为目的的环保投入,实现“创新补偿”(Porter和Linde,1995)<sup>[5]</sup>。新古典经济学则认为,环境规制会导致治理成本内部化,对企业生产效率和绩效收益造成负面影响(Leeuwen和Mohnen,2017)<sup>[6]</sup>。在此基础上,学者们进一步将环境规制进行细分,探讨不同环境规制手段对企业环保投资的影响差异(Zhong等,2021)<sup>[7]</sup>。但上述文献多将研究重点集中于环境规制本身,强调规制对企业环保投资影响的同质性,却忽略了规制压力下企业环保投资战略行为的差异。

后期制度理论着重关注企业战略反应的主观能动性。Dimaggio(1988)<sup>[8]</sup>指出,组织并非是面对环境力量的囚徒,并特别强调,组织常以创造性的方式来适应它们所面临的制度环境。Roome(1992)<sup>[9]</sup>较早从环境治理的主动性程度视角,将企业环境战略划分为非顺从、顺从、增加顺从、卓越商业与环境、领导优势五类。杨德锋等(2012)<sup>[10]</sup>和Albertini(2014)<sup>[11]</sup>进一步从利益相关者压力和环境信息披露视角对企业环境战略进行划分。尽管已有文献对环境战略的分类方式存在差异,但被动和主动战略的区分已成为企业环境战略响应研究中的既定模式(Yang等,2018)<sup>[12]</sup>。本文基于企业战略响应的主被动性,将企业环保投资战略划分为前端预防和末端治理(Zeng等,2022)<sup>[13]</sup>。末端治理是企业“被动”参与环境治理,前端预防则是企业“主动”应对环境问题。那么,面对低碳城市试点政策,企业如何进行环保投资战略选择,是采取具有长期效益的前端预防战略,亦或是采取末端治理战略以缓解现有环境问题的短期压力,该问题的探究是评估政策实施效果和实现双碳目标的关键。

低碳城市试点政策为本文研究制度压力下企业如何进行环保投资战略选择问题提供了非常适宜的情境。一方面,低碳城市试点政策遵循自上而下的执行方式,以直辖市或较大中心城市为主逐步下沉至地级市层面,在加大地方政府环境治理压力的同时,也增加了管辖区内企业的环境治理成本和压力(李爽和王颈文,2023)<sup>[14]</sup>;另一方面,低碳城市试点政策融合了多种环境规制工具,赋予了各试点地区政策自主权(徐佳和崔静波,2020)<sup>[15]</sup>。各试点城市可灵活采取规制工具推进低碳建设,为企业的环保投资战略选择提供了多种制度情境。基于此,本文以2006—2020年沪深A股上市公司为研究对象,探讨低碳城市试点政策对企业环保投资战略选择的影响及其作用机制。

本文可能的边际贡献在于:(1)基于制度理论,从企业环保投资战略选择视角丰富了低碳城市试点政策微观效应研究。现有文献从区域和企业层面探讨低碳城市试点政策对碳排放水平(张华,2020)<sup>[16]</sup>、产业转型升级(陈启斐和钱非非,2020)<sup>[17]</sup>、全要素生产率(王亚飞和陶文清,2021)<sup>[18]</sup>、企业就业水平(王峰和葛星,2022)<sup>[19]</sup>以及高质量发展(王贞洁和王惠,2022)<sup>[20]</sup>的影响,为本文明晰试点政策的经济社会效应奠定了基础。但现有文献较少从企业战略行为视角出发,且多集中探讨试点政策对企业单一环境战略的影响。本文将研究领域拓展至企业环保投资战略选择方面,丰富制度理论研究视角的同时,为低碳城市试点政策的文献提供有益补充。(2)识别了低碳城市试点政策对企业环保投资战略选择影响差异的内外部情境因素。本文从企业特质、行业碳排放程度等视角展开异质性分析,拓展了试点政策发挥积极效力的方向和制度理论的应用情境,为更加全面理解试点政策,促进企业积极参与环境治理提供了针对性支持。(3)从地方政府环境治理压力和政府干预手段视角,探索低碳城市试点政策对企业环保投资战略的潜在影响机制,有助于明

晰试点政策对企业环保投资战略决策影响的内在逻辑。同时,通过对企业环保投资战略决策的经济后果分析,明确了前端预防战略对促进企业可持续发展的重要作用,为企业如何参与环境治理提供了经验支持。

## 二、制度背景、文献综述与研究假设

### 1. 制度背景、文献综述与文献综述

为有效控制温室气体排放,顺应全球绿色低碳转型的大方向,国家发展和改革委员会于2010年7月19日发布了《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),对辽宁、陕西、广东、湖北、陕西五省和天津、重庆、深圳等八市开展首批低碳城市试点工作,随后于2012年11月、2017年1月陆续扩大城市试点范围。上述三批低碳城市试点工作共涵盖了6个省份、80个城市以及1个地区。低碳城市试点政策为地方政府提供灵活的政策空间,各试点地区可依据自身自然特征、资源禀赋和经济基础等,探索适宜的低碳发展模式,其目标在于宣传低碳环保生活方式、转变企业发展理念以及构建新型环保低碳产业框架。

已有关于低碳城市试点政策的研究指出,低碳城市试点政策有助于减少企业碳排放量(Chen等,2022)<sup>[21]</sup>、提升企业绩效水平(田淑英等,2022)<sup>[22]</sup>、推动企业技术创新、促进企业生产率(徐佳和崔静波,2020)<sup>[15]</sup>。同时,低碳城市试点政策能够发挥经济效率与社会效益合力,推动企业实现高质量发展(王贞洁和王惠,2022)<sup>[20]</sup>,加速产业转型升级(陈启斐和钱非非,2020)<sup>[17]</sup>。但也有研究指出,由于低碳城市试点政策所特有的弱约束性、政策组合性等特点,在政策实施过程中会存在政策实施效果不一致、评价体系不完善、地区差异明显等问题,显著影响政策的微观治理效果,不利于政策发挥“波特效应”(庄贵阳,2020)<sup>[2]</sup>。综上,学者们基于不同的视角检验了低碳城市试点政策的有效性,但未能更深入挖掘企业主体在政策压力下的环境战略选择。本文拟利用低碳城市试点政策分析在政府环境治理压力下企业的战略选择,并将企业环保投资战略划分为前端预防和末端治理,探究试点政策下企业是采取具有前瞻和长远性的前端预防战略,抑或是迫于压力的末端治理战略。

### 2. 研究假设

环保投资是企业进行环境治理而付出的成本,对企业而言,其创造的更多是社会效益,而非经济效益,因而企业往往缺乏动机参与环境治理(李青原和肖泽华,2020)<sup>[23]</sup>。为有效提高企业环境治理积极性,借助环境规制以及合法性手段将环境治理外部性成本内部化成为了行之有效的途径。因此,制度理论成为解释企业为什么会采取环保投资战略的理论基础(Albertini,2017)<sup>[24]</sup>。制度理论认为,企业需要理性地应对来自政府和市场的制度压力,以满足合法性。

企业环境战略行为反映了其对外部环境的适应或改变,制度压力下企业可能采取异质性环境战略以满足政策要求(Hart和Ahuja,1996)<sup>[25]</sup>。本文基于企业响应的主被动性,将企业对环境规制压力战略响应的选择进行划分:一种是被动战略——末端治理战略,即在不影响企业业务结构或生产过程的情况下,通过购买安装污染治理设备,如脱硫、脱硝和除尘设备,对已经产生的污染物进行末端治理。在环境规制下,末端治理战略能够在短期内迅速应对政策对企业环保治理的压力,维持自身的合法性,但往往无法产生增量收益。另一种是主动战略——前端预防战略,即通过对企业业务结构、生产过程进行低碳升级,从源头上减少污染物的产生。前端预防战略借助更新产业链、引进全面质量管理体系等方式,有效处理环境污染,更容易产生增量收益和“波特假说”的创新补偿效应。

环境规制政策下,企业会根据感知到的环境治理压力和自身利益,选择适宜的环保投资战略,以实现资源的最优配置。末端治理战略具有低成本、治理效果快、增量收益小等特点。当企

业面临的环境治理压力较小、环保意识不足、资金短缺时,更倾向于采用短期应对成本更低、治理效果更快的末端治理战略,通过进行废气处理、购买污染处理设备来表明其支持地方政府政策,满足合法性要求,以避免生产和运营风险(田利辉等,2022)<sup>[26]</sup>。而前端预防战略着眼于业务结构和生产过程的低碳改造,前期投入相对较高,但其能够有效减少资源消耗和废物排放,降低末端污染处置成本,获得更高的长期成本优势和投资回报。当企业面临环境治理压力大、违规成本高、资金充沛的情况下,企业更倾向于采用前端预防战略参与环境治理,实现企业的可持续发展(Zeng等,2022)<sup>[13]</sup>。

低碳城市试点政策作为阶段性、长期性的政策,以打造低碳环保产业体系为目标,具备相对明确的环境治理责任和完备的监管与处罚机制。首先,低碳城市试点政策施加了较高的环境治理压力。在实施过程中,国家发展和改革委员会通过同省发展和改革委员会建立联系机制,定期监督试点地区政府的计划执行情况,且多数城市将低碳试点工作纳入政府目标考核体系。上述对碳排放水平的高要求以及试点成效考核机制的建立,使得碳减排成为地方领导干部晋升的重要衡量指标之一,迫使地方政府面临较强的环境治理压力。地方政府为满足考核要求,会通过分解碳排放目标、跟踪和考核企业碳排放水平,将治理压力传导至企业层面。相关研究指出,随着政府压力的增加,企业倾向于选择环保领导型战略,而非被动战略(尹建华等,2019)<sup>[27]</sup>。因而,面对低碳城市试点政策的高压力,企业可能更倾向于选择前端预防战略。

其次,低碳城市试点政策完备的治理机制下,政府具备多重政策手段来有效干预企业的环境行为。一方面,政策所配套的财税与信贷支持、政策补贴更多地向绿色低碳转型方向倾斜。与末端治理战略相比,企业进行低碳转型更易获得政策的帮扶,在降低融资难度和融资成本的同时,实现长期收益。另一方面,低碳城市试点政策强有力的监管和惩罚手段,促使企业面临较高的违规成本以及合法性压力,因而实施能获得更高的成本优势和投资回报的前端预防战略更可能被企业青睐。此外,低碳城市试点政策下,地方政府既需要进行污染控制,也需要促进生态经济的可持续发展。末端治理战略的环境治理效果有限,且治标而不治本,而前端预防战略对社会效益和经济效益具有双重贡献,有助于实现政府与企业双赢局面。基于此,本文认为,面对以推动低碳化升级转型为目标的试点政策压力,企业更倾向于实施前端预防战略,因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>: 相比于末端治理战略,低碳城市试点政策更有助于推动企业实施前端预防战略。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设定

为检验低碳城市试点政策与企业环保投资战略选择的影响,本文构建多期 DID 回归模型。该方法基于试点政策实施时间上的差分和地区政策实施与否的差分,用以消除不可观测或随时间变化的因素,继而获取政策实施的净效应。本文将三批次被纳入低碳城市试点名单的城市作为实验组,其余城市作为对照组,具体模型如下:

$$Invpre_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Time_t \times Treat_i + \sum \alpha_c Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Invend_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Time_t \times Treat_i + \sum \beta_c Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $Invpre_{i,t}$  为企业前端预防投资,  $Invend_{i,t}$  为末端治理投资,  $Time_t$  为时间虚拟变量,若  $t$  年实施了低碳城市试点政策则为 1, 否则为 0;  $Treat_i$  是政策虚拟变量,若企业位于低碳城市试点地区则为 1, 否则为 0。  $Controls_{i,t}$  为控制变量,同时本文模型中还控制了个体固定效应 ( $Firm_i$ ) 和时间固定效应 ( $Year_t$ ), 以消除不随时间变化的企业特征和随时间变化的特征因素对企业环保投资战略选择

的影响。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

本文重点关注  $Time_i$  与  $Treat_i$  交乘项的回归系数  $\alpha_1, \beta_1$ , 它们分别揭示了低碳城市试点政策出台前后, 实验组和对照组企业前端预防投资或末端治理投资差异的变化, 用以识别低碳城市试点政策对企业环保投资战略选择的影响。

## 2. 变量定义

(1) 被解释变量。本文重点关注低碳城市试点政策实施前后企业环保投资战略的变化。借鉴 Sun 等 (2023)<sup>[28]</sup> 和舒利敏和廖菁华 (2022)<sup>[29]</sup> 的环保投资分类方式, 以企业环保投资所涉及的生产阶段对其进行划分。若环保投资发生于企业生产或业务结构调整阶段, 即在生产源头上减少污染物排放, 则定义为前端预防投资 ( $Invpre$ ); 若该类投资产生于生产末端的污染物治理阶段, 即对生产末端已经产生的废物进行治理的投资, 则定义为末端治理投资 ( $Invend$ )。在此分类标准下, 本文基于上市公司年报在建工程中的明细科目划分前端预防投资 ( $Invpre$ ) 和末端治理投资 ( $Invend$ )。其中, 前端预防具体包括绿色产业项目、清洁和可再生能源项目、能源低碳高效利用项目、水资源高效利用项目、资源综合利用项目等从生产阶段进行的投资; 末端治理主要包括废气治理项目、废水治理项目、脱硫项目、脱销项目、固废处理项目以及生态修复等对污染物的生化处理的投资。将上述与前端预防和末端治理直接相关的投资支出加总, 得到环保投资额, 用企业资产总额对环保投资进行标准化处理。同时, 为了提升本文回归系数的可读性, 对标准化后的两类环保投资额均乘以 100 处理, 最终得到前端预防投资 ( $Invpre$ ) 和末端治理投资 ( $Invend$ )。

(2) 解释变量。本文的解释变量为  $Time$  (时间虚拟) 和  $Treat$  (政策虚拟) 的交乘项。其中, 对于  $Time$  变量, 将政策实施的当年及之后各年取值为 1, 否则取值 0。  $Treat$  变量, 若企业位于试点地区,  $Treat$  变量的值取 1; 位于非试点地区,  $Treat$  变量取值为 0。由于政策分三个阶段实施, 通过对试点城市的整理发现, 三阶段的试点城市存在重复。因而, 本文以政策施行阶段最早的年份作为城市的实际试点时间。此外, 第二阶段试点的政策文件于 2012 年 12 月 11 日颁布, 因政策施行时间近乎年末, 本文将第二阶段政策实施年份定义为 2013 年。

(3) 控制变量。本文参照已有研究 (徐佳和崔静波, 2020<sup>[15]</sup>; 王贞洁和王惠, 2022<sup>[20]</sup>), 从企业财务状况、公司治理水平、地区特征层面选取控制变量。第一, 企业财务状况层面, 选取企业规模 ( $Size$ )、资产负债率 ( $Lev$ )、资产收益率 ( $ROA$ )、企业年龄 ( $ListAge$ )、现金流比 ( $Cashflow$ )、企业成长性 ( $Growth$ )、市账比 ( $BM$ )。第二, 公司治理层面, 选取所有权性质 ( $SOE$ )、董事会人数 ( $Board$ )、独立董事比例 ( $Indep$ )、第一大股东持股比例 ( $Top1$ )。第三, 地区特征层面, 本文控制了人均 GDP ( $Lnpergdp$ )、地区二氧化硫排放量 ( $LnSO_2$ ) 和地区环保投资 ( $Lnproinvest$ )。

具体的变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量名称	变量定义
被解释变量	前端预防投资	$Invpre$	前端预防投资增加额/总资产
	末端治理投资	$Invend$	末端治理投资增加额/总资产
解释变量	低碳城市试点政策	$Time \times Treat$	当政策实施年及以后年份, $Time$ 取 1, 否则为 0; 当企业位于政策试点地区, $Treat$ 取 1, 否则为 0
控制变量	企业规模	$Size$	企业总资产取自然对数
	资产负债率	$Lev$	企业负债总额/资产总额
	资产收益率	$ROA$	企业净利润/资产总额

续表 1

变量类型	变量名称	变量名称	变量定义
控制变量	企业年龄	<i>ListAge</i>	企业上市年份取自然对数
	现金流比	<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	企业成长性	<i>Growth</i>	(本年营业收入 - 上一年营业收入)/上一年营业收入
	账面市值比	<i>BM</i>	账面价值/总市值
	所有权性质	<i>SOE</i>	国有控股企业取值为 1,其他为 0
	董事会人数	<i>Board</i>	董事会人数取自然对数
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事人数
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/总股数
	人均 GDP	<i>Lnpergdp</i>	地区人均 GDP 取自然对数
	地区二氧化硫排放量	<i>LnSO<sub>2</sub></i>	地区单位经济产出的二氧化硫排放量(万吨)取自然对数
	地区环保投资	<i>Lnproinvest</i>	地区环境污染治理投资总额(亿元)取自然对数

### 3. 样本选取与数据来源

低碳城市试点政策分三批进行试点,分别为 2010 年、2012 年和 2017 年,为观测到政策的整体效力,本文选取 2006—2020 年沪深两市 A 股上市公司作为初始研究样本,以有效观测政策的多期效应。同时对初始样本进行如下筛选:首先,剔除金融保险行业企业、ST、\*ST 企业;其次,剔除变量指标数据缺失的企业样本;此外,为避免极端值对研究结果的干扰,本文进行了最高和最低两端各 1% 的极端值缩尾处理,最终获得 25861 个样本观测值。环保投资数据通过手工收集上市公司年报的在建工程明细数据获取,企业层面数据来自国泰安数据库(CSMAR)、中国研究数据服务平台(CNRDS),地区层面数据来自《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国城市统计年鉴》。

### 4. 描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。由表 2 可知,前端预防投资(*Invpre*)和末端治理投资(*Invend*)的均值为 0.273 和 0.048,前端预防投资远高于末端治理投资,说明样本期间企业更多实施前端预防战略。控制变量方面,样本企业的资产规模(*Size*)均值为 22.054,标准差为 1.294,资产负债率(*Lev*)均值为 0.437,资产收益率(*ROA*)均值为 0.04,表明样本企业经营状况、偿债能力较为良好;地区二氧化硫排放量(*LnSO<sub>2</sub>*)的均值为 9.526,标准差为 4.095,说明我国各地区的污染程度存在明显差异,亟需因地制宜地实施碳减排政策。其余变量的描述性统计结果与以往研究相一致,均在合理范围内。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Invpre</i>	25861	0.273	1.092	0.000	0.000	7.853
<i>Invend</i>	25861	0.048	0.214	0.000	0.000	1.641
<i>Size</i>	25861	22.054	1.294	19.553	21.874	26.022
<i>Lev</i>	25861	0.437	0.209	0.051	0.430	0.989
<i>ROA</i>	25861	0.040	0.066	-0.232	0.038	0.235
<i>ListAge</i>	25861	2.102	0.765	0.000	2.197	3.258
<i>Cashflow</i>	25861	0.051	0.069	-0.154	0.049	0.248

续表 2

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Growth</i>	25861	0.177	0.434	-0.569	0.108	2.886
<i>BM</i>	25861	0.976	0.964	0.089	0.660	5.513
<i>SOE</i>	25861	0.403	0.491	0.000	0.000	1.000
<i>Board</i>	25861	2.147	0.200	1.609	2.197	2.708
<i>Indep</i>	25861	0.372	0.053	0.308	0.333	0.571
<i>Top1</i>	25861	0.351	0.147	0.090	0.333	0.741
<i>Lnpergdp</i>	25861	10.808	0.582	9.287	10.855	12.009
<i>LnSO<sub>2</sub></i>	25861	9.526	4.095	0.385	11.537	14.313
<i>Lnproinvest</i>	25861	2.598	1.136	0.049	2.762	4.737

### 四、实证分析

#### 1. 基准回归

基于基准模型,本文试图检验低碳城市试点政策下企业环保投资战略选择。表 3 列(1)、列(2)仅控制了公司和年度固定效应。从结果来看,对于前端预防投资(*Invpre*),低碳城市试点政策(*Time × Treat*)的回归系数为正,且在 5% 的水平上显著;而对于企业末端治理投资(*Invend*),*Time × Treat* 的回归系数并不显著。进一步加入控制变量进行回归,结果如列(3)、列(4)所示。可看出,低碳城市试点政策对前端预防投资(*Invpre*)的影响仍在 5% 水平上显著为正,而对于末端治理投资(*Invend*)依旧不显著。结果表明,低碳城市试点政策对环保投资战略的影响具有差异性,企业更倾向于实施前端预防战略,而非末端治理战略,以应对环保政策的压力,支持了本文的假设 H<sub>1</sub>。

表 3 低碳城市试点政策对企业环保投资战略的影响

变量	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Time × Treat</i>	0.0770 ** (2.07)	-0.0007 (-0.11)	0.0825 ** (2.24)	0.0003 (0.04)
<i>Size</i>			0.1405 *** (5.48)	-0.0077 * (-1.86)
<i>Lev</i>			0.1431 (1.64)	-0.0308 * (-1.81)
<i>ROA</i>			0.1001 (0.76)	0.0481 ** (2.00)
<i>ListAge</i>			-0.0831 ** (-2.29)	0.0067 (0.96)
<i>Cashflow</i>			-0.3559 *** (-3.28)	0.0048 (0.23)
<i>Growth</i>			0.0152 (1.07)	-0.0008 (-0.29)
<i>BM</i>			-0.0221 (-1.26)	-0.0053 (-1.38)

续表 3

变量	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SOE</i>			0.0678 (1.24)	0.0193 (1.46)
<i>Board</i>			-0.0781 (-0.91)	0.0070 (0.47)
<i>Indep</i>			-0.2362 (-0.95)	-0.0264 (-0.67)
<i>Top1</i>			-0.2265 (-1.40)	0.0287 (0.86)
<i>Lnpergdp</i>			-0.1947** (-2.21)	0.0053 (0.30)
<i>LnSO<sub>2</sub></i>			0.0187 (0.92)	0.0040 (1.18)
<i>Lnproinvest</i>			0.0020 (0.11)	0.0034 (0.97)
常数项	-0.1220 (-0.55)	0.0550*** (3.88)	-0.8654 (-0.79)	0.1263 (0.64)
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	25861	25861	25861	25861
调整 R <sup>2</sup>	0.0123	0.0106	0.0184	0.0127

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内为异方差稳健标准误的 *t* 值,下同

## 2. 平行趋势检验

运用多期 DID 模型的基准条件是政策实施前试点地区和非试点地区具备相同的发展趋势。参考饶品贵等(2019)<sup>[30]</sup>的研究,本文构建以下模型进行平行趋势检验:

$$\begin{aligned}
 Invpre_{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^m \theta_{-\tau} Time_{i,t-\tau} \times Treat_i + \theta Time_{i,t} \times Treat_i + \sum_{\tau=1}^q \theta_{+\tau} Time_{i,t+\tau} \times Treat_i \\
 & + \sum \alpha_j Control_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned}
 Invend_{i,t} = & \beta_0 + \sum_{\tau=1}^m \delta_{-\tau} Time_{i,t-\tau} \times Treat_i + \delta Time_{i,t} \times Treat_i + \sum_{\tau=1}^q \delta_{+\tau} Time_{i,t+\tau} \times Treat_i \\
 & + \sum \beta_j Control_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (4)$$

其中, $\theta_{-\tau}$ 、 $\delta_{-\tau}$ 表示政策处理之前的 $\tau$ 期产生的影响, $\theta_{+\tau}$ 、 $\delta_{+\tau}$ 表示政策处理之后的 $\tau$ 期产生的影响。 $\theta$ 、 $\delta$ 表示政策处理当期产生的影响,因此当年份为政策处理当期时, $Time_{i,t} \times Treat_i$ 取值为1,否则取值为0。此外, $\mu_i$ 为个体固定效应, $\gamma_t$ 为时间固定效应,对于每一个样本企业而言,其时间范围为 $[t-m, t+q]$ , $m$ 为政策实施前 $m$ 年, $q$ 为政策实施后 $q$ 年。本文以低碳城市政策实施前一年作为基期,考察实验组与对照组在政策实施前5年至后5年同基期数据相比的变动差异。

表4列示了平行趋势检验结果,本文重点关注政策试点前窗口期变量(*Before2* ~ *Before5*)的系数。结果显示,两种战略的关键解释变量(*Before2* ~ *Before5*)的系数在统计意义上均不显著。这表明,政策实施前,实验组和对照组的环保投资战略趋势相一致,符合政策检验的基本条件。为了更直观地展示回归结果,本文进一步绘制了95%置信区间的动态效应图,如图1所示。从图1结果

可见,政策实施前,实验组与对照组的前端预防投资和末端治理投资不存在显著差异;政策实施后,前端预防投资的回归系数呈显著上升趋势且逐渐放缓,而末端治理投资的回归系数并未发生显著变化,进一步说明了低碳城市试点政策的微观环境治理效力。

表 4 平行趋势检验

变量	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)
<i>Before5</i>	-0.015 (-0.350)	0.013 (1.038)
<i>Before4</i>	0.009 (0.273)	0.017 (1.591)
<i>Before3</i>	0.016 (0.449)	0.005 (0.523)
<i>Before2</i>	-0.038 (-1.081)	-0.011 (-1.332)
<i>Current</i>	0.074 ** (2.253)	0.010 (1.356)
<i>After1</i>	0.064 * (1.958)	-0.008 (-1.014)
<i>After2</i>	0.061 ** (2.011)	0.001 (0.142)
<i>After3</i>	0.084 *** (2.696)	0.013 (1.431)
<i>After4</i>	0.075 ** (2.041)	0.004 (0.326)
<i>After5</i>	0.050 (1.369)	0.005 (0.405)
控制变量	控制	控制
观测值	25861	25861

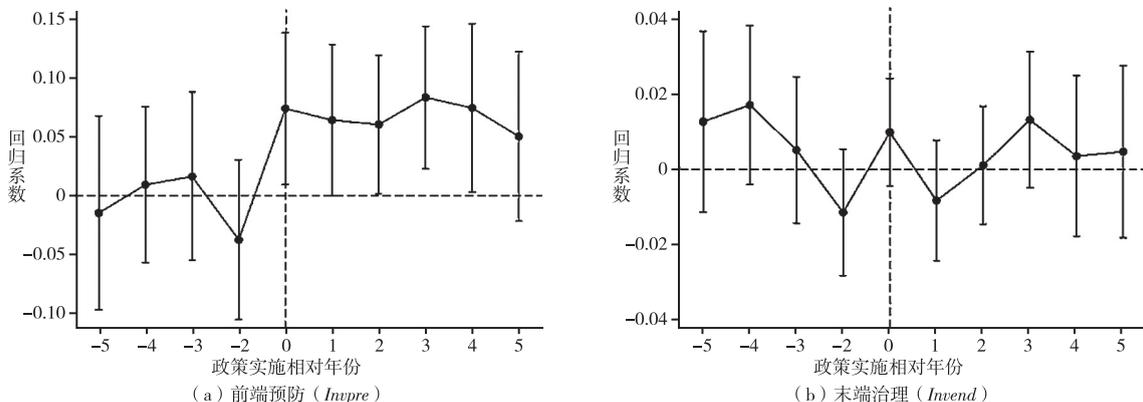


图 1 平行趋势检验

资料来源:作者整理

### 3. 异质性处理效应分析

多期 DID 模型估计值为各群组在各时期效果的加权平均,该计量模型隐含着同质性处理效应假定,但实际上处理效应往往存在着时间和组别上的不一致(De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille, 2020<sup>[31]</sup>; Callaway 和 Sant'Anna, 2021<sup>[32]</sup>)。就低碳城市试点政策而言,其分区分时点执行,使得不同企业对政策的反应往往具有异质性。因而,基于双向固定效应(TWFE)的基准回归估计量可能存在负权重和偏差。首先,借鉴 De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020)<sup>[31]</sup>的方法,本文检验在异质性处理效应下,多期 DID 的估计值是否具备稳健性。结果显示,样本中 *Invpri* 和 *Invend*, 在所有 12407 个权重中,存在 8833 个正权重,3574 个负权重。估计量在异质性处理效应下的标准差分别为 0.2221 和 0.0623,对应的统计量距离 0 值存在一定的差距,但仍存在一定的结果偏误。为此,本文利用 DIDM 模型估计量解决潜在的问题。“异质性-稳健估计”的动态处理效应图<sup>①</sup>显示,政策试点前的处理效应几乎不存在,满足平行趋势检验。此外,试点当年及以后年份 *Invpri* 的数值显著提升,而 *Invend* 的数值并不显著,表明在考虑异质性处理效应后,本文结果仍有效。

进一步,采用 Callaway 和 Sant'Anna(2021)<sup>[32]</sup>的 CSDID 回归模型,消除结果偏误以提高结果的稳健性。该模型通过将样本分为不同的子组,分别估计不同组别的 ATT(g),再通过特定策略将不同组别的 ATT(g) 加总,计算出样本期的 ATT。加总策略同样是对那些可能存在偏误组的 ATT(g),降低它们的加总权重,继而避免 TWFE 估计量偏误问题。本文 CSDID 识别处理组平均处理效应(ATT)的回归数据显示,*Invpri* 系数为 0.0827,在 5% 的统计水平下显著,*Invend* 系数为 0.0034,不显著<sup>②</sup>。此外,利用事件研究法的思路采取进一步的分析,以接受冲击时期的长短来区分不同组别,估计事件冲击的动态效应,回归结果如表 5 所示。结果显示,前端预防投资的 *Post\_avg* 系数显著为正,末端治理投资的 *Post\_avg* 系数不显著。

表 5 CSDID 动态效应分析

变量	<i>Invpri</i>		<i>Invend</i>	
	系数	P 值	系数	P 值
<i>Pre_avg</i>	0.0228	0.12	0.0054	0.22
<i>Post_avg</i>	0.0902	0.05	0.0033	0.80
<i>Tm10</i>	0.0745	0.21	0.0138	0.58
<i>Tm9</i>	0.0647	0.39	-0.0024	0.93
<i>Tm8</i>	0.0479	0.47	0.0384	0.20
<i>Tm7</i>	0.0322	0.67	0.0105	0.67
<i>Tm6</i>	-0.0113	0.76	0.0127	0.35
<i>Tm5</i>	0.0398	0.32	-0.0176	0.20
<i>Tm4</i>	-0.0354	0.33	0.0092	0.40
<i>Tm3</i>	0.0186	0.57	-0.0063	0.53
<i>Tm2</i>	-0.0266	0.43	-0.0161	0.12
<i>Tm1</i>	0.0236	0.42	0.0124	0.21
<i>Tp0</i>	0.0602	0.04	0.0152	0.05
<i>Tp1</i>	0.0809	0.02	-0.0063	0.51

① 限于篇幅,本文对“异质性-稳健估计”的动态处理效应图未列示,备案。

② 限于篇幅,本文对 CSDID 识别处理组平均处理效应(ATT)的回归结果未列示,备案。

续表 5

变量	Invp <sub>re</sub>		Inv <sub>end</sub>	
	系数	P 值	系数	P 值
<i>T<sub>p</sub>2</i>	0.0535	0.16	0.0024	0.80
<i>T<sub>p</sub>3</i>	0.0835	0.04	0.0135	0.19
<i>T<sub>p</sub>4</i>	0.0861	0.10	-0.0064	0.66
<i>T<sub>p</sub>5</i>	0.0486	0.40	-0.0000	1.00
<i>T<sub>p</sub>6</i>	0.1215	0.05	0.0031	0.84
<i>T<sub>p</sub>7</i>	0.1070	0.07	-0.0023	0.88
<i>T<sub>p</sub>8</i>	0.1098	0.26	0.0049	0.87
<i>T<sub>p</sub>9</i>	0.1443	0.16	0.0024	0.93
<i>T<sub>p</sub>10</i>	0.0967	0.33	0.0098	0.71

4. 稳健性检验

为保证本文结果的稳健性,本文分别采取了倾向得分匹配、安慰剂检验、排除其他政策干扰、更换变量衡量方式、排除来自中央直辖市的公司样本等方式进行稳健性检验。

(1)倾向得分匹配。由于试点地区企业和非试点地区企业之间本身可能存在系统上的差异,而这些差异会导致部分企业更容易实施环保投资战略,继而产生选择性偏差问题。通过倾向得分匹配的方式,能够在一定程度上缓解试点地区企业与非试点地区企业在核心特征上的失衡问题,从而获得更加稳健的估计结果。本文借助 Logit 方法选取协变量,分别采用 1:1 的近邻匹配方法、半径匹配、核匹配三种方式进行匹配。匹配后,协变量的偏差在 5% 以内,且协变量在 5% 水平上不存在显著性差异。对匹配后的样本进行回归,结果如表 6 所示。可见不论何种匹配方式,回归结果均与前文一致,即低碳城市试点政策有助于促进企业进行前端预防投资,印证了基准回归结果的稳健性。

表 6 倾向得分匹配回归

变量	近邻匹配		半径匹配		核匹配	
	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inv<sub>end</sub></i>	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inv<sub>end</sub></i>	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inv<sub>end</sub></i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Time × Treat</i>	0.0729 ** (1.97)	-0.0030 (-0.46)	0.0844 ** (2.26)	-0.0010 (-0.15)	0.0838 ** (2.26)	0.0002 (0.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	23135	23135	25438	25438	25715	25715
调整 R <sup>2</sup>	0.0209	0.0116	0.0189	0.0125	0.0187	0.0128

(2)安慰剂检验。本文采用虚构实验组的方法,通过随机分配低碳城市试点政策的实验组,检验低碳城市试点政策对企业环保投资战略的影响是否稳健。具体方法:随机生成与原有低碳试点城市数量一致的试点城市名单,将虚构实验组带入基准模型进行 1000 次随机抽样回归,观察 1000 次回归的 *t* 值分布。图 2 列示了随机 *t* 值分布情况,虚线表示了真实 *t* 值的分布情况。图 2(a)、图 2(b)分别为前端预防战略和末端治理战略随机抽样回归结果,从结果可以看出,抽样样本 *t* 值集中在 0 附近,且绝大多数样本在统计意义上并不显著,说明抽样样本几乎不具有显著的处理效

应。此外,前端预防战略的真实  $t$  值在 1000 次随机抽样回归结果中是较明显的异常值。结果说明本文的结论稳健且有效。

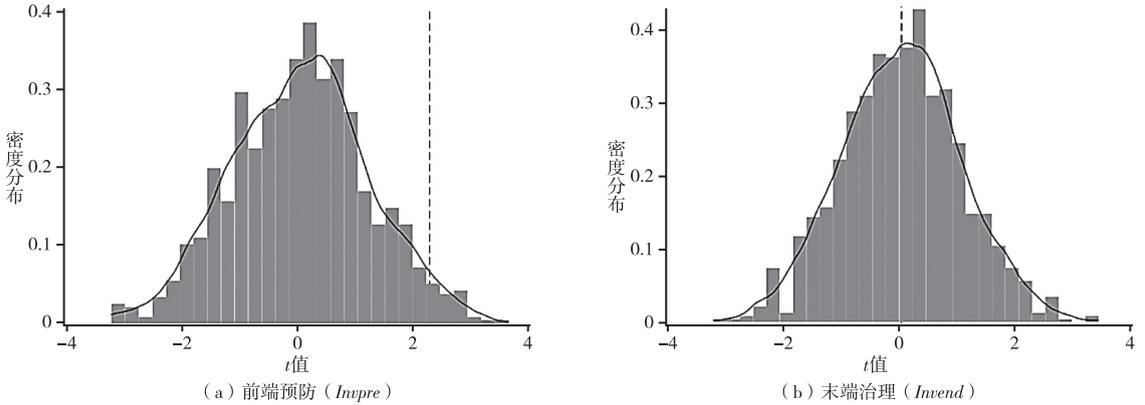


图2 安慰剂检验

资料来源:作者整理

(3)排除其他政策干扰。在低碳城市政策实施期间,我国还实施了环境保护税法、碳排放权交易政策等,这一系列政策可能对本文结果产生影响。首先,对于 2018 年正式实施的《环境保护税法》而言,该政策通过增设减免优惠项目,激励企业主动践行节能减排,会在一定程度上影响企业环保投资战略选择。为此,本文剔除 2018 年之后的研究样本,回归结果如表 7 列(1)、列(2)所示。可见,对于前端预防战略而言, $Time \times Treat$  的回归系数在 5% 水平内显著,同前文结论相一致。而碳排放权交易政策作为市场激励型环境规制工具,其主张以市场手段来引导企业碳排放行为,这势必也会影响企业环保战略决策。为有效识别低碳城市试点政策的“净效应”,本文引入碳排放权交易政策试点年份与试点地区虚拟变量的交乘项( $CarbonDID$ )进行控制,回归结果如表 7 列(3)、列(4)所示。结果同样支持本文结论。

表 7 排除其他政策干扰

变量	排除环境保护税法		排除碳排放权交易政策	
	$Inpre$	$Invend$	$Inpre$	$Invend$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Time \times Treat$	0.0779** (2.06)	-0.0007 (-0.10)	0.0936** (2.45)	-0.0004 (-0.05)
$CarbonDID$			-0.0722 (-1.51)	0.0040 (0.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	17867	17867	25861	25861
调整 $R^2$	0.0216	0.0092	0.0187	0.0127

(4)更换变量衡量方式。为检验结果是否受制于被解释变量的衡量方式,本文变更了企业环保投资战略的测度。借鉴黎文靖和路晓燕(2015)<sup>[33]</sup>的衡量方式,用两种环保投资战略的数值加 1 进行对数化处理。此外,为控制企业规模差异对指标衡量偏误的影响,本文进一步以企业主营业务收入为基准,对两种环保投资战略进行标准化处理(钟覃琳等,2023)<sup>[34]</sup>。同时,对衡量指标最高和最低两端各 1% 的极端值进行缩尾处理。从表 8 的回归结果可见,列(1)和列(3)  $Time \times Treat$  的交

乘项均在 10% 的水平下显著为正,而列(2)和列(4)  $Time \times Treat$  的交乘项系数在统计意义上并不显著,结果进一步证实了本文结论的稳健性。

表 8 更换变量衡量方式

变量	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inve<sub>nd</sub></i>	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inve<sub>nd</sub></i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Time \times Treat$	0.0294** (2.36)	-0.0032 (-0.81)	0.1706* (1.91)	0.0082 (0.66)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	25861	25861	25861	25861
调整 R <sup>2</sup>	0.0557	0.0270	0.0255	0.0124

(5)其他稳健性检验。1)剔除政策实施年份。由于政策实施当年可能存在异常冲击,为此本文剔除政策实施当年样本,回归结果见表9列(1)和列(2)。2)剔除来自中央直辖市的公司样本。直辖市与地级市不在同一行政级别,因而其在经济规模、资源禀赋等方面存在巨大差距,本文进行剔除,结果见表9列(3)和列(4);3)增加控制变量。已有研究表明企业的投资机会、管理层持股比例、产业结构(城市层面第二产业占GDP的比重)会影响企业环保投资水平,本文将变量纳入回归模型进行再回归,结果见表9列(5)和列(6)。可见,上述检验结果均印证了本文的假设。

表 9 其他稳健性检验

变量	剔除政策实施年份		剔除中央直辖市		增加控制变量	
	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inve<sub>nd</sub></i>	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inve<sub>nd</sub></i>	<i>Invp<sub>re</sub></i>	<i>Inve<sub>nd</sub></i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Time \times Treat$	0.0653** (2.50)	0.0002 (0.04)	0.0793*** (2.96)	-0.0004 (-0.07)	0.0862*** (3.21)	-0.0049 (-0.98)
<i>Torbin</i>					0.0001 (0.19)	-0.0001 (-0.67)
<i>Mshare</i>					0.0009 (0.89)	-0.0001 (-0.52)
<i>Citytwo</i>					-0.0610 (-0.41)	0.0729*** (2.61)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	20705	20705	21515	21515	20457	20457
调整 R <sup>2</sup>	0.0246	0.0203	0.0244	0.0196	0.0233	0.0199

## 五、进一步分析

### 1. 异质性分析

由于各地政府在推行政策所面临的地区环境、配套监管设施、政策压力的不同,宏观政策的实施会存在方向和程度上的差异,而这种差异同样受行业属性及企业内部特征的影响(陈冬华和姚振晔,2018)<sup>[35]</sup>。因而,本文计划从企业特征、行业特征层面考察低碳城市试点政策影响企业环保投资战略的横截面差异。

(1)企业所有权性质的异质性。由于我国的特殊国情,国有企业和非国有企业被赋予不同的特质属性,不同产权性质的企业在承担环境责任和履行环境义务方面也会有所差异。为考察低碳城市试点政策对于不同产权性质的企业是否会产生异质性的环保投资效应,本文将研究样本分为国有企业和非国有企业两组进行检验,结果如表10所示。可以看出,相比于非国有企业而言,低碳城市试点政策对国有企业前端预防投资有更为显著的促进作用,但对两组企业的末端治理投资影响均不显著。结果说明,相比非国有企业,国有企业承受更高的公共压力,被赋予更多的环保义务,继而会更积极执行政策要求。

表10 企业所有权异质性

变量	国有企业		非国有企业	
	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Time × Treat</i>	0.0856 ** (2.43)	0.0725 (1.36)	0.0076 (0.96)	-0.0034 (-0.68)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	10425	15436	10425	15436
调整 R <sup>2</sup>	0.0265	0.0332	0.0206	0.0154

(2)企业成本转嫁能力的异质性。现有诸多文献指出,环境政策规制下,企业多会采取应对措施以缓解政策额外增加的治理成本,其中较为普遍的是将成本在供应链上进行转嫁,以实现自身效益最优(胡珺等,2020)<sup>[36]</sup>。当企业成本转嫁能力较强时,其能够将政策作用的环境成本迅速转移至供应链中,因而承受环境合规压力降低,进行环保投资的可能性相对较低。为检验企业成本转嫁能力是否存在异质性,本文以企业客户(*Customer*)或供应商(*Supplier*)集中度来衡量成本转嫁能力,数据由样本企业的年报附注摘录。若企业的前五大客户或供应商所占整体比重高于同年一行业的中位数时,表明该企业的客户或供应商较为集中,议价能力弱,则将该企业划分为低成本转嫁样本组,否则将其定义为高成本转嫁样本组。表11列示的回归结果显示,当客户集中度或供应商集中度低时,企业具有更强的成本转嫁能力,这一特征削弱了低碳城市试点政策对企业环境治理行为的积极引导效力。

表11 企业成本转嫁能力异质性

变量	客户集中度				供应商集中度			
	<i>Invpre</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invend</i>
	高	低	高	低	高	低	高	低
<i>Time × Treat</i>	0.1260 *** (2.62)	0.0400 (0.82)	0.0081 (0.84)	-0.0036 (-0.38)	0.1128 * (1.90)	0.0632 (1.46)	0.0136 (1.08)	-0.0056 (-0.71)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	12382	13479	12382	13479	10208	15653	10208	15653
调整 R <sup>2</sup>	0.0196	0.0177	0.0212	0.0130	0.0128	0.0306	0.0133	0.0107

(3)行业碳排放强度的异质性。低碳城市试点政策的核心在于调整产业结构,实现产业低碳化发展。因而,对高碳排放行业而言,政策针对性更强,其面临的政策压力更为明显。本文以行业CO<sub>2</sub>排放值与行业生产总值的比值(*CO<sub>2</sub>\_Ind*)来衡量行业碳排放强度,并根据行业一年度中位数

将样本划分为高碳排放行业 and 低碳排放行业进行回归,回归结果如表 12 所示。可以看出,第(1)列  $Time \times Treat$  的系数为 0.0911 且在 5% 水平上显著,而第(2)~(4)列的  $Time \times Treat$  的系数并不显著。结果表明,低碳城市试点政策更有助于推动高碳排放行业进行前端预防投资,同政策初衷相符,即旨在推进高碳排放企业的低碳转型。

表 12 行业碳排放强度异质性

变量	高碳排放行业		低碳排放行业	
	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Time × Treat</i>	0.0911 ** (1.97)	0.0033 (0.37)	0.0554 (0.99)	0.0007 (0.10)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19937	19937	5924	5924
调整 R <sup>2</sup>	0.0163	0.0362	0.0136	0.0085

## 2. 影响机制分析

前文研究证实,低碳城市试点政策实施能够有效激励企业实施前端预防战略。然而,试点政策对企业环保投资战略选择的影响路径是什么?对该问题的探索,有助于加深对试点政策机理的理解。基于公共受托责任和委托代理理论,地方政府负有承担环境治理责任并采取相应行动的义务(熊明良和于鹏,2023)<sup>[37]</sup>。本文试图构建“低碳城市试点政策—地方政府环境调控—企业环保投资战略选择”的传导路径。作为政策落实的中间人,低碳城市试点政策通过影响地方政府履职压力和行为,进一步改变企业环保投资战略选择。

从政府压力视角来看,低碳城市试点政策对试点地区碳排放水平的定期评估和减排成效问责制的建立,明确了地方政府碳减排治理职责,迫使地方政府面临较高的环境治理压力。基于环境治理压力的传导路径,地方政府有动机将其发展目标和治理任务传达给企业,通过促进企业积极参与环境治理以获取晋升概率。同时,相关研究指出,地方政府环境治理压力越大,其对企业的治理动机越强(余泳泽等,2019)<sup>[38]</sup>。面对严苛的环境治理,为满足自身合法性,企业势必会实施环保投资战略以有效回应政府的环境治理压力。

从政府行为视角来看,政府干预的“监管之手”与“扶持之手”是企业采取环境治理行为的首要驱动力(张晓晶等,2018)<sup>[39]</sup>。低碳城市试点政策下,政府一方面会通过提升执法监管力度,加大环境违规处罚的约束手段,促使企业面临高合法性压力以及环境声誉危机,倒逼企业实施环保投资战略。另一方面,通过借助环保补贴等正向激励,为企业提供特定的环境管理资源,有效缓解企业进行环保投资的不确定性和边际成本,提升企业积极参与环境治理的动机。本文试图从地方政府环境治理压力和政府干预两个路径进行探究。

(1) 地方政府环境治理压力。基于上述分析,政府规制政策的实施情况受制于地方政府压力,且政府压力显著影响企业环境治理行为(唐啸等,2017)<sup>[40]</sup>。一般而言,地方政府环境治理压力主要取决于官员的年龄和任期。对于年轻的官员来说,其往往具有更强烈的晋升动机和履职压力来进行环境治理(Li 等,2019)<sup>[41]</sup>。同时,地方官员任期的变化会显著改变官员对晋升的心理预期与环境治理压力感知。相比于长任期,任职初期地方官员获得晋升的空间和概率较大,为应对中央政府的环保考核压力和晋升目标,地方官员会进行更严格的环境管制(王岭等,2019)<sup>[42]</sup>。

由于执政过程中,市长更多进行环境政策落实监督,鉴于此,本文以市长作为研究主体。借鉴

徐业坤和马光源(2019)<sup>[43]</sup>研究,以临近退休年龄 54 岁为分界点,将样本分为“年长官员”和“年轻官员”两组。同时,以样本中市长的平均任期为分界点,将样本分为“短任期”和“长任期”。具体回归结果如表 13 所示。Panel A 为官员年龄的分组检验,可见,当地方官员年长时,低碳城市试点政策对企业前端预防投资和末端治理投资的回归结果在统计意义上均不显著。当地方官员年轻时,低碳城市试点政策对企业前端预防投资的影响在 5% 的水平上显著为正,而对于末端治理投资,结果依旧不显著。Panel B 为官员任期的分组检验。结果显示,仅在短任期组,试点政策能显著提升企业前端预防投资,而对末端治理投资的影响并不显著。上述结果证实了地方政府环境治理压力的作用机制,年轻官员和新任期官员的强治理压力和晋升动机,迫使其急于展现自身环境治理成效,突显政绩表现。因此,他们会通过增加企业环境治理压力,督促企业实施更具可持续性的前端预防战略,以满足经济增长和环境保护的双重评估要求。

表 13 地方政府环保治理压力

Panel A	年长官员		年轻官员	
	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Time × Treat</i>	0.0760 (1.41)	0.0178 (1.52)	0.0956 ** (2.01)	-0.0057 (-0.71)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	14238	14238	11623	11623
调整 R <sup>2</sup>	0.0270	0.0197	0.0245	0.0087

Panel B	短任期		长任期	
	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>	<i>Invpre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Time × Treat</i>	0.1187 ** (1.99)	0.0165 (1.48)	0.0729 (1.56)	-0.0084 (-0.91)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	10386	10386	15475	15475
调整 R <sup>2</sup>	0.0240	0.0068	0.0166	0.0143

(2)政府干预:约束效应与激励效应。低碳城市试点政策下,政府可以对企业施加监管约束(Xu等,2016)<sup>[44]</sup>,也可以为企业提供政策、财务激励用以干预企业环境战略(Xue和Feng,2023)<sup>[45]</sup>。本文进一步考察地方政府约束效应和激励效应在促进企业实施异质性环保投资战略的作用。对于约束效应,以《中国环境年鉴》中记录的政府环境行政处罚案件数(*Punish*)来衡量。但低碳城市试点政策是地市级政策,本文通过将政府环境行政处罚这一省级机制变量乘以地市级GDP总量占全省GDP总值的比重,来获取地市级指标。对于激励效应,本文以企业财务报表附注中提取的与环保相关的政府补贴数据(*Subsidies*),并进行对数处理来衡量。检验结果如表14所示,列(1)~列(3)为政府环境处罚的中介效应检验。列(1)*Time × Treat*的回归系数在1%的水平下显著为正,表明低碳城市试点政策显著提升了政府环境处罚力度。列(2)*Time × Treat*和*Punish*的系数均显著为正,而列(3)*Time × Treat*和*Punish*的系数并不显著,说明政府环境处罚在低碳城市试点政策与企业前端预防投资间发挥部分中介效应,而对于末端治理投资而言,中介效应不成立。

列(4)~列(6)为政府环保补贴的中介效应检验。列(4)  $Time \times Treat$  的回归系数同样在5%的水平下显著为正,表明低碳城市试点政策加大了政府对企业的环保补贴力度。列(5)  $Time \times Treat$  和  $Subsidies$  的回归系数均在10%水平上显著为正,而列(6)  $Time \times Treat$  政府环保补贴( $Subsidies$ )的系数依旧不显著,结果说明,政府环保补贴在低碳城市试点政策与企业前端预防投资间发挥部分中介效应,而对于末端治理投资而言,中介效应依旧不成立。综上结果表明,低碳城市试点政策下,地方政府通过约束和激励并存的政策干预手段,有效推动企业采取前端预防战略而非末端治理战略,以实现企业竞争力和环境保护的“双赢”。

表 14 政府干预:约束效应与激励效应

变量	约束效应			激励效应		
	<i>Punish</i>	<i>Inupre</i>	<i>Invend</i>	<i>Subsidies</i>	<i>Inupre</i>	<i>Invend</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Time × Treat</i>	0.9792 *** (5.10)	0.0715 * (1.84)	-0.0021 (-0.30)	0.1405 ** (2.01)	0.0811 ** (2.20)	0.0002 (0.03)
<i>Punish</i>		0.0032 * (1.70)	-0.0005 (-1.64)			
<i>Subsidies</i>					0.0102 * (1.86)	0.0005 (0.48)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	24351	24351	24351	25859	25859	25859
调整 R <sup>2</sup>	0.2178	0.0191	0.0152	0.1247	0.0188	0.0127

### 3. 环保投资战略的经济后果检验

已知低碳城市试点政策下,企业多采取前端预防战略而非末端治理战略,而为何产生战略选择差异尚不明晰。本部分试图从环保投资的经济后果视角,探究企业产生差异性的战略选择缘由,何种战略选择真正有助于企业可持续发展,低碳城市试点政策能否起到进一步提质增效的作用,以进一步挖掘政策的内在机理。借鉴刘斌等(2002)<sup>[46]</sup>的研究,以范霍恩可持续发展静态模型来构建可持续发展指标( $SUS$ ),具体实证模型如下:

$$SUS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Inupre_{i,t-1} (Invend_{i,t-1}) + \sum \alpha_c Controls_{i,t-1} + Firm_i + Year_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$SUS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID \times Inupre_{i,t-1} (Invend_{i,t-1}) + \beta_2 DID + \beta_3 Inupre_{i,t-1} (Invend_{i,t-1}) + \sum \beta_c Controls_{i,t-1} + Firm_i + Year_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $SUS_{i,t}$ (可持续发展能力) = 销售净利率 × 收益留存率 × (1 + 产权比率) / [1 / 总资产周转率 - 销售净利率 × 收益留存率 × (1 + 产权比率)]。 $DID$ 为时间虚拟变量( $Time_{t-1}$ )和政策虚拟变量( $Treat_t$ )的交乘项。模型(5)检验前端预防战略和末端治理战略对企业可持续发展的影响,模型(6)检验低碳城市试点政策的政策效力。

根据上述模型,本文对变量进行中心化处理以消除多重共线性可能导致的结果偏误问题,同时对  $SUS_{i,t}$  进行缩尾处理,回归结果如表 15 所示。第(1)和(2)列为企业不同环保投资战略对企业可持续发展的回归结果,仅  $Inupre$  的回归系数为正且在1%水平上显著,说明与末端治理投资不同,前端预防投资能够提升企业的可持续发展能力。列(3)、列(4)进一步加入低碳城市试点政策变量( $DID$ )进行回归。结果显示,仅  $DID \times Inupre$  的系数在5%的水平上显著为正,而  $DID \times Invend$  的系数并不显著。上述检验结果表明,实施前端预防战略是企业实现可持续发展的重要途径,而末端治

理战略仅能帮助企业解决当下的环境治理问题,并无法给企业带来持续性收益。同时,结果印证了低碳城市试点政策能够推动企业实现环境效益与经济利益的协同,为低碳转型过程中企业环保投资战略的运行逻辑提供了经验证据。

表 15 环保投资战略的经济后果检验

变量	SUS	SUS	SUS	SUS
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Invpre</i>	0.0012*** (4.44)		0.0008** (2.18)	
<i>Invend</i>		0.0010 (0.78)		-0.0002 (-0.13)
<i>DID × Invpre</i>			0.0010** (2.09)	
<i>DID × Invend</i>				0.0039 (1.58)
<i>DID</i>			0.0071*** (6.75)	0.0073*** (6.89)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	20047	20047	20047	20047
调整 R <sup>2</sup>	0.0848	0.0760	0.0990	0.0800

## 六、研究结论与政策建议

低碳城市试点政策作为国家为实现“双碳”目标所提出的关键政策,为探究其能否发挥微观治理效力,本文基于企业环保投资战略视角,考察低碳试点政策对企业异质性环保投资战略的影响及作用路径。研究结果表明:第一,低碳城市试点政策对企业环保投资具有积极推动作用,且相较于末端治理战略,政策对企业前端预防战略的促进效用更为显著。在进行一系列稳健性检验后,结论依旧成立。第二,进一步异质性检验发现,在国有企业、低成本转嫁能力企业以及高碳排放水平行业中,低碳城市试点政策更有助于发挥环保效力,实现对企业前端预防战略的推进作用。第三,基于地方政府环境治理压力和政府干预的作用机制来看,较年轻和任期较短的官员会面临更高的环境治理压力,继而更有助于倒逼企业采用前端预防战略。同时,低碳城市试点政策能够通过加大环境处罚力度和提高企业环保补贴,发挥对企业前端预防的促进作用。第四,经济后果检验发现,前端预防战略是企业实现可持续发展的重要途径,且低碳城市试点政策能够进一步促进前端预防战略对企业可持续发展的提升。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,推进并完善低碳城市试点制度,破除经济效益与环境效益不协调的困境。本文的研究结论显示,低碳城市试点政策对引导企业实施前端预防战略具有显著成效,且这一战略实施符合经济与环境双赢的发展目标。为此,政策制定者应充分提炼和吸收试点经验,完善低碳城市试点政策的运行机制,并发挥“有效政策”与“有为政府”的协同作用。在试点政策实施过程中对企业进行有效支持,充分引导企业进行前端预防投资。同时,进一步扩大试点范围,鼓励其他城市探索符合自身的低碳转型方案,为更好更快地实现“双碳”目标做出贡献。

第二,优化政策执行的非对称性,平衡企业、行业及地区间的差异性。本文异质性的研究结果表明,低碳城市试点政策对前端预防战略的积极影响对于非国有企业、成本转嫁能力高的企业而言效果欠佳。在中国经济体中,非国有企业占较高比重,因此政策制定者应加大对非国有企业的政策帮扶与引导,实行与企业属性相适应的环境规制政策,并辅以多重政策组合工具,充分调动企业参与环境治理的积极性;此外,政策制定者须着重关注企业的“走捷径”行为,适时借助市场手段,降低企业成本转嫁动机。

第三,充分借助政策干预手段,发挥政府监管与政策扶持合力。作为弥补环境治理中市场失灵的有效手段,政府应依据不同的作用主体有针对性地使用政策干预手段,并充分发挥不同政策干预手段的协同效力,积极引导企业践行低碳转型。同时,应重视市场化机制的重要作用,政策干预所具备的强制性和严格性的特征,可能无法发挥长期引导力,而市场化机制能在一定程度上弥补其缺陷。因此,地方政府应当完善试点地区碳交易市场及其配套制度体系建设,持久性调动企业进行绿色低碳转型的积极性。

### 参考文献

- [1]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].北京:管理世界,2019,(6):95-108,195.
- [2]庄贵阳.中国低碳城市试点的政策设计逻辑[J].济南:中国人口·资源与环境,2020,(3):19-28.
- [3]Berrone, P., A. Fosfuri, L. Gelabert, et al. Necessity as the Mother of “Green” Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34, (8): 891-909.
- [4]Kang, Y., and X. He. Institutional Forces and Environmental Management Strategy: Moderating Effects of Environmental Orientation and Innovation Capability[J]. Management and Organization Review, 2018, 14, (3): 577-605.
- [5]Porter, M. E., and C. V. D. Linde. Green and Competitive: Ending the Stalemate[J]. Harvard Business Review, 1995, 28, (6): 128-129.
- [6]Leeuwen, G. V., and P. Mohnen. Revisiting the Porter Hypothesis: An Empirical Analysis of Green Innovation for the Netherlands[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2017, 26, (1-2): 63-77.
- [7]Zhong, S., Y. Xiong, and G. Xiang. Environmental Regulation Benefits for Whom? Heterogeneous Effects of the Intensity of the Environmental Regulation on Employment in China[J]. Journal of Environmental Management, 2021, 281, (69), 111877.
- [8]Dimaggio, P. J. Interst and Agency in Institutional Theory[J]. Institutional Patterns and Organizations, 1988: 3-21.
- [9]Roome, N. Developing Environmental Management Strategies[J]. Business Strategy and the Environment, 1992, 1, (1): 11-24.
- [10]杨德锋,杨建华,楼润平,姚卿.利益相关者、管理认知对企业环境保护战略选择的影响——基于我国上市公司的实证研究[J].北京:管理评论,2012,(3):140-149.
- [11]Albertini, E. A Descriptive Analysis of Environmental Disclosure: A Longitudinal Study of French Companies[J]. Journal of Business Ethics, 2014, 121, (2): 233-254.
- [12]Yang, X., Y. Wang, D. Hu, et al. How Industry Peers Improve Your Sustainable Development? The Role of Listed Firms in Environmental Strategies[J]. Business Strategy and the Environment, 2018, 27, (8): 1313-1333.
- [13]Zeng, H., X. Li, Q. Zhou, et al. Local Government Environmental Regulatory Pressures and Corporate Environmental Strategies: Evidence from Natural Resource Accountability Audits in China[J]. Business Strategy and the Environment, 2022, 31, (7): 3060-3082.
- [14]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].济南:中国人口·资源与环境,2023,(4):93-103.
- [15]徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].北京:中国工业经济,2020,(12):178-196.
- [16]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].北京:经济管理,2020,(6):25-41.
- [17]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].武汉:经济评论,2020,(5):109-123.
- [18]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].济南:中国人口·资源与环境,2021,(6):78-89.
- [19]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].北京:中国工业经济,2022,(5):81-99.

- [20]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维视角的检验[J].北京:经济管理,2022,(6):43-62.
- [21]Chen,S.,H.Mao,and J.Sun.Low-Carbon City Construction and Corporate Carbon Reduction Performance: Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China[J].Journal of Business Ethics,2022,180,(1):125-143.
- [22]田淑英,夏梦丽,许文立.低碳经济下的企业绩效及其信贷约束——基于“低碳城市”试点政策的准自然实验分析[J].杭州:财经论丛,2022,(10):49-58.
- [23]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].北京:经济研究,2020,(9):192-208.
- [24]Albertini,E.What We Know about Environmental Policy: An Inductive Typology of the Research[J].Business Strategy and the Environment,2017,26,(3):277-287.
- [25]Hart,S.L.,and G.Ahuja.Does It Pay to Be Green? An Empirical Examination of the Relationship between Emission Reduction and Firm Performance[J].Business Strategy and the Environment,1996,5,(1):30-37.
- [26]田利辉,关欣,李政,李鑫.环境保护税费改革与企业环保投资——基于《环境保护税法》实施的准自然实验[J].上海:财经研究,2022,(9):32-46.
- [27]尹建华,王森,张玲玲.制度同构下企业环境战略的异质性响应——来自重污染行业上市公司社会责任报告的经验分析[J].北京理工大学学报(社会科学版),2019,(4):47-55.
- [28]Sun,Z.,X.Sun,W.Wang,et al.Source Reduction Strategy or End-of-Pipe Solution? The Impact of Green Merger and Acquisition on Environmental Investment Strategy of Chinese Heavily Polluting Enterprises[J].Journal of Cleaner Production,2023,413,137530.
- [29]舒利敏,廖善华.末端治理还是绿色转型?——绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究[J].北京:国际金融研究,2022,(4):12-22.
- [30]饶品贵,王得力,李晓溪.高铁开通与供应商分布决策[J].北京:中国工业经济,2019,(10):137-154.
- [31]De Chaisemartin,C.,and X.D'Haultfoeuille.Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J].American Economic Review,2020,110,(9):2964-2996.
- [32]Callaway,B.,and P.H.C.Sant'Anna.Difference-in-Differences with Multiple Time Periods[J].Journal of Econometrics,2021,225,(2):200-230.
- [33]黎文靖,路晓燕.机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J].北京:金融研究,2015,(12):97-112.
- [34]钟覃琳,夏晓雪,姜付秀.绿色信贷能激励企业环境责任的承担吗?[J].天津:管理科学学报,2023,(3):93-111.
- [35]陈冬华,姚振晔.政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究[J].北京:经济研究,2018,(12):112-128.
- [36]胡珺,黄楠,沈洪涛.市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].北京:金融研究,2020,(1):171-189.
- [37]熊明良,于鹏.政府环境审计对生态环境质量提升的调节效应[J].北京:审计研究,2023,(2):33-44.
- [38]余泳泽,刘大勇,龚宇.过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率[J].北京:管理世界,2019,(7):26-42,202.
- [39]张晓晶,李成,李育.扭曲、赶超与可持续增长——对政府与市场关系的重新审视[J].北京:经济研究,2018,(1):4-20.
- [40]唐啸,周绍杰,刘源浩,胡鞍钢.加大行政奖惩力度是中国环境绩效改善的主要原因吗?[J].济南:中国人口·资源与环境,2017,(9):83-92.
- [41]Li,X.,C.Liu,X.Weng,et al.Target Setting in Tournaments: Theory and Evidence from China[J].The Economic Journal,2019,129,(623):2888-2915.
- [42]王岭,刘相锋,熊艳.中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析[J].北京:中国工业经济,2019,(10):5-22.
- [43]徐业坤,马光源.地方官员变更与企业产能过剩[J].北京:经济研究,2019,(5):129-145.
- [44]Xu,X.D.,S.X.Zeng,H.L.Zou,et al.The Impact of Corporate Environmental Violation on Shareholders' Wealth: A Perspective Taken from Media Coverage[J].Business Strategy and the Environment,2016,25,(2):73-91.
- [45]Xue,D.,and J.Feng.Governmental Subsidies, Corporate Environmental Investments and Firm Performance: Evidence Based on Oil & Petroleum Industry[J].Finance Research Letters,2023,56,104019.
- [46]刘斌,黄永红,刘星.中国上市公司可持续发展的实证分析[J].重庆大学学报(自然科学版),2002,(9):150-154.

# Front-Prevention or End-Treatment? The Low-Carbon City Pilot Policy and Investment Strategies Selection on Environmental Protection

ZHOU Jian<sup>1,2</sup>, LIU Ke<sup>1,2</sup>, YU Jiang-long<sup>1,2</sup>, LIAO Sun-shen<sup>1,2</sup>

(1. Business School, Nankai University, Tianjin, 300071, China;

2. China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin, 300071, China)

**Abstract:** Establishing and perfecting the low-carbon and circular economic system is an inevitable choice for China to achieve high-quality development. As an important component of the city and an important source of carbon emissions, the environmental governance of enterprises is directly related to whether the low-carbon goal can be achieved as scheduled. Institutional theory emphasizes the subjective initiative of an enterprise's strategic response under environmental regulation. As a rational economic entity, enterprises will inevitably weigh the costs and benefits of environmental governance and make choices in passive participation and active response. This paper which is based on the perspective of strategic selection takes the low-carbon city pilot policy as a key to investigating how enterprises make investment strategies selection on environmental protection for that to adopt active front-prevention strategy or passive end-treatment strategy.

Based on the sample of A-share listed companies in the stock markets of Shanghai and Shenzhen from 2006 to 2020, with the help of the multi-period difference-in-difference method, this paper finds that the low-carbon city pilot policy can promote enterprises to actively implement the front-prevention strategy, which reflects the guiding effect of the policy on micro-environmental governance. However, the impact of policy on the end-treatment strategy is not significant. Heterogeneity tests show that the promotion of front-prevention strategies by the low-carbon city pilot policy is mainly found in state-owned enterprises, enterprises with lower cost-shifting capabilities, and industries with higher levels of carbon emissions. Based on the environmental governance pressure of local officials and the mechanism of government intervention, younger and shorter-term officials will face higher environmental management pressure, which will help to force enterprises to adopt front-prevention strategies. At the same time, the low-carbon city pilot policy can promote the implementation of the front-prevention strategy by increasing environmental penalties and subsidies for enterprises. Finally, this paper finds that the front-prevention strategy is an important way for enterprises to achieve sustainable development, and the low-carbon city pilot policy can further strengthen the promotion of the front-prevention strategy on the sustainable development of enterprises.

The possible marginal contributions of this paper are as follows: First, it expands the research perspective of institutional theory. Based on the perspective of environmental strategic behavior of enterprises, this paper divides the investment strategy on environmental protection into front-prevention and end-treatment, and discusses the strategic behavior selection of enterprises in the face of environmental regulation. This paper provides a new path to a deeper understanding of institutional theory. Secondly, the micro-implementation effect of the low-carbon city pilot policy is investigated from the perspective of investment strategy on environmental protection, which provides a supplement to the research literature about the low-carbon city pilot policy. The existing literature mostly discusses the impact of the low-carbon city pilot policy from the regional level, and less focuses on the investment strategic selection of micro-enterprises on environmental protection. This study provides an important reference for all-around evaluation and subsequent extension of the low-carbon city pilot policy. Finally, this paper analyzes heterogeneity from the perspectives of enterprise characteristics and industrial carbon emissions, identifies the direction in which the low-carbon city pilot policy plays a positive role in, and provides empirical support for promoting enterprises to actively participate in environmental governance. It also explores the potential impact mechanism of the low-carbon city pilot policy on enterprise's investment strategy on environmental protection from two perspectives of environmental governance pressure of local government and intervention means, which is helpful to clarify the internal logic of the former influencing the latter. At the same time, the important role of front-prevention strategy in promoting the sustainable development of enterprises is clarified, which points out the direction for enterprises to participate in environmental governance.

**Key Words:** the low-carbon city pilot policy; front-prevention; end-treatment; sustainable development

**JEL Classification:** D21, O13, Q51

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2023.10.008

(责任编辑:吴海军)