

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

赵振智¹,程 振¹,吕德胜²

(1. 中国石油大学(华东) 经济管理学院, 山东 青岛 266580; 2. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127)

摘要:低碳城市试点是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要战略方向,并且带动、突破与引领全国低碳发展,而低碳城市试点政策的实施也为企业提高全要素生产率提供了重要契机。以低碳城市试点作为准自然实验,基于2008—2019年沪深A股上市企业数据及与企业所在城市进行匹配的城市面板数据,采用渐进双重差分法考察国家低碳战略对企业全要素生产率的影响。研究发现:(1)低碳城市试点政策能够提高企业全要素生产率,并且在进行平行趋势检验、安慰剂检验、PSM-DID检验等一系列稳健性检验后,结论依然成立。(2)低碳城市试点政策会降低高碳排放行业企业全要素生产率,但有助于提高非国有企业全要素生产率。(3)低碳城市试点政策通过缓解企业融资约束、提升企业技术创新水平与企业资本配置效率来促进企业全要素生产率的提高。研究丰富了将低碳城市试点切入企业层面进行政策效应评估的理论研究和经验证据,是基于中国情境对“波特假说”相关领域研究的补充,为低碳城市试点的深入推进及企业以该试点为契机来提高全要素生产率提供了政策启示。

关键词:国家低碳战略;低碳城市试点;全要素生产率;异质性分析;机制检验;渐进双重差分
中图分类号:F279.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-9301(2021)06-0101-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.06.008

一、引言

近年来,我国工业化和城镇化的快速推进在为实现社会主义现代化国家夯实基础的同时,也付出了能源大量消耗和温室气体过度排放的沉重代价,全球气候变暖更是使得国际社会期待中国做出更多的减碳降碳承诺和行动。耶鲁大学等研究单位联合发布的《2020年全球环境绩效指数(EPI)报告》显示,在参评的180个国家和地区中,中国位列第120位^[1],这凸显了当前我国环境治理的严峻性和相对薄弱的低碳政策。新发展阶段下经济下行压力对中国高消耗与高碳排放的经济发展方式提出了新的考验。党的十九大报告明确强调,“坚持质量第一、效益优先,以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”^①。中国的低碳发展历程也在印证着中国努力的决心,如:2007年9月,我国正式拉开了发展低碳经济的序幕;2008年,世界自然基金会以上海和保定作为在中国开展低碳城市发展项目的试点城市;2010年,中华人民共和国国家

收稿日期:2021-07-06;修回日期:2021-10-06

作者简介:赵振智(1964—),男,山东寿光人,管理学博士,中国石油大学(华东)经济管理学院教授、博士生导师,研究方向为能源经济、环境经济;程振(1993—),男,安徽利辛人,中国石油大学(华东)经济管理学院博士研究生,研究方向为能源经济、环境经济;吕德胜(1993—),男,山东烟台人,西北大学经济管理学院博士研究生,研究方向为区域经济。

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(19CX04034B);国家社会科学基金一般项目(20BJY090)

发展和改革委员会正式启动第一批五省八市的低碳城市试点工作,而后在 2012 年和 2017 年分别开展了第二批一省二十九市、第三批四十五个城市(区、县)的低碳城市试点工作^②。始终围绕着“减碳降碳”开展试点工作,是实现碳减排与经济发展双赢的国家层面战略举措。作为综合型环境政策^[2],低碳城市试点在加快实现我国碳减排承诺和经济增长与碳排放脱钩,以及在推进国家治理体系和治理能力现代化方面起到重要作用,并且带动、突破与引领全国低碳发展。综合来看,低碳城市试点要求城市在实现低碳化发展过程中应具有清晰的发展策略、原则与方向,加快低碳技术研发、推广与应用,构建以低碳、绿色、环保、循环为特征的低碳产业体系,相应的低碳发展产业政策、财税政策和技术推广政策应及时跟进,以强化低碳技术创新对经济发展的驱动作用。城市是应对气候变化与推进低碳经济转型的重要空间和行动单元,低碳化发展是未来城市发展的主导方向。企业作为低碳城市建设最为重要的参与者和贡献者,既是二氧化碳排放大户,也是低碳产品研发的核心组织,提高全要素生产率是企业达到碳减排目的和在低碳城市建设道路上成为表率 and 引领者的有效途径之一。以低碳城市试点作为提高全要素生产率战略契机的,通过释放参与与落实气候行动愿景目标的积极性和创造性来为企业全要素生产率的提高注入新的活力,是新发展阶段下提升企业发展韧性和核心竞争力的关键所在。因此,探究低碳城市试点对全要素生产率的提高作用对于政策的推进实施和企业未来发展就显得尤为重要。

本文从环境规制政策对企业或行业全要素生产率的影响以及低碳城市试点的政策效应两个方面进行文献综述。环境规制能否促进企业创新进而提高企业全要素生产率一直饱受争议,两者之间的关系较为复杂,国内外文献对环境规制方面的研究多是围绕“波特假说”开展的。“波特假说”认为,环境政策既要设计恰当又要严格执行,才能有助于激励企业创新,创新为企业带来的回报可以弥补部分环境规制成本,而效率改进和内部资源的优化配置能为企业带来更高的生产率^[3]。该假说得到了多数学者的支持^[4-5]。Xie *et al.*^[6]认为环境规制促进企业创新能力提升,技术创新进一步促使企业生产力提高,并带来产品质量升级和换代,从而扩大企业市场份额和盈利能力,而生产率的提高弥补了环境保护产生的成本。Rubashkina *et al.*^[7]选取欧洲制造业行业数据并分析环境政策与行业生产率之间的关系,发现受环境政策的影响,行业生产率有所增加。Li and Lin^[8]研究发现,合理的环境规制政策会助推工业绿色全要素生产率提升。韩超等^[9]认为环境政策对特定行业生产率的影响是积极正面的。部分学者认为环境规制会降低全要素生产率。环境规制的政策压力加大了企业生产经营活动的负担,导致人力、物力与财力从“生产”用途转向“治污”用途,生产效率短期内出现倒退迹象^[10]。Walley and Whitehead^[11]认为,企业环境治理成本会因政府实施环境规制政策加速攀升,企业利润被侵蚀,打击了企业开展生产性投资的积极性,阻碍企业全要素生产率的提高。Wang *et al.*^[12]利用中国工业企业数据库数据分析水质法规对中国“三河三湖”区域企业生产率的影响,发现环境政策导致企业生产率下降。盛丹和张国峰^[13]发现,两控区内企业生产率增长幅度显著低于非两控区,两控区政策加大企业生产成本,导致生产率增长受阻。Gray and Shadbegian^[14]研究发现,命令型环境规制负向影响美国制造业行业全要素生产率。少数学者认为,环境规制与企业生产率之间并不仅仅是简单的线性关系,而是呈现复杂的“U”型关系^[15]。

对于低碳城市试点的政策效应评估,学者们主要从企业绿色技术创新、空气污染治理效应、碳排放、外商直接投资、绿色 GDP 等方面开展了研究。徐佳和崔静波^[16]研究发现,低碳城市试点提升了企业绿色技术创新水平,并且对高碳行业企业绿色技术创新水平的促进作用更明显。宋弘等^[17]以低碳城市试点作为准自然实验,得出低碳城市试点能降低城市空气污染的结论。刘传明等^[18]的研究结果表明,低碳城市试点政策能够降低碳排放。龚梦琪等^[2]研究发现,低碳城市试点不是阻挡外商直接投资(FDI)进入的壁垒,相反会吸引外商直接投资。Cheng *et al.*^[19]研究发现,低碳城市建设显著促进了试点地区的绿色经济增长。

尽管现有文献从不同角度对低碳城市试点政策进行了研究和评价,且主要集中在政策设计逻辑、绿色创新效应、碳排放绩效、建设模式与路径等方面,但仍然存在以下局限性:(1)多数学者选取不同方式和对象对“波特假说”进行验证,尤其在早期多是研究异质性环境规制对环境的影响。虽然学者们对近些年陆续出台的相关环境政策进行了跟进研究,但多数环境政策的实施手段较为单一,针对低碳城市试点这一综合型环境政策的研究尚处于起步阶段。(2)当前对低碳城市试点进行政策效应评价的文献重点集中在考察碳减排和碳脱钩等方面,主要以城市为单元展开研究,也有部分学者在省份和行业层面开展对低碳城市试点政策效应评估的研究,然而对微观企业影响的研究,如从企业全要素生产率角度来评估低碳城市试点政策实施效果的文献,较为匮乏。(3)部分学者尝试通过构建综合指标体系测度城市低碳发展程度来衡量低碳城市试点效果,但是各指标权重的设定存在主观性,科学性与合理性备受质疑。

本文的贡献在于:(1)从企业全要素生产率这一新的视角出发研究低碳城市试点的政策效应,即低碳城市试点这一综合型环境政策能否驱动企业全要素生产率的提高,为评估低碳城市试点政策的效果提供了微观经验证据,拓展了环境政策和企业全要素生产率关系研究的相关文献。(2)进一步从行业碳密集度、企业所有制等多个角度,探讨低碳城市试点政策对企业全要素生产率的异质性影响。(3)在考察环境规制影响企业全要素生产率的作用路径时,鲜有学者将企业融资约束、企业技术创新和企业资本配置效率作为环境政策发挥正向效果的实际渠道。本文识别企业融资约束、技术创新与资本配置效率在低碳城市试点政策影响企业全要素生产率中的作用,对于破解低碳城市试点政策短期困境及发挥其实际效应至关重要。

二、理论分析与假说提出

高质量发展背景下,政府对环境问题的重视程度超出以往,在借助环境政策提升环境绩效时,会对企业生产过程中的资源分配、资本投资与技术创新产生重要影响,进而影响企业全要素生产率^[20]。中国低碳城市试点作为综合型的环境规制政策,以多种方式影响企业内部效率。由于低碳城市试点政策具有弱约束性与弱激励性等特点,地方政府以低碳城市试点为契机,在政策创新方面积极展现出争先和自主的一面,以此提升政治合法性^[21]。政治合法性体现在企业和中央政府对地方政府合法性的认同上,企业相关行为会因合法性认同受到规范和约束,而地方政府则通过合法性认同从中央政府获取资源要素和相关领域的政策扶持。企业通过实际碳减排行动来达到地方政府的目标与要求,在与地方政府的良好互动中获取多种形式的补偿,进而通过流程再造、流程优化来提高低碳生产能力和全要素生产率。低碳城市试点的政策组合型特点决定了试点过程中政府将会综合使用命令型工具、自愿型工具与市场型工具。命令型工具的强制性特点表现为对生产过程(产品标准)与生产技术提出严格的能耗和碳排放标准,低碳甚至是零碳的政策目标约束加大了企业违规压力,为避免违规处罚,企业会主动改进粗放的生产经营模式,提高全要素生产率。市场型工具体现在总量控制与配额交易方面,超额碳排放需要在碳排放交易市场中购买配额,碳交易会直接加大企业成本,倒逼企业通过提高全要素生产率的方式弥补购买排放配额引起的利润损失^[22],碳排放指标富余的企业将剩余指标在碳排放交易市场上出售,获取的经济效益用于激励企业提高全要素生产率,即体现为“排放者付费,减排者受益”。自愿型工具要求企业对外界披露相关环境指标和碳排放等信息,企业迫于社会舆论压力,同时为了规避短视行为,将积极开展碳减排活动和披露碳排放信息,通过向清洁生产和高生产率方向转变来维护自身良好的环境形象,积极向外界传递由事后的“末端治理”转向事前的“前端预防”的责任担当信号。根据共生理论,企业采取积极的减排行动策略会为其提高全要素生产率开拓新的途径。企业还会享受央地两级政府的“双重优惠”,如在试点城市出台金融支持、税收减免、财政补贴、人才激励等系列政策,这些政策缓解了企业生产压力和资金压力,促使企业不断改进生产方式和生产经营理念,降低了企业成本费用,为提高全要素生产率提供了有

力支持。因此,在资源环境碳排放约束的大背景下,碳排放的代价与日俱增,企业更加重视绿色低碳可持续发展,低碳城市试点政策的实施能够加快企业向创新、高效、环保和高附加值的增长方式转变,持续驱动企业提高全要素生产率和市场竞争力。据此,本文提出:

假说 H1:低碳城市试点政策的实施能够促进企业全要素生产率的提高。

高碳行业和清洁行业均会受到低碳城市试点这一环境政策的规制,导致两类行业碳排放成本与环境服从成本增加,由于碳排放和技术构成差异较大,两类行业对规制的重视程度和应对策略不同。Shen *et al.* [23] 的研究证实环境政策对不同行业的全要素生产率产生了异质影响。在各低碳试点地区公布的试点方案中,对高污染和高碳排放行业的政策要求以“强制型”为主,如对高碳排放和高污染行业的新建项目实施更严格的准入标准,进行严厉的税收管制(能源税和碳排放税);对清洁型低碳行业的政策要求以“鼓励型”为主,如支持新能源产业发展,推行清洁生产方式。因此,高碳排放行业会受到低碳城市试点政策更加严格的要求。相对于清洁行业,高碳行业面临的环境规制成本更高,低碳城市试点下的“环境壁垒”效应愈发明显,加大了企业的资金压力,导致企业生产性投资缺失、创新活动疲软乏力、组织管理低效,制约了企业的高效运转,进而导致全要素生产率出现“倒退”现象[14]。根据上述分析,高碳行业面临更加严格的环境政策要求,在高生产成本和高碳减排费用的重负下,该行业多种劣势凸显,难以灵活利用不同策略应对全要素生产率下降的颓势,如在生产资料有限的情况下,遵循环境政策会挤占企业生产性资金,导致产能不足及生产率下降;而清洁行业面临的规制成本压力较小,环境政策对其全要素生产率的影响相对更弱。据此,本文提出:

假说 H2:与清洁行业相比,低碳城市试点政策会降低高碳行业中企业全要素生产率。

相对于国有企业来说,民营企业面临更为激烈的市场竞争环境,承受更加严格的环境政策要求,对环境政策的反应比国有企业更加敏感和迅速,能够及时评估低碳城市试点政策给自身发展带来何种机遇和挑战,快速找到新的发展路径和形成先进的发展理念。环境规制会加大企业的额外成本支出[14],低碳城市试点作为环境政策,对民营企业利润最大化目标带来负向冲击,而民营企业能够灵活调整经营战略,积极参与到低碳城市建设中,企业的生产活动也变得复杂化和具有综合性。企业的灵活性优势表现为内部各部门间流畅的协调和合作,该优势促使企业的组织管理能力在生产和服务流程重构过程中得到提升,企业对改进生产管理方式和提升效率的重视程度也会超出以往,以上共同形成了提高全要素生产率的“重要资源”,而全要素生产率的提高得以弥补规制带来的环境成本。另外,低碳城市试点政策所带来的配套支持对资源稀缺的民营企业来说是一次“雪中送炭”,使民营企业具有更高的积极性和动力,投入更多的资源和精力来提高全要素生产率。相对于非国有企业,国有企业在政策资源获取方面具有较多优势,诸如财政补贴、税收减免、融资便利等[24],但国有企业经营目标具有多重性,涵盖了保增长稳就业、提供准公共品等社会责任,挤占了部分用于购入提升企业效率的先进生产工艺和设备的资金。国有企业对管理层的激励也相对保守,激励不足可能会影响管理层的积极性,进而影响企业效率的提升。国有企业凭借自身具有的政治优势能够减少甚至免于环境政策带来的规制压力,因此,其提升全要素生产率的积极性和意愿难免会弱于非国有企业。据此,本文提出:

假说 H3:与国有企业相比,低碳城市试点政策更有助于提高非国有企业全要素生产率。

低碳城市试点的目的在于确保实现控制温室气体排放的目标与推动绿色低碳发展,各试点地区为确保低碳城市试点取得积极成效,认真贯彻落实试点工作要求。企业作为低碳城市建设的重要参与者和贡献者,也是降低碳排放的主要力量。政府为将低碳化发展理念融入企业的经营理念中并使其践行低碳发展方式,对企业的支持力度也在提升。地方政府部门借助上级政府赋予的自主性进行大胆探索和制度创新,开展税收减免、财政补贴、贷款贴息、专项资金支持与人才激励等多种形式的激励,帮助企业拓宽融资渠道;银行等金融机构视受政府支持和补贴的企业获取了政府隐性担保,对

其降低信贷门槛。政府帮扶和金融机构的支持对企业的融资约束起到平滑作用,有效缓解了企业融资约束,多种形式的经济激励和资金支持增强了企业防范风险的能力和提升全要素生产率的动机。企业将获取的资金用于优化组合生产要素,对工艺与技术设备进行改良,加大生产性投资,积极进行技术革新和提高资本配置效率,并通过对管理层实施激励来提升企业管理效率和水平,企业全要素生产率会因良好的金融和制度环境支撑得到跃增。

Porter and Van der Linde^[3]、Zhang *et al.*^[25]等学者认为恰当的环境规制能够倒逼企业利用先进的技术和管理经验,提高资源利用率,进而提升全要素生产率,因此,低碳城市建设过程中,企业技术创新和企业资本配置效率可以看作是影响企业全要素生产率的两个主要机制,也即促进企业技术创新水平提升与改善企业资本配置效率是低碳城市试点驱动企业全要素生产率提高的两种更为具体、有效、精准与主要的路径。合规成本理论认为,环境规制给企业增加额外负担并且可能会抑制创新^[14],但环境规制对企业创新的影响最终由“遵循成本效应”转向“创新补偿效应”^[26]。多数低碳试点城市的建设方案强调以技术创新为动力,大力发展低碳产业,因此,企业通过加大技术研发创新力度来实现工艺升级,依靠生产技术进步和低碳环保技术升级降低碳排放,通过提高全要素生产率来弥补环境成本损失。低碳城市试点政策给予地方政府一定的自主性,促使地方政府转变“逐底竞争”思维模式,鼓励企业通过创新实现清洁生产技术的突破。创新活动具有周期长、投入高、风险高的特征,政府通过引导风险投资基金投入或政策补贴来鼓励企业进行技术创新和工艺升级改造,在实现碳减排目标的情况下,创新和技术升级作为企业的内生动力能够提高全要素生产率。政府会将潜在环境收入以环境补贴方式返还给企业,以此作为激励企业创新的一种方式,减少创新成本和创新失灵^[27]。在政府跟进相关基础配套设施、强化人力资本支持、优化创新服务的措施下,低耗能和高附加值的企业兴起,对其他企业会产生竞争效应和示范效应,将会提升整体企业全要素生产率。低碳试点城市的“光环效应”会促进外商直接投资^[2],国内企业积极进行技术引进消化吸收,使外商直接投资的技术溢出效应帮助企业降低碳排放量和提高全要素生产率。根据有限理性人假说来分析低碳城市试点对企业资本配置效率的影响发现,低碳城市试点能够强化企业对自身资本配置效率低下的认知,为企业提高资本配置效率提供了可行的改进方向^[28]。在低碳城市试点政策的约束下,高排放和低生产效率企业的碳减排成本可能逼近甚至超过企业正常的经营收益,此时,企业面临搬迁、提高资源利用率、合并转让或者停产退出的抉择,理性的企业会基于长期经济利益的考量,选择提高资本配置效率,减少或消除环境成本压力^[29]。低碳城市试点为企业提供的多种形式的优惠政策和资金支持,作为环境政策压力下企业改善资本配置效率的重要方式,有助于企业利用这些有利机会和条件优化企业内部组织结构及增进部门间的协调配合,及时地把握投资机会并作出投资决策,增强企业“投资-投资机会”敏感性,进而通过优化资本配置效率来提高全要素生产率。据此,本文提出:

假说 H4:低碳城市试点政策通过缓解企业融资约束,促进企业全要素生产率的提高。

假说 H5:低碳城市试点政策通过提升企业技术创新水平,促进企业全要素生产率的提高。

假说 H6:低碳城市试点政策通过改善企业资本配置效率,促进企业全要素生产率的提高。

三、研究设计

(一) 模型构建

本文以低碳城市试点为准自然实验,由于开展三个批次低碳城市试点的年份并不相同,故采用渐进双重差分法来研究低碳城市试点对企业全要素生产率的影响,通过比较试点城市企业(处理组)全要素生产率和非试点城市企业(对照组)全要素生产率在低碳城市试点前后的差异,进而识别该试点的政策净效应。遵循宋弘等^[17]、Li *et al.*^[30]和郭丰等^[31]的研究思路,构建如下模型:

$$TFPLP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TREAT_i \times POST_{i,t} + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $TFPLP_{i,t}$ 为企业*i*在*t*年的全要素生产率; $TREAT_i \times POST_{i,t}$ 表示低碳城市试点,如果企业*i*

属于低碳城市试点地区且所处年份正在进行试点,则取值为 1,如果企业 i 不属于低碳城市试点地区或属于低碳城市试点地区但所处年份并未开始试点,则取值为 0; $X_{i,t}$ 表示选取的控制变量; γ_i, μ_i 分别表示时间固定效应和个体固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。借鉴徐佳和崔静波^[16]的做法,本文采用城市层面的聚类调整标准误。核心解释变量 $TREAT_i \times POST_{i,t}$ 的回归系数 β_1 为低碳城市试点的政策净效应,表示低碳城市试点对企业全要素生产率的影响,预期 β_1 显著为正。

(二) 样本选择和数据处理

本文以沪深 A 股上市制造业企业 2008—2019 年的数据作为研究样本。考虑到 2008 年之后上市公司的会计准则发生了变化,因此,以 2008 年为样本研究的起始年。控制变量中包含了企业层面和城市层面的控制变量,其中城市层面的控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》(最新统计指标截止时间为 2019 年),为了使选取的变量截止时间统一,将研究样本的截止时间设定在 2019 年。考虑到测算全要素生产率时,服务业及其他行业与制造业存在较大差异,而且制造业上市企业在总上市企业中占比较高,本文选取制造业企业的数据作为研究样本。剔除 ST、*ST 样本及其他数据缺失的样本后,共计得到 16 413 个有效的公司-年度样本观测值,城市层面的数据来自《中国城市统计年鉴》,其他数据来自国泰安数据库(CSMAR)。

(三) 变量定义

被解释变量是企业全要素生产率(TFPLP)。部分学者采用 OLS 回归方法计算 TFPLP,而此方法可能会因内生性问题导致估计偏差。现有研究大多使用 OP 和 LP 方法测算 TFPLP。虽然 OP 法能有效避免同时性偏差和选择性偏差,但 OP 法以投资为代理变量,会将投资实际值为负的样本数据剔除,造成样本损失过多。LP 法在 OP 法的基础上,通过替换变量方式解决了样本损失问题,即 LP 法使用中间品投入作为代理变量,能够减少样本的损失,数据筛选更加有效,估计结果相较于 OP 法更加精确。因此,本文采用 LP 法测算 TFPLP,利用“prodest”命令(Stata 16)实现,将主营业务收入的自然对数作为产出变量,购买商品、接受劳务支付的现金的自然对数作为代理变量,员工人数的自然对数作为自由变量,固定资产净额的自然对数作为资本变量。稳健性检验部分采用 GMM 方法计算 TFPLP^[32]。

借鉴相关文献,选取部分企业层面与城市层面的控制变量,具体包括:企业规模(lnTAT)、资产负债率(LEV)、总资产报酬率(ROA)、托宾 Q 值(TBQ)、企业年龄(lnAGE)、资产抵押能力(AMC)、股权集中度(SHRL)、经营活动现金流(CAF)、经济发展水平(lnPGDP)、政府研发投入(GII)、地区金融发展水平(FIR)。上述各变量定义参见表 1^③。

表 1 主要变量定义

变量符号	变量名称	定义
TFPLP	全要素生产率	采用 LP 法测算企业全要素生产率,稳健性检验部分采用 GMM 法测算全要素生产率
TREAT × POST	低碳城市试点	分组虚拟变量乘以政策实施虚拟变量
lnTAT	企业规模	总资产的自然对数值
LEV	资产负债率	总负债 ÷ 总资产
ROA	总资产报酬率	息税前利润 ÷ 年初与年末总资产均值
TBQ	托宾 Q 值	(每股价格 × 流通股股份 + 每股净资产 × 非流通股股份 + 负债合计) ÷ 总资产
lnAGE	企业年龄	ln(当前年份 - 成立年份 + 1)
AMC	资产抵押能力	固定资产净额 ÷ 总资产
SHRL	股权集中度	第一大股东持股比例
CAF	经营活动现金流	经营活动产生的净现金流量 ÷ 总资产
lnPGDP	经济发展水平	地区人均 GDP 对数
GII	政府研发投入	财政科技支出 ÷ 总财政支出
FIR	地区金融发展水平	金融机构存贷款总额 ÷ GDP

四、实证结果分析

表 2 第(1)列和第(2)列分别列示了未加入控制变量与加入控制变量的情况下,对模型(1)进行

回归而得到的低碳城市试点对企业全要素生产率(TFPLP)的估计结果。 $TREAT \times POST$ 的系数均显著为正(系数分别为0.026 6和0.023 2),验证了低碳城市试点政策的实施显著提高了试点地区企业全要素生产率。相对于非低碳城市试点地区的企业,低碳城市试点地区的企业全要素生产率高出2.32个百分点。可能的原因是,低碳城市试点政策的实施,有助于提高企业对地方政府的合法性认同,进而增加两者的互动,为企业获取用于流程优化和改造的资源提供便利。低碳城市试点政策作为综合型的环境规制工具,通过多种环境工具叠加使用,倒逼企业提高全要素生产率,进而减少规制成本对利润的侵蚀。央地政府提供的金融支持、财政补贴等多重资金和鼓励政策加快了企业提高全要素生产率的步伐,上述结果支持了假说H1。

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验:事件分析法

双重差分实施的前提条件是处理组和对照组满足平行趋势假设,即低碳城市试点地区的企业全要素生产率与非低碳城市试点地区的企业全要素生产率变化趋势在试点前应保持平行。借鉴Sun *et al.* [33]的做法,本文采用事件分析法进行平行趋势检验,如式(2)所示:

$$TFPLP_{i,t} = \sigma + \sum_{\tau=-M}^N \theta_{\tau} Policy_{i,t-\tau} + \rho X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$Policy_{i,t-\tau}$ 为虚拟变量,如果企业*i*所在城市在*t*- τ 年实施了低碳城市试点,则取值为1,否则取值为0。根据三个批次低碳城市试点的年份来计算试点前和试点后的相对时间*M*和*N*,本文选取的数据时间跨度是2008—2019年,因此,覆盖了试点前的9年(*M*),与开始试点之后的9年(*N*)。控制变量同模型(1)。以低碳城市试点前一年作为基准年份,分析政策的动态效应系数 θ_{τ} 是否显著异于0来判断能否满足平衡趋势假设[34],结果如图1所示。

由图1可知,在低碳城市试点之前,动态效应系数 θ_{τ} 的95%置信区间包含0,说明低碳城市试点地区与非低碳城市试点地区的企业全要素生产率并不存在显著差异,满足平行趋势假设。从动态效应方面来看,在低碳城市试点后的第一年到第六年, θ_{τ} 的95%置信区间不包含0,说明低碳城市试点政策确实提高了企业全要素生产率,从系数数值的大小来看,大致呈现出上升的特征。而低碳城市试点后的第七年到第九年, θ_{τ} 的95%置信区间包含0,说明低碳城市试点驱动企业全要素生产率提高的政策效应在试点后的第七年到第九年消失。可能的原因是,上级政府并未对地方政府制定明确的低碳

表2 低碳城市试点对企业全要素生产率的影响

变量	(1) TFPLP	(2) TFPLP
$TREAT \times POST$	0.026 6*** (0.005 3)	0.023 2*** (0.005 5)
lnTAT		0.062 1*** (0.006 0)
LEV		0.036 7* (0.021 4)
ROA		0.106 3** (0.051 4)
TBQ		-0.000 7 (0.002 2)
lnAGE		0.004 3 (0.018 8)
AMC		0.096 2*** (0.036 9)
SHRL		0.060 7* (0.033 2)
CAF		-0.034 9 (0.029 4)
lnPGDP		0.034 0** (0.016 4)
GII		-0.233 4* (0.123 0)
FIR		-0.003 8* (0.002 2)
Constant	3.444 4*** (0.004 8)	1.720 7*** (0.218 4)
Company FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	16 413	16 413
R ²	0.097 0	0.144 2

注:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$;括号内为城市层面的聚类调整标准误。

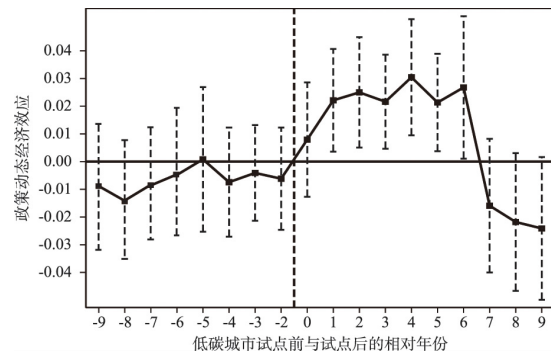


图1 平行趋势检验

城市试点长期绩效考核机制,随着低碳城市试点更长时间的推进,地方政府在低碳城市试点过程中可能产生懈怠,导致长期效果不尽如人意。整体而言,低碳城市试点政策对企业全要素生产率的提高作用在短期内是明显的,但是随着时间的推移,这种提高作用会衰减直至消失。

(二) 其他不可观测特征的影响:安慰剂检验

由于安慰剂检验可用于验证有无其他不可观测因素对双重差分产生干扰,本文采用安慰剂法验证模型(1)的回归结果的稳健性。具体方式为:随机产生一个低碳城市名单,并且数量与实际的低碳试点城市数量一致,对模型(1)进行双重差分回归,重复500次和1000次安慰剂检验,以此增加检验的可信度。图2展示了低碳城市试点对企业全要素生产率的安慰剂检验结果,低碳城市试点对企业全要素生产率的回归系数集中在0附近,重复500次、1000次安慰剂检验的回归系数的标准差分别为0.0080、0.0079,模型(1)的回归系数(0.0232)均在500次、1000次系数估计结果的99%以外。据此,可以排除模型(1)的回归结果是由不可观测因素导致的。

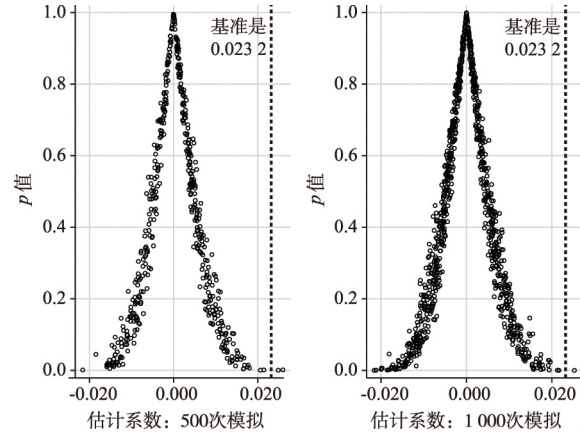


图2 安慰剂检验

(三) 其他稳健性检验

为验证前文基于模型(1)的回归结果所得结论的可信性,即低碳城市试点政策的实施显著提高了试点地区企业全要素生产率,本文还采用如下方式进行稳健性检验:

1. 基于PSM-DID方法的估计。以控制变量作为协变量,将低碳城市试点作为虚拟变量对控制变量进行Logit回归,采用最近邻一对一匹配并利用共同支持范围内的样本进行PSM后的双重差分估计,结果见表3第(1)列。 $TREAT \times POST$ 的系数及符号并未发生显著改变,表明结论依然稳健。

2. 城市等级及行业不同。城市化会增加人力资本的空间集聚,并通过要素匹配、技术溢出和知识共享共同作用于企业全要素生产率。政府执行环境规制的力度不同,低碳城市试点的效果也存在差异,对当地企业产生的影响程度则不同,另外,不同行业对该试点的敏感性也存在差别。综上,本部分对模型(1)分别进行聚类到省份层面、聚类到行业层面、剔除直辖市和同时剔除直辖市与副省级城市四种情况下的双重差分估计,结果呈现于表3第(2)列至第(5)列,结论依然不变。

表3 其他稳健性检验(一)

变量	PSM-DID (1)	聚类到省份 TFPLP (2)	聚类到行业 TFPLP (3)	剔除直辖市 TFPLP (4)	剔除直辖市和 副省级城市 TFPLP (5)	GMM TFPGMM (6)	保留2010年 前上市企业 TFPLP (7)	省份随 时间变化 TFPLP (8)	省份与行业 随时间变化 TFPLP (9)	连续变量 上下缩尾1% TFPLP (10)	平衡面板 数据 TFPLP (11)
$TREAT \times POST$	0.023 2 *** (0.005 5)	0.023 2 *** (0.004 5)	0.023 2 *** (0.006 4)	0.027 4 *** (0.006 5)	0.015 4 * (0.008 6)	0.041 4 ** (0.019 5)	0.021 1 *** (0.006 8)	0.024 2 *** (0.005 3)	0.025 6 *** (0.005 4)	0.020 9 *** (0.005 2)	0.023 7 *** (0.008 7)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	1.721 7 *** (0.218 5)	1.720 7 *** (0.168 4)	1.720 7 *** (0.075 1)	1.591 4 *** (0.233 6)	1.375 0 *** (0.236 7)	3.318 8 *** (0.495 2)	1.626 0 *** (0.201 9)	1.756 5 *** (0.264 7)	1.765 5 *** (0.265 5)	1.550 1 *** (0.179 3)	1.960 5 *** (0.169 5)
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16 410	16 413	16 413	14 077	9 925	16 413	8 819	16 413	16 413	16 413	5 532
R ²	0.144 1	0.144 2	0.144 2	0.149 4	0.239 3	0.306 2	0.231 5	0.110 2	0.110 6	0.176 5	0.308 6

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。第(2)列和第(3)列括号内标准误分别聚类到省份和行业层面,其他列的括号内为城市层面的聚类调整标准误。第(8)列控制了省份 \times 时间固定效应,第(9)列控制了省份 \times 时间固定效应以及行业 \times 时间固定效应。

3. 采用 GMM 方法测算全要素生产率。由于广义矩估计 (GMM) 半参数估计方法可以缓解模型中可能存在的内生性问题, 本文使用 GMM 方法测算企业全要素生产率, 并对模型 (1) 进行回归, 结果呈现于表 3 第 (6) 列。TREAT × POST 的系数及符号并未发生显著改变, 说明结论依然稳健。

4. 仅考虑 2010 年之前上市的企业。低碳城市试点可能会对部分行业企业带来较大的政策压力, 企业可能会选择将生产活动转移至非低碳城市试点地区。为减少企业生产转移因素的影响, 本文仅保留 2010 年之前上市的企业对模型 (1) 进行估计, 结果见表 3 第 (7) 列, 结论依然不变。

5. 时间趋势检验。一些行业 (省份) 特征因素可能随时间动态调整, 本文引入行业 (省份) × 时间虚拟变量, 控制随时间变化的行业 (省份) 特征因素对模型 (1) 估计结果的影响, 结果列示于表 3 第 (8) 列和第 (9) 列, 结论仍然成立。

6. 其他。本文通过对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理、选取平衡面板数据、对解释变量和控制变量进行滞后一期处理, 对模型 (1) 进行进一步估计, 结果分别列示于表 3 的第 (10) 列和第 (11) 列, 以及表 4, 可见结论仍然成立。

六、异质性分析

(一) 考察高低碳行业的异质性

高低碳行业根据《中国碳排放权交易报告 (2017)》^④ 中中国各行业碳排放占比情况来确定, 该报告定义如果某一行业 1995—2009 年碳排放占总体碳排放份额超过 2%, 则此行业为高碳行业, 本文对制造业代码进行二级分类, 并将碳排放占总体碳排放份额超过 2% 的行业定义为高碳行业。为进一步研究高低碳行业中低碳城市试点对企业全要素生产率的异质影响, 本文在模型 (1) 的基础上加入行业碳密集度虚拟变量 HC_j 构建三重差分, 具体如模型 (3) 所示:

$$TFPLP_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 TREAT_i \times POST_{i,t} \times HC_j + \delta_2 TREAT_i \times POST_{i,t} + \delta_3 HC_j + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, HC_j 为高碳行业虚拟变量, 企业属于高碳行业, 取值为 1, 否则取值为 0, 其余变量同模型 (1)。

表 5 为利用模型 (3) 研究低碳城市试点对高低碳行业企业全要素生产率影响的回归结果, 第 (1) 列和第 (2) 列分别为不包含和包含控制变量的情况。从回归结果中可以看出, $TREAT \times POST \times HC$ 的系数显著为负, 说明相对于清洁行业来说, 低碳城市试点会降低高碳行业企业全要素生产率。可能的原因是, 高碳行业面临的“高碳锁定”问题更为严重, 受到更严格的环境规制, 同时, 低碳城市试点对高碳行业碳排放的要求更多体现为“强制型”, 企业需投入更多的资源和精力来控制其碳排放水平, 而资源和精力的分散导致企业生产性投资缺失、创新活动乏力、组织管理低效, 生产方式与生产技术固化, 致使企业全要素生产率产生“倒退”的负向效应。上述结果支持了假说 H2。

表 4 其他稳健性检验 (二)

变量	解释变量和控制变量滞后一期 TFPLP
$TREAT \times POST$	0.0193*** (0.0065)
控制变量	Yes
Constant	1.8450*** (0.1669)
Company FE	Yes
Year FE	Yes
N	13762
R ²	0.1717

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$; 括号内为城市层面的聚类调整标准误。

表 5 考察行业碳密集度的异质性

变量	(1) TFPLP	(2) TFPLP
$TREAT \times POST \times HC$	-0.0511* (0.0275)	-0.0546** (0.0267)
$TREAT \times POST$	0.0343*** (0.0075)	0.0313*** (0.0077)
HC	0.0159 (0.0190)	0.0143 (0.0159)
控制变量	No	Yes
Constant	3.4413*** (0.0064)	1.7137*** (0.2179)
Company FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	16413	16413
R ²	0.0386	0.1450

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$; 括号内为城市层面的聚类调整标准误。

(二) 考察企业所有制异质性

低碳城市试点对国有和非国有企业产生的环境规制压力不同,进而对企业全要素生产率的影响程度存在差异。因此,本文将全样本划分为国有与非国有两类子样本并利用模型(1)进行回归,考察低碳城市试点对两种类型企业的异质性的影响。

估计结果如表6所示,第(1)列和第(3)列是未纳入控制变量的回归结果,第(2)列和第(4)列是纳入控制变量的回归结果。第(3)列和第(4)列为非国有企业样本的双重差分结果, $TREAT \times POST$ 的系数显著为正,说明低碳城市试点有助于提高非国有企业全要素生产率。第(1)列和第(2)列为国有企业样本的双重差分结果,不难发现 $TREAT \times POST$ 的系数为正但在统计上未表现出显著特征,说明低碳城市试点并不能提高国有企业全要素生产率。可能的原因是,国有企业借助自身具有的政治优势来减少甚至免于环境政策压力,使得倒逼国有企业提高全要素生产率的效应十分微弱。对于非国有企业而言,环境政策的压力和市场压力的压力均会对其形成倒逼效应,在有关配套政策的支持下,激励效应也得以发挥,企业全要素生产率得到提高。因此,面临环境规制约束时,非国有企业提升全要素生产率的积极性和动力会强于国有企业,支持了假说H3。

七、影响机制分析

本部分从更深层面上探讨低碳城市试点通过哪些机制渠道促进企业全要素生产率的提高。根据前文假说,低碳城市试点可能通过缓解企业融资约束、提升企业技术创新水平以及提高企业资本配置效率等影响企业全要素生产率。

借鉴Baron and Kenny^[35]的做法,本文采用三步法对“低碳城市试点政策→企业融资约束/企业技术创新水平→企业全要素生产率”这一可能的中介机制进行验证,本部分在模型(1)的基础上构建模型(4)、模型(5),具体如下:

$$MED_{i,t}(SA_{i,t}, INNOVLEV_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT_i \times POST_{i,t} + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$TFPLP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 MED_{i,t}(SA_{i,t}, INNOVLEV_{i,t}) + \gamma_2 TREAT_i \times POST_{i,t} + \rho X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $SA_{i,t}$ 表示企业融资约束, $INNOVLEV_{i,t}$ 表示企业技术创新水平,控制变量同模型(1)。

首先,本文对低碳城市试点政策通过缓解企业融资约束来提高企业全要素生产率的假说进行验证(假说H4)。当前衡量企业融资约束程度的代表性方法有WW指数法、KZ指数法、SA指数法等,由于WW指数与KZ指数存在缺陷,故采用SA指数法来衡量企业融资约束程度^[36]。因为构建SA指数时仅使用企业年龄和企业规模两个外生性较强的非时变性变量,SA指数的具体形式为 $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,其中 $Size = \ln(\text{企业资产总额}/1000000)$, Age 表示企业上市年限。该方法计算出的结果为负数,对其取绝对值,绝对值越大,表明企业受到的融资约束越大。依次对模型(1)、模型(4)、模型(5)进行回归,如果系数 β_1 显著为正, α_1 与 γ_1 均显著为负,则证明低碳城市试点通过缓解企业融资约束来促进企业全要素生产率的提高,进而该中介机制得以验证。

其次,基于对提高企业全要素生产率更为具体和主要的企业技术创新水平中介作用路径,验证低碳城市试点通过提升企业技术创新水平来提高企业全要素生产率的假说。本文使用企业专利申请数量来衡量技术创新水平($INNOVLEV_{i,t}$)^[37];同时,令 $INNOVLEV_{i,t} = \ln(PAT_{i,t}^2 + \sqrt{PAT_{i,t}^2 + 1})$,目

表6 考察企业所有制的异质性

变量	国有		非国有	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFPLP	TFPLP	TFPLP	TFPLP
$TREAT \times POST$	0.011 9 (0.007 5)	0.007 8 (0.007 7)	0.038 9 *** (0.008 7)	0.037 3 *** (0.007 8)
控制变量	No	Yes	No	Yes
Constant	3.505 9 *** (0.004 7)	1.985 4 *** (0.196 7)	3.400 3 *** (0.008 8)	1.638 1 *** (0.315 1)
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5 426	5 426	10 987	10 987
R ²	0.061 1	0.102 5	0.033 9	0.053 8

注:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$;括号内为城市层面的聚类调整标准误。

的是缓解样本企业专利的非正态分布问题,其中 $PAT_{i,t}$ 表示 i 企业 t 年的专利申请总数量。采用三步法依次对模型(1)、模型(4)、模型(5)进行回归,如果系数 β_1 、 α_1 、 γ_1 均显著为正,则证明低碳城市试点通过提升企业技术创新水平来促进企业全要素生产率的提高。

表7中第(1)列至第(3)列为验证低碳城市试点通过缓解企业融资约束来提高企业全要素生产率的三步法回归结果。第(1)列中 $TREAT \times POST$ 的系数显著为正;第(2)列中 $TREAT \times POST$ 的系数显著为负,说明低碳城市试点政策能够缓解企业融资约束;第(3)列中 SA 的系数显著为负,即企业全要素生产率会因融资约束程度的降低而提高。根据三步法检验中介机制存在的判定条件,证明了低碳城市试点政策能够通过缓解企业融资约束来提升企业全要素生产率,支持了假说 H4。表7中第

表7 基于企业融资约束、技术创新水平的中介机制分析

变量	(1) TFPLP	(2) SA	(3) TFPLP	(4) INNOVLEV	(5) TFPLP
$TREAT \times POST$	0.023 2*** (0.005 5)	-0.016 1** (0.006 9)	0.021 8*** (0.005 6)	0.207 2* (0.106 0)	0.022 7*** (0.005 5)
SA			-0.087 5*** (0.033 0)		
$INNOVLEV$					0.002 3** (0.001 0)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	1.720 7*** (0.218 4)	3.120 1*** (0.168 4)	1.993 6*** (0.228 6)	-23.643 6*** (2.480 7)	1.775 5*** (0.228 0)
Company FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16 413	16 413	16 413	16 413	16 413
R ²	0.144 2	0.193 8	0.135 5	0.254 4	0.142 6

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$;括号内为城市层面的聚类调整标准误。

(1)、(4)、(5)列为验证低碳城市试点通过提升企业技术创新水平来提高企业全要素生产率的三步法回归结果。第(4)列 $TREAT \times POST$ 的系数显著为正,说明低碳城市试点能够提升企业技术创新水平;第(5)列中 $INNOVLEV$ 的系数显著为正,即企业全要素生产率会因企业技术创新水平的提升而提高。根据三步法检验中介机制存在的判定条件,证明了低碳城市试点能够通过提升企业技术创新水平来提高全要素生产率,支持了假说 H5。

为验证上文企业融资约束、企业技术创新水平中介机制检验结果的稳健性,本文同时采用 Sobel 检验与 Bootstrap 检验两种中介路径系数乘积的检验方法对企业融资约束中介机制、企业技术创新水平中介机制进行验证。根据模型(4)和模型(5),两种方法检验的原假设均为 $H_0: \alpha_1 \times \gamma_1 = 0$ 。Sobel 检验的具体做法是检验原假设的统计量 $Z = \hat{\alpha}_1 \hat{\gamma}_1 / \sqrt{\hat{\alpha}_1^2 se_{\gamma_1}^2 + \hat{\gamma}_1^2 se_{\alpha_1}^2}$,其中 se_{γ_1} 与 se_{α_1} 分别为 γ_1 与 α_1 的标准误,如果 Z 统计量接受原假设,则认为中介机制不成立;Bootstrap 检验则是对样本为 n 的 Bootstrap 总体进行有放回的重复抽样 m 次,可以得到 m 个中介路径系数乘积的估计值,将其全体记为 $\hat{\alpha}_1 \hat{\gamma}_1$ 并进行升序排列,其中第 2.5 百分位点和第 97.5 百分位点就构成了 $\alpha_1 \gamma_1$ 的 95% 置信区间,如果置信区间不包含 0,则拒绝原假设,中介路径系数乘积显著,可认为中介机制成立。本文采用 Bootstrap 检验法时分别进行抽样 10 000 次、20 000 次、30 000 次。

根据 Sobel 检验结果,融资约束中介路径系数乘积 $\alpha_1 \gamma_1$ 的 Sobel Z 值、Goodman - 1 (Aroian) Z 值、Goodman - 2 Z 值对应的 P 值均在 5% 的水平上显著拒绝原假设;同时,根据 Bootstrap 检验结果,不同 Bootstrap 抽样次数下, $\alpha_1 \gamma_1$ 的 95% 置信区间均不包括 0,因此,拒绝原假设。从 Sobel 检验与 Bootstrap 检验的结果可得知低碳城市试点能够通过缓解企业融资约束来提高企业全要素生产率的结论依然稳健,假说 H4 依然成立。根据 Sobel 检验结果,企业技术创新水平中介路径系数乘积 $\alpha_1 \gamma_1$ 的 Sobel Z 值、Goodman - 1 (Aroian) Z 值、Goodman - 2 Z 值对应的 P 值均在 1% 的水平上显著拒绝原假设;根据 Bootstrap 检验结果,不同 Bootstrap 抽样次数下, $\alpha_1 \gamma_1$ 的 95% 置信区间均不包括 0,因此,拒绝原假设。从 Sobel 检验与 Bootstrap 检验的结果可得知低碳城市试点能够通过提升企业技术创新水

平来提高企业全要素生产率的结论依然稳健,假说 H5 依然成立^⑤。

最后,本文从企业投资效率视角切入,考察低碳城市试点是否通过改善企业资本配置效率的途径来提高企业全要素生产率。企业资本配置效率的重要衡量标准在于企业投资水平是否与其投资机会相匹配,投资对投资机会的敏感程度直观地揭示了企业的资本配置效率^[38]。本文采用“投资-投资机会”敏感性模型测度投资效率^[39],考察低碳城市试点是否通过改善企业资本配置效率的渠道影响企业全要素生产率,核心变量是企业投资(*INV*)和投资机会(*INVOP*)。如模型(6)所示:

$$INV_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 INVOP_{i,t-1} \times TREAT_i \times POST_{i,t} + \chi_2 TREAT_i \times POST_{i,t} + \chi_3 INVOP_{i,t-1} + \rho X_{i,t-1} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

在模型(6)中,被解释变量 $INV_{i,t}$ 是 t 年的投资支出,采用购建无形资产、固定资产和其他长期资产支付的现金除以年初总资产计算。 $INVOP_{i,t-1}$ 代表投资机会,本文使用托宾 Q 值(TBQ)作为其代理变量,托宾 Q 值被多数学者看作是影响企业投资的重要因素,反映了企业投资机会,同时,本文还使用总资产报酬率(ROA)作为投资机会的代理变量。 TBQ 和 ROA 越高表示投资机会越好。以 $TBQ(ROA)$ 测度投资机会,则令 $ROA(TBQ)$ 为控制变量。如果模型(6)中 $INVOP \times TREAT \times POST$ 的系数 χ_1 显著为正,则说明低碳城市试点政策的实施提高了企业资本配置效率。其他各项定义与模型(1)相同。

表 8 中第(1)列和第(2)列分别是以 ROA 、 TBQ 来表征投资机会($INVOP$)的回归结果。 $INVOP \times TREAT \times POST$ 的回归系数 χ_1 均为正,并且均在 5% 的水平上显著,说明与对照组相比,低碳城市试点政策对试点地区企业资本配置效率产生显著正向影响,能够通过改善企业资本配置效率的渠道来促进企业全要素生产率的提高,假说 H6 得到验证。

八、结论与建议

城市在我国落实气候行动目标和承诺中的角色尤为重要,国家发展改革委先后启动了第三批低碳城市试点工作。企业应认识到低碳城市试点是挑战和机遇的结合体,努力探索低碳减排与提高企业全要素生产率的共赢路径。本文以 2008—2019 年中国沪深 A 股上市企业为研究对象,采用渐进双重差分法考察了低碳城市试点政策对企业全要素生产率的影响。研究发现,低碳城市试点能够提高企业全要素生产率,并且在进行了平行趋势检验、安慰剂检验、PSM-DID 检验等一系列稳健性检验后,结论依然成立。异质性分析发现,该政策会降低高碳排放行业企业全要素生产率,并能够提高非国有企业全要素生产率。从作用机制来看,低碳城市试点通过缓解企业融资约束、提升企业技术创新水平以及提高企业资本配置效率的中介路径来提高企业全要素生产率。

本文结论为有效推进低碳城市试点政策和提高企业全要素生产率提供了如下政策启示:

第一,低碳城市试点政策能够提高企业全要素生产率,事实上证实了中央政府借助低碳城市试点政策来促进低碳减排和助力企业提高全要素生产率的可行性与正确性,该政策的实施有助于实现经济效益和环境效益的双赢,因此,应有计划地持续推进低碳城市试点项目扩散和走深走实,详细理清政策实施脉络,对实施效果较好的试点地区予以更多财政和税收等方面的支持,以及进行政绩方面的激励,充分发挥试点项目的示范效应,继续为新发展阶段下中国实现碳减排承诺和实现经济高质量及可持续发展做出贡献。研究发现低碳城市试点效果持续一段时间后会减弱和消失,因此,在

表 8 低碳城市试点影响企业全要素生产率的机制验证——资本配置效率

变量	(1) <i>INV</i>	(2) <i>INV</i>
$ROA \times TREAT \times POST$	0.050 2** (0.023 7)	
$TBQ \times TREAT \times POST$		0.002 3** (0.001 1)
$TREAT \times POST$	0.001 4 (0.002 4)	-0.000 7 (0.003 2)
ROA	0.028 4** (0.011 4)	0.048 0*** (0.015 5)
TBQ	0.002 2** (0.000 9)	0.001 5* (0.000 9)
控制变量	Yes	Yes
Constant	0.125 5*** (0.036 7)	0.121 6*** (0.035 6)
Company FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	16 413	16 413
R ²	0.154 9	0.154 6

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$;括号内为城市层面的聚类调整标准误。

制定和实施低碳城市试点政策时,应聚焦长远,通过试出问题、解决问题与积累经验的不循环,稳步推进低碳城市试点。政府应在法律、政策、融资、税收、监管、治理、规划等领域发挥基础性引导作用,在低碳城市建设过程中,通过多种手段保障企业开展正常的生产经营活动并获得收益,避免企业陷入持续性高环境规制成本陷阱,形成多种措施合力助推企业提高全要素生产率的有利局面。

第二,应更加注重对高碳行业企业和非国有企业的激励和帮扶。加大对具有较高“遵循成本”的高碳行业企业的支持力度。高碳行业承受更大的环境规制成本压力,可能会将原本用于提高企业全要素生产率的资源被迫过多地转移到非生产性的碳减排活动中去,由于资金和注意力的分散,企业开展正常生产经营活动受困。因此,可以尝试建立国家级政策性绿色低碳银行(如资金来源于国家划拨或社会捐赠)或担保机构,为高耗能和高碳排放行业缓解资金匮乏问题,通过金融创新为高碳行业企业绿色低碳化发展纾困。地方政府要不断优化和改进低碳城市试点政策。一方面,向具有提高企业生产效率意愿和动力但资源较少的民营企业提供财政、税收、金融支持等多重帮扶政策;另一方面,加大对国有企业的环境监管执行力度,充分释放碳减排的倒逼效应,增强其通过改进生产方式提升生产效率的动力,助推国有企业提高全要素生产率。

第三,考虑到融资约束、企业技术创新水平和资本配置效率是低碳城市试点政策提高企业全要素生产率的重要作用路径,应从缓解融资约束、提升技术创新水平和促进企业提高资本配置效率的视角出发,优化低碳城市试点的作用渠道,调动企业提高全要素生产率的积极性。企业应注重组建研发团队、引进具有创新精神的高质量人才和加大研发创新投入,始终坚持创新驱动发展战略。政府部门应采取提供相关研发补贴、制定人才引进政策、加大基础设施建设投入、积极引进外商投资等多种措施并进的方式,为企业开展创新活动提供多方位保障。引导商业银行按照市场化原则加大对碳减排投融资活动的支持,及时调整信贷资源配置,提高制造业贷款比重,增加高新技术制造业信贷投放,为面临融资约束的企业纾困,鼓励更多金融资源向企业绿色低碳创新活动倾斜。注重知识共享平台的搭建,企业和央地政府应努力营造鼓励研发创新的氛围。在资金和政策等的支持下,企业在生产经营过程中应善于寻找和发现投资机会,提高投资方面的洞察力和敏锐性,进而提高企业资本配置效率,发挥低碳城市试点对企业全要素生产率的持续促进作用。

注释:

- ①详见 http://cpc.people.com.cn/n1/2017/1115/c415067-29648367.html?ivk_sa=1024320u。
- ②低碳城市试点名单详见 http://www.gov.cn/xinwen/2017-01/24/content_5162933.htm。
- ③限于篇幅,未报告本文主要变量的描述性统计结果,留存备案。
- ④中国各行业碳排放占比情况详见 http://ex.cssn.cn/jjx/jjx_bg/201709/t20170917_3642571_4.shtml。
- ⑤限于篇幅,未报告融资约束与企业技术创新中介路径系数乘积的 Sobel 检验和 Bootstrap 检验结果,留存备案。

参考文献:

- [1] WENDLING Z A, EMERSON J W, DE SHERBININ A, et al. 2020 environmental performance index [R]. New Haven, CT: Yale Center for Environmental Law & Policy. epi.yale.edu, 2020.
- [2] 龚梦琪, 刘海云, 姜旭. 中国低碳试点政策对外商直接投资的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(6): 50-57.
- [3] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Green and competitive: ending the stalemate [J]. Harvard business review, 1995, 73(5): 120-134.
- [4] BERRONE P, FOSFURI A, GELABERT L, et al. Necessity as the mother of green inventions: institutional pressures and environmental innovations [J]. Strategic management journal, 2013, 34(8): 891-909.
- [5] COSTANTINI V, CRESPI F, MARTINI C, et al. Demand-pull and technology-push public support for eco-innovation: the case of the biofuels sector [J]. Research policy, 2015, 44(3): 577-595.

- [6] XIE R H, YUAN Y J, HUANG J J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “green” productivity: evidence from China[J]. *Ecological economics*, 2017, 132: 104 – 112.
- [7] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors[J]. *Energy policy*, 2015, 83: 288 – 300.
- [8] LI K, LIN B Q. Impact of energy conservation policies on the green productivity in China’s manufacturing sector: evidence from a three-stage DEA model[J]. *Applied energy*, 2016, 168: 351 – 363.
- [9] 韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. *中国工业经济*, 2017(4): 115 – 134.
- [10] JORGENSEN D W, WILCOXEN P J. Environmental regulation and U.S. economic growth[J]. *The RAND journal of economics*, 1990, 21(2): 314 – 340.
- [11] WALLEY N, WHITEHEAD B. It’s not easy being green[J]. *Harvard business review*, 1994, 72(3): 46 – 52.
- [12] WANG C H, WU J J, ZHANG B. Environmental regulation, emissions and productivity: evidence from Chinese COD-emitting manufacturers[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2018, 92: 54 – 73.
- [13] 盛丹, 张国峰. 两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J]. *管理世界*, 2019(2): 24 – 42 + 198.
- [14] GRAY W B, SHADBEGIAN R J. Plant vintage, technology, and environmental regulation[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2003, 46(3): 384 – 402.
- [15] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. *经济研究*, 2011(2): 113 – 124.
- [16] 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.
- [17] 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(6): 95 – 108 + 195.
- [18] 刘传明, 孙喆, 张瑾. 中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(11): 49 – 58.
- [19] CHENG J H, YI J H, DAI S, et al. Can low-carbon city construction facilitate green growth? Evidence from China’s pilot low-carbon city initiative[J]. *Journal of cleaner production*, 2019, 231: 1158 – 1170.
- [20] ALBRIZIO S, KOZLUK T, ZIPPERER V. Environmental policies and productivity growth: evidence across industries and firms[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2017, 81: 209 – 226.
- [21] 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(3): 19 – 28.
- [22] HOJNIK J, RUZZIER M. The driving forces of process eco-innovation and its impact on performance: insights from Slovenia[J]. *Journal of cleaner production*, 2016, 133: 812 – 825.
- [23] SHEN N, LIAO H L, DENG R M, et al. Different types of environmental regulations and the heterogeneous influence on the environmental total factor productivity: empirical analysis of China’s industry[J]. *Journal of cleaner production*, 2019, 211: 171 – 184.
- [24] 江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. *管理世界*, 2018(3): 38 – 50 + 77 + 183.
- [25] ZHANG C H, LIU H Y, BRESSERS H T A, et al. Productivity growth and environmental regulations – accounting for undesirable outputs: analysis of China’s thirty provincial regions using the Malmquist-Luenberger index[J]. *Ecological economics*, 2011, 70(12): 2369 – 2379.
- [26] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2013(7): 44 – 55.
- [27] BORGHESE S, CAINELLI G, MAZZANTI M. Linking emission trading to environmental innovation: evidence from the Italian manufacturing industry[J]. *Research policy*, 2015, 44(3): 669 – 683.
- [28] 余伟, 陈强. “波特假说”20年——环境规制与创新、竞争力研究述评[J]. *科研管理*, 2015(5): 65 – 71.
- [29] 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(12): 129 – 143.
- [30] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of development economics*, 2016, 123: 18 – 37.

- [31] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 创新型城市建设实现了企业创新的“增量提质”吗? ——来自中国工业企业的微观证据[J]. 产业经济研究, 2021(3): 128 - 142.
- [32] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5 - 23.
- [33] SUN C W, ZHAN Y H, DU G. Can value-added tax incentives of new energy industry increase firm's profitability? Evidence from financial data of China's listed companies[J]. Energy economics, 2020, 86: 104654.
- [34] 唐珏, 封进. 社会保险征收体制改革与社会保险基金收入——基于企业缴费行为的研究[J]. 经济学(季刊), 2019(3): 833 - 854.
- [35] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research; conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173 - 1182.
- [36] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints; moving beyond the KZ index[J]. The review of financial studies, 2010, 23(5): 1909 - 1940.
- [37] 王桂军, 张辉. “一带一路”与中国 OFDI 企业 TFP: 对发达国家投资视角[J]. 世界经济, 2020(5): 49 - 72.
- [38] HUBBARD R G. Capital-market imperfections and investment[J]. Journal of economic literature, 1998, 36(1): 193 - 225.
- [39] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济, 2017(2): 27 - 51.

(责任编辑: 李 敏)

Has the national low-carbon strategy increased companies' total factor productivity?

A quasi-natural experiment based on the low-carbon city pilot

ZHAO Zhenzhi¹, CHENG Zhen¹, LYU Desheng²

(1. School of Economics and Management, China University of Petroleum, Qingdao 266580, China;

2. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Low-carbon city pilot is an important strategy to promote the modernization of national governance systems and capabilities, and drives China's low-carbon development. The implementation of low-carbon city pilot policies also provides new opportunities for companies to increase total factor productivity. Taking the low-carbon city pilot as a quasi-natural experiment, and using the data of the Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2008 to 2019 alongside the city panel data of the company's location, the time-varying difference-in-differences method is used to examine the impact of the national low-carbon strategy on the company's total factor productivity. The results of this research show that: (1) Low-carbon city pilot policies can increase the total factor productivity of companies. After a series of robustness tests, including a parallel trend test, a placebo test, and a PSM-DID test, the conclusion is still valid. (2) Low-carbon city pilot policies will reduce the total factor productivity of companies in industries with high levels of carbon emissions, and increase the total factor productivity of non-state-owned enterprises. (3) Low-carbon city pilot policies promote the increase of companies' total factor productivity by alleviating financing constraints, increasing levels of technological innovation, and improving the efficiency of companies' capital allocation. This article enriches the theoretical research and empirical evidence which introduced low-carbon city pilot policies at the enterprise level in order to evaluate policy effects. It aims to apply research on the Porter Hypothesis to a Chinese context, and provides insight into effective promotion and distribution of this policy, as well as companies using low-carbon city pilot as an opportunity to increase their total factor productivity.

Key words: national low-carbon strategy; low-carbon city pilot; total factor productivity; heterogeneity analysis; mechanism test; time-varying difference-in-differences