

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



王贞洁^{1,2} 王惠^{1,2}

(1. 中国海洋大学管理学院, 山东 青岛 266100;

2. 中国企业营运资金管理中心, 山东 青岛 266100)

内容提要:低碳城市试点是推动中国经济低碳转型的重要政策。以微观企业高质量发展为落脚点,利用2008—2019年沪深两市A股上市公司数据,采用多时点双重差分模型进行实证检验,本文发现:低碳城市试点政策能显著促进企业高质量发展,不仅能够提升企业全要素生产率,还能促进企业可持续发展表现,发挥统筹经济效率和社会效益的积极作用。机制检验表明,低碳城市试点政策发挥了“创新效应”,通过提高企业创新投入和创新效率推动企业高质量发展。企业高质量发展的经济效率与社会效益之间的内在联系在于,经济效率的提升能够促进企业社会效益的发挥,低碳城市试点政策实施后,全要素生产率越高的企业可持续发展表现越好;进一步检验发现,命令控制型政策是低碳试点城市促进企业高质量发展的主要工具,绿色金融发展水平较高的地区,低碳城市试点政策的作用更大。合理利用外部媒体的监督治理功能,提高内部管理层能力能放大低碳城市试点政策的积极效应。研究拓宽了低碳城市试点政策效应评估,有助于促进政府、金融机构、媒体和企业形成低碳转型合力,为我国实现碳中和与经济高质量发展提供检验证据和有益启示。

关键词: 低碳城市 高质量发展 全要素生产率 可持续发展

中图分类号: F062 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)06—0043—20

一、引言

2020年9月22日,习近平主席在第七十五届联合国大会上宣告,“中国将提高国家自主贡献力度,采取更加有力的政策和措施,二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和”。这既是党和国家统筹国际国内两个大局做出的重要战略决策,也是中国作为负责任大国的庄严承诺。然而,我国目前仍面临能源需求旺盛、高耗产业占比较高及全球产业链地位较低等问题,经济低碳转型迫在眉睫(黄群慧,2020)^[1]。为实现减排目标,国家发改委在2010年正式启动首批低碳城市试点工作,并在2012年和2017年两次扩大试点范围。低碳城市试点成为中国经济向绿色低碳全面变革的一项关键政策(庄贵阳,2020)^[2]。对此政策的实施效应进行客观评价,不仅有利于深刻认识我国低碳转型的进程,也有助于为下阶段的政策开展提供有益启示。

收稿日期:2021-09-06

* 基金项目:国家社会科学基金项目“基于产品经营和资本经营的竞争策略选择与资本配置效率提升研究”(19BJY025)。

作者简介:王贞洁,女,教授,博士生导师,研究领域为公司治理与财务行为,电子邮箱:1982zjwang@163.com;王惠,女,博士研究生,研究领域为公司治理与研发创新,电子邮箱:ouc_wanghai@163.com。通讯作者:王惠。

已有研究从不同角度探讨了低碳城市试点政策的实施效应。从经济效应角度,低碳城市试点政策有助于基础设施较完备的地区形成规模经济,显著提高城市生产总值(Cheng等,2019)^[3],提升生产性服务业的比重(陈启斐和钱非非,2020)^[4]。同时推动企业和城市层面的技术创新(逯进和王晓飞,2019^[5];徐佳和崔静波,2020^[6]),促进产业结构升级和企业生产率提高(逯进等,2020^[7];赵振智等,2021^[8])。从社会效应角度,低碳试点城市建设能降低碳排放水平和电能消费强度(张华,2020^[9];宋祺佼等,2014^[10];李顺毅,2018^[11]),控制城市雾霾污染,提升空气质量,有效实现空气污染防治(宋弘等,2019^[12];王华星和石大千,2019^[13]);但也有研究指出,随着低碳城市试点政策的深入开展,暴露出政策落实不细致、评价体系不完善及资金支持不到位等问题(刘天乐和王宇飞,2019)^[14],影响政策实施的有效性。党的十九大报告指出,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。企业高质量发展是经济高质量发展的微观基础,推动经济发展方式转变、经济结构优化和增长动力转换,均离不开企业的主体性作用。在此背景下,低碳城市试点作为一项重要环境政策,能否实现经济效率和社会效益双赢,推动微观企业高质量发展,正是本文研究的核心问题。

对于企业高质量发展,目前学术界并未形成统一定义。理论研究中普遍认可企业高质量发展的核心特征存在多维性。例如,黄速建等(2018)^[15]认为企业高质量发展意味着企业具备产品服务一流、绩效卓越和社会价值驱动等多个特征。但关于企业高质量发展影响因素的实证研究大多仅围绕全要素生产率展开(刘和旺等,2020^[16];李佳霖等,2021^[17];段姝等,2022^[18])。毋庸置疑,全要素生产率体现了企业将资本、劳动、技术等不同要素投入到生产经营活动后的综合经济产出效率,是增长方式由粗放型转向集约型的重要表现。但当经济效率发展解决了物质匮乏问题后,企业就需要协调环境、社会等因素,以服务于人民日益增长的美好生活需要(黄世忠,2021)^[19]。2022年3月,国务院国资委成立社会责任局,意在引导企业践行ESG理念,履行社会责任,实现体现“企业公民”性的高质量发展。可以说,企业高质量发展是统筹经济效率和社会效益,促进可持续发展范式的集成。这就要求企业注重生产效率提升的同时将环境友好理念与社会责任意识融入治理之中,实现高质量发展的可持续性。因此,探讨低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响,需要综合考虑企业经济效率和社会效益,并统筹两者之间的内在联系。

基于此,本文以2008—2019年我国上市公司为研究对象,构建多时点双重差分模型,从经济效率和社会效益双维视角出发,检验低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响。本文可能的创新点和边际贡献在于:第一,以微观企业高质量发展为落脚点,丰富了低碳城市试点政策效应评估的研究。现有文献大多单独从经济或社会角度,分析低碳城市试点政策的产业结构升级效应和污染治理效应,从微观层面探讨低碳城市试点政策对企业高质量发展影响的研究较少。本文有利于对低碳城市试点政策实施效应形成更全面的评价。第二,丰富了企业高质量发展的测度内涵及影响因素研究。本文基于企业高质量发展两个维度——经济效率和社会效益,统筹企业全要素生产率和可持续发展表现,并论证检验了低碳城市试点政策实施后两者之间的有机联系,全面剖析低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响,为“波特假说”是否符合中国低碳经济转型现状提供新的检验证据。第三,进一步从政策类型、地区绿色金融发展等视角开展异质性分析,为低碳城市试点政策顺利实施提供政策工具识别和指引,同时从媒体、管理层等企业内外部角度出发探索推动政策实施的因素,有助于提高政府和市场在政策实施过程中的协调性,为促进企业高质量发展提供针对性建议。

二、理论分析与研究假设

1. 理论分析

低碳经济最早由英国政府在2003年发表的《能源白皮书》中提出,是以低污染、低排放、低能

耗为基本特征的经济形态总称(庄贵阳,2007)^[20]。长远来看,低碳经济的意义不仅在于削减碳排放,更在于促进发展方式、消费方式和生活方式的全方位转变,将工业经济文明转向生态经济文明。从政策设计逻辑、实施方式和实施过程来看,可将低碳城市试点政策划入环境规制的研究范畴。已有关于环境规制和企业高质量发展的研究大致沿着新古典经济学和“波特假说”两个方向展开:前者认为环境规制会导致环保外部成本内部化,加剧企业压力(崔广慧和姜英兵,2019)^[21]。若企业消耗额外能源进行环境治理,还会引发能源供需失衡下的价格波动,打破原有市场机制下的最优投资决策,从而降低企业生产效率和竞争力(Gray和Shadbegian,2003^[22];Greenstone等,2012^[23];徐彦坤和祁毓,2017^[24]),不利于企业高质量发展;后者则认为适当的环境规制能促进动态竞争模式下生产与环保之间的均衡,促使企业技术升级和资源分配优化,对企业高质量发展产生积极作用(Porter和Linde,1995^[25];Rubashkina等,2015^[26];吕康娟等,2022^[27])。此外,也有少数研究结合两种观点,认为由于政策选择时机、制度环境等差异,环境规制仅在特定区间发挥正面作用(Berman和Bui,2001^[28];王杰和刘斌,2014^[29])。

作为一项综合性环境政策,低碳城市试点政策的孕育环境、约束条件和手段存在特殊性和创新性,且实施过程具有较强不确定性(庄贵阳,2020)^[2]。主要体现在三个方面:第一,地方政府被赋予较强自主性,虽然有利于地方根据自身发展规律制订方案,却缺乏明确的政策目标和权责划分,导致政策落实质量参差不齐。第二,试点城市不仅需要政府、企业和公众等不同主体共同参与,还需要工农业、能源、交通等各领域的专业支撑,在市场机制尚未成熟的情况下,仅依靠地方政府财政资金的力量,为企业打造完备绿色投融资平台和消费环境的难度较大。第三,尽管地方政府制定了不同的减排目标,但国家并未就政策实施程度对地方官员形成有效的审核评估标准,影响了政策效果的发挥。诸多不确定性反映到企业生产经营和管理活动中,可能对企业高质量发展产生更为复杂的影响。

2. 研究假设

一方面,低碳城市试点政策可能产生“成本效应”,损害企业经济利益,加剧企业短视行为,阻碍企业高质量发展。从企业高质量发展的经济效率角度,为实现降低总体碳排放的目标,试点城市政府会将减排压力分解到企业、居民等不同环保主体。企业作为转变经济发展方式的主力军,会受到更严格的低碳指标考评,面临更高的产业升级要求。为此,企业不得不淘汰落后生产设备,并承担较高的环境成本压力。而低碳城市试点政策并未设立中央专项资金,地方政府补贴有限,难以完全缓解企业转型面临的资金困境,且由于政府与企业之间存在信息不对称,难以准确评估企业承受的外部成本,造成有限补贴的资源配置效率也并不高。加之原有生产流程和工艺的革新需要市场消费环境的配合,但新市场环境形成又需要较长周期,这就使得企业销售管理费用和收益不确定性同时提高,导致企业经济利益受损。在此情况下,原本投入到生产性活动的劳动、资本等要素被转移到以降低碳排放为目标的非生产性活动中(Ambec等,2013)^[30],造成环境成本对生产资源的挤出,最终降低企业生产效率。从企业高质量发展的社会效益角度,若低碳城市试点政策未发挥有效引导作用,会导致试点城市先进绿色理念与落后转型途径之间产生脱节,进一步加剧环境规制成本对企业造成的外部负担(Lanoie等,2008)^[31],提高企业财务风险。生存和经营压力下,企业参与环保投资、履行社会责任等不仅无法得到产品市场和资本市场的正向反馈,反而会影响原有竞争力,进而加剧企业短视倾向,挫伤企业通过践行可持续发展发挥社会效益的积极性。因此,本文提出如下假设:

H₁:低碳城市试点政策的实施抑制了企业全要素生产率和可持续发展表现,阻碍了企业高质量发展。

另一方面,在低碳城市试点政策分批推进过程中,通过反复论证、不断发现问题和积累经验,能

够降低政策实施风险,通过约束和激励形成多渠道促进企业高质量发展的合力。从政策约束角度,为打破传统产业高污染、高排放的路径依赖,低碳城市试点政策有助于建立低碳准入壁垒,提高企业违规成本,形成企业转型升级的政策性倒逼机制(徐佳和崔静波,2020)^[6]。地方政府根据不同行业生产和发展特点建立碳排放标准,制定相应的监管和惩罚措施,企业为保证自身“合法性”和环境声誉,不得不通过技术升级提高能源使用效率,从而有助于提升企业全要素生产率,实现“波特假说”。同时,通过增强低碳环保宣传力度,低碳试点城市社会公众的节能减排意识上升,消费者和投资者更看好低碳转型企业,有助于营造绿色消费和绿色投资的市场环境,形成企业转型升级的市场性倒逼机制。基于制度理论和可持续发展理论,当地区内整体能源使用结构得到优化,市场需求匹配度提升,能够逐步降低减排的边际成本,社会效益的外部性会显著降低(郑琴琴和陆亚东,2018)^[32],从而引导企业树立可持续发展理念,提升企业可持续发展表现。从政策激励角度,我国政府在官员选拔和晋升过程中往往具有政治锦标赛特征(刘剑雄,2008)^[33],前几批低碳试点城市为其他城市提供了模仿借鉴的标杆,增强了其他城市创新赶超的动力。为抓住机会学习低碳城市建设经验从而提高政绩,地方政府更有动力通过多元主体联动打造低碳生态系统。尽可能地给予金融、财政、科技等多方面支持,发挥低碳城市试点政策的激励效应,从而有助于增加企业现金流,降低转型过程中的不可逆损失。理性假设下,企业积极参与低碳转型是成本收益权衡下的结果。因此,当低碳城市试点政策释放利好信号,企业为占据市场优势,会提高低碳转型积极性并抓住有利投资机会,提高资源配置效率,进而提升企业全要素生产率(任曙明和吕镛,2014)^[34]。此时,可持续发展本身能够带来竞争力、声誉优势和市场收益,更可能成为企业的长期战略选择(Martin和Moser,2016)^[35]。因此,本文提出如下假设:

H₂:低碳城市试点政策的实施提升了企业全要素生产率和可持续发展表现,促进了企业高质量发展。

三、研究设计

1. 样本选择与数据说明

为验证前文假设,本文以2008—2019年沪深两市A股上市公司为研究样本^①。对样本进行如下处理:剔除金融类行业样本;剔除当年被ST样本;删除数据缺失样本;剔除当年IPO样本。处理后得到18875个观测值。对所有连续变量进行上下1%缩尾处理。公司层面数据来自国泰安数据库(CSMAR)、万得数据库(Wind)和中国研究数据服务平台(CNRDS),地区GDP增长率来自国家统计局。数据分析采用的计量软件为Stata15。

研究期间内包含目前开展的第三批低碳城市试点,考虑到初期试点城市执行力度有限且与第二批试点政策时间接近,难以单独体现初期试点城市政策的影响。结合现有研究的处理(徐佳和崔静波,2020)^[6],将前两批试点合并,以2012年和2017年作为低碳城市试点政策的时间节点,运用多期双重差分法考察低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响。

2. 模型设定与变量说明

结合研究目的,本文构建的多期DID的模型如下:

$$CHD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TT_{it} + \sum \alpha_c Controls_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,CHD为企业高质量发展,TT为低碳城市试点政策虚拟变量。 α_1 为双重差分的估计量,若 α_1 显著为负,表明低碳城市试点政策阻碍了企业高质量发展,假设H₁得到验证;若 α_1 显著为正,表

^① 2007年开始执行新企业会计准则,为保证准则适应时间及统一企业层面数据口径,研究期间从2008年开始,为避免2020年重大公共卫生事件对企业经营产生的影响,研究期间截至2019年。

明低碳城市试点政策促进了企业高质量发展,假设 H_2 得到验证。*Controls* 表示控制变量合集,同时控制时间固定效应 δ_t 和个体固定效应 μ_i , ε_{it} 为随机干扰项。变量定义如下:

(1) 被解释变量。目前研究对企业高质量发展的衡量主要有单一指标、综合指标和 multidimensional 指标三种方式。单一指标如企业全要素生产率、研发创新、企业经济增加值 (EVA) 等 (刘和旺等, 2020^[16]; 林志帆和龙小宁, 2021^[36]; 陈丽珊和傅元海, 2019^[37], 其中全要素生产率的使用最为广泛, 但全要素生产率更多反映企业发展的经济生产效率, 对社会效益的体现有限。也有学者通过熵权法等测算企业高质量发展的综合评价指标 (唐红祥等, 2019)^[38]。但由于包含较多主观分析, 不同评估者的测算结果存在较大差异, 难以得到客观评估指数 (陈昭和刘映曼, 2019)^[39]。根据前文界定, 本文基于经济效率和社会效益两个视角, 利用双维指标衡量企业高质量发展:

1) 企业全要素生产率 (TFP)。企业全要素生产率反映各项生产要素投入后转化成产出的效率, 是反映企业经济效率质量的重要指标。测算方法主要有 OLS 回归法和以 LP 法、OP 法为代表的半参数估计法等。考虑到 OP 法能较好解决同时性偏差和样本选择问题 (Olley 和 Pakes, 1996)^[40], 借鉴鲁晓东和连玉君 (2012)^[41], 采用 OP 法测算全要素生产率。OP 法估计全要素生产率的模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_a \text{Age}_{it} + \beta_s \text{State}_{it} + \beta_e \text{Export}_{it} \\ & + \sum \gamma_m \text{Year}_m + \sum \eta_n \text{Industry}_n + \sum \sigma_p \text{Pro}_p + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, Y 代表企业总产出, 用营业收入衡量; K 代表企业资本投入, 用固定资产净额衡量; L 代表企业人力资本投入, 用支付给职工以及为职工支付的现金衡量; Age 代表企业年龄; State 代表股权性质, 企业为国有企业时取值为 1, 否则为 0; Export 代表是否参与出口, 用企业是否有海外销售收入衡量; Year 、 Industry 和 Pro 分别表示年度、行业和省份。采用 OP 法计算全要素生产率, 状态变量为 Age 和 $\ln K$, 代理变量为企业投资 $\ln I$, 用购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金衡量, 自由变量为 $\ln L$ 、 Year 、 Industry 和 Pro , 控制变量为 State 和 Export , 退出变量 Exit 根据公司简称和行业是否同时发生变化衡量, 是则取值为 1, 否则为 0。TFP 越大表示企业全要素生产率越高, 企业高质量发展的经济效率越好。

2) 企业可持续发展表现 (ESG)。企业环境、社会和治理 (ESG) 评价涵盖了企业践行可持续发展的关键表现, 是反映企业社会效益质量的重要指标。利用 C ESG 数据库提供的上市公司 ESG 表现优势, 其中环境优势包括环境有益产品、环境认证、节约能源、减少三废措施、循环经济等; 社会优势包括支持教育、慈善、国际援助、带动就业等; 治理优势包括 CSR 培训、CSR 专栏、CSR 愿景、可靠性保证等。将环境、社会和治理优势得分汇总并取对数, 构建指标 ESG 衡量企业可持续发展表现, 指标越大表示企业可持续发展表现越强, 企业高质量发展的社会效益越好。后续采用其他测度方式进行稳健性检验。

(2) 核心解释变量。借鉴何凌云和马青山 (2021)^[42] 的研究, 构建核心解释变量, 即低碳城市试点政策 TT , 表示个体 i 在 t 期是否接受处理的差分项。若上市公司所在城市 (地区) 在该期实施或已经实施了低碳城市试点政策, 则取值为 1, 否则为 0^①。在具体判定过程中, 有省份与城市存在范围交叉情况^②, 参考宋弘等 (2019)^[12]、张华 (2020)^[9] 的研究, 若某一省份实施低碳试点, 表明其所辖城市同时进行试点, 且实施时间为更早的那次。

(3) 控制变量。借鉴已有研究 (于瑶和祁怀锦, 2021)^[43], 从企业特征、财务状况、公司治理状况和地区经济发展等维度选取控制变量。1) 选取企业规模 (Size)、企业年龄 (Age)、成长性

① 低碳试点城市名单见 http://www.gov.cn/xinwen/2017-01/24/content_5162933.htm。

② 例如第三批的三亚市, 其所属省份海南同时出现在第二批名单中。

(*Growth*)、资产负债率(*Lev*)、资产收益率(*ROA*)、企业市值(*TobinQ*)、固定资产比例(*Fixed*)控制企业特征和财务特征。资产负债率、固定资产比例、资产收益率和企业市值分别通过影响企业的融资结构、资本配置结构、企业收益和市场表现,进而影响企业高质量发展。2)选取管理层持股比例(*MShare*)、前十大股东持股比例(*Top_10*)、独立董事比例(*Outdir*)作为公司治理层面变量,较高治理水平能够缓解企业代理问题,提高投资效率,促进企业高质量发展。3)选取地区经济发展水平(*GDPG*),控制所在省份经济增长速度对产业政策、企业生产经营环境的潜在影响。变量具体定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业全要素生产率	<i>TFP</i>	OP 法估计的全要素生产率
	企业可持续发展表现	<i>ESG</i>	企业环境、社会和治理表现优势得分的自然对数
解释变量	低碳城市试点政策	<i>TT</i>	虚拟变量,企业所在城市(地区)在该期实施或已经实施低碳城市试点政策,取值为 1,否则为 0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
	企业年龄	<i>Age</i>	企业自成立至该期的年龄
	资产负债率	<i>LEV</i>	企业总负债/总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	固定资产比例	<i>Fixed</i>	固定资产净额/总资产
	企业成长性	<i>Growth</i>	企业总资产增长
	企业市值	<i>TobinQ</i>	市场价值/总资产
	管理层持股比例	<i>Mshare</i>	管理层持股数量/总股数
	股权集中度	<i>Top_10</i>	企业前 10 位大股东持股比例之和
	独立董事比例	<i>Outdir</i>	董事会人数中独立董事所占比例
	地区 GDP 增长率	<i>GDPG</i>	(企业所在省份当年 GDP 总量 - 去年 GDP 总量)/去年 GDP 总量

四、实证分析

1. 描述性统计

表 2 列示了主要连续变量的描述性统计。可见,样本期间中国上市公司全要素生产率(*TFP*)均值为 3.560,最大值为 5.684,最小值为 2.028,标准差为 0.662。可持续发展表现(*ESG*)均值为 0.565,最大值为 2.773,最小值为 0.000,标准差为 0.970。表明样本期间不同企业的经济效率和社会效益状况存在明显差异。其他变量方面,企业规模(*Size*)、资产负债率(*LEV*)、资产收益率(*ROA*)等的描述性统计与相关研究类似,均在合理范围内。

表 2 主要连续变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>TFP</i>	18875	3.561	0.662	2.028	3.488	5.684
<i>ESG</i>	18875	0.565	0.970	0.000	0.000	2.773
<i>Size</i>	18875	22.078	1.257	19.078	21.889	27.028
<i>LEV</i>	18875	0.411	0.201	0.050	0.403	1.136

续表 2

变量	观察值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>ROA</i>	18875	0.037	0.066	-0.360	0.037	0.212
<i>Fixed</i>	18875	0.214	0.146	0.002	0.187	0.729
<i>Tobinq</i>	18875	2.084	1.297	0.888	1.673	9.442
<i>Growth</i>	18875	0.185	0.394	-0.405	0.100	3.331
<i>Mshare</i>	18875	0.080	0.144	0.000	0.003	0.610
<i>TOP_10</i>	18875	0.584	0.148	0.220	0.594	0.910
<i>Age</i>	18875	17.409	5.698	1.000	17.000	64.000
<i>GDPG</i>	18875	0.100	0.056	-0.250	0.096	0.323
<i>Outdir</i>	18875	0.375	0.054	0.300	0.333	0.571

2. 基准回归

基准回归结果如表 3 所示。其中,列(1)和列(2)仅将低碳城市试点政策(*TT*)加入回归,控制了时间固定效应和个体固定效应。可见,被解释变量为企业全要素生产率(*TFP*)、企业可持续发展表现(*ESG*)时,低碳城市试点政策(*TT*)的回归系数均在 1% 水平上显著为正。列(2)和列(3)为加入了控制变量后的检验结果,低碳城市试点政策(*TT*)的回归系数依然均在 5% 水平上显著为正。结果表明,低碳城市试点政策的实施有助于提升企业全要素生产率和企业可持续发展表现,从经济效率和社会效益两个维度全面促进企业高质量发展,假设 H_2 得到验证。这一结果从具体环境政策视角印证了我国政府调控对企业高质量发展的正面作用,为“波特假说”提供了经验证据。

表 3 低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TT</i>	0.040 *** (2.906)	0.053 *** (2.669)	0.027 ** (2.235)	0.049 ** (2.439)
<i>Size</i>			0.194 *** (12.851)	0.197 *** (7.940)
<i>LEV</i>			0.441 *** (8.994)	-0.325 *** (-5.172)
<i>ROA</i>			1.453 *** (18.252)	0.154 * (1.720)
<i>Fixed</i>			-0.883 *** (-13.803)	0.204 ** (2.433)
<i>TobinQ</i>			0.014 *** (4.019)	0.012 * (1.959)
<i>Growth</i>			-0.033 *** (-4.002)	-0.074 *** (-6.430)
<i>Mshare</i>			0.034 (0.522)	0.089 (1.252)

续表 3

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Top_10</i>			0.045 (0.814)	0.001 (0.006)
<i>Age</i>			-0.034 *** (-12.499)	0.014 ** (2.547)
<i>GDPG</i>			-0.016 (-0.237)	0.182 (1.579)
<i>Outdir</i>			0.053 (0.546)	-0.123 (-0.812)
时间/个体固定效应	是	是	是	是
常数项	3.611 *** (196.956)	0.274 *** (6.622)	-0.208 (-0.661)	-3.943 *** (-7.658)
样本量	18875	18875	18875	18875
R ²	0.029	0.055	0.262	0.080

注：*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%；表中各回归均采用异方差稳健标准误，并在企业层面聚类调整标准差，下同

3. 稳健性检验

(1) 基于 PSM-DID 的回归分析。由于第二批和第三批低碳试点城市的遴选方式是地方自主申报，经专家评审后由上级确定，导致试点城市内企业的选择并非随机，可能产生选择性偏差问题。为缓解这一问题的影响，利用 PSM-DID，选择模型(1)中的控制变量作为匹配变量，通过 Logit 模型计算企业所在城市被设立为低碳试点城市的概率，采用一对三近邻法开展匹配，匹配后样本总量为 14616。共同支撑检验的结果如图 1 和图 2 所示。匹配后控制组倾向得分分布的核密度曲线与处理组的更为接近，满足共同支撑假设。平衡性检验结果显示大多数变量的标准化偏差在匹配后明显缩小，大多数 t 检验结果满足不拒绝处理组和控制组无显著差异。PSM-DID 回归结果如表 4 所示。可见，研究结论与前文一致。

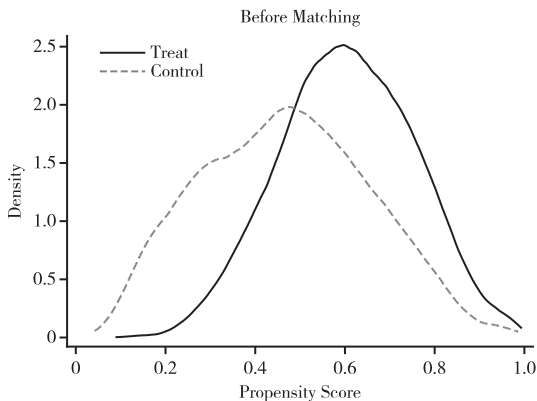


图 1 匹配前核密度分布

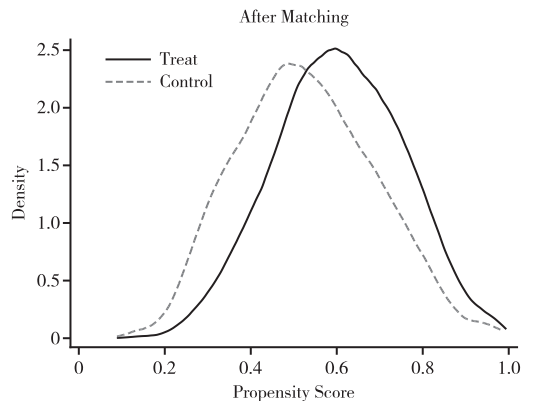


图 2 匹配后核密度分布

表 4 PSM-DID 估计结果

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)
<i>TT</i>	0.030** (2.363)	0.044** (2.075)
控制变量	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是
常数项	-0.382 (-1.137)	-4.741*** (-8.382)
样本量	14616	14616
R ²	0.263	0.092

(2)平行趋势检验。双重差分模型设定的条件之一是处理组和对照组满足平行趋势,即在低碳城市试点政策实施之前,试点城市和非试点城市的企业高质量发展状况有基本一致变化趋势。借鉴何凌云和马青山(2021)^[42],将试点城市设立年份作为基准年,结合研究期间,将低碳城市试点政策 *TT* 相对于基准年前后[-2,2]的前置或滞后项加入回归,检验政策平行趋势的动态效应。结果如图3所示,由左至右分别为对全要素生产率和可持续发展表现的平衡趋势检验。可见,低碳试点政策实施之前,回归系数置信区间均包含0且并不显著,表明地区层面企业高质量发展状况不存在显著差异,满足平行趋势假设。在低碳试点政策实施后,政策效应开始显现。因此前文检验结果均具备稳定性。

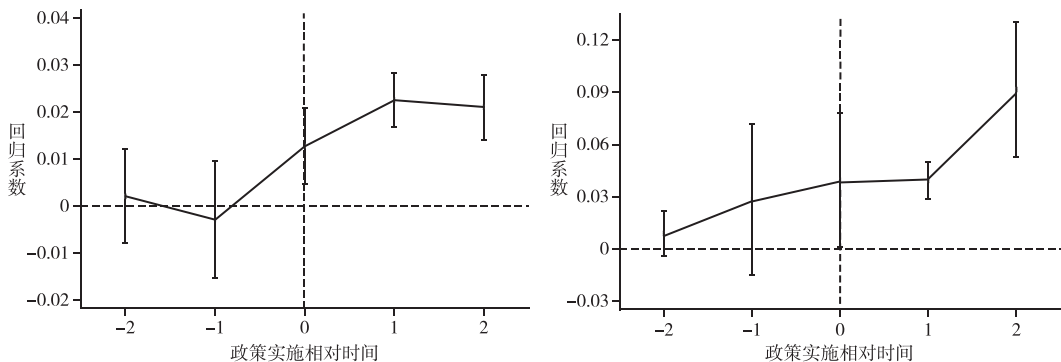


图 3 平行趋势检验

(3)排除其他政策干扰。2016年12月,全国人大常委会第二十五次会议通过《环境保护税法》并于2018年正式实施。研究认为这一政策能提升企业产能利用率,推动企业绿色转型(于连超等,2021)^[44]。为排除这一政策可能造成的干扰,剔除2018年之后样本进行再次检验,检验结果如表5所示。前文研究结论依然成立。

表 5 排除其他政策干扰

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)
<i>TT</i>	0.026** (2.196)	0.064*** (3.128)
控制变量	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是

续表 5

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)
常数项	-0.421 (-1.206)	-3.481*** (-6.544)
样本量	13522	13522
R ²	0.306	0.062

(4)企业高质量发展指标替换检验。采用 OLS 回归法和 LP 法重新测算企业全要素生产率 (*TFP_OLS*、*TFP_LP*)。采用华证 ESG 评级指数重新测算企业可持续发展表现 (*HESG*)^①。对基准回归重新检验。结果如表 6 中列(1)~列(3)所示,可见研究结论保持稳健。

(5)变更低碳城市试点政策设定。考虑到首批试点包含较多省份且所选城市本身经济水平较高,代表性不强(逯进等,2020)^[7]。为此,剔除首批中 5 个省份(所辖范围内又在第二批次和第三批次中被设置为试点的城市除外)和 8 个城市的样本,仅保留第二批和第三批试点城市地区重新设置低碳城市试点政策,对主假设重新检验。检验结果如表 6 中列(4)和列(5)所示,可见研究结论依然保持稳健。

表 6 变更企业高质量发展衡量指标及低碳试点政策设定

变量	<i>TFP_OLS</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>HESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>TT</i>	0.024* (1.857)	0.041*** (3.261)	0.077** (2.239)	0.024* (1.822)	0.055** (2.481)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-1.970*** (-5.646)	-3.382*** (-11.618)	2.763*** (4.826)	-0.165 (-0.463)	-3.735*** (-6.499)
样本量	18875	18875	18875	14012	14012
R ²	0.199	0.609	0.054	0.273	0.076

(6)补充遗漏变量。已有研究表明,地区层面能耗水平会对经济增长产生影响(肖涛等,2012)^[45],企业层面的资本密度和研发人员比例也可能通过资本配置和技术升级对企业高质量发展产生影响。为缓解潜在的遗漏变量问题,新加入控制变量能耗水平 (*Energy*)^②、资本密度 (*CI*)^③和研发人员 (*RDP*)^④重新检验。检验结果保持稳健。

表 7 补充控制变量

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)
<i>TT</i>	0.026** (2.161)	0.043** (2.181)
<i>CI</i>	-0.017 (-1.268)	-0.022 (-1.390)

① 华证 ESG 评级指数最早到 2009 年,2008 年数据采用 2009 年数据进行补充。

② 能耗水平 $Energy = \ln(\text{地区标准煤消耗量(万吨)} + 1)$ 。

③ 资本密度 $CI = \ln(\text{固定资产净额/员工总人数} + 1)$ 。

④ 研发人员投入 $RDP = \text{研发人员数量/员工总人数}$ 。

续表 7

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)
<i>Energy</i>	0.011 (0.782)	-0.048* (-1.939)
<i>RDP</i>	0.092 (1.607)	0.091 (1.032)
原控制变量	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是
常数项	-0.167 (-0.470)	-3.306*** (-5.743)
样本量	18812	18812
R ²	0.263	0.082

(7) 异质性处理效应的处理。Callaway 和 Sant'Anna(2021)^[46] 研究显示,多时点 DID 模型的估计是各群组在各时期效果的加权平均,隐含同质性处理效应假定。由于现实中不同个体对同一政策的反应往往具有异质性。例如,不同企业对不同批次低碳城市试点政策的反应强度不同,导致前文估计量可能存在偏误。借鉴 De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020)^[47] 的研究,检验多时点 DID 双向固定效应的估计结果在异质性处理效应下的稳健性。对估计量权重的检验显示,被解释变量为企业全要素生产率(*TFP*)时,在所有 10122 个权重中,7391 个权重为正,2731 个权重为负。被解释变量为企业可持续发展表现(*ESG*)时,在所有 10261 个权重中,7470 个权重为正,2791 个权重为负。度量估计量在异质性处理效应下的标准差分别为 0.010 和 0.019,与 0 接近,表明估计结果存在一定不稳健。为此,利用 Fuzzydid 估计企业所在城市是否为低碳试点城市这一状态变动时的局部平均处理效应(LATE),处理状态变化的指示变量分别为相邻两期低碳城市试点政策的变动(*G_T*)及其一阶前移(*G_T1*),时间变量为 *year*,处理变量为低碳城市试点政策(*TT*)。检验结果如表 8 所示,当被解释变量分别为企业全要素生产率(*TFP*)、企业可持续发展表现(*ESG*)时,Wald-TC 估计的模糊 DID 估计值分别为 0.018 和 0.022,且均在 10% 水平上显著为正。表明考虑异质性处理效应后,对于处理状态改变个体的局部处理效应依然显著存在,再次验证了结果的稳健性。

表 8 异质性处理效应下的局部平均处理效应

估计值	LATE	Std_Err	t	p_value
W_TC(<i>TFP</i>)	0.018	0.010	1.870	0.062
W_TC(<i>ESG</i>)	0.022	0.013	1.671	0.095

4. 低碳城市试点政策影响企业高质量发展的机制分析

上述研究证明,低碳城市试点政策提升了企业全要素生产率和可持续发展表现,促进了企业高质量发展,在一定程度上实现经济效率和社会效益的共赢。那么,低碳城市试点政策通过何种路径影响企业高质量发展,经济效率和社会效益之间存在何种联系还有待探讨。

(1)“创新效应”机制。根据前文论证,低碳城市试点政策可能通过推动企业设备升级改造和工艺革新获得技术水平提升,发挥“创新效应”进而促进企业高质量发展。从创新投入的角度,低碳城市试点政策加强了碳排放标准的约束,同时开拓了低碳消费市场,企业为建立新形势下的政府认同和市场优势、提高能源利用率,会主动提高创新投入(王竹泉等,2021)^[48]。从创新效率的角度,低碳试点城市通过完善多元协同的创新生态系统,可以为企业良好创新环境,引导高校等

科研机构与企业开展协同创新,提高低碳技术和生产技术的结合度,强化低碳领域和产品领域的联合研发,从而促进研发支出转化为研发成果,提高创新效率。因此,创新投入和创新效率的提升有利于促进企业高质量发展。为检验这一机制,运用逐步检验法,构建中介机制检验模型如下:

$$RD_{it}/RDE_{it} = \beta_0 + \beta_1 TT_{it} + \sum \beta_c Control_{it} + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$CHD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TT_{it} + \alpha_2 RD_{it}/RDE_{it} + \sum \alpha_c Control_{it} + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,创新投入(RD)采用研发支出除以主营业务收入衡量。创新效率(RDE)反映单位创新投入的产出情况,借鉴 Hirshleifer 等(2013)^[49]的研究,采用专利申请数量除以研发支出的自然对数衡量。分析步骤为:首先,前文已验证低碳城市试点政策能够提升企业全要素生产率和企业可持续发展表现,促进企业高质量发展;然后,利用模型(3)检验低碳试点政策对创新投入(RD)和创新效率(RDE)的影响;最后,在模型(4)中分别同时加入创新投入(RD)和低碳试点政策(TT)、创新效率(RDE)和低碳试点政策(TT),通过检验中介变量和低碳试点政策(TT)系数的符号和显著性,判断“创新效应”机制是否成立。

检验如表 9 所示,列(1)和列(2)的结果表明,低碳城市试点政策(TT)分别在 10%、5% 水平上显著提高了企业创新投入(RD)和创新效率(RDE)水平。列(3)和列(4)结果显示,被解释变量分别为企业全要素生产率(TFP)、企业可持续发展表现(ESG)时,低碳城市试点政策(TT)均在 5% 水平上显著为正,创新投入(RD)分别在 5% 和 1% 水平上显著为正,表明创新投入(RD)在低碳城市试点政策提升企业全要素生产率和企业可持续发展表现的过程中均发挥了部分中介效应。列(5)和列(6)的回归结果显示,被解释变量分别为企业全要素生产率(TFP)、企业可持续发展表现(ESG)时,低碳城市试点政策(TT)和创新效率(RDE)均在 5% 水平上显著为正,表明创新效率(RDE)同样发挥了中介效应。总之,表 9 的回归结果验证了低碳城市试点政策的“创新效应”机制,通过提高创新投入和创新效率水平,低碳城市试点政策能够同时提升企业全要素生产率和企业可持续发展表现,有利于促进企业高质量发展中经济效率和社会效益的统一。

表 9 低碳试点政策促进企业高质量发展的“创新效应”机制

变量	创新效应:		创新投入		创新效率	
	RD	RDE	TFP	ESG	TFP	ESG
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TT	0.001* (1.751)	0.283** (2.143)	0.026** (2.177)	0.047** (2.367)	0.027** (2.211)	0.047** (2.377)
RD			0.953** (2.056)	1.822*** (3.168)		
RDE					0.001** (2.297)	0.004** (2.412)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.048*** (5.048)	-1.533 (-0.675)	-0.254 (-0.796)	-4.029*** (-7.801)	-0.207 (-0.656)	-3.936*** (-7.643)
样本量	18875	18875	18875	18875	18875	18875
R^2	0.113	0.006	0.262	0.080	0.261	0.080

(2)企业高质量发展经济效率与社会效益之间的内在联系。基于社会责任理论,不同动机下企业履行社会责任的方式有两种:一种是追求短期声誉效应的公益慈善;另一种是长期战略选择下

的可持续发展。当企业自身经济效率低下,更可能通过第一种方式借可视性的社会活动获取市场份额,本质上是自利行为(郑琴琴和陆亚东,2018)^[32]。当企业自身经济效率提高,则更能基于战略眼光参与可持续发展活动实现社会互益。低碳城市试点政策实施过程中,经济效率和社会效益的良性关系可能体现在,全要素生产率的提升节约了生产要素,缓解了政策实施后企业承担社会责任压力,为企业通过可持续发展发挥社会效益奠定基础。因此,企业高质量发展的经济效率提升有利于社会效益的实现。为验证以上联系,构建检验模型如下:

$$ESG_{it} = \beta_0 + \beta_1 TT_{it} + \beta_2 TFP_{it} + \beta_3 TT_{it} \times TFP_{it} + \sum \beta_c Control_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型(5)重点关注低碳城市试点政策与全要素生产率的交乘项($TT \times TFP$)的回归系数。若显著为正,表明低碳城市试点政策实施后,企业全要素生产率越高的企业可持续发展表现越好。回归检验结果如表10所示,列(1)显示交乘项($TT \times TFP$)的回归系数在1%水平上显著为正,进一步将企业可持续发展表现分为环境优势表现(ESG_E)、社会优势表现(ESG_S)和治理优势表现(ESG_G)^①。列(2)~列(4)显示交乘项($TT \times TFP$)的回归系数均在1%水平上显著为正。表明企业全要素生产率在低碳城市试点政策与企业可持续发展表现之间发挥正向调节作用。检验结果反映出提升生产效率是践行可持续发展的重要保障,印证了低碳城市试点政策能够有力推动企业经济效率和社会效益的统一,为低碳转型过程中企业高质量发展的运行逻辑提供了证据。

表10 低碳城市试点政策促进企业高质量发展:经济效率与社会效益内在联系

变量	<i>ESG</i>	<i>ESG_E</i>	<i>ESG_S</i>	<i>ESG_G</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TT</i>	-0.159** (-1.967)	-0.117** (-2.207)	-0.171*** (-3.237)	-0.107** (-2.207)
<i>TFP</i>	-0.051** (-2.034)	-0.030* (-1.823)	-0.046*** (-2.642)	-0.026* (-1.660)
<i>TT × TFP</i>	0.059*** (2.615)	0.043*** (2.831)	0.055*** (3.779)	0.036*** (2.664)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-3.806*** (-7.396)	-2.260*** (-7.273)	-2.040*** (-5.954)	-2.335*** (-7.559)
样本量	18875	18875	18875	18875
R ²	0.081	0.053	0.092	0.094

五、进一步分析

前文验证了低碳城市试点政策对企业高质量发展的促进作用。这一作用是否会因政策类型和地区的差异存在不同,存在哪些企业内外部因素影响低碳城市试点城市积极效应的发挥,是本文试图进一步探讨的问题。从政策工具类型来看,地方政府结合地区产业特点和企业发展状况,会通过约束和激励两类不同机制发挥环境规制的作用(任胜钢等,2016)^[50]。在不同政策类型主导的地区,低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响可能存在差异。从地区来看,地区绿色金融发展水平会影响区域内可持续发展的资金保障,进而影响地区内企业资本的获取和配置取向(马骏,

① 分别取企业环保、社会 and 治理优势表现得分的对数。

2015)^[51],不同地区绿色金融发展水平差异也可能影响低碳城市试点政策实施效应的发挥。从企业内外部治理角度,外部媒体在低碳环保信息产生和宣传方面发挥重要作用,而内部管理层能力则是决定企业资源配置的重要因素。因此,本文进一步基于政策工具类型和地区绿色金融发展水平开展异质性分析,并从外部媒体关注和内部管理层能力视角探讨影响低碳城市试点政策积极效应发挥的因素。

1. 基于不同政策类型的异质性检验

当前研究主要将环境规制政策类型划分为市场激励型和命令控制型。市场激励型体现为政府运用财政支出对企业进行补贴,通过市场调整促进绿色转型。借鉴李青原和肖泽华(2020)^[52]的研究,采用企业所在地区环保财政支出占生产总值的比例衡量,当该比例大于地区年度中位数时,认为该地区主要为市场激励型地区。命令控制型则体现为政府运用行政法规限制企业污染。借鉴吴磊等(2020)^[53]的研究,采用地区环保行政处罚案件数量的自然对数衡量,当该指标大于地区年度中位数时,认为该地区主要为命令控制型地区。按照不同政策类型进行分组回归^①,检验结果如表11所示。

可见,当企业处在市场激励型政策主导地区时,低碳城市试点政策未能显著促进企业高质量发展,但当企业处在命令控制型政策主导地区时,低碳城市试点政策在5%水平上显著促进了企业全要素生产率和可持续发展表现。这意味着命令控制型的政策工具更能显著促进企业高质量发展,同时表明当前低碳试点城市的市场激励型政策效用有待提高。

表 11 基于不同政策类型的异质性检验

变量	市场激励型		命令控制型	
	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TT</i>	-0.046 (-1.476)	0.076 (1.357)	0.096** (2.451)	0.163** (2.192)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是	是	是
常数项	0.017 (0.024)	-3.521*** (-2.863)	-0.424 (-0.696)	-4.827*** (-4.125)
样本量	2465	2465	2940	2940
R ²	0.332	0.093	0.315	0.116

注:列(1)与列(3)组间系数差异为0.090*,列(2)与列(4)组间系数差异为0.057*

2. 基于不同地区绿色金融发展水平的异质性检验

绿色金融能够发挥融资杠杆作用,利用绿色贴息、绿色债券等金融产品,帮助有限的财政基金撬动更多资本流向低碳产业领域,实现对企业转型升级的帕累托改进。不仅能直接降低企业交易成本,也有助于减少企业生产要素挤出和机会损失(刘锡良和文书洋,2019)^[54]。因此,预计在绿色金融发展水平更高的地区,低碳城市试点政策促进企业高质量发展的作用更大。

为对此进行检验,借鉴郭希宇(2022)^[55]的研究,利用各地区绿色信贷、绿色投资、绿色保险和政府支持数据^②,采用熵值法构建各地区绿色金融指数,并按照年份地区中位数将样本划分为绿色

① 为准确区分企业所在地区的主导政策类型,保留仅属于市场激励型样本组和仅属于命令控制型样本组开展分组回归检验。

② 数据来源于《中国统计年鉴》、各地区《统计年鉴》及《中国保险年鉴》。

金融发展水平较低和较高两组,进行分组回归,检验结果如表 12 所示。可见,当企业所处地区绿色金融发展水平较低时,低碳城市试点政策未能显著促进企业高质量发展。但当企业所处的地区绿色金融发展水平较高时,低碳城市试点政策在 10% 水平上显著提升了企业全要素生产率和企业可持续发展表现。这一结果表明,绿色金融发展能够帮助企业畅通资金渠道,与低碳城市试点政策达到相辅相成的效果。

表 12 基于不同地区绿色金融发展水平的异质性检验

变量	绿色金融发展水平较低		绿色金融发展水平较高	
	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TT</i>	0.019 (1.176)	0.030 (1.086)	0.028* (1.777)	0.049* (1.819)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.324 (-0.840)	-4.058*** (-5.886)	-0.140 (-0.327)	-3.720*** (-5.840)
样本量	10822	10822	8053	8053
R ²	0.251	0.080	0.281	0.080

注:列(1)与列(3)组间系数差异为 0.037**,列(2)与列(4)组间系数差异为 0.012**

3. 外部媒体关注的作用

已有研究表明,媒体关注可能产生“正面治理”和“负面压力”两种不同效果(Saxton 和 Anker, 2013)^[56]。一方面,媒体关注能帮助企业了解利益相关者诉求,传递低碳企业利好信息,提高企业转型积极性;另一方面,高强度的媒体关注也可能导致企业局限于舆论压力,助长短视行为,甚至产生形式化的低碳手段,例如“漂绿”行为、排放造假等,不利于企业高质量发展。因此,有必要探讨低碳城市试点政策实施后,试点地区是否具备良好的媒体生态环境,为企业营造低碳转型的社会驱动力。

为此,借鉴潘爱玲等(2019)^[57]的研究,对重要报刊财经新闻中出现该企业相关新闻的总数进行对数处理^①,构造媒体关注度指标。利用指标年度行业中位数将样本划分为媒体关注度较低和较高两组进行分组回归,检验结果如表 13 所示。当媒体关注度较低时,低碳城市试点政策并未显著发挥作用。而当媒体关注度较高时,低碳城市试点政策分别在 10% 和 1% 水平上显著提升了企业全要素生产率和企业可持续发展表现。表明媒体关注发挥了正面治理功能,有利于释放低碳城市试点政策的积极效应,促进企业高质量发展。

表 13 低碳城市试点政策、媒体关注与企业高质量发展

变量	媒体关注度较低		媒体关注度较高	
	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TT</i>	0.006 (0.321)	0.019 (0.750)	0.032* (1.924)	0.078*** (2.608)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是	是	是

① 数据来自中国上市公司财经新闻数据库(CFND)。

续表 13

变量	媒体关注度较低		媒体关注度较高	
	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-0.398 (-0.850)	-3.198 *** (-5.139)	-0.278 (-0.601)	-4.953 *** (-6.597)
样本量	9510	9510	9365	9365
R ²	0.259	0.063	0.263	0.102

注:列(1)与列(3)组间系数差异为0.040**,列(2)与列(4)组间系数差异为0.050*

4. 内部管理层能力的作用

低碳城市试点政策实施后,管理层作为“企业家精神”的代表对企业未来投资决策和战略部署发挥关键作用。从声誉角度,管理者能力越强时越重视自身和企业声誉(吴育辉等,2017)^[58],这有助于企业在低碳城市试点政策实施过程中快速掌握主动权,动态调整资源配置。从能力角度,更强的管理层能力意味着更丰富的管理经验和更高水平的决策判断力,有利于企业在长期战略上建立竞争力,促进企业可持续发展。因此,可预期管理层能力是企业层面影响低碳城市试点促进企业高质量发展的重要因素。

为此,借鉴吴育辉等(2017)^[58],基于数据包络分析法估计行业内企业相对产出效率水平,利用Tobit回归剔除企业层面影响因素后得到的残差即管理层能力不同带来的产出效率差异,构建企业管理层能力指标(*MA*),指标值越大表示管理层能力越强。以管理层能力(*MA*)作为调节变量,关注低碳城市试点政策与管理层能力交乘项($TT \times MA$)的回归系数,检验结果如表14所示。可见,交乘项($TT \times MA$)均在10%水平上显著为正,表明管理层能力越强时,低碳城市试点政策越能促进企业高质量发展。

表 14 低碳城市试点政策、管理层能力与企业高质量发展

变量	<i>TFP</i>	<i>ESG</i>
	(1)	(2)
<i>TT</i>	0.023 ** (2.091)	0.052 *** (2.583)
<i>MA</i>	1.797 *** (26.364)	-0.160 * (-1.706)
$TT \times MA$	0.118 * (1.899)	0.161 * (1.663)
控制变量	控制	控制
时间/个体固定效应	是	是
常数项	-0.147 (-0.546)	-3.916 *** (-7.589)
样本量	18875	18875
R ²	0.461	0.080

六、研究结论与政策建议

低碳城市试点政策以提高生态环境效益为着力点,其实施目的与企业高质量发展要求存在实

质性契合。统筹企业高质量发展的经济效率和社会效益两个视角,本文研究结果表明:(1)低碳城市试点政策的实施提升了企业全要素生产率和可持续发展表现,促进了企业高质量发展。此结论在经过平行趋势假设、PSM-DID、替换关键指标、处理效应检验等系列稳健性检验后依然成立。(2)低碳城市试点政策通过发挥“创新效应”促进企业高质量发展,不仅显著提高了企业创新投入,而且显著提升了企业创新效率,两者在低碳城市试点政策和企业高质量发展之间均发挥了中介作用。低碳城市试点政策实施后,企业高质量发展的经济效率与社会效益之间的内在联系在于,提升经济效率是促进社会效益的重要作用力,全要素生产率越高的企业,可持续发展表现越好。(3)进一步基于政策类型、地区绿色金融发展的异质性检验发现,低碳试点城市的命令控制型政策更能显著促进企业高质量发展,而市场激励型政策尚未有效发挥作用。企业所在地区绿色金融发展水平较高时,低碳城市试点政策更能促进企业高质量发展。基于企业内外部影响因素的研究发现,外部媒体关注和内部管理层能力能够显著影响低碳城市试点政策积极效应的发挥。媒体关注较高,管理层能力越强时,低碳城市试点政策对企业高质量发展的促进作用越大。根据以上研究结论,为进一步推动低碳城市试点政策的有效实施,促进企业高质量发展,本文提出如下建议:

第一,有必要在现有基础上归纳低碳试点城市的发展经验,扩大推广范围,通过共性比较和差异化分析帮助其他城市探索低碳转型方案,调动地方政府普遍参与。基于微观企业高质量发展视角,低碳城市试点政策的实施整体上积极有效。但同时应注意到,不同类型政策工具效用的发挥存在显著差异,低碳试点城市的市场激励型政策的作用仍有待提高。地方政府应更加注重市场化机制的建立和完善,打造政府的服务型职能角色,推进碳交易市场的建设。中央和省级政府可根据试点城市实践状况明确管理和责任机制,激发试点城市探索市场化手段,帮助地方政府完善市场导向的配套体系,引导企业实现低碳转型。

第二,创新是低碳试点城市促进企业高质量发展的重要路径。政府应进一步增强对技术创新的重视,为企业打造良好创新环境,激发企业创新活力,通过低碳科技产业发展和成果转化帮助企业提升研发效率。关注企业高质量发展经济效率和社会效益之间的发展联系,引导企业转变发展方式,提升生产效率。企业应加快发展方式转变,通过动力变革、效率变革实现质量变革,树立长期可持续发展观,践行作为经济主体和社会主体的责任与义务。

第三,构筑政府、金融机构、媒体等多方主体促进企业高质量发展的协同力。绿色金融的发展能够帮助低碳城市试点政策更好地发挥积极作用。地方政府应根据地方经济发展和资源禀赋,推动绿色金融政策设计和规划,加快完善绿色金融体系,引导金融机构加大对企业绿色信贷的支持力度,为企业低碳转型提供有利的融资环境。同时,建立和完善绿色金融相关法规,提高对金融资源利用的追踪和监督要求,强化金融机构监管和企业相关信息披露制度的执行,促使资金真正流向绿色产业。此外,重视外部媒体治理在经济低碳转型过程中的积极作用,通过对低碳可持续发展理念的宣传,提高利益相关者对碳信息关注度,为企业低碳转型营造有利的舆论氛围和市场环境。

第四,企业应关注并积极响应低碳试点城市的相关政策,将低碳转型上升至战略高度,助力自身实现高质量发展。在政策推进过程中,积极了解试点地区内的财政优惠政策及绿色金融政策,弥补自身在节能减排过程中的增量成本,避免自身陷入成本压力与收益下降的恶性循环。同时,应提升管理层的能力和战略眼光,提高有限资源配置效率,把握政策机遇,淘汰落后的技术和设备,逐步加大研发投入,提升创新效率和生产效率。做好绿色可持续发展的规划,积极履行社会责任,为企业建立长期竞争优势,最终带动地方经济高质量发展。

本文初步探讨了低碳城市试点政策对企业高质量发展的影响,但仍然存在一些不足之处有待拓展。由于政策自主性较强且相关数据披露尚不完整,难以对不同地区低碳城市试点政策实施程度形成统一测度,随着管理体系和数据披露逐步完善,可围绕政策执行情况形成更为细致的拓展研究。

参考文献

- [1] 黄群慧. “十四五”时期深化中国工业化进程的重大挑战与战略选择[J]. 北京: 中共中央党校(国家行政学院)学报, 2020, (2): 5-16.
- [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] Cheng, J., J. Yi, S. Dai, and Y. Xiong. Can Low-Carbon City Construction Facilitate Green Growth? Evidence from China's Pilot Low-Carbon City Initiative[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 231, (1): 1158-1170.
- [4] 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.
- [5] 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]. 武汉: 中国地质大学学报(社会科学版), 2019, (6): 128-141.
- [6] 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.
- [7] 逯进, 王晓飞, 刘璐. 低碳城市政策的产业结构升级效应——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020, (2): 104-115.
- [8] 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]. 南京: 产业经济研究, 2021, (6): 101-115.
- [9] 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.
- [10] 宋祺佼, 王宇飞, 齐晔. 中国低碳试点城市的碳排放现状[J]. 济南: 中国人口·资源与环境, 2015, (1): 78-82.
- [11] 李顺毅. 低碳城市试点政策对电能消费强度的影响——基于合成控制法的分析[J]. 北京: 城市问题, 2018, (7): 38-47.
- [12] 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.
- [13] 王华星, 石大千. 新型城镇化有助于缓解雾霾污染吗——来自低碳城市建设的经验证据[J]. 太原: 山西财经大学学报, 2019, (10): 15-27.
- [14] 刘天乐, 王宇飞. 低碳城市试点政策落实的问题及其对策[J]. 北京: 环境保护, 2019, (1): 39-42.
- [15] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (10): 19-41.
- [16] 刘和旺, 刘池, 郑世林. 《环境空气质量标准(2012)》的实施能否助推中国企业高质量发展? [J]. 北京: 中国软科学, 2020, (10): 45-55.
- [17] 李佳霖, 张倩肖, 董嘉昌. 金融发展、企业多元化战略与高质量发展[J]. 北京: 经济管理, 2021, (2): 88-105.
- [18] 段姝, 刘霞, 殷蓉, 蔡蕾. 减税降费赋能企业高质量发展了吗? [J]. 太原: 经济问题, 2022, (1): 20-30.
- [19] 黄世忠. ESG视角下价值创造的三大变革[J]. 北京: 财务研究, 2021, (6): 3-14.
- [20] 庄贵阳. 气候变化挑战与中国经济低碳发展[J]. 北京: 国际经济评论, 2007, (5): 50-52.
- [21] 崔广慧, 姜英兵. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. 北京: 经济管理, 2019, (10): 54-72.
- [22] Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation [J]. *Journal of Environmental Economy Management*, 2003, 46, (1): 384-402.
- [23] Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U. S. Manufacturing [R]. NBER Working Paper, 2012.
- [24] 徐彦坤, 祁毓. 环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J]. 北京: 财贸经济, 2017, (6): 147-161.
- [25] Porter, M. E., and C. V. D. Linde. Towards A New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 4, (4): 97-118.
- [26] Rubashkina, Y., M. Galeotti, and E. Verdolini. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors [J]. *Energy Policy*, 2015, 83, (4): 288-300.
- [27] 吕康娟, 潘敏杰, 朱四伟. 环保约谈制度促进了企业高质量发展吗? [J]. 武汉: 中南财经政法大学学报, 2022, (1): 135-146, 160.
- [28] Berman, E., and L. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2001, 83, (3): 498-510.
- [29] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 北京: 中国工业经济, 2014, (3): 44-56.
- [30] Ambec, S., M. A. Cohen, S. Elgie, and P. Lanoie. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness? [J]. *Review of Environmental Economics & Policy*, 2013, 7, (1): 2-22.

- [31] Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis [J]. *Journal of Production Analysis*, 2008, 30, (3): 121 - 128.
- [32] 郑琴琴, 陆亚东. “随波逐流”还是“战略选择”: 企业社会责任的响应机制研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2018, (4): 169 - 181.
- [33] 刘剑雄. 中国的政治锦标赛竞争研究 [J]. 哈尔滨: 公共管理学报, 2008, (3): 24 - 29, 121 - 122.
- [34] 任曙明, 吕镗. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究 [J]. 北京: 管理世界, 2014, (11): 10 - 23, 187.
- [35] Martin, P. R., and D. V. Moser. Managers' Green Investment Disclosures and Investors' Reaction [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2016, 61, (1): 239 - 254.
- [36] 林志帆, 龙小宁. 社会资本能否支撑中国民营企业高质量发展? [J]. 北京: 管理世界, 2021, (10): 56 - 73.
- [37] 陈丽珊, 傅元海. 融资约束条件下技术创新影响企业高质量发展的动态特征 [J]. 北京: 中国软科学, 2019, (12): 108 - 128.
- [38] 唐红祥, 张祥祯, 吴艳, 贺正楚. 中国制造业发展质量与国际竞争力提升研究 [J]. 北京: 中国软科学, 2019, (2): 128 - 142.
- [39] 陈昭, 刘映曼. 政府补贴、企业创新与制造业企业高质量发展 [J]. 重庆: 改革, 2019, (8): 140 - 151.
- [40] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64, (6): 1263 - 1297.
- [41] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2012, (2): 541 - 558.
- [42] 何凌云, 马青山. 智慧城市试点能否提升城市创新水平? ——基于多期 DID 的经验证据 [J]. 蚌埠: 财贸研究, 2021, (3): 28 - 40.
- [43] 于瑶, 祁怀锦. 集团公司董事会建设与央企全要素生产率——一项准自然实验 [J]. 北京: 经济管理, 2021, (10): 24 - 41.
- [44] 于连超, 孙帆, 毕茜, 刘强. 环境保护费改税有助于提升企业产能利用率吗? 来自《环境保护税法》实施的准自然实验证据 [J]. 上海财经大学学报, 2021, (4): 32 - 47.
- [45] 肖涛, 张宗益, 芮小明. 八大经济区能源消耗与经济增长关系的实证研究 [J]. 北京: 科研管理, 2012, (4): 139 - 146.
- [46] Callaway, B., and P. Sant'Anna. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225, (2): 200 - 230.
- [47] Chaisemartin, C. D., and X. D' Haultfoeulle. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects [J]. *American Economic Review*, 2020, 110, (9): 2964 - 2996.
- [48] 王竹泉, 王惠, 王贞洁. 企业绿色发展、政府补贴和研发支出——兼论企业的道德发展层级 [J]. 南昌: 当代财经, 2021, (2): 75 - 87.
- [49] Hirshleifer, D., P. H. Hsu, and D. Li. Innovative Efficiency and Stock Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 107, (3): 632 - 654.
- [50] 任胜钢, 蒋婷婷, 李晓磊, 袁宝龙. 中国环境规制类型对区域生态效率影响的差异化机制研究 [J]. 北京: 经济管理, 2016, (1): 157 - 165.
- [51] 马骏. 论构建中国绿色金融体系 [J]. 北京: 金融论坛, 2015, (5): 18 - 27.
- [52] 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.
- [53] 吴磊, 贾晓燕, 吴超, 彭甲超. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响 [J]. 济南: 中国人口·资源与环境, 2020, (10): 82 - 92.
- [54] 刘锡良, 文书洋. 中国的金融机构应当承担环境责任吗? ——基本事实、理论模型与实证检验 [J]. 北京: 经济研究, 2019, (3): 38 - 54.
- [55] 郭希宇. 绿色金融助推低碳经济转型的交互效应及空间溢出效应 [J/OL]. 广州: 南方金融, 2022. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/44.1479.F.20220312.1529.006.html>.
- [56] Saxton, G. D., and A. E. Anker. The Aggregate Effects of Decentralized Knowledge Production: Financial Bloggers and Information Asymmetries in the Stock Market [J]. *Journal of Communication*, 2013, 63, (6): 1054 - 1069.
- [57] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 申宇. 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]. 北京: 中国工业经济, 2019, (2): 174 - 192.
- [58] 吴育辉, 吴世农, 魏志华. 管理层能力、信息披露质量与企业信用评级 [J]. 北京: 经济管理, 2017, (1): 165 - 180.

Low-Carbon City Pilot Policy and High Quality Development of Enterprises: From the Perspective of Economic Efficiency and Social Benefit

WANG Zhen-jie^{1,2}, WANG Hui^{1,2}

(1. School of Management, Ocean University of China, Qingdao, Shandong, 266100, China;

2. China Business Working Capital Management Research Center, Qingdao, Shandong, 266100, China)

Abstract: China's economy has shifted from a stage of high-speed growth to a stage of high-quality development. High-quality development of enterprises is the micro basis of high-quality development of economy. The transformation of economic development mode, optimization of economic structure and transformation of growth power are inseparable from the subjective role of enterprises. In this context, as an important environmental policy, whether the low-carbon city pilot can achieve a win-win situation between economic efficiency and social benefits, so as to promote the high-quality development of enterprises, is the core issue of this paper.

Taking the low-carbon city pilot as a quasi-natural experiment and using the data of Chinese listed companies from 2008 to 2019, this paper uses time-varying difference-in-difference method to examine the impact of the low-carbon city pilot policy on the high-quality development of enterprises from the perspectives of economic efficiency and social benefit. The results show that low-carbon city pilot policy can significantly promote high-quality development of enterprises, not only improve total factor productivity of enterprises, but also promote sustainable development performance of enterprises, and play a positive role in coordinating economic efficiency and social benefits. The mechanism test shows that the low-carbon city pilot policy brings into play the "innovation effect" and promotes the high-quality development of enterprises by improving their innovation input and innovation efficiency. The internal connection between economic efficiency and social benefits of enterprises' high-quality development is that the improvement of economic efficiency can promote the social benefits of enterprises. After the implementation of low-carbon city pilot policy, enterprises with higher total factor productivity perform better in sustainable development. Further examination shows that command-and-control policy is the main tool to promote high-quality development of enterprises in low-carbon pilot cities, and the positive effects of low-carbon city pilot policy are greater in areas with higher level of green finance development. Rationally utilizing the supervision and governance function of media and improving the ability of management can amplify the positive effect of low-carbon city pilot policy. This paper broadens the evaluation of the effects of low-carbon city pilot policy, which will help the government, financial institutions, media and enterprises form a joint force for low-carbon transformation, and provide testing evidence and beneficial inspiration for China's realization of carbon neutrality and high-quality development of economic.

The possible marginal contributions of this paper are as follows: First, Take the high-quality development of micro enterprises as the foothold, this paper enriches the research on evaluation of the effects of low-carbon city pilot policy. Most existing literatures analyze the industrial structure upgrading effect or pollution control effect of low-carbon city pilot policy from the perspective of economy or society alone, and there are few literatures discuss the impact of pilot policies of low-carbon cities on the high-quality development of micro enterprises. This paper is helpful to form a comprehensive evaluation of low-carbon city pilot policy. Second, enrich the measure dimensions and influence factors of enterprises' high quality development. Most existing literatures put total factor productivity as a research focus, this paper, the organic connection between economic efficiency and social benefits is demonstrated and tested, and the total factor productivity and sustainable development performance of enterprises are considered overall. It provides a new testing evidence for whether "Porter hypothesis" conforms to the status quo of China's low-carbon economic transition. Third, this paper examines the further heterogeneity analyses from the perspective of policy types, regional green financial development, and provides policy tools identification and regional development guidance for the smooth implementation of low-carbon city pilot policy. At the same time, this paper also explores the factors promoting policy implementation from the perspective of media and management, which can help to improve the coordination between the government and the market, and provide targeted suggestions for promoting high-quality development of enterprises.

Key Words: low-carbon city; high-quality development; total factor productivity; sustainable development

JEL Classification: D24, O13, Q51

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.06.003

(责任编辑: 闫 梅)