

低碳城市建设是否促进了城市绿色技术创新的“量增质升”？¹

——来自低碳城市试点政策的证据²

熊云飏¹, 代宇杰¹, 熊健超²

(1. 云南民族大学 经济与管理学院, 云南 昆明 650500;

2. 云南民族大学 政治与公共管理学院, 云南 昆明 650500)

摘要: 低碳城市建设不仅是经济绿色低碳转型的重要改革措施, 还是促进绿色技术创新的重要引擎。论文从绿色技术创新“数量”与“质量”的视角出发, 将低碳城市试点政策视为准自然实验, 基于中国245个地级市2007—2021年的面板数据, 考察了低碳城市建设对绿色技术创新的影响效应与作用机制。研究发现, 低碳城市建设显著促进了绿色技术创新“数量”与“质量”, 这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立; 异质性分析发现, 低碳城市建设对非资源型城市、东部地区城市绿色技术创新的促进作用更强; 机制分析发现, 产业结构升级与环境规制强度有助于强化低碳城市建设对绿色技术创新的促进作用。基于此, 提出坚持绿色低碳转型、加快资源型城市产业、促进产业协同融合发展的政策建议。

关键词: 低碳城市; 绿色技术创新; 多期DID; 产业结构升级; 环境规制⁵

中图分类号: F291.1; F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-4407(2025)04-106-11⁶

Does Low-Carbon City Construction Promote the “Quantity Increase and Quality Improvement” of Urban Green Technology Innovation?: Evidence from the Low-Carbon City Pilot Policy⁷

XIONG Yunbiao¹, DAI Yujie¹, XIONG Jianchao²

(1. School of Economics and Management, Yunnan Minzu University, Kunming Yunnan 650500, China;

2. School of Politics and Public Administration, Yunnan Minzu University, Kunming Yunnan 650500, China)

Abstract: Low-carbon city construction is not only an important reform measure for green and low-carbon economic transformation, but also an important engine to promote green technology innovation. From the perspective of “quantity” and “quality” of GTI, this paper considers the low-carbon city pilot policy as a quasi-natural experiment, and examines the impact and mechanism of low-carbon city construction on GTI based on the panel data of 245 prefecture-level cities in China from 2007 to 2021. The study finds that low-carbon city construction significantly promotes the “quantity” and “quality” of GTI, which is still valid after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that low-carbon city construction plays a stronger role in promoting green technology innovation in non-resource-based cities and cities in the eastern region. The mechanism analysis shows that the upgrading of industrial structure and the intensity of environmental regulation help to strengthen the promotion effect of low-carbon city construction on green technology innovation. Based on this, this paper puts forward policy suggestions to adhere to green and low-carbon transformation, accelerate resource-based urban industries, and promote the coordinated and integrated development of industries.

Key words: low-carbon city; green technology innovation; multi-period DID; upgrading of industrial structure; environmental regulation¹⁰

在全球气候加速变暖的时代背景下, 作为当今世界能源消耗大国与碳排放大国, 中国近年来陆续提出“碳排放”与“碳达峰”的战略目标, 全力推进经济社会发展的绿色低碳转型, 为应对全球气候变暖、实现经济增长与环境绩效的齐头并进发挥了关键作用^[1]。党的二十

大报告指出, 推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节, 并强调要完善科技创新体系, 加快节能降碳先进技术研发和推广应用。2022年12月, 国家发展改革委与科技部联合印发《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—

基金项目: 云南省教育厅科学研究基金项目“数字经济驱动城乡融合发展的作用机制、实现路径与政策研究”(2023Y0529); 云南民族大学硕士研究生科研创新基金项目“云南省数字普惠金融对包容性增长的影响机制与对策研究”(2022SKY042)

第一作者简介: 熊云飏, 硕士, 教授, 硕士研究生导师, 研究方向为宏观经济运行与调控。E-mail: xiongyunbiao@163.com

2025 年)》, 该方案重点强调要加快培育绿色生产领军企业、释放绿色技术创新主体活力及强化绿色技术对绿色低碳发展的关键支撑作用。绿色技术创新兼具“绿色”与“创新”的双重特征, 是有效践行绿色低碳发展模式的关键力量, 对我国建设资源节约型、环境友好型社会具有重要的现实意义。绿色技术创新有助于提高能源利用效率、减少环境污染与提高环境绩效, 还有助于提高市场主体的创新能力与绿色竞争力, 进而实现经济增长与环境保护的“互利共赢”^[2-3]。

作为一场广泛而深刻的经济社会变革, 绿色低碳转型是我国经济高质量发展进程中重要的战略目标, 也是新发展阶段加快经济发展模式转变与经济结构调整的重大机遇^[4]。2009 年 11 月, 国家发展改革委发布《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》, 首次启动低碳城市试点工作, 并分别于 2012 年与 2017 年组织申报第二批与第三批低碳试点。低碳城市试点工作启动后, 各试点城市结合自身的经济发展水平、技术优势与资源禀赋特征等出台了相应的低碳城市工作实施方案, 而这些方案大多明确了将绿色技术创新作为城市低碳发展的关键手段^[5]。绿色技术是绿色低碳发展的重要基石, 绿色技术创新是绿色低碳发展的核心驱动力。基于此, 本文在“双碳”目标背景下, 从绿色技术创新“数量”与“质量”的双重视角出发, 将 2010、2012 与 2017 年三个批次的低碳城市试点政策作为“准自然实验”, 系统考察低碳城市建设对绿色技术创新的影响效应与作用机制, 为客观评估低碳城市试点的政策效应、探索我国绿色技术创新发展与思考经济社会绿色低碳转型路径提供理论依据与政策启示。

1 文献回顾³

目前关于低碳城市试点的相关研究主要集中在政策实施的环境效应与经济效应两个方面。就低碳城市试点政策的环境效应而言, 试点政策对空气污染、碳排放、生态效率等方面均产生了积极影响。宋弘等^[6]研究发现, 低碳城市试点建设有助于降低城市空气污染, 企业排污减少与工业产业结构升级是主要的传导机制, 进一步的成本—收益分析认为, 低碳城市建设可能带来的收益远大于建设过程的成本支出, 即低碳城市建设有助于实现经济效益与环境效益的“双赢”目标。张华^[7]研究发现, 低碳城市建设对试点城市与非试点城市的碳排放水平存在显著差异, 试点城市的碳排放水平显著低于样本城市的均值, 即低碳城市试点政策有助于抑制城市的碳排放水平, 这一抑制作用在西部地区城市与经济发展水平较

低城市之间表现更为显著, 降低电力消费量与提升技术创新水平是主要的作用机制。郭沛等^[8]在采用 SBM 模型测算城市碳排放效率的基础上, 研究发现低碳城市试点政策有助于提高城市碳排放效率, 这一促进在东西部地区城市与非资源型城市之间表现更为显著, 低碳城市试点政策对优化东部地区城市碳排放效率的作用机制为调整能源结构与产业结构合理化, 对优化中西部地区城市碳排放效率的作用机制为技术创新与产业结构合理化。邓荣荣等^[9]以第二批低碳城市试点政策作为准自然实验, 研究发现低碳城市建设对城市生态效率存在显著的本地效应与空间溢出效应, 试点政策对西部地区城市生态效率的政策效应最为显著, 对东部地区城市仅表现出显著的溢出效应。史修艺等^[10]基于工业碳排放的视角, 研究发现低碳城市试点政策的实施有助于实现公平性碳减排, 相较于西部地区, 低碳城市建设对东中部地区城市公平性碳减排的政策效应更强, 而减污环境规制在东部地区存在积极的线性调节效应, 在中部地区存在正“U”型调节效应。就低碳城市试点政策的经济效应而言, 试点政策对就业、企业全要素生产率、绿色经济增长与产业结构升级等方面均产生了积极影响。王锋等^[4]基于企业微观数据, 研究发现低碳城市试点政策有助于提高企业就业水平, 试点政策通过要素替代效应提高了高技能劳动者就业水平, 通过产出效应提高了高技能与低技能劳动者就业水平。赵振智等^[11]研究发现, 低碳城市建设对企业全要素生产率存在显著的提升作用, 其主要的的作用机制在于缓解企业融资约束、提高企业技术创新水平与促进企业资本配置效率。韦东明等^[12]研究发现, 低碳城市建设有助于推动城市绿色经济增长, 对绿色经济增长的推动作用存在长期的政策滞后效应, 强化环境政策力度、降低城市碳排放、提高能源利用效率等是城市低碳质量建设对绿色经济增长的主要作用机制。逯进等^[13]研究发现, 低碳城市建设对产业结构升级存在显著的促进作用与正向的空间溢出效应, 财政分权、技术创新与绿色消费理念是试点政策对产业结构升级的正向传导机制。

从广义层面来看, 有利于绿色发展与生态文明建设的技术创新与管理创新均属于绿色技术创新^[2, 14-15]。现有文献大多基于宏观视角与微观视角, 考察绿色技术创新的影响因素。从微观层面来看, 绿色信贷政策、环境规制、碳排放权交易与企业数字化转型等因素均会对企业绿色技术创新产生积极影响。王馨等^[16]以《绿色信贷指引》作为准自然实验, 研究发现在《绿色信贷指引》实施后, 绿色信贷限制行业绿色创新表现有所上升, 但绿

色创新质量的提升并不明显,地区环境执法力度与知识产权保护力度在绿色信贷政策促进绿色创新中存在正向的调节作用。陶锋等^[17]基于“十一五”期间开始实施的环保目标责任制,研究发现环保目标责任制的实施在提高绿色专利申请数量的同时降低了相关创新活动的质量,而专利审查制度有助于保障专利授权质量,缓解环保目标责任制实施对创新活动质量的负面效应。魏丽莉等^[18]以2013年全面启动的“两省五市”碳排放权交易试点作为准自然实验,研究发现碳排放权交易对企业绿色技术创新存在显著的促进作用,这一促进作用与碳价格存在显著的正相关关系。宋德勇等^[19]研究发现,企业数字化转型对重污染行业企业绿色技术创新存在显著的促进作用,企业信息共享与知识整合是重要的作用机制。从宏观层面来看,新型基础设施建设、高技术产业集聚、财政分权与土地资源错配等因素均会对城市绿色技术创新产生积极影响。宋德勇等^[20]将智慧城市建设视为我国新型基础建设的准自然实验,研究发现新型基础设施建设对绿色技术创新的“量质齐升”存在显著的促进作用,信息支撑效应、规模聚集效应与资金配置效应是其中重要的传导机制。杨浩昌等^[21]从静态效率与动态效率的双重视角出发,研究发现高技术产业集聚有助于提升绿色技术创新绩效,通过绿色技术创新与绿色生产效率产生的技术溢出效应与规模经济效应是主要的传导机制。陈斌等^[22]基于财政分权的视角,研究发现财政分权水平与财政分权效率对促进绿色技术创新存在显著的积极作用,财政分权通过环境规制对绿色技术创新产生了间接影响,这一作用机制会导致地方政府降低对绿色技术研发的重视程度,从而抑制绿色创新发展。马宇佳^[23]认为地方土地资源错配通过影响财政支出结构,对城市绿色技术创新产生抑制作用,这一抑制作用在中西部地区与小规模城市中较为显著。

针对低碳城市试点政策与绿色技术创新的研究,现有文献大多基于“波特假说”,进而考察低碳城市建设对绿色技术创新的微观经济效应,即低碳城市试点政策能否激发企业绿色技术创新。低碳城市试点政策具有弱约束性、行业针对性与政策组合性的特征,不同于其他目标明确的环境规制政策。低碳城市试点政策是一次探索性的尝试,试点工作的推进程度则主要依据各试点城市的自身情况而定,而根据各试点城市经济发展水平、资源禀赋与产业优势的不同,所推出的低碳城市发展方案也有所不同^[24]。低碳城市建设会引导城市产业转型升级、促进生产过程节能减排与提高能源利用效率,进而降低城市层面的碳排放强度,而这一过程会倒逼企业对

现有的生产技术进行改革升级,加大了对绿色低碳技术的创新投入。通过命令控制型、市场型与鼓励型等政策工具,加以各种类型绿色金融政策的辅助,低碳城市建设有助于提高企业的绿色技术创新意愿,并持续为企业绿色技术创新提供资金支持与市场资源支持,促使企业绿色技术创新并提高企业市场竞争力与经济效益,从而通过创新补偿效应抵消企业绿色技术创新的环境成本^[25-26]。现有研究大多肯定了低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的积极影响,值得注意的是,对企业层面的经济效应难以反映低碳城市试点政策实施的整体效应,对有效评估低碳城市试点政策的经济效应存在一定局限性^[27]。

基于此,本文将从宏观层面出发,将2010、2012与2017年分批次实施的低碳城市试点政策作为准自然实验,以2007—2021年245个地级市为研究样本,采用多期DID模型,考察低碳城市建设对绿色技术创新的影响效应、异质性影响与传导机制。相比于现有研究,本文的边际贡献主要包括:第一,在理论视角上,本文聚焦并厘清了低碳城市建设如何影响绿色技术创新的理论框架,丰富了低碳城市试点政策效应评估的相关研究,不同于大部分研究考察低碳城市建设对企业绿色技术创新的微观效应,本文将城市层面的经济政策与绿色技术创新纳入统一的分析框架,考察了低碳城市建设对绿色技术创新的宏观效应;第二,城市是绿色技术创新的重要载体,为全方位反映城市绿色技术创新水平,本文从“数量”与“质量”两个维度衡量绿色技术创新水平,有效避免了采用单一指标带来的测量偏误;第三,本文揭示了低碳城市建设影响绿色技术创新的作用机理,从产业结构升级与环境规制强度两个视角探讨了低碳城市建设对城市绿色技术创新的作用机制,并基于不同类型城市及不同区域城市等角度考察了低碳城市建设对城市绿色技术创新的异质性影响。

2 理论分析与研究假设⁵

2.1 低碳城市建设与绿色技术创新⁶

低碳城市建设是指在城市规划、建设、管理与产业发展等方面,采用低碳、环保与可持续发展的理念与技术,旨在实现城市的可持续发展。2010年以来,我国先后分三批开展了81个国家低碳城市试点,涵盖了不同地区、不同发展水平、不同资源禀赋与不同工作基础的市(区、县),各试点城市结合自身情况,不断探索出符合实际的绿色低碳发展模式与碳排放、碳达峰实现路径,在提高能源使用效率、推广可再生能源、淘汰落后产能、

制定减排标准与技术标准等方面走在了全国前列。本文认为，低碳城市建设将从以下三个方面对绿色技术创新产生影响。

(1) 低碳城市建设有助于缓解环境外部性对绿色技术创新的阻碍。环境外部性是指经济活动所产生的环境影响超出市场参与者之间的交易范围，从而对社会福利产生负面影响。在绿色技术领域，环境外部性表现为创新活动的私人成本低于社会成本，进而导致创新投入不足^[28]。具体来说，绿色技术创新需要大量的研发投入与试验成本，但创新者无法完全内部化其成本，因为其他市场参与者可以免费受益于创新成果，这种情况下，创新者面临着私人成本高于私人收益的局面，导致绿色技术创新的动力不足。而低碳城市建设通过引入碳排放权交易、污染排放费用等经济激励措施，将环境成本纳入到生产成本中，使得低碳技术创新具备了可靠的经济回报，这种经济激励机制可以刺激生产部门改革传统的生产技术并积极采用更加清洁、高效的绿色技术，并加大在绿色技术创新方面的资本与人力投入。

(2) 低碳城市建设为绿色技术创新提供了良好的市场需求与独特的回报机制。一方面，低碳城市建设在能源、交通、建筑等领域的创新需求，直接带动了绿色技术的创新发展。低碳城市建设所需要的绿色技术涵盖了清洁能源、智能交通、节能减排等方面，具有巨大的市场潜力。相关领域的绿色创新需求规模可以促进绿色创新技术的大规模应用与推广，扩大市场规模，进一步激发企业的创新潜力。绿色技术在相关领域的应用能够为城市的运营管理带来更高效、更节能、更环保的解决方案。此外，低碳城市建设促进了消费者绿色消费意识的崛起^[29]。随着人们对环境保护与可持续发展的关注不断增强，消费者对产品的环保性能要求也越来越高。低碳城市建设改善了城市环境质量，提高了公众对环保产品的认知并培养了绿色环保的消费意识，消费者更倾向于购买环保、节能、可再生的产品。这一消费趋势将引导企业开发与推出更多的绿色技术产品，满足市场需求并获得相应的经济利益。另一方面，低碳城市建设为绿色技术创新提供了独特的回报机制。从宏观层面来看，低碳城市建设目标是实现可持续发展，促进生态文明建设与经济社会的协同发展，这一可持续发展理念需要跨越多个领域与产业间协同发展，以及长期的政策支持与相应的市场保障。低碳城市建设将带来降低能源成本、提高城市品质与生活质量、减少环境污染与碳排放等多个方面的经济效益与社会效益，并持续为绿色技术创新主体带来回报。从微观层面来看，绿色技术创新需要具备

一定的可行性与可持续性，在满足市场需求的同时考虑其经济效益与社会效益。通过制定绿色信贷政策、绿色金融创新等，积极引导私人投资进入低碳城市建设领域与绿色技术创新领域，并为创新主体提供优良的商业环境与持续的经济回报，提高绿色技术的创新效率。

(3) 低碳城市试点建设对绿色技术创新存在技术溢出效应。一方面，考虑到绿色低碳技术具有较高的创新门槛与较大的投入风险，以企业为代表的市场主体在创新过程中可能面临技术、经验、资金等方面的不足。而低碳城市试点政策提供了相应的政府支持与市场需求，降低了企业参与绿色技术创新的风险成本，从而吸引更多企业参与进绿色技术创新的活动中。这些企业在创新过程中获得的经验与技术，有可能向其他企业与行业传播，形成技术溢出效应。另一方面，低碳城市建设有助于完善绿色技术市场的建设与发展，为绿色技术创新提供更为广阔的市场空间。参与低碳城市建设的过程中，企业可以充分验证与改进自己的绿色技术解决方案，提高技术的可行性与市场竞争力，这些经过实践验证的技术创新成果，有助于推动整个行业的健康可持续发展，并在其他城市复制与推广，进一步扩大了技术溢出效应。此外，低碳城市建设还可以通过产业链的推动作用促进绿色技术创新。低碳城市建设涉及清洁能源、节能环保、智能交通等多个领域的技术创新与应用，这种跨领域的需求推动了产业链的协作发展，促进了不同产业间的协同创新与技术交流。通过不断整合与优化产业链、供应链，实现创新资源共享与技术互补，从而提高绿色技术的创新效率与成果质量。基于上述分析，本文提出假设1。

假设1：低碳城市建设对绿色技术创新存在正向的促进作用。

2.2 低碳城市建设对绿色技术创新的作用机制

绿色技术的创新与推广需要良好的产业基础与支持体系，产业结构升级能够提供更好的产业基础与创新环境，从而增强低碳城市建设对城市绿色技术创新的促进作用。传统产业结构中的生产过程通常存在着资源利用率低下、污染排放较高等问题，而在低碳城市建设中，绿色技术创新是实现资源节约与环境保护的关键^[30]。产业结构升级可以促使传统高污染、高能耗产业逐步退出市场，转向新能源、清洁生产、生态环境等绿色产业的发展，通过利用环境友好型、资源节约型等绿色创新技术，逐步减少对化石能源的依赖，提高生产经营过程中的资源利用效率。依靠产业结构升级，绿色创新技术可以更好地应用于低碳城市建设领域，提高城市资源利用

效率并减少环境污染,实现绿色创新与低碳转型的良性互动。随着消费者环境保护意识的加强,市场对绿色产品与服务的需求也处于不断增长的趋势,企业为获得更大的市场竞争优势与利润空间,将加大对绿色技术创新的投入。在传统产业结构中,由于竞争压力与利润动力的限制,企业往往只注重短期经济效益,而忽视了长期环境效益。而在产业结构升级过程中,市场需求的变化与环境监管的加强将使得企业更加重视绿色技术的创新,低碳城市将会赋予企业适宜且充足的政策支持与经济激励,从而提高企业进行绿色技术创新活动的积极性与动力。此外,产业结构升级可以提供更好的创新环境与创新网络,促进绿色技术的创新与推广应用^[31]。低碳城市建设涉及多个产业领域的合作与协同,而产业结构升级可以促进不同产业之间的合作交流,通过产业聚集效应和技术溢出效应,企业与研发机构之间的技术交流、资源共享得以加强,从而加速绿色技术创新。基于上述分析,本文提出假设 2。

假设 2:产业结构升级有助于增强低碳城市建设对绿色技术创新的促进作用,即产业结构升级存在正向的调节作用。

环境规制是指通过法律、政策等手段对自然环境、生态环境进行管理与保护的重要制度,其目的是确保人类活动不对自然环境造成过度破坏,并维护环境的质量与可持续性。环境规制的内容包括限制或禁止污染物的排放、设立环境保护区域、推广清洁能源与可持续发展等方面。环境规制会“倒逼”生产部门加大对绿色技术创新的投入,并提高绿色技术创新的回报率,促进其在市场中的推广与市场化进程。

首先,环境规制强度有利于促使企业加大对绿色技术创新的投入。由于市场对环境外部性的不完全反映,企业倾向于忽视环境成本^[32]。强的环境规制会增加企业的环境成本,促使企业在生产经营决策时必须考虑环境规制带来的负面影响,这将刺激企业加大对绿色技术创新的投入,以降低环境成本,从而为城市低碳建设提供绿色创新技术支持。其次,环境规制强度有助于提高绿色技术创新的回报率。随着环境规制的加强,传统高污染、高排放生产技术的研发成本与使用成本将逐渐增加,而绿色技术的研发成本与使用成本则有望逐渐降低,这将使得投资绿色技术创新的回报率相对提高,促使更多的资金、技术与人才流入绿色技术创新研发与应用领域^[33]。绿色技术创新回报率的提高将进一步推动经济社会加大对绿色技术创新的投入,推动绿色技术的成熟与应用。最后,环境规制强度有助于市场需求趋向于

绿色化、低碳化,并推动绿色创新技术的市场化与商业化。强的环境规制将促使企业必须寻求绿色低碳化发展路径,以避免被规制机构处罚或面临市场竞争劣势。为满足环境规制的要求,企业会加速研发、应用与推广绿色创新技术,向消费者提供绿色低碳产品或服务,这一转型有利于催生市场需求绿色低碳转型,并持续推动绿色技术的市场化与商业化进程,而成熟的绿色创新技术市场也将进一步激发企业的绿色技术创新动力,形成良性的创新循环。基于上述分析,本文提出假设 3。

假设 3:环境规制强度有助于增强低碳城市建设对绿色技术创新的促进作用,即环境规制强度存在正向的调节作用。

3 研究设计

3.1 模型设定

本文将低碳城市试点政策视为一项准自然实验,考虑到国家发展改革委分别于 2010 年、2012 年与 2017 年分三批次实施低碳城市试点工作,参考宋德勇等^[20]的研究,将多时期双重差分模型作为本文的基准模型,模型设定如下:

$$patent_{it}(quality_{it}:quantity_{it})=\alpha_0+\alpha_1did_{it}+\alpha X_{it}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $patent_{it}$ 为本文的被解释变量,表示样本城市 i 的绿色技术创新数量($quantity_{it}$)与绿色技术创新质量($quality_{it}$); did_{it} 为本文的解释变量,可表示为 $did_{it}=treat_i \times post_t$, $treat_i$ 表示城市虚拟变量,若样本城市 i 在观察期间被选为试点城市,则取值为 1,反之则为 0, $post_t$ 表示时间虚拟变量,若样本城市 i 在第 t 年被选为试点城市,则第 t 年及其后续年份均取值为 1,反之则取值为 0; X_{it} 表示本文选取的一系列控制变量; μ_i 、 η_t 、 ε_{it} 分别表示模型的个体固定效应、时间固定效应与随机扰动项。

为考察低碳城市建设对绿色技术创新的作用机制,本文参考汪克亮等^[34]的研究,将调节变量纳入基准模型,构成如下调节效应模型:

$$patent_{it}(quality_{it}:quantity_{it})=\beta_0+\beta_1did_{it}+\beta_2M_{it}+\beta_3did_{it} \times M_{it}+\beta X_{it}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: M_{it} 为模型的调节变量,分别为产业结构升级($industry_{it}$)与环境规制强度($environment_{it}$),本文重点关注核心解释变量与调节变量交互项($did_{it} \times M_{it}$)的估计系数 β_3 ,通过观察估计系数 β_3 的正负性与显著性,考察产业结构升级与环境规制强度在低碳城市建设促进城市绿色技术创新的过程中是否发挥了调节作用。

3.2 变量说明 1

3.2.1 被解释变量：绿色技术创新 2

本文参考陶锋等^[17]、韦施威等^[35]的研究，采用包括绿色发明专利与绿色新型实用专利在内的绿色专利申请数据衡量城市绿色技术创新水平。具体而言，采用城市当年的绿色专利申请量加 1 后的自然对数作为绿色技术创新“数量”的衡量指标，采用城市绿色专利申请量与城市发明专利与新型实用专利之和的比值作为绿色技术创新“质量”的衡量指标。

3.2.2 解释变量：低碳城市试点政策 4

本文的核心解释变量为低碳城市建设的虚拟变量 (did , $did=treat \times post$)，根据国家发展改革委公布的低碳城市试点名单进行赋值，考虑到部分城市入选试点名单存在交叉情况，本文参考宋弘等^[6]的研究，若样本城市在 2010 年入选第一批试点城市，且处于后续试点名单的省份中，则将该城市的入选年份设定为 2010 年，若样本城市入选试点名单的年份晚于该城市所在省份入选年份，则将该城市的入选年份设定为所在省份的入选年份。

3.2.3 调节变量 6

(1) 产业结构升级 ($industry$)。产业结构升级反映了地区产业结构由低水平向高水平演化的过程，表现为地区生产总值中不同产业比例的变化，本文采用第二产业增加值与第三产业增加值之和与 GDP 的比值作为该地区产业结构升级的衡量指标。

(2) 环境规制强度 ($environment$)。本文参考韦东明等^[12]、朱奕帆等^[36]的研究，采用地级市政府报告文本中环境词频统计数与报告全文的比重衡量地级市环境规制强度，地级市政府工作报告是地方政府当年工作的纲领性文件，对本地区相关性政策的出台与实施具有重要的指导性作用，工作报告中环境词频占比越高越能体现地方政府对环境治理的关注程度与重视程度，能够有效反映地级市的环境规制强度(地级市政府报告文件中与环境相关的词汇包括环境保护、低碳转型、节能减排、PM_{2.5}、生态文明建设、污染治理、绿水青山、尊重自然、保护自然等)。目前部分研究采用“三废”排放量、污染治理投资额与 GDP 的比值等指标来衡量环境规制强度，但在考察环境规制对绿色技术创新的影响时，上述指标可能存在反向因果关系，而政府工作报告一般发布于年初，不受这一年经济社会活动的影响，能够较好地缓解反向因果问题^[37]。

3.2.4 控制变量 9

为降低变量遗漏对估计结果可能产生的不利影响，本文参考张华^[7]、郭沛等^[8]、宋德勇等^[20]的研究，控制

变量选取如下：①经济发展水平 ($pgdp$)，采用人均 GDP 的自然对数衡量；②人力资本水平 ($human$)，采用该地区平均受教育年限衡量；③科技投入水平 ($tech$)，采用科学技术支出与地方一般公共预算支出的比值衡量；④对外开放水平 ($open$)，采用当年实际利用外资总额与地区生产总值的比值衡量；⑤金融发展水平 ($finance$)，采用当年年末金融机构各项贷款余额与生产总值的比值衡量；⑥消费水平 ($consumption$)，采用社会消费品零售总额与地区年末总人口数比值的自然对数衡量。

3.3 数据来源 12

本文以 2007—2021 年中国 245 个地级市为研究样本，低碳城市试点名单来源于国家发改委公布的政策性文件，绿色专利数据来源于 CNRDS 数据库，其余数据主要《中国城市统计年鉴》。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表1 变量描述性统计结果 14

| 变量 | 变量符号 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|---------------|-------|--------|-------|--------|--------|
| 低碳城市试点 | $treat$ | 3 675 | 0.262 | 0.440 | 0.000 | 1.000 |
| 绿色技术创新数量 | $quantity$ | 3 675 | 4.833 | 1.819 | 0.000 | 10.454 |
| 绿色技术创新质量 | $quality$ | 3 675 | 0.124 | 0.428 | 0.000 | 23.133 |
| 环境规制强度 | $environment$ | 3 675 | 0.003 | 0.001 | 0.000 | 0.012 |
| 产业结构升级 | $industry$ | 3 675 | 0.817 | 0.234 | 0.000 | 1.000 |
| 经济发展水平 | $pgdp$ | 3 675 | 10.578 | 0.780 | 8.299 | 13.185 |
| 人力资本水平 | $human$ | 3 675 | 9.152 | 0.928 | 6.219 | 11.963 |
| 科技投入水平 | $tech$ | 3 675 | 0.034 | 0.029 | 0.002 | 0.937 |
| 对外开放水平 | $open$ | 3 675 | 0.102 | 1.021 | -6.743 | 3.111 |
| 金融发展水平 | $finance$ | 3 675 | 0.989 | 0.642 | 0.000 | 9.622 |
| 消费水平 | $consumption$ | 3 675 | 9.555 | 0.839 | 6.026 | 12.020 |

4 实证结果与分析 16

4.1 基准回归结果 17

本文分别将城市绿色技术创新“数量”与“质量”作为模型的被解释变量引入本文的基准回归模型，表 2 第(1)列与第(3)列汇报了未添加控制变量的回归结果，第(2)列与第(4)列汇报了添加控制变量后的回归结果。由表 2 第(1)列、第(2)列可知，低碳城市建设 (did) 的估计系数分别为 0.163 与 0.148，且均在 1% 水平上显著为正，表明低碳城市建设对绿色技术创新“数量”存在显著的促进作用。由表 2 第(3)列、第(4)列可知，低碳城市建设 did 的估计系数分别为 0.189 与 0.126，且均在 1% 水平上显著为正，表明低碳城市建设对绿色技术创新“质量”存在显著的促进作用，且与非试点城市相比，试点城市的绿色技术创新“数量”提高了约 14.8%，绿色技术创新质量提高了约 12.6%，本文的假设 1 得到初步验证。

4.2 稳健性检验 19

4.2.1 平行趋势检验 20

双重差分模型的使用前提在于实验组与对照组的

表2 基准回归结果 1

| 变量 | quantity | | quality | |
|---------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| did | 0.163*** (2.895) | 0.148*** (3.654) | 0.189*** (3.654) | 0.126*** (3.566) |
| pgdp | | 0.691*** (10.302) | | 1.821** (3.764) |
| human | | -0.012 (-1.034) | | 0.056 (1.324) |
| tech | | 1.165*** (2.698) | | -0.188 (-0.727) |
| open | | -2.979*** (-4.081) | | 0.057 (0.152) |
| finance | | 0.195*** (6.804) | | 0.018 (1.231) |
| consumption | | 0.962*** (17.484) | | -0.060** (-2.337) |
| 常数项 | 4.429*** (376.743) | -11.847*** (-35.824) | 0.111*** (12.091) | 0.069*** (4.543) |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3 675 | 3 675 | 3 675 | 3 675 |
| Adj. R ² | 0.534 | 0.611 | 0.519 | 0.568 |

注:上角标 *** 表示 $P < 0.01$, ** 表示 $P < 0.05$, * 表示 $P < 0.1$; 3 括号中为 t 值; 表 3 ~ 表 6 同。

被解释变量在政策实施之前具有相同的变动趋势,为检 4 验试点城市与非试点城市的平行趋势假设,本文参考宋德勇等^[20]的研究,采用事件分析法进行平行趋势检验,

具体模型设定如下:5

$$patent_{it}(quantity_{it}, quality_{it}) = \lambda_0 + \sum_{k \geq -6}^6 \lambda_1 did_{it}^k + \lambda X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad 6 \quad (3)$$

式中: did_{it}^k 表示低碳城市建设的虚拟变量, k 表示距离 8 城市第一次入选试点名单的时间,当 k 小于 0 时表示试点政策实施前的第 k 年,当 k 大于 0 时表示试点政策实施后的第 k 年。为避免虚拟变量可能引发的陷阱问题,本文以低碳城市试点政策实施的前一期作为基准组,具体观察试点政策实施前后各 6 期的政策效应。本文重点关注虚拟变量 did_{it}^k 系数 λ_1 的显著性,当 k 小于 0 时, λ_1 不显著异于 0,则表明符合平行趋势假设。

由表 3 平行趋势检验结果可知,无论是绿色技术创新的“数量”还是“质量”,在低碳城市试点政策实施之前, 9 虚拟变量 did_{it}^k 的系数 λ_1 均不显著,表明本文选取的试点城市与非试点城市之间符合模型的平行趋势假设;而在政策实施后,虚拟变量 did_{it}^k 的系数 λ_1 显著为正,且随着试点政策的实施,系数 λ_1 的显著性与绝对值表现出逐年增强的趋势,表明低碳城市试点政策的实施对城市绿色

表3 稳健性检验结果 10

| 变量 | 平行趋势检验 | | PSM-DID | | 替换被解释变量 | | 缩尾处理 | | 滞后一期处理 | |
|---------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
| | quantity | quality | quantity | quality | quantity | quality | quantity | quality | F.quantity | F.quality |
| did | | | 1.094*** (2.581) | 0.035*** (3.238) | 0.046*** (2.612) | 0.003*** (2.784) | 0.081*** (2.188) | 0.001*** (3.082) | 0.061*** (1.981) | 0.048*** (2.472) |
| pre6 | -0.304 (-1.112) | -0.036 (-0.971) | | | | | | | | |
| pre5 | -0.045 (-0.652) | -0.008 (-0.826) | | | | | | | | |
| pre4 | -0.049 (-0.933) | -0.001 (-0.101) | | | | | | | | |
| pre3 | -0.047 (-0.884) | -0.002 (-0.245) | | | | | | | | |
| pre2 | -0.050 (-1.182) | -0.002 (-0.311) | | | | | | | | |
| current | 0.045 (1.253) | -0.008 (0.011) | | | | | | | | |
| post1 | 0.046* (1.655) | 0.011* (1.643) | | | | | | | | |
| post2 | 0.056* (1.873) | 0.003* (0.364) | | | | | | | | |
| post3 | 0.079** (2.164) | 0.006** (2.456) | | | | | | | | |
| post4 | 0.101** (1.909) | 0.110* (2.001) | | | | | | | | |
| post5 | 0.148*** (6.342) | 0.034*** (2.653) | | | | | | | | |
| post6 | 0.125*** (2.682) | 0.100** (2.228) | | | | | | | | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -11.905*** (-3.332) | -0.382*** (-3.011) | -12.117*** (-35.261) | -0.441* (-1.752) | 0.069 (0.601) | 0.103*** (6.412) | -11.707*** (-5.669) | 0.093*** (6.282) | -11.043*** (-1.963) | 0.079*** (2.653) |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3 675 | 3 675 | 3 276 | 3 276 | 3 675 | 3 675 | 3 675 | 3 675 | 3 402 | 3 402 |
| Adj. R ² | 0.684 | 0.618 | 0.595 | 0.643 | 0.625 | 0.613 | 0.599 | 0.641 | 0.561 | 0.603 |

注: F.quantity、F.quality 表示对被解释变量进行滞后一期处理。12

技术创新存在显著的促进作用，而随着时间的推移与配套政策的逐步完善，试点政策对绿色技术创新的激励效应也会逐步增强。

4.2.2 PSM-DID

考虑到 2012 年与 2017 年选取的第二批与第三批试点城市名单可能存在样本选择性偏差，即国家层面对试点城市的选取可能不是完全随机的，基于此，本文采用 PSM-DID 模型以解决潜在的样本选择偏差。具体而言，本文将试点城市作为实验组，非试点城市作为对照组，采用 Logit 模型计算接受干预的概率与每个样本的倾向得分，将经济发展水平(*pgdp*)、人力资本水平(*human*)、科技投入水平(*tech*)、对外开放水平(*open*)、金融发展水平(*finance*)与消费水平(*consumption*)作为模型的匹配变量，采用卡尺内的 *k* 近邻匹配，将匹配后的样本进行 DID 估计。由表 3 可知，对比基准回归结果与 PSM-DID 的估计结果，发现虚拟变量 *did* 的估计系数正负性与显著性均未发生明显变化，即低碳城市试点政策有助于促进绿色技术创新“数量”与“质量”，表明本文的基准回归结果是稳健可靠的。

4.2.3 安慰剂检验

为排除如遗漏变量、伪回归等因素可能会对低碳城市试点政策，本文通过随机生成不同的虚拟实验组与对照组的方法进行安慰剂检验。具体而言，本文的研究时间为 2007—2021 年，研究样本为 245 个城市，在所有的 245 个样本城市中随机抽取与原实验组数量相同的城市样本，将其作为“伪实验组”，其余样本作为“伪对照组”，通过构造相应的随机“伪试点政策”时间，之后再继续进行 DID 估计，并将随机抽样然后进行 DID 估计的步骤重复进行 500 次，从而得到 500 次随机抽样的估计系数，在此基础上，画出估计系数 *z* 与 *P* 值分布图。由图 1 与图 2 可知，城市绿色技术创新“数量”与“质量”两图估计系数的均值接近于 0 (0.002 与 0.003)，且大部分 *P* 值均处于水平虚线以上，即大于 0.1，表明大部分重复随机抽样的 DID 估计结果未通过假设检验，说明模型并未遗漏重要变量，低碳城市建设对绿色技术创新的促进作用来源并非偶然性因素，表明本文的基准回归结果是稳健可靠的。

4.2.4 其他稳健性检验

在上述检验的基础上，本文还采用以下方法进行稳健性检验：第一，替换被解释变量。本文采用替换被解释变量的方法对基准回归结果进行稳健性检验。具体而言，采用城市当年绿色专利授权量加 1 后的自然对数作为绿色技术创新“数量”的替换变量，采用城市当年绿色

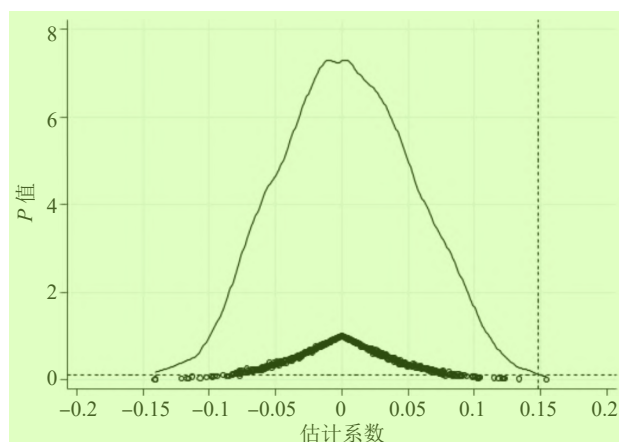


图1 绿色技术创新“数量”安慰剂检验

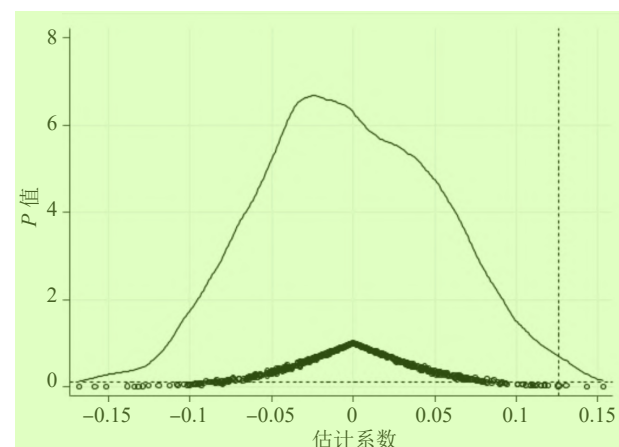


图2 绿色技术创新“质量”安慰剂检验

专利授权量与城市当年发明专利、新型实用专利授权量之和的比值作为绿色技术创新“质量”的替换变量；第二，剔除极端值的影响。本文对绿色专利申请量进行上下 1% 水平的缩尾处理，再带入基准模型进行估计以排除极端值对回归结果的干扰；第三，滞后一期处理。考虑到绿色专利的申请与授权过程存在一定的滞后性，本文将被解释变量进行滞后一期处理，重新进行基准回归。由表 3 可知，以上三种稳健性检验中低碳城市建设的估计系数均为正，且至少在 5% 水平上显著，表明低碳城市建设对绿色技术存在显著的创新效应，再一次验证了本文基准回归结果的稳健性与可靠性。

4.3 异质性分析

根据前文的基准回归结果，低碳城市建设对绿色技术创新存在显著的促进作用。那么，低碳城市建设的绿色技术创新效应是否会因为城市类型及城市所处区域的不同而产生异质性呢？

4.3.1 城市类型异质性

低碳城市试点政策旨在建立资源节约型、环境友好型社会，而资源型城市因其过往的发展机制、产业结构等原因，成为“双碳”背景下经济社会低碳转型发展的薄

薄弱环节。2013 年, 国务院印发《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》(以下简称“规划”), 规划要求各地资源型城市要将绿色发展理念贯穿于资源开发利用全过程, 促进资源合理利用、节能减排、生态环境保护, 实现资源开发的经济效益、生态效益与社会效益协调统一, 绿色技术创新在资源型城市低碳转型与可持续发展的进程中扮演了极为重要的角色^[38]。基于此, 本文按照规划中公布的资源型城市名单, 将样本城市划分为资源型城市与非资源型城市, 考察低碳城市建设对绿色技术创新的影响效应是否会因为城市类型的不同而产生差异。由表 4 可知, 低碳城市建设的虚拟变量 *did* 对资源型城市绿色技术创新“数量”与“质量”的估计系数分别为 0.058 与 0.020, 但未通过显著性检验, 虚拟变量 *did* 对非资源型城市绿色技术创新“数量”与“质量”的估计系数分别为 0.211 与 0.162, 且均在 5% 水平上显著, 表明低碳城市建设对非资源型城市绿色技术创新的促进作用强于资源型城市。资源型城市通常以石油、煤炭、矿产等资源的开采与加工为支柱性产业, 其经济增长主要依赖于资源价格与市场需求的波动, 考虑到资源型城市的经济利益与传统产业的联系较为紧密, 其低碳转型与绿色创新面临较大的利益冲突与阻力。相较于资源型城市, 非资源型城市的经济结构更加多元化, 其吸纳与利用资本、人力、技术等方面的能力更强, 并注重提高城市经济的竞争力、创新能力与生态环境质量, 随着低碳城市建设的逐步推进, 非资源型城市更容易实现产业结构升级与转型, 更容易引进与培育绿色技术相关的企业与产业链, 进而促进绿色技术创新。

表4 基于城市类型异质性的分析结果 2

| 变量 | 资源型城市 | | 非资源型城市 | |
|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| | <i>quantity</i> | <i>quality</i> | <i>quantity</i> | <i>quality</i> |
| <i>did</i> | 0.058 (0.831) | 0.020 (1.324) | 0.211** (2.481) | 0.162** (2.251) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -11.609*** (-22.276) | 0.043*** (4.567) | -11.996*** (-27.546) | 0.097*** (3.564) |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1 396 | 1 396 | 2 279 | 2 279 |
| Adj. R ² | 0.672 | 0.508 | 0.682 | 0.625 |

4.3.2 城市区域异质性 4

从宏观层面来看, 中国的东部、中部与西部地区在经济发展水平、资源禀赋、科技水平等方面存在较为明显的差异, 东部地区对绿色技术创新的财政支持与经济激励比中西部地区更为优越。基于此, 本文根据样本城市所属省份, 将其划分为东部、中部与西部三大地区, 考察低碳城市建设对绿色技术创新的影响效应是否会因

为城市所处地区不同而产生差异。由表 5 可知, 低碳城市建设的虚拟变量 *did* 对东部地区城市绿色技术创新“数量”与“质量”的估计系数分别为 0.156 与 0.135, 且均在 1% 水平上显著, 虚拟变量 *did* 对中部地区与西部地区城市绿色技术创新“数量”与“质量”的估计系数均为正但不显著, 表明低碳城市建设对中西部地区城市绿色技术创新的作用不明显。东部地区是中国经济发展的主要引擎, 拥有较为完善的基础设施、完整的产业体系与较强的科技创新能力, 这为东部地区城市探索低碳城市建设提供优越的基础条件, 并拥有充足的动力推动绿色技术创新。此外, 由于经济条件相对成熟, 东部地区的城市在环境保护意识方面更为高涨, 政府层面与居民层面对绿色技术创新的支持度较高, 这为推动绿色技术的研发、应用与推广提供了有力的社会保障。中西部地区中资源型城市的占比较高, 经济发展对资源开采与加工的依赖程度较高, 其环境保护与可持续发展意识相对较弱, 这些因素限制了中西部地区城市绿色技术创新的持续进步。此外, 中西部地区产业结构更为单一、传统, 新兴产业与新技术的研发应用较少, 市场竞争对绿色技术创新的推动作用不强。

表5 基于城市区域异质性的分析结果 7

| 变量 | 东部地区 | | 中部地区 | | 西部地区 | |
|---------------------|-------------------------|---------------------|------------------------|--------------------|-------------------------|-------------------|
| | <i>quantity</i> | <i>quality</i> | <i>quantity</i> | <i>quality</i> | <i>quantity</i> | <i>quality</i> |
| <i>did</i> | 0.156*** (3.545) | 0.135*** (2.977) | 0.015 (1.323) | 0.033 (1.181) | 0.036 (0.721) | 0.002 (0.612) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -13.205*** (-20.001) | 0.061 (0.160) | -9.690*** (-17.531) | -0.297 (-1.235) | -11.991*** (-21.275) | 0.046* (1.931) |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1 395 | 1 395 | 1 275 | 1 275 | 975 | 975 |
| Adj. R ² | 0.669 | 0.717 | 0.512 | 0.671 | 0.553 | 0.649 |

4.4 机制分析 9

为检验低碳城市建设对绿色技术创新的作用机制, 本文采用调节效应模型进行机制分析。由表 6 第(1)列与第(2)列可知, 低碳城市建设(*did*)与产业结构升级(*industry*)对绿色技术创新的估计系数均为正, 且至少通过了 5% 水平上的显著性检验, 表明低碳城市建设有助于推动城市产业结构升级, 低碳城市建设与产业结构升级的交互项(*did* × *industry*)对绿色技术创新的估计系数在 5% 水平上显著为正, 表明产业结构升级有助于强化低碳城市建设对绿色技术创新“数量”与“质量”的促进作用。产业结构升级将引导资源从传统高耗能、高排放的产业向绿色低碳产业的转移, 实现资源的优化配置。通

过鼓励企业向绿色低碳领域发展，推动绿色技术的创新与研发，促使城市发展更加依赖于绿色产业与低碳经济，并为低碳城市试点政策提供更长期的支撑与可持续发展的基础，进而为绿色技术创新提供良好的发展环境。

由表 6 第(3)列与第(4)列可知，低碳城市建设(*did*)与环境规制强度(*environment*)对绿色技术创新的估计系数均为正，且至少通过了 5% 水平上的显著性检验，表明低碳城市建设有助加强城市环境规制强度，低碳城市建设与环境规制强度的交互项(*did* × *environment*)对绿色技术创新的估计系数在 1% 水平上显著为正，表明环境规制强度有助于强化低碳城市试点政策对绿色技术创新“数量”与“质量”的促进作用。在高强度的环境规制支持下，政府推出的低碳城市试点政策将更加具有约束力，生产部门与消费部门将更加积极地响应低碳城市政策，通过引导社会公众提高对环境保护与低碳生活的重视程度，倒逼企业、公众积极采用更加环保、低碳的生产方式与生活方式，从而促进城市绿色技术创新的发展。

表6 机制分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|
| | <i>quantity</i> | <i>quality</i> | <i>quantity</i> | <i>quality</i> |
| | <i>industry</i> | | <i>environment</i> | |
| <i>did</i> | 0.082** (2.021) | 0.016** (2.223) | 0.028*** (3.376) | 0.017** (2.382) |
| <i>industry</i> | 0.518*** (8.751) | 0.014*** (3.863) | | |
| <i>did</i> × <i>industry</i> | 0.021** (2.426) | 0.037** (2.160) | | |
| <i>environment</i> | | | 5.056** (2.153) | 0.230** (2.383) |
| <i>did</i> × <i>environment</i> | | | 1.898*** (3.103) | 1.786*** (3.598) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -11.550*** (-35.117) | 0.080*** (3.695) | -11.794*** (-35.846) | 0.065*** (5.547) |
| 个体效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3 675 | 3 675 | 3 675 | 3 675 |
| <i>Adj. R</i> ² | 0.599 | 0.604 | 0.601 | 0.648 |

5 结论与政策建议

本文从城市的宏观视角出发，将国务院公布的低碳城市试点政策作为准自然实验，基于 2007—2021 年 245 个地级市的面板数据，采用多时期双重差分模型，系统考察低碳城市建设对绿色技术创新“数量”与“质量”的影响效应、异质性影响与作用机制。主要结论如下：第一，整体而言，低碳城市建设对城绿色技术创新“数量”与“质量”存在显著的促进作用，这一结论在经过平行趋势检验、PSM-DID、安慰剂检验及替换被解释变量等一系列稳健性检验后依然成立；第二，低碳城市建设对非资源型城市绿色技术创新的促进作用强于资源型城市，对

东部地区城市绿色技术创新的促进作用强于中西部地区城市；第三，产业结构升级与环境规制强度有助于强化低碳城市建设对绿色技术创新“数量”与“质量”的促进作用，即产业结构升级与环境规制强度在低碳城市建设促进绿色技术创新的过程中发挥了正向的调节作用。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议。

(1)坚持绿色低碳转型的发展模式，充分释放低碳城市建设的绿色技术创新红利。各级政府应制定全方位的、长期的城市绿色低碳转型规划，明确绿色低碳发展的目标、时间表与路线图，并将其纳入经济社会发展规划，提高绿色低碳转型在经济发展过程中的重要性。制定相应的激励政策与包容政策，对绿色技术创新与实施提供经济、税收、财政等方面的优惠支持，引导企业与市场主体积极参与绿色低碳技术的创新活动。加强顶层设计，建立绿色低碳型的政府责任制度与协调机制，明确相关部门的职责与权限，确保相应政策的有效落地实施。通过引导与支持选择一批具有示范意义的绿色低碳城市建设项目，促进相关绿色技术的应用与推广，为示范项目提供可靠的财政支持与政策扶持，鼓励企事业单位与社会资本参与到示范项目建设中，形成良好的示范效应与经验复制效应。

(2)加快资源型城市产业转型，培育壮大新兴产业。制定针对性与实施性的产业转型政策，引导企业清晰认识资源型城市产业转型的必要性，落实企业的在服务经济社会发展中的主体责任。设置合理的政策补贴或补偿机制，对有清晰转方向与前景的企业，分阶段给予税费减免、财政补助、贷款优惠等政策支持，以减轻企业转型投资压力。按照资源优势与市场需求，将产业分为传统资源型产业与新兴替代产业两大类，重点培育新材料、新能源、智能制造等产业发展，加快新兴产业规模化与产业集聚，吸引高层次人才与高技术企业入驻。

(3)立足能源资源禀赋，促进产业协同融合，实现产业绿色转型。根据能源资源禀赋与市场需求，优化城市产业结构，推进煤炭、石油、天然气等传统资源型产业向清洁能源、新材料、高端装备制造等新兴产业转型，明确资源的开发利用政策，包括能源资源开发与利用的准入条件、环境保护标准与能源效率要求等，以推动资源型城市的可持续发展与绿色转型，为产业绿色转型提供政策指导。鼓励产业链上下游企业进行合作，实现资源、技术、市场等方面的优势互补，促进产业协同发展融合，注重清洁能源供应、环保工程等绿色服务业的发展，促进服务业与制造业、资源开发等产业的融合发展。

参考文献:

- [1] 周蓉, 王成, 徐铁, 等. 绿色经济与低碳转型: 市场导向的绿色低碳发展国际研讨会综述[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 184-188.
- [2] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗?: 基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南方经济, 2023(2): 146-162.
- [3] 郭丰, 杨上广, 任毅. 数字经济、绿色技术创新与碳排放: 来自中国城市层面的经验证据[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 51(3): 45-60.
- [4] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗: 来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(5): 81-99.
- [5] 傅芳宁, 李胜兰. 是绿色虹吸还是绿色涓滴: 低碳试点政策对绿色技术创新的邻里效应研究[J]. 南方经济, 2023(8): 115-133.
- [6] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估: 来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108.
- [7] 张华. 低碳城市试点政策能够降低碳排放吗?: 来自准自然实验的证据[J]. 经济管理, 2020, 42(6): 25-41.
- [8] 郭沛, 梁栋. 低碳试点政策是否提高了城市碳排放效率: 基于低碳试点城市的准自然实验研究[J]. 自然资源学报, 2022, 37(7): 1876-1892.
- [9] 邓荣荣, 张翱翔, 陈鸣. 低碳试点政策对生态效率的影响及溢出效应: 基于空间双重差分的实证分析[J]. 调研世界, 2022(1): 38-47.
- [10] 史修艺, 徐盈之. 低碳城市试点政策的公平性碳减排效果评估: 基于工业碳排放视角[J]. 公共管理学报, 2023, 20(1): 84-96.
- [11] 赵振智, 程振, 吕德胜. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗?: 基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2021(6): 101-115.
- [12] 韦东明, 顾乃华. 城市低碳治理与绿色经济增长: 基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 当代经济科学, 2021, 43(4): 90-103.
- [13] 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, 40(2): 104-115.
- [14] BRAUN E, WIELD D. Regulation as a means for the social control of technology [J]. Technology Analysis & Strategic Management, 1994, 6(3): 259-272.
- [15] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?: 基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [16] 王馨, 王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [17] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗: 来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021(2): 136-154.
- [18] 魏丽莉, 任丽源. 碳排放权交易能否促进企业绿色技术创新: 基于碳价格的视角[J]. 兰州学刊, 2021(7): 91-110.
- [19] 宋德勇, 朱文博, 丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?: 基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
- [20] 宋德勇, 李超, 李项佑. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”: 来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(11): 155-164.
- [21] 杨浩昌, 李廉水, 张发明. 高技术产业集聚与绿色技术创新绩效[J]. 科研管理, 2020, 41(9): 99-112.
- [22] 陈斌, 李拓. 财政分权和环境规制促进了中国绿色技术创新吗?[J]. 统计研究, 2020, 37(6): 27-39.
- [23] 马宇佳. 土地资源错配与城市绿色技术创新[J]. 税务与经济, 2023(5): 82-90.
- [24] 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.
- [25] 熊广勤, 石大千, 李美娜. 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响[J]. 科研管理, 2020, 41(12): 93-102.
- [26] 张志新, 孙振亚, 路航. 低碳城市试点实现企业绿色技术创新的“增量提质”了吗?[J]. 云南财经大学学报, 2022, 38(4): 85-98.
- [27] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳, 等. 低碳城市建设能够提升城市绿色技术创新吗?: 来自准自然实验的证据[J]. 软科学, 2023, 37(1): 40-49.
- [28] 谢荣辉. 绿色技术进步、正外部性与中国环境污染治理[J]. 管理评论, 2021, 33(6): 111-121.
- [29] 曹翔, 高瑀. 低碳城市试点政策推动了城市居民绿色生活方式形成吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(12): 93-103.
- [30] 邓翔, 任伊梦, 玉国华. 低碳城市建设与产业结构优化升级: 来自低碳城市试点工作的经验证据[J]. 软科学, 2023, 37(2): 10-19.
- [31] 王为东, 王笑楠, 江红莉. 低碳城市建设能否加快低碳技术知识流动?[J]. 科学学研究, 2023, 41(12): 2204-2215.
- [32] 刘冰, 贾明杰, 张莹, 等. 市场型环境规制与企业绿色创新: 来自碳排放交易试点的证据[J]. 技术经济, 2023, 42(2): 53-63.
- [33] 陆扬, 王育宝. 绿色低碳发展、环境规制与企业绿色创新: 基于中介效应与门槛效应的实证分析[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2023, 44(4): 15-26.
- [34] 汪克亮, 庞素勤. “一带一路”倡议实施对中国沿线城市绿色转型的影响[J]. 资源科学, 2021, 43(12): 2475-2489.
- [35] 韦施威, 杜金岷, 潘爽. 数字经济如何促进绿色创新: 来自中国城市的经验证据[J]. 财经论丛, 2022(11): 10-20.
- [36] 朱奕帆, 丁慧. 智慧城市建设对绿色经济发展的影响研究: 基于长三角城市群面板数据的实证分析[J]. 生态经济, 2023, 39(7): 93-98.
- [37] 欧阳晓灵, 张骏豪, 杜刚. 环境规制与城市绿色技术创新: 影响机制与空间效应[J]. 中国管理科学, 2022, 30(12): 141-151.
- [38] 王星. 低碳城市试点如何影响城市绿色技术创新?: 基于政府干预和公众参与的协同作用视角[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2022, 50(4): 41-53.