

低碳城市和企业绿色技术创新

徐 佳, 崔静波

[摘要] 为确保控制温室气体排放目标的实现,国家发展和改革委员会于2010年颁布了低碳城市试点政策,并逐步扩大试点范围。该政策的实施是否能诱发企业绿色技术创新?通过何种影响机制发挥作用?本文基于2005—2015年中国沪深两市A股上市公司的绿色专利申请数据,采用双重差分模型对上述问题进行了多维度实证检验。研究表明,低碳城市试点政策能够在一定程度上诱发企业整体层面的绿色技术创新,且经过一系列稳健性检验,结论依然成立。企业的绿色技术创新效应主要体现在能源节约和替代能源生产两类专利的申请上,试点政策对高碳行业、非国有企业绿色技术创新的诱发作用更为显著。进一步研究发现,命令控制型政策工具是试点政策发挥作用的主要路径,其能够有效促进高碳行业中国有企业和非国有企业的绿色技术创新,且对前者的影响高于后者,而缓解融资约束机制未能得到有效验证。本文为低碳城市试点政策的评估提供了基于企业层面的理论支持和经验证据,并从政策的进一步开展、行业政策制定和不同政策工具运用三个方面提出了政策启示。

[关键词] 低碳城市试点政策; 企业绿色技术创新; 双重差分模型

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)12-0178-19

一、引言

随着快速城镇化和工业化进程而引发的巨大能源消耗,城市在低碳发展和应对气候变化中成为日趋重要的责任主体和行动单元。为了确保达到中国设立的2030年控制温室气体排放目标,中华人民共和国国家发展和改革委员会(简称国家发展改革委)于2010年启动了低碳省区和城市试点工作,并于2012年、2017年进一步扩大试点范围,目前共包含6个省份、80个城市以及1个地区。各试点城市均根据自身的工业结构、资源禀赋和技术优势等出台了低碳城市发展规划,且绝大部分规划明确了通过推动技术创新来促进城市低碳发展。低碳城市意味着通过能源效率的提升、能源结构的调整、高碳行业向低碳行业的转型以及更加环境友好型的资源分配等方式推动城市发展的全面低碳化,而绿色技术创新则是实现这种发展模式的关键力量。国家层面对于低碳省份和低碳

[收稿日期] 2020-06-12

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“碳市场的经济、环境效应评估:基于中国微观企业的实证与理论”(批准号72073055);国家自然科学基金青年项目“政府引导型和市场驱动型绿色金融影响企业绿色创新的作用机制与协同效应研究”(批准号72003076)。

[作者简介] 徐佳,华中师范大学经济与工商管理学院讲师,经济学博士;崔静波,昆山杜克大学社会科学部、环境研究中心副教授,经济学博士。通讯作者:崔静波,电子邮箱:jingbo.cui@duke.edu。本文感谢江苏高校“青蓝工程”资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

城市试点项目的高度重视以及试点覆盖范围的逐步扩增,均表明该试点政策在推动中国绿色低碳发展中的重要性,考察这一试点政策的实施效果能为进一步发挥政策的有效性以及后续试点的低碳城市建设提供借鉴和参考。

本文从环境政策对绿色技术创新的影响以及低碳城市的相关研究两个方面进行文献综述。关于环境政策对技术创新和生产率的影响,已有文献通常围绕“波特假说”(Porter Hypothesis)进行验证。对于弱波特假说的检验,已有研究发现环境规制的增强会迫使企业加大研发支出(蒋为,2015;Milani,2017)。但研发经费更多作为生产活动的投入,并不能直接揭示创新结果,且由于绿色技术创新存在路径依赖效应,研发投入并不能明确创新类型。因此,学者们开始采用更加精细化和微观化的专利数据来测度企业创新(Popp,2006;Calel and Dechezleprêtre,2016)。对于环境政策是否能诱发绿色技术创新,相关研究也逐渐由中宏观层面转向更加微观的企业层面。齐绍洲等(2018)以2007年扩大试点范围的SO₂排污权交易政策为切入点,发现排污权交易试点政策显著诱发了污染行业的绿色技术创新。Cui et al.(2018)基于上市公司的专利申请数据评估了中国碳排放权交易试点政策的创新效应,发现该政策促进了企业层面的低碳技术创新。韩超和桑瑞聪(2018)则聚焦于环境政策对企业的产品组合行为和产品质量的影响。这在一定程度上揭示了在面临环境政策时企业层面产品转换的微观机制,即企业可能会将更多的资源投入较为清洁产品的生产,并摒弃污染密集型产品的生产。对于强波特假说的验证则较为丰富,但由于环境规制的测度方式不同、所选样本存在差异等原因,已有文献的所得结论并不一致。一些研究发现环境政策能够促进特定行业生产率水平的提升(韩超等,2017;Albrizio et al.,2017);部分学者则得出了相反的结论(涂正革和谌仁俊,2015);也有研究表明,环境规制与企业生产率之间可能存在非线性关系(张成等,2011;韩超和胡浩然,2015;余东华和崔岩,2019)。对于企业层面的研究目前还较少,盛丹和张国峰(2019)考察了两控区政策作用下企业生产率变动的微观机制,并指出样本期内的生产成本上升是抑制两控区内企业整体层面生产率增长的主要原因。

关于低碳城市的研究主要分为两个方向。已有部分文献针对低碳城市试点政策的实施效果进行了评价和分析。Cheng et al.(2019)运用双重差分模型考察了低碳城市建设对地级市层面绿色GDP的影响,发现低碳城市建设具有规模经济效应且存在区域差异。宋弘等(2019)利用双重差分模型考察了低碳城市试点政策实施在空气治理方面的效果,研究发现低碳城市建设通过降低城市的排污量、减少工业产业占比、提升产业和城市层面的创新水平等渠道,显著降低了试点地区的空气污染。这表明低碳城市试点政策的实施已初见成效,然而,该文采用产业和城市层面的专利指数衡量创新水平,而企业层面的绿色技术创新效应及其微观机制还有待进一步识别和分析。部分文献从指标体系构建和政策梳理方面评价城市的低碳属性(丁丁等,2015;Wang et al.,2015)。

上述研究针对已经开展的低碳城市试点政策进行了不同视角的分析和探讨,然而,仍存在以下方面的局限性:①虽然已有文献针对“波特假说”进行了较为丰富的检验,但早期的研究通常用企业的治污支出来衡量环境规制强度,近期的研究也主要针对某种单一环境政策进行考察,而针对综合性环境政策的检验还非常有限。②尽管已有部分文献运用传统的政策评估方法对低碳城市试点政策进行了效果评价,但所选考核标准大都集中在能源及碳排放相关的指标上,如能源消耗量、能源强度、碳排放量和碳强度等。以上指标虽然是城市低碳发展的直接体现,但未能从更深层面挖掘试点政策对于城市低碳发展的助推作用,从创新角度来检验低碳城市政策实施效果的文献还较为匮乏。③通过综合指标体系的构建来评价城市的低碳发展,虽然可以涵盖城市发展的不同维度和层面,但因为对低碳城市发展的评价涉及多个不同指标之间的权衡,而指标选取和权重赋予均存在一

定主观性,因此,无法从一个统一视角衡量试点政策实施的效果。

针对已有文献的局限性,本文的主要边际贡献包括:①首次从企业绿色技术创新的视角考察低碳城市试点政策的实施效果,为这一综合性环境政策的评估提供量化科学依据,对该政策实施效果的相关文献进行有益补充。②在基准分析的基础上,进一步区分绿色专利类别、行业碳密集度和企业所有制,以识别试点政策促进绿色技术创新的方向以及发挥作用的行业和企业主体。③从政策工具类型和缓解企业融资约束两个视角分析和验证低碳城市试点政策诱发绿色技术创新的影响机制,探明试点政策发挥作用的路径。④搜集并更新了中国上市公司母公司及其子公司的专利数据,通过专利分类号识别了不同类型的绿色专利申请数据,整理并构造了国内独特的绿色专利数据库,从微观层面反映中国低碳绿色转型和技术进步。

余下部分内容安排如下:第二部分为理论分析及假说提出,第三部分介绍本文的研究设计,第四部分对基准分析的实证结果进行分析,第五部分针对基准分析进行稳健性检验,第六部分从绿色专利类别、行业碳密集度和企业所有制属性三个维度进行异质性分析,第七部分考察试点政策诱发绿色技术创新的影响机制,最后一部分为结论和政策启示。

二、理论分析与假说提出

1. 低碳城市政策与企业绿色技术创新

低碳城市试点政策是为了落实中国气候行动目标而提出的城市层面环境规制政策,该政策具有弱约束性、行业针对性和政策组合性的特点。首先,低碳城市试点政策是一种弱约束性的政策。国家层面并未设定低碳城市试点的具体目标,如碳排放的达峰时间、不同行业的排放标准等,而是将此权力下放给了各试点政府,各试点可以依据自身情况进行低碳工作的推进,而这相较于其他具有明确目标的环境规制政策而言,是一次探索性尝试。弱约束性的环境政策是否能诱发企业的绿色技术创新也有待检验。其次,低碳城市试点政策主要针对工业、建筑、交通、能源供应、废弃物管理等城市高耗能高排放重点领域的低碳化发展(庄贵阳,2020),从而实现城市层面控制温室气体排放目标,并在此过程中针对性地诱发企业绿色技术创新。相较之下,其他城市层面试点政策的侧重点均有不同,但大多并未针对企业绿色技术创新。如创新型城市试点政策主要通过优化创新资源配置、增加创新资源投入、提升创新环境水平等措施,促进城市在经济、科技、教育及社会发展各个方面的创新(李政和杨思莹,2019)。而智慧城市试点政策主要侧重于信息技术变革带来的城市治理模式跃升,通过智能设备和智能技术的应用,达到城市在资源配置、新兴产业、相关技术和产品方面的创新,以改善城市发展形态(石大千等,2018)。最后,低碳城市试点政策也具有政策组合性的特点。各试点城市根据当地经济发展情况、技术和行业优势等特点制定了相应的低碳城市发展方案,其中均包含了不同类型的政策工具,如命令控制型、市场型和自愿型政策等;同时,试点城市也出台了各种绿色金融政策,包括专项资金、行业补贴和信贷优惠等。因此,该政策是通过不同政策的组合来推动城市化进程与碳排放的脱钩。

低碳城市试点政策的实施会带来能源效率的提升、生产过程的节能减排以及产业向低碳方向的转型升级,从而降低城市整体层面的碳强度和碳排放总量。而这一过程也必然伴随着企业技术革新,促使企业升级既有技术,研发出符合低碳发展需求的绿色技术,即实现“波特假说”。“波特假说”认为环境规制会从两方面影响企业的生产决策。一方面,环境规制会产生遵循成本效应,即增加企业的减排及治污成本,这可能导致企业在短期内削减研发投入,或者转向其他类型的投资。如王书斌和徐盈之(2015)的研究表明企业在面临环境政策时会进行不同类型的投资,包括增加技术类投

资来提升现有技术水平,以及增加金融类投资来实现多元化经营。另一方面,设计合理的环境政策会产生创新补偿效应,从而提升企业的生产率并最终获得经济收益 (Porter and van der Linde, 1995)。在适当的规制压力下,企业有动力进行技术创新,从而提升能源使用效率并减少生产过程的污染排放,以达到规制所要求的排放水平,最终实现环境和经济的双重效益。据此,本文提出:

假说 1a: 低碳城市试点政策的实施,可能促进企业绿色技术创新。

假说 1b: 低碳城市试点政策的实施,可能抑制企业绿色技术创新。

环境政策对清洁型行业和污染型行业均会产生一定的规制效果,但因为两类行业在污染排放和技术构成方面存在明显差异,因此其对于环境政策的响应程度是不同的。如韩超等(2017)发现在“十一五”规划减排目标的约束下,污染行业的生产率水平较非污染行业有显著提升。Shen et al. (2019)表明由于行业异质性的存在,环境政策对不同行业的环境全要素生产率产生了异质影响。在各试点公布的实施方案中,大部分试点均针对高耗能高排放产业出台了一系列强制性的政策要求,如淘汰高耗能产业中的落后产能、执行高耗能产品的能耗限额标准、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等;而针对清洁型的低碳产业,则出台了一系列鼓励型的政策,如支持新能源产业发展、推广低耗能运输工具、推进绿色建筑示范与应用等。因此,低碳城市试点政策规制的主要对象为高碳排放行业(简称高碳行业)。面临更加严格的政策要求,高碳行业的生产成本和减排费用都会显著增加,急需通过技术的方向性变革来提高自身竞争力,才能免于在严格的规制要求下被市场淘汰。而相比之下,清洁行业面临的规制压力和成本则较小,环境政策对其绿色技术创新的诱发动因也较弱。据此,本文提出:

假说 2: 与清洁行业相比,低碳城市试点政策更有助于促进高碳行业中企业绿色技术创新。

环境政策对绿色技术创新的诱发效应也可能因企业的所有制属性不同而产生异质性。国有企业和非国有企业在绿色技术创新中具有不同的特点和优势。一方面,国有企业通常体量较大,在当地的贡献中承担着重要责任,也享受着包括财政补贴、税收减免、融资便利等各方面的政策扶持(江艇等,2018),因此,国有企业在研发资金投入方面较为稳定,这为其开展创新活动提供了一定的保障。而另一方面,国有企业大部分为传统产业,遵循着高污染高排放的研发和生产路线,因此其在研发和创新中可能面临着较强的路径依赖效应。因为国有企业与政府之间的隐形关联,环境政策对国有企业的规制效应可能较弱,诱发绿色技术创新的程度也较为有限。相比之下,以民营企业为主的非国有企业由于面临更加激烈的市场竞争,在环境政策的压力下,需要及时根据政策要求调整研发方向才能通过提高生产率弥补规制带来的环境成本,因此,非国有企业在面对环境政策时通常表现出更高的灵活性和创新积极性。如 Wang and Zou(2018)的研究表明,风电产业相关政策对风电产业中民营企业的核心技术有显著促进效应,而仅对国有企业的非核心技术创新有一定影响。据此,本文提出:

假说 3: 与国有企业相比,低碳城市试点政策更有助于促进非国有企业绿色技术创新。

2. 不同政策工具与企业绿色技术创新

低碳城市试点政策作为以城市为单位的综合性环境治理手段,其通过何种路径作用于企业绿色技术创新?通过对各个试点低碳城市发展规划的梳理,每个试点地区都结合当地经济发展情况、技术和行业优势等特点采取了相适应的政策工具,去推动当地低碳化发展。整体而言,低碳城市试点实施的各种政策工具通常被分为三类:命令控制型工具,包括降低和淘汰落后产能、绿色建筑节能、车辆排放标准等;市场型工具,主要包括碳交易机制、清洁发展机制、节能试点等政策;自愿型工具,如低碳交通体系试点、低碳工业园区、零碳建筑等。

不同类型的政策工具对企业绿色技术创新具有不同影响效果。命令控制型工具通过制定较为严格的减排目标、明确的技术标准来限定企业的污染排放,这会增加企业的排污和治污成本,通过淘汰落后产能倒逼企业进行绿色偏向型技术的升级。相比之下,市场型政策工具作为一种更加灵活的规制工具,主要通过价格、补贴、税费等市场化手段为企业的创新行为提供经济激励,以此促使企业进行绿色技术创新。而自愿型政策工具则通过引导企业的环保意识,让企业自发进行节能减碳等绿色行为,企业以此获取社会声誉和提升经济效益,并在此过程中进行绿色技术创新。对比三种政策,命令控制型工具最为严格,且在中国现行行政体系下容易通过逐级分解的方式进行目标下放,以强制性手段迫使企业环境达标,尤其是与政府有着紧密联系的国有企业,因此,命令型环境规制是推动企业减排和绿色技术创新的重要工具。已有研究表明,命令控制型工具能有效诱发创新含量更高的发明型专利(王班班和齐绍洲,2016),且对于中国整体环境效率的促进作用更强(Tang et al.,2020)。狭义的“波特假说”认为,灵活的市场工具因其成本有效性可能更有利于诱发企业的技术创新(Jaffe and Palmer,1997),但其有效性会受到制度设计、市场化程度等因素的影响,已有研究证实市场型工具在诱发中国企业创新中发挥着一定的作用(Xie et al.,2017;Cui et al.,2018)。与前两种政策相比,自愿型政策工具对企业的约束程度最低,且在中国的实践还较少,其对企业创新的影响虽然被一些研究所证实(Arimura et al.,2008;Bu et al.,2020),但二者之间的关系尚未得出统一结论(潘翻番等,2020)。据此,本文提出:

假说4:低碳城市试点政策的实施,可以通过命令型政策工具和市场型政策工具促进企业绿色技术创新。

3. 缓解融资约束与企业绿色技术创新

熊彼特的创新理论认为,资金的可获得性在技术创新中发挥了重要作用。创新活动因收益的不确定性、创新过程的信息不对称性和较高的监管成本容易面临严重的外部融资约束,而融资约束则会抑制企业的创新活动(Aghion et al.,2012;周开国等,2017)。相较传统的技术创新,绿色技术创新具有前期资金投入大、获利周期长、风险难以预估的特征,因此,必须辅以一定的资金扶持,以解决绿色技术创新所面临的环境外部性、路径依赖和资本市场不完善等市场失灵问题。这意味着绿色技术创新中需要投入更多资本进行方向转变性革新(Johnstone et al.,2010;Huang et al.,2019),因而企业在进行绿色技术创新时可能更容易面临融资约束。试点地区的低碳城市规划方案中均提出了各种绿色金融政策,包括用于低碳发展的专项资金、对于特定行业的补贴、优惠利率贷款和税费减免等措施。这些绿色金融政策可以通过发挥不同类型产业间的资金配置功能,减少对污染项目的投资,引导资金更多流向绿色产业和环境友好型生产过程,从而缓解企业可能面临的融资约束,促进企业绿色技术创新。据此,本文提出:

假说5:低碳城市试点政策的实施,可以通过缓解企业融资约束来促进企业绿色技术创新。

三、研究设计

1. 数据说明

本文研究选用了2005—2015年中国沪深股市A股上市公司的专利数据及对应的企业、行业和城市层面的经济数据。^①上市公司专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局,其他公司层面的

^① 本文基于齐绍洲等(2018)整理的1990—2010年中国上市企业绿色专利数据库,并在Cui et al. (2018)的基础上,继续追踪更新上市企业母公司及其子公司专利数据至2015年,构造了中国独特的上市公司绿色专利面板数据库。

经济数据来自国泰安数据库。行业层面的数据,包括碳排放、工业总产值及增加值数据来自历年《中国统计年鉴》。城市层面的数据来自历年《中国城市统计年鉴》。由于绿色技术创新主要集中在制造行业,因此本文在行业筛选时剔除了金融、房地产等服务行业,只保留了工业部门的上市企业。

对于上市公司绿色专利的筛选,本文依据世界知识产权组织(WIPO)于2010年推出的“国际专利分类绿色清单”,结合国际专利分类号甄别并提取出样本上市公司的绿色专利数据。该绿色清单根据《联合国气候变化框架公约》中对绿色专利的划分标准生成,包括七个大类:交通运输类(Transportation)、废弃物管理类(Waste Management)、能源节约类(Energy Conservation)、替代能源生产类(Alternative Energy Production)、行政监管与设计类(Administrative Regulatory or Design Aspects)、农林类(Agriculture or Forestry)和核电类(Nuclear Power Generation)。同时,为了进一步体现绿色专利的不同创新性和价值,本文将绿色专利区分为绿色发明型专利和绿色实用新型专利,一般认为,前者的创新性高于后者(齐绍洲等,2018)。

本文对于低碳城市试点政策的考察包含前两批低碳省区和低碳城市试点。^①考虑到绿色技术创新需要经历研发投入、技术开发、形成专利、专利申请等不同环节,以专利衡量的企业绿色技术创新可能需要经历较长的周期。第一批低碳城市试点在初期的执行力度可能较为有限,并且前后两批试点政策的干预时间相近,无法在短时间内体现出第一批试点城市的绿色绩效。因此,在后文实证分析中,本文以扩大试点范围的2012年作为低碳城市试点政策的时间节点,以考察低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的诱发效应。^②在后文分析中,若无特殊说明,低碳城市试点政策均指2012年扩大试点后的政策。

2. 指标构建

本文的研究视角是通过上市公司绿色技术创新活动来考察低碳城市试点政策的有效性,因此,本文将上市公司绿色专利申请数据作为被解释变量。原因有以下两点:一是绿色专利最直观地反映了企业绿色技术创新活动的产出,具有可量化性和行业内外的溢出性,且相较研发投入而言,专利具有明确的技术分类,可据此进一步将专利数据根据不同技术性质进行分类,以体现创新活动的不同价值内涵和贡献。二是考虑到专利申请流程耗时较长,采用专利申请数据而非专利授权数据可以更具时效性地考察试点政策对企业绿色技术创新活动产生的影响。

本文的被解释变量为上市企业的绿色专利申请数量,指标构建方法参考王班班和齐绍洲(2016)以及齐绍洲等(2018)中的专利指标构建方法。绿色专利申请数量指标包括绿色专利整体(*EnvrPat*),绿色发明型专利(*EnvrInvPat*)和绿色实用新型专利(*EnvrUtyPat*)三种,对上市企业当年申请的绿色专利数量进行取对数处理。^③在稳健性检验中,本文还采用了上市企业绿色专利申请数量占比(*RatioEnvrPat*),即该企业所申请的绿色专利占其当年申请所有专利的比值,以及两种细分类型绿色专利的占比——绿色发明型专利申请数量占比(*RatioEnvrInvPat*)和绿色实用新型专利申请数量占比(*RatioEnvrUtyPat*),来保证基准分析的稳健性。

考虑到企业和城市层面的其他因素可能对企业绿色技术创新带来潜在影响,本文也选取了一

① 本文样本中不包括低碳城市试点名单中所公布的大兴安岭地区。两批试点的名单参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 由于上市企业母公司及其子公司的绿色专利数据采集具有一定难度,本文只搜集并整理至2015年,笔者将在后续研究中利用更新数据对本文主题进行追踪研究。

③ 为了避免0值的影响,对数处理时采取绿色专利申请数量加1再取对数的方式,绿色发明型专利和绿色实用新型专利数量的构建也采取同样的处理方法。

系列企业经济特征和城市层面的影响因素作为控制变量。①企业规模(*lnsize*)。已有文献表明,企业规模是影响企业创新的重要因素(黎文靖和郑曼妮,2016;Bu et al.,2020)。通常而言,规模较大的企业为了自身发展的可持续性都会进行较为稳定的研发投入来保持企业的技术发展水平。本文用企业年末总资本的对数来衡量企业规模。②企业年龄(*lnage*)。企业年龄通常代表了企业的成熟度,已有研究表明成熟度越高的企业往往具有更强的创新意识(张杰等,2015;韩超和桑瑞聪,2018)。本文用企业上市时长的对数衡量企业年龄。③企业的市场价值与资本重置成本之比,即Tobin Q值(*lnTobinQ*)。企业的Tobin Q值体现了其社会价值创造能力,一般认为,该数值越大,表明企业创造了更多的社会财富,拥有更高的创新意识。本文对其进行取对数处理。④企业负债(*lndebts*)。企业负债情况反映了市场对企业信用能力的评价(Meuleman and Maeseneire,2012;王刚刚等,2017),适度的负债经营可以允许企业有更充裕的资金进行技术设备改善和工艺提升等创新活动,本文用企业当年贷款金额与总资产之比的对数来衡量企业的负债情况。⑤企业业绩和治理结构的相关变量。借鉴蔡卫星等(2019),考虑到企业业绩和治理结构等因素对企业绿色技术创新的影响,本文同时控制了企业的总资产收益率(*ROA*)、资本密集度(*cap_inten*)、第一大股东持股比例(*Top1*)以及独立董事比例(*Independent*)。其中,总资产收益率用企业净利润与总资产占比表示;资本密集度用企业总资产与营业收入之比表示;第一大股东持股比例为第一大股东持股份额占总股本的比例;独立董事比例为独立董事人数占董事会总人数的比例。⑥城市层面的相关变量。考虑到城市层面的区域开放程度、经济发展水平和产业结构变化对企业绿色技术创新的可能影响(余泳泽和张少辉,2017;金刚和沈坤荣,2018),本文控制了城市层面的外商投资占比(*lnFDI*)、人均GDP(*lnpgdp*)和产业结构(*Industry*)。其中,外商投资占比为外商投资工业企业总产值与该地区工业总产值的比值;人均GDP为城市层面人均GDP的对数值;产业结构用城市层面第二产业占GDP的比重表示。此外,因为本文考察的是企业绿色技术创新行为,而绿色技术创新可能受到其他环境规制的影响,本文也控制了城市层面的环境规制变量(*lnSO₂*)。参考董直庆和王辉(2019)中采用单位经济产出污染物排放的衡量方法,本文选取了城市层面单位经济产出的二氧化硫排放量(*lnSO₂*)表征其他环境规制,对其进行取对数处理。

各主要变量的描述性统计如表1所示。由表1可见,在样本期间,中国上市企业绿色专利申请占比的平均值约为0.0497,可见绿色专利申请相较专利申请总体数量而言还较少。对比绿色发明型专利和绿色实用新型专利,前者的专利申请占比略高于后者,意味着在申请的绿色专利中,对于绿色技术改进与研发价值更高的发明型专利比重更大。

表1 主要变量的描述性统计特征

| 变量 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------------------------|-------|--------|--------|--------|--------|
| <i>EnvrPat</i> | 14833 | 0.5200 | 0.9447 | 0.0000 | 6.8522 |
| <i>EnvrInvPat</i> | 14833 | 0.3264 | 0.7315 | 0.0000 | 6.1399 |
| <i>EnvrUtyPat</i> | 14833 | 0.3580 | 0.7477 | 0.0000 | 6.1800 |
| <i>RatioEnvrPatent</i> | 14833 | 0.0497 | 0.1181 | 0.0000 | 0.9780 |
| <i>RatioEnvrInvPatent</i> | 14833 | 0.0455 | 0.1220 | 0.0000 | 0.9811 |
| <i>RatioEnvrUtyPatent</i> | 14833 | 0.0405 | 0.1056 | 0.0000 | 0.9375 |

注:其他变量的描述性统计特征参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

3. 计量模型

本文旨在检验低碳城市试点政策是否能够促进企业绿色技术创新,而在政策实施效应评估文

献中较有效的方法为双重差分模型(Difference-in-Difference, DID)。该方法将研究对象分为处理组(实施政策的地区)和对照组(未实施政策的地区),通过对政策实施前后进行时间趋势上的差分及对处理组和对照组之间进行政策实施与否的差分,以剔除随时间变化及不可观测的其他因素,从而识别出政策实施的净效应。该方法在已有政策研究中得到了广泛应用(涂正革和谌仁俊,2015;Cui et al.,2018;宋弘等,2019)。本文将前两批被纳入低碳城市试点范围的省份和城市作为处理组,其余省市作为对照组,从企业绿色技术创新的视角对低碳城市试点政策进行量化评估。具体模型设置如下:

$$EnvrPat_{it} = \beta_0 + \beta_1 Pilot_t \times Post_t + \rho X_{it} + \delta_n + \mu_{jt} + \alpha_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $EnvrPat_{it}$ 表示某一上市公司*i*在*t*年申请的绿色专利数量。 $Pilot_t$ 表示低碳城市试点地区的虚拟变量,如果该城市或省份是前两批政策公布的试点地区,取值为1,否则取值为0。 $Post_t$ 为政策试点前后的虚拟变量,低碳城市试点期间(即2012年以后^①)取值为1,在非试点期间取值为0。 X_{it} 为上市公司经济特征的控制变量矩阵,包括企业规模($lnsize$)、企业年龄($lnage$)、企业负债($lndebts$)、市场价值与资本重置成本之比($lnTobinQ$)、总资产收益率(ROA)、企业资本密集度(cap_inten)、第一大股东持股比例($Top1$)、独立董事比例($Independent$)、外商投资占比($lnFDI$)、人均GDP($lnpgdp$)、产业结构($Industry$)和单位产值的二氧化硫排放量($lnSO_2$)。模型(1)中仅列出了企业绿色专利申请总量,下文的实证分析中还对绿色发明型专利($EnvrInvPat_{it}$)和绿色实用新型专利($EnvrUtyPat_{it}$)分别进行了考察。

在基准分析中,双重差分项 $Pilot_t \times Post_t$ 的系数 β_1 是本文关注的重点。该系数反映的是在对低碳城市试点政策实施前后和试点地区及非试点地区之间进行双重差分后,低碳城市试点政策对企业绿色专利申请的影响。若 β_1 显著为正,表示试点政策有助于促进试点地区企业的绿色技术创新活动。此外,本文模型中还控制了行业随时间变化和省份随时间变化的固定效应,分别表示为 μ_{jt} 和 δ_n ,以剔除行业层面及省份层面随时间变化的其他混淆因素,如其他省级层面的低碳政策或能源政策等。同时,模型中也控制了企业固定效应 α_i , ε_{ijt} 为随机干扰项。

四、实证结果分析

按照上述构建的基准模型,本部分考察低碳城市试点政策的实施对上市企业绿色技术创新的量化影响,估计结果如表2所示。表2的第(1)、(2)列为企业绿色专利申请总量,第(3)、(4)列为企业绿色发明型专利申请数量,而第(5)、(6)列对应企业绿色实用新型专利申请数量。在第(1)—(6)列中,本文控制了企业固定效应和省份随时间变化的固定效应;而在第(2)、(4)和(6)列中,本文也同时控制了行业随时间变化的固定效应。所有回归分析都采用了城市层面的聚类调整标准误差(Cluster Standard Errors)。

表2的回归结果表明,低碳城市试点政策在一定程度上促进了试点地区上市企业绿色技术创新。由表2结果可见,第(1)列双重差分项 $Pilot_t \times Post_t$ 的系数在5%的水平上显著为正;而在控制了三种固定效应后,第(2)列双重差分项系数在10%的水平上显著为正,影响程度略小于前者。这表明,地区层面和行业层面的确存在影响企业绿色技术创新的其他因素,因此,本文基准模型中同时

^① 因第二批低碳城市试点范围的公布时间为2012年12月26日,考虑到政策实施的滞后性,本文研究中试点政策的实施时间设置为2013年。

控制三种固定效应的设置是有必要的,能够更准确地提炼试点政策实施产生的净影响。在剔除了可能的混淆因素之后,低碳城市政策的实施能够在一定程度上推动企业进行绿色技术创新,该政策的实施使得绿色专利申请数量的对数提升了约10%。进一步区分不同绿色专利类型,双重差分项 $Pilot_i \times Post_t$ 的系数在第(3)、(5)列中分别在5%、1%的水平上显著为正,试点政策对绿色发明型专利申请数量的影响程度略高于对绿色实用新型专利的影响;而在同时控制了三种固定效应后,双重差分项系数在第(4)、(6)列中并不显著。这表明,从整体层面看,低碳城市试点政策能够在一定程度上促进

表2 低碳城市试点政策对绿色专利数量的影响

| | <i>EnvrPat</i> | | <i>EnvrInvPat</i> | | <i>EnvrUtyPat</i> | |
|---------------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Pilot_i × Post_t</i> | 0.1612** (0.0624) | 0.0993* (0.0594) | 0.1425** (0.0652) | 0.0807 (0.0617) | 0.1001*** (0.0378) | 0.0592 (0.0366) |
| <i>lnsize</i> | 0.1230*** (0.0169) | 0.1195*** (0.0165) | 0.0842*** (0.0122) | 0.0823*** (0.0120) | 0.0929*** (0.0122) | 0.0901*** (0.0121) |
| <i>lnage</i> | 0.3020* (0.1690) | 0.2455 (0.1595) | 0.3084** (0.1427) | 0.2456* (0.1392) | 0.2257 (0.1379) | 0.2205 (0.1347) |
| <i>IntobinQ</i> | -0.0414*** (0.0129) | -0.0389*** (0.0139) | -0.0233** (0.0104) | -0.0220** (0.0111) | -0.0383*** (0.0136) | -0.0337** (0.0141) |
| <i>lndebts</i> | -0.0067 (0.0187) | -0.0171 (0.0202) | -0.0005 (0.0166) | -0.0083 (0.0186) | -0.0189 (0.0162) | -0.0268 (0.0173) |
| <i>Top1</i> | 0.0008 (0.0014) | 0.0008 (0.0015) | 0.0003 (0.0011) | 0.0008 (0.0012) | 0.0003 (0.0012) | -0.0002 (0.0012) |
| <i>Independent</i> | -0.1553 (0.1337) | -0.1583 (0.1308) | -0.0602 (0.1018) | -0.0774 (0.0965) | -0.1135 (0.1185) | -0.0784 (0.1179) |
| <i>ROA</i> | -0.0009*** (0.0001) | -0.0009*** (0.0001) | -0.0006*** (0.0001) | -0.0006*** (0.0001) | -0.0007*** (0.0001) | -0.0007*** (0.0001) |
| <i>cap_inten</i> | -0.0012 (0.0010) | -0.0010 (0.0010) | -0.0012 (0.0010) | -0.0010 (0.0010) | -0.0006 (0.0006) | -0.0005 (0.0005) |
| <i>lnFDI</i> | 0.0224 (0.0216) | 0.0265 (0.0200) | 0.0107 (0.0174) | 0.0131 (0.0151) | 0.0229 (0.0169) | 0.0265 (0.0164) |
| <i>lnpgdp</i> | 0.0573 (0.0684) | 0.0828 (0.0747) | 0.0867* (0.0492) | 0.1190** (0.0487) | 0.0391 (0.0552) | 0.0575 (0.0613) |
| <i>Industry</i> | -0.0083* (0.0046) | -0.0072 (0.0051) | -0.0076** (0.0039) | -0.0076* (0.0041) | -0.0051 (0.0035) | -0.0038 (0.0039) |
| <i>lnSO₂</i> | 0.0091 (0.0269) | 0.0346 (0.0277) | -0.0109 (0.0248) | 0.0145 (0.0251) | 0.0087 (0.0205) | 0.0236 (0.0214) |
| 行业×时间固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 观测值 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 |
| R ² | 0.2070 | 0.2567 | 0.1620 | 0.2221 | 0.1672 | 0.2174 |

注: *、** 和 *** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。括号内为城市层面的聚类调整标准差。表中各回归均同时控制了企业固定效应、省份×时间固定效应。以下各表同。

企业的绿色技术创新行为。但在控制了行业层面随时间变化的其他因素后,绿色技术创新效应在显著性水平和影响程度上均有所降低,且并不存在明显的专利类型区分。可能的原因为,由于试点政策的着力点在于高碳行业的“降碳”与“减碳”等低碳化措施,因此在不区分行业碳属性的情况下,试点政策对企业绿色技术创新的诱发效应在整体层面较为有限。本文将在下文的异质性分析中对此进行验证。上述基准回归的结果与宋弘等(2019)和 Cheng et al.(2019)的研究结果具有一致性。宋弘等(2019)发现低碳城市试点的建设显著提高了环境污染相关产业的创新水平约 24.4%。Cheng et al.(2019)利用双重差分与倾向得分匹配模型考察了第二批低碳城市试点政策对城市绿色全要素生产率的影响,发现试点城市的绿色全要素生产率比非试点城市高约 2.64%,且绿色技术进步是其主要推动力。至此,假说 1a 得到验证。

关于控制变量,企业规模、企业年龄和城市的经济发展水平平均对企业绿色技术创新有一定程度的促进作用,与理论预期相符。而企业的市场价值与资本重置成本之比和总资产收益率则对企业绿色技术创新行为产生了负向影响。这表明,可能影响企业创新意识和创新投入的企业经济特征并未对企业绿色技术创新行为施加正向影响,因而企业绿色技术创新更可能来自外力的推动。产业结构变量的影响系数显著为负,反映出第二产业比重增加不利于企业绿色技术创新,产业结构升级带来的绿色技术创新动力还有待释放。其余控制变量的系数均不显著,表明其不是影响企业绿色技术创新的核心要素。

五、稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分模型要求处理组和对照组满足平行趋势假定,以保证估计量的无偏性。在本文的基准模型中,平行趋势假定是指在实施低碳城市试点政策之前,试点城市和非试点城市企业绿色专利申请情况在时间趋势上是基本保持一致的。而在试点政策实施后,处理组和控制组平行趋势的打破则表明试点城市的企业绿色技术创新相对于非试点城市出现了趋势上的改变。平行趋势检验的结果如图 1 所示,其中,横轴为年份,纵轴表示城市层面企业绿色专利申请均值^①。图 1 中实线为试点地区内企业在城市层面的绿色专利申请均值,而虚线则表示非试点地区内企业在城市层面的绿色专利申请均值,实垂线为本文中试点政策开始实施的年份。图 1 显示,在第一批试点政策实施之前(即 2010 年之前),试点地区与非试点地区的企业绿色专利申请保持平行趋势。而在第一批试点政策实施之后,试点地区企业的绿色专利申请水平与非试点地区并未有显著的趋势

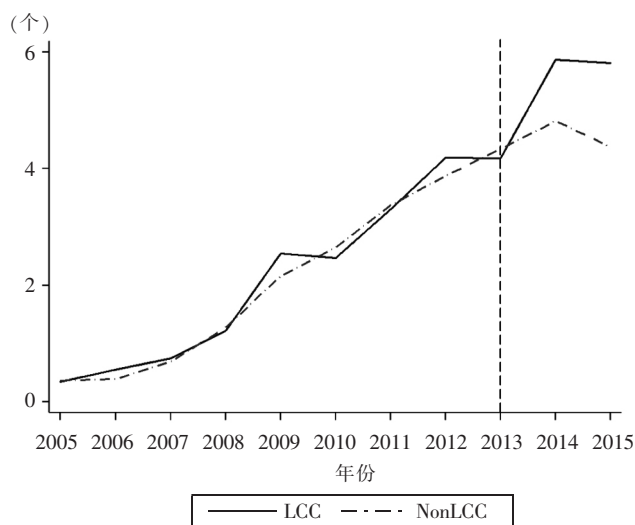


图 1 低碳城市试点政策实施前后地区层面企业平均绿色专利申请数量

注:LCC 表示低碳城市试点地区,NonLCC 表示非低碳城市试点地区。

① 该均值由当年加总到城市层面的企业绿色专利申请总量除以该地区企业总数所得。

改变,两者在接下来的两年内继续保持平行趋势。直至第二批试点政策颁布之后,即从2013年开始,试点地区企业绿色专利申请水平开始显著超过非试点地区,这种趋势维持至样本期结束。这与本文选择2012年作为模型的政策时间节点保持一致。以上分析表明,本文双重差分模型的平行趋势假定得到了支持。

2. 其他衡量绿色技术创新的指标

企业申请专利的其他不可观测动机有可能成为混淆因素,干扰主回归模型的结论。根据Popp(2006)提出的解决方法,本文采用绿色专利占总专利的申请比例进行稳健性检验。该指标有利于进一步排除同时影响分子和分母的混淆因素,例如不区分专利技术的补贴既会影响作为分母的总专利申请,又会影响作为分子的绿色技术专利申请。为了保证基准结果的稳健性,这里将模型(1)中的被解释变量替换成对应的绿色专利申请占比,以考察低碳城市试点政策对于绿色专利申请占比的影响,回归结果如表3所示。由回归结果可见,第(1)~(4)列中双重差分项的系数均在1%的水平上显著为正,而第(6)列中的差分项系数也在10%的水平上显著为正,显著性均较表2中有所提升。这表明,在剔除了可能同时诱发企业申请总专利和绿色专利的混淆因素后,试点政策的绿色技术创新效应显著提升。这佐证了上述基准分析的稳健性,即低碳城市试点政策的确促进了企业绿色技术创新。此外,第(4)列中双重差分项的系数在影响程度和显著性方面都高于第(6)列的系数,这反映出试点的绿色技术创新效应主要体现在创新价值更高的绿色发明型专利申请。

表3 低碳城市试点政策对绿色专利占比的影响

| | <i>RatioEnvrPat</i> | | <i>RatioEnvrInvPat</i> | | <i>RatioEnvrUtyPat</i> | |
|---------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Pilot_t × Post_t</i> | 0.0188*** (0.0064) | 0.0181*** (0.0059) | 0.0301*** (0.0067) | 0.0270*** (0.0069) | 0.0098 (0.0060) | 0.0098* (0.0055) |
| 行业×时间固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 观测值 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 |
| R ² | 0.0538 | 0.0870 | 0.0538 | 0.0912 | 0.0467 | 0.0788 |

注:回归中均控制了基准模型中企业和城市层面的控制变量。以下各表同。

此外,本文也进行了排除其他混淆政策的影响、两期混合模型检验、样本仅限于2012年之前上市的企业以及动态效应检验等一系列稳健性检验,检验结果均与基准结果一致。^①

六、异质性分析

1. 考察绿色专利类别的异质性

上市公司绿色专利包含了七种不同技术类别,在基准模型的基础上,本文进一步选取了其中两种最为重要、数量也最多的专利类别——能源节约类和替代能源生产类,以考察低碳城市试点政策对不同类别绿色专利的异质性影响。估计结果如表4所示。^②

在表4中,第(1)、(2)列分别为能源节约类发明型专利申请数量及其对应的专利占比,第(3)、

① 其他稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。感谢匿名评审专家对两期混合模型和动态效应模型设置的宝贵建议。

② 因为基准模型中企业的绿色技术创新效应主要体现在绿色专利总量和绿色发明型专利,此处仅列出这两种类型专利指标的估计结果。此外,本文也考察了废弃物管理类的专利,该估计结果并不显著。

(4)列为替代能源生产类发明型专利申请数量及其对应的专利占比。从表 4 的估计结果可见,双重差分项的系数在第(1)、(2)列均显著为正。这表明试点政策的实施能够显著提升能源节约类发明型专利的申请。同时,双重差分项的系数在第(4)列中在 1%的水平上显著为正,表明试点政策的实施也有助于促进替代能源生产类发明型专利的申请。两类专利所代表的节能技术和新能源技术均是推动低碳城市建设的关键技术,前者有利于现有能源结构中的能效提升,而后者则可以推动能源结构向清洁低碳的方向转型,试点政策的实施可以通过促进这两类关键技术的创新来实现城市低碳化。

表 4 不同专利类别

| | 能源节约类专利 | | 替代能源生产类专利 | |
|---------------------------------------------|---------------------|--------------------------|--------------------|-------------------------|
| | <i>EnergyInvPat</i> | <i>RatioEnergyInvPat</i> | <i>AlterInvPat</i> | <i>RatioAlterInvPat</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Pilot_t × Post_t</i> | 0.0543* (0.0285) | 0.0113*** (0.0036) | 0.0371 (0.0432) | 0.0116*** (0.0041) |
| 观测值 | 11598 | 11598 | 11598 | 11598 |
| R ² | 0.1636 | 0.0568 | 0.1098 | 0.0663 |

2. 考察行业碳密集度的异质性

低碳城市试点政策旨在促进城市的全面低碳发展,其中一个重要着力点为产业结构的低碳化,即高碳行业的“降碳”与“减碳”等行为,如节能减排、提高能效、实施更低碳的技术标准等,因而该政策对于高碳行业的作用可能更大。为了考察该试点政策对于企业绿色技术创新行为的影响在高碳行业和低碳行业之间是否存在差异,本文在基准模型的基础上加入了行业的碳密集度(CO_{2j}),构成三重差分模型,如模型(2)所示:

$$\begin{aligned}
 EnvrPat_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Pilot_t \times Post_t \times CO_{2j} + \beta_2 Pilot_t \times CO_{2j} + \beta_3 Post_t \times CO_{2j} + \\
 & \beta_4 Pilot_t \times Post_t + \rho \bar{X}_{it} + \delta_{it} + \mu_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中, CO_{2j} 表示行业的碳密集度,本文用行业 CO_2 排放值与行业生产总值的比值(CO_2_gross)及行业 CO_2 排放值与行业增加值的比值(CO_2_vadd)表示,其余变量设置与基准模型相同。这里要考察的重点是三重差分项 $Pilot_t \times Post_t \times CO_{2j}$ 的系数 β_1 。若 β_1 显著为正,则表示相对于低碳行业,低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的诱发效应在高碳行业更显著。若 β_1 显著为负,则结论相反,表示低碳行业的诱发效应相对于高碳行业更强。

试点政策绿色技术创新效应的行业异质性回归结果如表 5 所示。在同时控制三种固定效应后,三重差分项 $Pilot_t \times Post_t \times CO_2_gross$ 的系数在第(1)、(5)列中均在 10%的水平上显著为正,其中总体绿色专利对应的三重差分项系数略高于绿色实用新型专利。这表明,低碳城市试点政策更有助于促进高碳行业中企业绿色技术创新,且高碳行业中的绿色技术创新方向更偏向实用新型专利。三重差分项 $Pilot_t \times Post_t \times CO_2_vadd$ 的系数也在其对应的三列中均显著为正,进一步佐证了上述结果。从以上分析可以看出,低碳城市试点政策对绿色技术创新的诱发存在显著的行业异质性,高碳行业中企业绿色技术创新效应相较低碳行业更为显著,这为表 2 基准结果的分析提供了补充与支撑。这一结果与部分学者的研究相一致(李树和陈刚,2013;盛丹和张国峰,2019),即污染密集度较高的行业为政策规制的主要对象,且是绿色技术创新的主要来源。至此,假说 2 得到验证。

表 5 考察行业碳密集度的异质性

| | <i>EnvrPat</i> | | <i>EnvrInvPat</i> | | <i>EnvrUtyPat</i> | |
|----------------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $Pilot_t \times Post_t$ | 0.4701** (0.2215) | 0.4093** (0.1775) | 0.3243** (0.1635) | 0.2821** (0.1322) | 0.3781** (0.1887) | 0.3206** (0.1491) |
| $Pilot_t \times Post_t \times CO_{2_gross}$ | 0.0554* (0.0321) | | 0.0370 (0.0237) | | 0.0477* (0.0274) | |
| $Pilot_t \times Post_t \times CO_{2_vadd}$ | | 0.0634* (0.0343) | | 0.0420* (0.0253) | | 0.0536* (0.0291) |
| 观测值 | 11329 | 11329 | 11329 | 11329 | 11329 | 11329 |
| R ² | 0.2580 | 0.2581 | 0.2223 | 0.2224 | 0.2190 | 0.2191 |

3. 考察企业所有制的异质性

企业的所有制属性通常会对其研发投入和技术创新产生不同影响。因此, 这里在基准模型的基础上将整体样本分为国有企业和非国有企业两个子样本, 进一步考察低碳城市试点政策对于不同类型企业主体是否会产生异质性的绿色技术创新效应。

估计结果如表 6 所示。同时控制三种固定效应后, 双重差分项系数在非国有企业子样本对应的第(1)、(5)列中显著为正; 此外, 在国有企业子样本中, 双重差分项系数仅在第(4)列中显著。这表明, 低碳试点政策对企业的绿色技术创新效应确实存在企业所有制属性层面的异质性, 低碳城市试点政策能够更加显著地促进非国有企业的绿色技术创新, 且作用方向为绿色实用新型专利; 而对于国有企业, 试点政策的绿色技术创新效应在整体层面并不显著, 仅能够在一定程度上促进其发明型绿色专利的申请。可能的原因如前所述, 国有企业存在更强的路径依赖效应, 且因其在地方经济发展中的重要责任, 普遍受到更弱的环境规制约束。这与任胜钢等(2019)、韩超和桑瑞聪(2018)等研究结论具有一致性。任胜钢等(2019)发现排污权交易制度对非国有企业全要素生产率的提升作用大于国有企业。而韩超和桑瑞聪(2018)发现, 国有企业因其自身的政治势力可以降低规制带来的压力, 因此, 在面临环境规制约束时产品向清洁方向转换的积极性更弱。至此, 假说 3 得到验证。

表 6 考察企业所有制的异质性

| | <i>EnvrPat</i> | | <i>EnvrInvPat</i> | | <i>EnvrUtyPat</i> | |
|-------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 非国有企业 | 国有企业 | 非国有企业 | 国有企业 | 非国有企业 | 国有企业 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| $Pilot_t \times Post_t$ | 0.1504* (0.0794) | 0.0409 (0.0795) | 0.0818 (0.0733) | 0.1283* (0.0697) | 0.1248** (0.0562) | -0.0644 (0.0688) |
| 观测值 | 6541 | 5047 | 6541 | 5047 | 6541 | 5047 |
| R ² | 0.2394 | 0.3696 | 0.2077 | 0.3375 | 0.2099 | 0.3216 |

七、影响机制分析

以上分析表明低碳城市试点政策的实施能够在一定程度上促进企业绿色技术创新, 且试点政

策的绿色技术创新效应存在不同维度的异质性。作为以城市为单位的综合性环境治理手段,低碳城市试点政策在实施过程中一方面采用了不同类型的政策工具去推动当地低碳发展,而不同的政策工具会不同程度地促进企业绿色技术创新;另一方面也大力提倡通过金融手段来支持城市低碳化,这也极大可能缓解企业在绿色技术创新中的融资约束,为企业绿色技术创新提供必不可少的资金支持。因此,为了进一步探讨低碳城市试点政策通过何种机制诱发企业绿色技术创新,本文从政策工具类型和缓解融资约束两个视角进行影响机制分析。

1. 政策工具类型

本文参考 Wang et al.(2015)对于中国低碳城市试点政策的划分,在上述异质性分析的基础上构造政策工具变量与行业碳密集度的交互项,探究试点政策发挥绿色技术创新效应的政策工具机制。并进一步区分企业不同类型,考察不同政策工具的影响机制。模型设置如式(3)所示:

$$EnvrPat_{it} = \beta_0 + \beta_1 cmdtools_n \times CO_{2j} + \beta_2 mkttools_n \times CO_{2j} + \beta_3 vlttools_n \times CO_{2j} + \rho X_{it} + \delta_n + \mu_{jt} + \alpha_i + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,cmdtools_n表示试点城市或地区采取的命令控制型政策,用该地区所采取的命令控制型政策数量的对数值表示,mkttools_n表示试点地区采取的市场型政策,vlttools_n为试点地区采取的自愿型政策,两者的衡量方法均与命令控制型政策一致。

三种政策工具的绿色技术创新效应及其在不同行业的异质性如表7所示。估计结果表明,在同时考察三种政策工具时,只有命令控制型政策工具表现出显著的企业绿色技术创新效应,且这种效应主要体现在高碳行业的企业中,而其他两种政策工具的作用均不显著。具体而言,双重差分项cmdtools×CO_{2_gross}的系数在第(1)—(3)列中均在1%水平上显著为正,而mkttools×CO_{2_gross}和vlttools×CO_{2_gross}的系数均不显著。这表明命令控制型工具能显著促进高碳行业中两种类型绿色专利的创新,而市场型工具和自愿型工具的创新促进作用还未得以发挥。

表7 三种政策工具对企业绿色技术创新的影响——行业异质性

| | EnvrPat | EnvrInvPat | EnvrUtyPat |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| cmdtools×CO _{2_gross} | 0.0584*** (0.0209) | 0.0342*** (0.0126) | 0.0530*** (0.0200) |
| mkttools×CO _{2_gross} | -0.0246 (0.0205) | -0.0140 (0.0161) | -0.0247 (0.0216) |
| vlttools×CO _{2_gross} | -0.0153 (0.0215) | -0.0012 (0.0147) | -0.0165 (0.0200) |
| 观测值 | 11329 | 11329 | 11329 |
| R ² | 0.2594 | 0.2234 | 0.2203 |

注:本表只列出了以CO_{2_gross}为行业标准的估计结果,以CO_{2_vadd}为标准的估计结果与前者基本一致。

进一步地,将总样本分为国有企业和非国有企业,考察三种政策工具的绿色技术创新效应在不同企业类型中是否存在差异。估计结果^①表明,命令控制型政策能够同时促进高碳行业中国有企业和非国有企业的绿色技术创新,但对国有企业的影响程度和显著性水平均更高。此外,市场型工具

① 估计结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

不利于高碳行业中国有企业绿色实用新型专利的申请; 而自愿型政策工具则在一定程度上对非国有企业的绿色技术创新产生了负面影响。

综合对不同政策工具的分析, 低碳城市试点政策主要通过命令控制型政策工具作用于企业绿色技术创新, 其对高碳行业中的国有企业和非国有企业均有一定的促进作用, 但对前者的影响更高。这表明, 不论是对于在技术转型中更有可能存在路径依赖、也相对更少受到规制影响的国有企业, 还是对于更加灵活、可能具有更高创新意识的非国有企业而言, 命令控制型政策均能诱发其进行绿色技术创新, 且对国有企业的规制作用更强, 而市场型政策和自愿型政策诱发绿色技术创新的作用还未显现。这与王班班和齐绍洲(2016)的研究结果相一致, 即在国有化程度高的行业中, 命令型工具对技术创新的作用效果更强。至此, 假说 4 得到部分证实。

2. 缓解融资约束

低碳城市试点均进行了绿色金融政策的相关部署, 旨在为试点城市的低碳化转型提供资金支持。对于在绿色技术创新中可能面临融资约束的企业而言, 相关绿色金融政策可以提升企业的融资便利度, 缓解企业在技术转型过程中的资金压力, 进而促进其绿色技术创新。这里以城市层面的整体信贷水平为视角, 针对低碳城市试点政策的缓解融资约束机制进行检验, 即低碳城市试点政策的实施是否能通过提升城市层面的整体信贷水平来促进企业绿色技术创新。本文在模型(1)的基础上, 加入了城市层面的贷款变量 \lnloan_{ct} , 构建三重差分模型, 具体模型为:

$$EnvrPat_{it} = \beta_0 + \beta_1 Pilot_t \times Post_t \times \lnloan_{ct} + \beta_2 Pilot_t \times \lnloan_{ct} + \beta_3 Post_t \times \lnloan_{ct} + \beta_4 Pilot_t \times Post_t + \rho X_{it} + \delta_n + \mu_{jt} + \alpha_i + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, \lnloan_{ct} 为城市 c 金融机构各项贷款余额在 t 年末的对数值。此外, 本文也用 \lnloan_city_{ct} 进行了检验, \lnloan_city_{ct} 为年末市辖区金融机构各项贷款余额的对数值。

回归结果如表 8 所示。可以发现, 三重差分项的系数在第(1)—(6)列中均显著为负, 这表明低碳城市试点政策并没有通过提升城市层面的整体贷款余额来促进企业绿色技术创新; 相反, 信贷政策对于企业绿色技术创新行为起到了一定的阻碍作用。可能的原因为, 试点地区在各自低碳城市规划方案中所提出的绿色金融政策主要针对绿色低碳发展, 即绿色产业、项目和生产工艺等, 因此, 不具针对性的一般信贷政策没有体现出绿色技术创新效应。由此, 本文针对缓解融资约束机制所得出的结论是有限的, 并不能证实绿色金融政策是否能发挥缓解企业融资约束并促进其绿色技术创新的作用, 还有待未来相关数据的挖掘和进一步检验。

表 8 信贷机制

| | <i>EnvrPat</i> | | <i>EnvrInvPat</i> | | <i>EnvrUtyPat</i> | |
|-----------------------------------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Pilot_t</i> × <i>Post_t</i> | 1.1914** (0.5932) | 1.2139** (0.5031) | 0.9586** (0.4647) | 0.9177** (0.3968) | 1.0072** (0.4382) | 0.9910** (0.3860) |
| <i>Pilot_t</i> × <i>Post_t</i> × <i>lnloan</i> | -0.0633* (0.0343) | | -0.0513* (0.0275) | | -0.0542** (0.0251) | |
| <i>Pilot_t</i> × <i>Post_t</i> × <i>lnloan_city</i> | | -0.0671** (0.0299) | | -0.0513** (0.0241) | | -0.0551** (0.0227) |
| 观测值 | 11557 | 11472 | 11557 | 11472 | 11557 | 11472 |
| R ² | 0.2578 | 0.2568 | 0.2231 | 0.2203 | 0.2187 | 0.2188 |

八、结论与政策启示

绿色技术创新是推动城市低碳化发展的重要力量,本文基于2005—2015年沪深两市A股上市公司的样本数据,以上市公司申请的绿色专利数量为衡量标准,考察了低碳城市试点政策是否能促进企业的绿色技术创新,进而推动城市发展向绿色低碳方向转型。基于绿色专利数量和占比指标的研究结果表明,低碳城市试点政策能够在一定程度上诱发企业整体的绿色技术创新活动,且对绿色发明型专利的促进作用略高于绿色实用新型专利。此结论在进行了平行趋势假设、其他衡量绿色技术创新的指标、排除混淆政策因素等一系列稳健性检验后依然成立。在绿色专利类别层面,低碳城市试点政策的绿色技术创新效应主要体现在能源节约类和替代能源生产类专利申请。在行业层面,试点政策对高碳行业绿色技术创新的促进作用较低碳行业更为显著,这种行业异质性是政策的绿色技术创新效应在整体层面较为有限的主要原因。在企业层面,试点政策对非国有企业绿色技术创新的诱发作用较国有企业更大,其对于非国有企业的作用方向为绿色实用新型专利,而对于国有企业的作用方向为绿色发明型专利。从不同政策工具的作用机制看,命令控制型政策工具能够有效促进试点地区的绿色技术创新,其对高碳行业中的国有企业和非国有企业均有一定程度的促进作用,但对前者的影响高于后者,而市场型和自愿型政策工具还未发挥出有效的绿色技术创新作用。

本文的研究结论为有效推进低碳城市试点政策和企业绿色技术创新提供了如下政策启示:

(1)低碳城市试点政策可以促进企业绿色技术创新,进而推动中国绿色低碳发展。低碳城市试点作为一项城市层面的环境治理政策,允许各个试点城市在结合地区产业结构和发展情况的基础上自行拟定低碳发展实施方案,是一种弱约束力的政策手段。本文的研究结果表明,低碳城市试点政策对诱发企业绿色技术创新具有一定作用,符合通过发展绿色技术创新来推动经济高质量发展的目标。因此,政策制定者可以通过提炼试点经验、形成典型案例等方法,进一步在全国范围内推动低碳城市试点,从城市层面为中国“2030年碳达峰,2060年碳中和”的气候行动目标做出贡献,并为生态环境部提出的开展碳中和试点工作提供经验与借鉴。鉴于试点政策的弱约束特点,政府在试点方案的实施过程中应对试点城市进行有效监督和指导,以此充分诱发企业绿色技术创新,通过绿色技术进步实现低碳减排和经济发展的双赢。

(2)高碳行业向低碳方向转型是发展低碳城市的重点,应针对高碳行业制定更加明确的技术转型指导方案,进一步诱发创新性更高的绿色发明型创新。本文的异质性分析表明,相比于低碳行业,试点政策的推行更有助于促进高碳行业绿色技术创新。高碳行业的转型对试点城市的产业结构调整有重要助推作用,也是实现低碳城市建设重点。然而,本文研究发现,高碳行业的绿色技术创新主要体现在绿色实用新型专利,而试点政策对创新性更高的发明型专利影响略低。由于高碳行业普遍存在对污染技术的路径依赖效应,绿色实用新型专利创新在短期内有助于提升高碳行业的减排量,但长期而言,只有价值内涵更高的绿色发明型专利创新才是推动高碳行业向低碳化转型的关键。因此,各试点城市应根据自身的产业结构和发展优势制定更加明确的技术转型指导方案,以提升试点政策实施的有效性。

(3)在低碳城市试点政策的推行过程中,需充分发挥不同政策工具的协同创新作用。本文关于政策工具类型的机制分析表明,只有命令控制型政策工具对企业技术创新发挥了显著促进作用,且对国有企业的作用程度大于非国有企业,而市场型政策和自愿型政策的作用还未显现。命令控制型政策具有强制性和严格性的特征,能够迫使企业在短期内让渡一部分企业收益来达到规制要求,而长期来看却可能会有损企业的竞争力。市场型政策作为更具激励效应的规制工具,能更加充分地调

动企业减排的积极性,对企业绿色技术创新诱发可能更具持久性;而自愿型工具作为一种非正式的环境规制工具,也能从企业源头层面引导生产方式的转型。因此,在低碳城市试点政策的推行过程中,一方面,应对不同政策工具的作用主体有针对性地设计政策;另一方面,应倡导几种政策工具的协同使用,从而充分发挥不同政策工具的绿色技术创新效应,进一步扩大政策作用的行业和企业范围。

本文初步考察了低碳城市试点政策的绿色技术创新效应,但囿于数据的可得性,本文依然存在一些局限性有待后续拓展。本文的动态效应检验显示出试点政策的绿色技术创新效应存在一定的滞后性,而这需要更长样本期的企业绿色专利数据进行后续的验证。针对缓解融资约束机制的验证,本文所得结论也较为有限,未能为绿色金融政策的绿色技术创新效应提供直接证据,还有待相关数据的挖掘和进一步检验。此外,由于低碳城市试点政策本身还处于推进和扩展的过程中,随着更多数据的披露,可以在未来对该政策进行跟踪分析并开展更多维度的拓展研究。

[参考文献]

- [1]蔡卫星,倪晓然,赵盼,杨亭亭. 企业集团对创新产出的影响:来自制造业上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019,(1):137-155.
- [2]丁丁,蔡蒙,付琳,杨秀. 基于指标体系的低碳试点城市评价[J]. 中国人口·资源与环境, 2015,(10):1-10.
- [3]董直庆,王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济, 2019,(1):100-118.
- [4]韩超,胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济, 2015,(5):70-82.
- [5]韩超,桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. 中国工业经济, 2018,(2):43-62.
- [6]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.
- [7]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.
- [8]蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新?——基于微观数据的实证研究[J]. 财经研究, 2015,(2):76-87.
- [9]金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界, 2018,(12):43-55.
- [10]黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016,(4):60-73.
- [11]李树,陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究, 2013,(1):17-31.
- [12]李政,杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗[J]. 经济学动态, 2019(8):70-85.
- [13]潘翻番,徐建华,薛澜. 自愿型环境规制:研究进展及未来展望[J]. 中国人口·资源与环境, 2020,(1):74-82.
- [14]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.
- [15]任胜钢,郑晶晶,刘东华,陈晓红. 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.
- [16]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.
- [17]石大千,丁海,卫平,刘建江. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, 2018,(6):117-135.
- [18]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.
- [19]涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015,(7):160-173.
- [20]王班班,齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J].

- 中国工业经济, 2016,(6):91-108.
- [21]王刚刚,谢富纪,贾友. R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J]. 中国工业经济, 2017,(2):60-78.
- [22]王书斌,徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015,(4):18-30.
- [23]余东华,崔岩. 双重环境规制、技术创新与制造业转型升级[J]. 财贸研究, 2019,(7):15-24.
- [24]余泳泽,张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济, 2017,(6):98-116.
- [25]张成,陆旸,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011,(2):113-124.
- [26]张杰,陈志远,杨连星,新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 经济研究, 2015,(10):4-17.
- [27]周开国,卢允之,杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017,(7):94-108.
- [28]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.
- [29]Aghion, P., P. Askenazy, N. Berman, G. Clette, and L. Eymard. Credit Constraints and the Cyclicity of R&D Investment: Evidence from France[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2012,10(5):1001-1024.
- [30]Albrizio, S., T. Kozluk, and V. Zipperer. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017,(81):209-226.
- [31]Arimura, T. H., A. Hibiki, and H. Katayama. Is a Voluntary Approach an Effective Environmental Policy Instrument? A Case for Environmental Management Systems [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2008,55(3):281-295.
- [32]Bu, M., Z. Qiao, and B. Liu. Voluntary Environmental Regulation and Firm Innovation in China[J]. *Economic Modelling*, 2020,(89):10-18.
- [33]Calel, R., and A. Dechezleprêtre. Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2016,98(1):173-191.
- [34]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):1158-1170.
- [35]Cui, J., J. Zhang, and Y. Zheng. Carbon Pricing Induces Innovation: Evidence from China's Regional Carbon Market Pilots[J]. *AEA Papers and Proceedings*, 2018,(108):453-457.
- [36]Huang, Z., G. Liao, and Z. Li. Loaning Scale and Government Subsidy for Promoting Green Innovation[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019,(144):148-156.
- [37]Jaffe, A. B., and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997,79(4):610-619.
- [38]Johnstone, N., I. Hascic, and D. Popp. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010,45(1):133-155.
- [39]Meuleman, M., and W. Maeseneire. Do R&D Subsidies Affect SMEs' Access to External Financing [J]. *Research Policy*, 2012,41(3),580-591.
- [40]Milani, S. The Impact of Environmental Policy Stringency on Industrial R&D Conditional on Pollution Intensity and Relocation Costs [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2017,68(3):595-620.
- [41]Popp, D. International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: The Effects of NOx and SO₂ Regulation in the U.S., Japan, and Germany [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2006,51(1):46-71.
- [42]Porter, M. E., and C. van der Linde. Toward a New Concept of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995,9(4):97-118.
- [43]Shen, N., H. Liao, R. Deng, and Q. Wang. 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.
- [44]Tang, M., X. Li, Y. Zhang, Y. Wu, and B. Wu. From Command-and-Control to Market-Based Environmental Policies: Optimal Transition Timing and China's Heterogeneous Environmental Effectiveness[J]. *Economic Modelling*, 2020,(90):1-10.
- [45]Wang, X., and H. Zou. Study on the Effect of Wind Power Industry Policy Types on the Innovation Performance of Different Ownership Enterprises: Evidence from China[J]. *Energy Policy*, 2018,(122):241-252.
- [46]Wang, Y., Q. Song, J. He, and Y. Qi. Developing Low-Carbon Cities through Pilots [J]. *Climate Policy*, 2015,(15):81-103.
- [47]Xie, R., Y. Yuan, and J. Huang. Different Types of Environmental Regulations and Heterogeneous Influence on "Green" Productivity: Evidence from China[J]. *Ecological Economics*, 2017,(132):104-112.

Low-Carbon Cities and Firms' Green Technological Innovation

XU Jia¹, CUI Jing-bo²

- (1. School of Economics and Business Administration CCNU, Wuhan 430079, China;
2. Division of Social Sciences and Environmental Research Center DKU, Kunshan 215316, China)

Abstract: To meet the target for controlling greenhouse gas emissions, the National Development and Reform Commission initiated the low-carbon city pilot policy and then gradually expanded the scope of the pilot. Would the implementation of this policy promote the green technological innovation of enterprises? What is the underlying mechanism? Using the green patent application data of listed companies from 2005 to 2015, this paper adopts the Differences-in-Difference model to examine the empirical questions from multiple perspectives. The empirical results show that the low-carbon city pilot policy induces green technological innovation of enterprises. The baseline conclusion holds against a series of alternative robustness tests. The induced-innovation effect is pronounced in energy conservation and alternative energy production patents. The pilot policy has a more significant role in promoting green technological innovation of high-carbon industries and non-state-owned enterprises. Further research indicates that the command-and-control policy tool is the main path for the low-carbon pilot program, which effectively promotes green technological innovation of state-owned enterprises and non-state-owned enterprises in the high-carbon industry with a stronger impact on the former rather than the latter. There is little evidence in support of the financial easing mechanism. This paper provides theoretical support and empirical evidence for the evaluation of low-carbon city pilot policy based on the enterprise level. The policy implication sheds light on the policy's further development plan, targeted industry policy formulation, and the use of alternative policy tools.

Key Words: low-carbon city pilot policy; firms' green technological innovation; difference-in-difference model

JEL Classification: Q55 L51 O31

[责任编辑:李鹏]