

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2025.03.009

宋德勇, 华斯琦, 王志章. 空间视觉下低碳城市试点与绿色创新研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2025, 47(3): 97-118.

空间视觉下低碳城市试点与绿色创新研究

宋德勇¹, 华斯琦¹, 王志章²

1. 华中科技大学 经济学院, 武汉 430074; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

摘要: 低碳城市试点是我国实施绿色发展战略的重要抓手。为了检验低碳城市试点方案(Low Carbon City Pilot Scheme, LCCPS)对我国城市绿色技术创新水平的直接影响和间接影响, 更全面地理解该政策的影响范围和效果, 基于 2003—2020 年中国城市绿色专利授权数据构建了空间双重差分模型(Spatial Difference-in-Difference, SDID)。结果表明: ① 低碳城市试点政策能够显著促进本地城市绿色技术创新, 但对邻近城市绿色技术创新具有抑制作用。② 相对于中部、西部、东北地区, 低碳城市试点政策对我国东部地区的绿色技术创新水平的影响最大。③ 低碳城市试点政策对城市规模大的地区的绿色创新技术水平有更强的促进作用, 同时城市规模大的城市对邻近地区绿色技术创新有着明显的促进作用。与资源型城市相比, 非资源型城市通过实施低碳城市试点政策可以更好地推动绿色创新技术的研发, 且资源型城市对其邻近地区绿色技术创新有显著的抑制作用。④ 机理分析表明, 科技人才、绿色财政支持、绿色投资是低碳城市试点政策影响城市绿色技术创新的机制路径。

关键词: 低碳城市试点; 低碳发展; 绿色技术创新; 绿色专利;

空间双重差分模型

中图分类号: F124.3

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2025)03-0097-22

Research on Low-Carbon City Pilots and Green Innovation under Spatial Vision

SONG Deyong¹, HUA Siqi¹, WANG Zhizhang²

1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China;

2. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China

Abstract: Low carbon city pilot is an important part of China's implementation of low carbon, green development strategy. In order to test the direct and indirect impacts of Low Carbon City Pilot Scheme (LCCPS) on the level of urban green technology innovation in China and gain a fuller understanding of the policy's reach and impact, this paper constructs a Spatial Difference-in-Difference model based on the data of urban green patent authorization in China from 2003 to 2020. It is found that: ① Pilot policy for low-carbon cities can significantly promote local urban green technology innovation, but had an inhibitory

收稿日期: 2024-05-19

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(18ZDA050)。

作者简介: 宋德勇, 博士, 教授, 博士研究生导师, 主要从事发展经济学、资源环境经济学、数字经济等研究。

effect on green technology innovation in neighboring cities. ② Compared to the central, western, and northeastern regions, the impact of pilot policy for low-carbon cities on the level of green technology innovation in the eastern region of China was the most significant. ③ Pilot policy for low-carbon cities had a stronger promoting effect on the level of green innovation technology in regions with large urban scales, while large cities had a clear promoting effect on green technology innovation in neighboring areas. Compared with resource-based cities, non-resource-based cities can better promote the R & D of green innovation technology through the implementation of pilot policy for low-carbon cities, while resource-based cities have a significant inhibitory effect on green technology innovation in their neighboring areas. ④ Mechanism analysis shows that talent, green financial support, and green investment are the mechanisms and pathways through which pilot policies for low-carbon cities affect urban green technology innovation. From a spatial perspective, this study on low-carbon pilot policies is of great significance for deepening the understanding of policy effects, revealing regional interaction mechanisms, promoting regional coordinated development, guiding policy formulation and implementation, as well as promoting green development and addressing climate change.

Key words: low-carbon pilot cities; low-carbon development; green technology innovation; green patent; Spatial Difference-in-Difference Model

城市绿色技术创新和低碳城市试点政策是中国应对气候变化、实现碳达峰目标以及经济社会全面绿色转型发展的关键措施。这些举措的背后,融合了环境保护和技术创新,成为联系生态建设和经济发展之间的纽带。国家发展和改革委员会、科学技术部联合印发《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—2025 年)》中强调,力促进进一步强化绿色技术对绿色低碳发展的关键支撑作用^[1]。科技扮演着环保产业发展的首要引擎角色,2024 年政府工作报告明确提出要大力推进现代化产业体系建设,加快发展新质生产力,推动传统产业转型升级,促进产业高端化、智能化、绿色化转型。科技创新不仅是解决环境难题的有力工具,也是促进产业朝向绿色低碳方向迈进的坚实支撑。目前,中国正处于由快速增长转向高质量发展的关键时期,绿色发展是高质量发展的底色,推动经济社会发展绿色化、低碳化,把经济高质量发展和环境高水平保护辩证统一起来,形成两者相互协同、共生共促的关系,既是“加快构建新发展格局,着力推动高质量发展”的有效路径,也是“加强国家战略科技力量布局,培育壮大新兴产业,超前布局建设未来产业,运用先进技术赋能传统产业转型升级”的题中之义,还是“加强煤炭清洁高效利用和可再生能源消纳利用,持续有力开展‘碳达峰十大行动’,加快废旧物资循环利用体系建设”“统筹好发展和安全,加强生态环境共保联治和区域绿色发展协作”的现实要求^[2]。

城市作为人类经济活动的核心载体,在实现“双碳”目标方面扮演着至关重要的角色,成为经济高质量发展的重要着力点和支撑点。为了减少碳排放,推动中国经济高质量发展,中国政府采取了一系列措施,其中低碳城市试点政策是关键之一。为了实现我国对控制温室气体排放的行动目标,早在 2010 年国家发展和改革委员会就发布了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》^[3],明确了首批低碳城市试点,并在 2012 年和 2017 年分别确定了第二批和第三批试点地区^①。低碳城市试点政策是针对全球气候变化和城市可持续发展问题的策略性应对措施,系统地整合了能源结构优化、绿色交通推广、城市绿化扩展、废物

① 第一批低碳试点地区:广东、辽宁、湖北、陕西、云南五省和天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定八市;第二批低碳试点地区:北京市、上海市、海南省、石家庄市、秦皇岛市、晋城市、呼伦贝尔市、吉林市、大兴安岭地区、苏州市、淮安市、镇江市、宁波市、温州市、池州市、南平市、景德镇市、赣州市、青岛市、济源市、武汉市、广州市、桂林市、广元市、遵义市、昆明市、延安市、金昌市、乌鲁木齐市;第三批低碳试点地区:乌海市、沈阳市、大连市、朝阳市、逊克县、南京市、常州市、嘉兴市、金华市、衢州市、合肥市、淮北市、黄山市、六安市、宣城市、三明市、共青城市、吉安市、抚州市、济南市、烟台市、潍坊市、长阳土家族自治县、长沙市、株洲市、湘潭市、郴州市、中山市、柳州市、三亚市、琼中黎族苗族自治县、成都市、玉溪市、普洱市思茅区、拉萨市、安康市、兰州市、敦煌市、西宁市、银川市、吴忠市、昌吉市、伊宁市、和田市、阿拉尔市。

资源化及绿色建筑实施等关键措施,旨在降低城市碳排放。在政策执行层面,试点范围不局限于特定单一城市,而是广泛选取不同类型、发展阶段和资源禀赋的多样城市群体,意在通过促进绿色技术创新、优化低碳产业体系、推动城市产业结构升级以及清洁能源消费结构的改善,探索与实现经济增长与碳排放脱钩的可行性路径^[4],推动城市在减少温室气体排放、促进经济社会发展与环境保护三者间取得平衡,从而探索出一个普遍适用的低碳发展模式,为实现广泛的可持续发展提供策略支持与实证参考。在低碳城市试点工作启动后,各试点城市纷纷制定了具备本地特色的“低碳城市试点工作实施方案”,绝大部分方案通常会提供各种形式的资金支持,包括政府绿色财政支持、税收优惠、绿色基金和投资等,同时引进和培育高端人才,特别是在绿色技术领域,从而推动技术创新来促进城市实现低碳发展的目标。

地方政府在环境政策方面的互动行为以及企业跨区域迁移现象普遍存在,这表明低碳城市试点政策的影响可能会向非试点城市扩散,在周边地区会产生“溢出效应”。早期对传统环境政策的研究阐述了环境政策不仅能通过“创新补偿效应”及“成本效应”影响当地的绿色技术创新,还会对附近区域的绿色技术创新产生作用^[5-6]。但低碳城市试点政策的实行可能对邻近城市产生虹吸效应,污染产业的输入和清洁产业的输出可能加剧低碳城市试点地区邻近区域的产业结构恶化,对邻近区域绿色技术创新的发展不利,并且由于“资源吸引效应”“技术外溢效应”“政策外溢效应”以及“产业链吸引效应”等抑制周边地区绿色技术创新。那么,低碳城市试点政策的实行是否抑制周边非试点城市绿色技术创新,到底是“绿色虹吸”还是“绿色涓滴”,低碳城市试点政策又是通过怎样的内在逻辑和作用路径影响本地绿色技术创新?已经成为当前学界亟须研究的重大理论和现实课题。上述研究从理论和实证视角考察低碳城市试点政策与本地和邻近区域绿色技术创新发展之间的关系,不仅深化对政府环境政策作用机制的认识,提供政策制定的科学依据,促进环境保护与经济协调发展的协调推进,对于中国低碳转型具有重要意义,而且也为全球应对气候变化和推动绿色发展提供了借鉴和启示。

对于低碳城市试点政策的效果,学者们从多角度展开了深入研究,部分学者针对低碳城市试点政策的直接实施效果进行了评价,低碳城市试点政策在促进城市的低碳发展方面发挥了积极的推动作用^[7],且各批次的低碳城市试点政策在减少碳排放方面具有可观的效果^[8],低碳城市试点工作取得积极成效^[9-10]。随着低碳城市试点政策的不断推进以及计量方法的不断完善和统计数据的不断丰富,学术界愈发关注中国城市低碳治理的影响及作用,研究结果表明,低碳城市试点政策的推行能够有效地减少空气污染问题^[11],有助于提高能源利用效率和生态效率^[12],显著促进绿色全要素生产率^[13],推动可替代清洁能源的发展等。技术创新效应方面,低碳城市试点政策的实施对本地绿色技术创新产生了积极效果^[14-17],能够显著提高城市绿色技术创新效率^[18]。宋德勇等^[19]研究发现,第一批低碳城市试点政策对低碳技术创新没有显著影响,不过第二批低碳城市试点政策却极大地促进了城市低碳技术的创新。

关于低碳城市试点邻里效应的研究,已有研究证实,低碳试点地区能够有效激励邻接非试点城市进行碳减排^[20-21]。Yu等^[22]已经指出低碳城市试点和其他类似政策的空间溢出效应通常是有益的,主要是技术溢出^[23]。Chen等^[24]研究发现低碳城市试点政策能够正向促进本地和周边城市的绿色效率。邵帅等^[25]研究表明低碳城市试点政策促进了跨区域绿色技术进步和绿色技术溢出。

在探讨低碳城市试点政策如何促进绿色技术创新的内在机制时,相关研究普遍认为,低碳城市试点政策作为一种重要的环境规制手段,不仅为城市绿色技术创新提供了方向和动力,而且通过一系列的政策工具和激励措施,有效促进了绿色技术的研发、应用和普及。首先,低碳城市试点政策通过设定明确的碳减排目标和绿色发展标准^[26],要求城市在经济发展过程中更加注重环境保护和资源节约,为城市绿色技术创新提供了清晰的指引,从而推动企业和科研机构在绿色技术领域的投入和创新。其次,低碳城市试点政策通过提供财政补贴、税收优惠等激励措施^[11],降低了绿色技术创新的成本和风险,吸引更多的资本和人才投入到绿色技术创新领域,激发了企业和科研机构的创新活力。最后,低碳城市试点政策还通过提高公众的环境保护意识和参与度^[27],为绿色技术创新营造了良好的社会氛围。这些政策鼓励公众积极参与城市环境治理和绿色生活方式的推广,从而形成了全社会共同推动绿色技术创新的强大合力。

从上述分析可知,低碳城市试点政策是环境保护的重要措施,已经引起学界的广泛关注。较多研究已经对低碳城市试点政策的成效进行了评估,主要关注于减少碳排放和空气污染,提高绿色全要素生产率、能源利用效率和生态效率等方面。部分研究厘清了低碳城市试点政策影响绿色技术创新的作用机制和实现路径。现有对低碳城市试点政策溢出效应的相关研究主要集中在碳排放和空气污染等直接政策效果方面,少部分研究表明该政策在空间上存在技术溢出。与城市绿色技术创新水平关系的研究大多只考虑政策对当地的影响,相关领域的空间溢出效应研究很少,未充分考虑到试点政策在绿色技术创新方面的邻里效应,未能充分解释我国不同地区绿色技术创新发展的现状。

有鉴于此,本文的主要边际贡献在于:第一,以低碳城市试点为切入点,从绿色技术创新视角研究低碳城市试点政策对当地以及邻近城市的影响,研究发现政策对周边地区的绿色技术创新有着抑制作用,丰富了低碳城市试点方面的相关文献,为今后推动低碳城市试点建设提供有益的政策参考。第二,结合地理经济学的方法,采用基于空间计量模型的空间双重差分模型,构建多种空间权重矩阵来探讨城市绿色技术创新水平的空间溢出效应,并通过 Bacon 分解法更加直观地考察由多期双重差分法模型(Difference-in-Difference, DID)估计得到的政策效应来源,并且通过多种方法检验结果的稳健性。第三,从地理位置、资源等方面研究其政策效果的空间异质性,从科技人才以及绿色投资、绿色财政支持角度研究低碳城市试点政策对城市绿色技术创新的影响机制。

1 理论分析与研究假说

《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—2025 年)》中强调了充分发挥绿色技术在推动绿色低碳发展方面的关键支撑作用。充分发挥绿色、低碳技术革命的巨大潜力,需要以技术为引领。

低碳城市试点政策对本地绿色技术创新的促进作用已基本达成共识^[25]。首先,试点政策的低碳约束提高了污染产业的生产成本,倒逼企业升级既有技术开展绿色创新,进而实现“波特假说”。“波特假说”认为,在环境政策设计合理的情况下,企业将获得更强的动力去开发环境友好型生产技术,这些新技术的应用不仅可以降低生产成本,还能够提升经济效率,从而实现经济与环境的双重收益。其次,低碳城市试点地区根据自身资源禀赋、经济发展水平、产业结构、科教水平以及对外开放程度等条件制定针对性“低碳试点工作实施方案”,绝大部分低碳方案中强调了绿色技术创新是实现绿色低碳发展模式的关键力量^[28],是协调经济增长与环境保护的关键因素^[29]。试点地区通过构建低碳技术创新平台,并强化低碳技术人才的引进与培养,以推进低碳科技创新进程。在此过程中,伴随能源利用效率的提升和生产过程的低碳化,本地高能耗产业将逐步实现绿色转型与升级,进一步推动城市绿色技术创新的深化与可持续发展。

邻地绿色技术创新可能在低碳城市试点政策的推动下受到“产业转移效应”和对资源的“虹吸效应”的抑制^[30]。根据“污染天堂假说”,发达地区为了避免严格的环境规制对生产成本的影响,逐渐将污染密集型产业转移至环境规制较为宽松的地区,这些地区经济增长需求和环境标准相对较低,吸引了大量高污染企业的投资,进而成为所谓的“污染天堂”。主要由于:第一,污染性产业的流入与清洁产业的外迁将对低碳城市试点地区周边区域的产业结构产生不利影响,阻碍邻近地区绿色技术创新的进步,金刚等^[31]研究表明,随着地理位置相邻城市环境规制执行程度差异的扩大,污染企业的空间自选择效应愈发显著,导致环境规制严格地区的邻近城市生产率下降,从而形成了一种“以邻为壑”的生产率增长模式。第二,低碳试点地区通常会提供各种政策激励,如税收减免、补贴和专项资金支持等,使得邻近城市的企业更倾向于在试点城市设立分支机构或建立合作伙伴关系,而不是在自己的城市进行绿色技术创新。第三,低碳试点地区作为绿色技术创新的核心地区,往往聚集了大量的高端人才、创新资源和科研机构。这些资源的集聚会促进技术的交流和共享,导致绿色技术创新成本降低,但也意味着周边地区相对于试点城市而言,创新资源相对匮乏,创新成本相对较高。第四,低碳试点地区往往形成了完整的绿色产业链条,产业链的形成会吸引更多的相关企业和机构进驻试点城市,而周边地区的企业则可能更愿意与试点城市的产业链进行合作或供

应,而不是在自己的地区进行独立的绿色技术创新。综上所述,低碳城市试点政策在推动本地绿色技术创新方面取得了积极效果,但与此同时,它也对邻近地区的绿色技术创新水平产生了一定的抑制作用,造成了“以邻为壑”的不平衡局面,因此,本文提出假说1。

假说1:低碳城市试点政策在本地城市绿色技术创新水平方面发挥了积极的促进作用,但对邻近城市的绿色技术创新水平却产生了一定的制约效应。

环境规制对技术创新的影响具有区域异质性,我国东部地区地理位置优越,交通发达,产业结构较为完善,科技创新能力较强^[32]。主要原因在于:首先,东部地区相对于其他地区拥有更为发达的经济和科技实力^[33],企业和研究机构更具备进行绿色技术创新所需的资金、人才和技术资源。同时,作为国家经济发展的重要引擎,东部地区往往能够获得更多的政府政策支持和试点资源倾斜,以推动其绿色技术创新和产业升级。其次,东部地区的产业结构更加先进和多元化,战略性新兴产业的经济发展水平较高^[34],涵盖了更多高技术含量和环保型产业,为绿色技术创新提供了更为广阔的市场需求和应用场景,吸引了更多企业投入到绿色技术研发和创新中。最后,东部地区在对外开放和国际合作方面更具优势。与国际接轨的合作机制和交流平台为东部地区提供了更多的国际化合作机会和技术交流渠道,有利于吸收国际先进经验和先进技术,推动绿色技术创新。结合上述分析,由于东部地区的经济发展水平和科技实力更强、产业结构更先进、政策支持和试点资源倾斜更多以及国际合作和外部影响更广泛,本文认为低碳城市试点政策对于东部地区绿色创新水平的提升作用更明显,因此,本文提出假说2。

假说2:相比于我国其他地区,低碳城市试点政策对我国东部地区的绿色技术创新的影响更显著。

城市规模是影响城市创新的主要因素之一。城市技术创新的推动力量来自于人口规模的集聚效应和规模效应,主要是由于:第一,城市规模大意味着更多的资源、人才和市场需求。试点政策往往可以借助规模效应,更有效地吸引和集聚绿色技术创新所需的各类资源,推动技术研发和应用,进而促进城市技术创新^[35]。第二,城市规模大的地区通常具有更为完善和复杂的创新生态系统^[36],包括研发机构、高校、企业孵化器的创新要素,可以更好地激发创新活力,促进不同主体之间的合作与交流,加速绿色技术创新的孵化和成长。第三,大城市往往拥有更广泛和多样化的市场需求,尤其是对绿色技术的需求更为迫切。试点政策在这样的市场环境中推动绿色技术创新,有利于企业更准确地捕捉市场机遇,提供符合市场需求的创新产品和服务^[37]。综上所述,由于规模效应、创新生态系统、市场需求等多重因素,低碳城市试点政策对城市规模大的地区的绿色创新技术水平的推动作用更为明显,因此,提出本文假说3。

假说3:与城市规模较小的地区相比,低碳城市试点政策对城市规模大的地区的绿色创新技术水平的推动作用更明显。

地区的创新水平受到资源充裕程度的影响差异明显。第一,资源型城市更倾向于发展适应当地情况的资源产业^[38],其能源强度和污染排放强度下降的速度较为缓慢^[39],相对而言,非资源型城市通常具有更为多样化和先进的产业结构,涵盖了更多高新技术和服务业领域,这种产业结构优势使得非资源型城市更具备开展绿色技术创新所需的技术基础和市场需求,有利于推动绿色创新技术的发展。第二,非资源型城市往往具有更为活跃和创新的科技氛围,这些城市通常拥有众多高等院校、科研机构和创新型企业,为绿色技术创新提供了丰富的人才和技术资源,有利于促进绿色技术的研发和应用。而在自然资源丰裕度较高的地区,更容易出现依赖资源的经济发展模式,地区的科技创新能力也会下降^[40]。第三,为实现经济转型和可持续发展目标,非资源型城市往往能够获得更多的政府政策支持和试点资源倾斜,政府往往会提供更为充足的资金、税收优惠、政策扶持等支持措施,从而促进绿色技术的快速发展和应用。结合上述分析,本文认为得益于其产业结构优势、科技创新生态系统、政策支持倾斜等方面的优势,非资源型城市相对于资源型城市,其通过实施低碳城市试点政策更能有效推动绿色创新技术的发展。因此,提出本文假说4。

假说4:与资源型城市相比,非资源型城市通过实施低碳城市试点政策可以更好地推动绿色创新技术的发展。

科技型人才往往是区域创新驱动发展的关键人力资源^[41]，根据国家创新系统理论，科技人才是创新系统中的核心要素，科技人才能够有效开发和应用绿色技术。首先，科技人才具备丰富的研发和创新能力，低碳城市试点政策会引导政府更加注重相关领域的人力资源积累^[13]，通过吸引和培养科技人才，产生强大的知识溢出效应，进而促进城市绿色技术创新的持续发展。其次，低碳城市试点政策通常会鼓励和支持科技人才的引进和培养工作，低碳城市试点地区通过建设低碳技术创新平台并加强低碳技术人才引进等具体手段，从而推进绿色科技创新。最后，随着低碳城市试点政策的不断推进，企业和城市对绿色技术的重视程度也日益增加，科技人才的参与有助于加速绿色技术成果的转化与应用推广^[42]。同时，绿色技术创新往往需要跨学科的合作和交叉创新，低碳城市试点政策可能通过建立跨学科的研发团队或合作网络，促进科技人才之间的合作与交流，加强创新型人才集聚^[43]，推动不同学科领域的知识共享和技术融合，从而加强绿色技术创新的综合效能。综合上述分析，本文认为，低碳城市试点政策能够通过鼓励和支持人才引进与培养工作，促进跨学科人才合作等方式增加科技人才的数量，进而促进城市绿色技术创新的发展。因此，提出本文假说 5。

假说 5：低碳城市试点的实施能够吸引科技人才，进而提高城市绿色创新水平。

绿色投资和绿色财政支持是推动绿色技术创新的动力，创新激励理论强调政府在推动技术创新中的关键作用，特别是在绿色技术领域。根据内生增长理论，技术进步是推动经济长期增长的关键驱动力，而政府可以通过各种政策工具促进这一过程。绿色投资和绿色财政支持能够促进城市环保新技术的开发和应用，进而促进经济向低碳和可持续方向转型。第一，低碳城市试点政策通常会引入一系列资金支持措施，如设立绿色专项资金、提供财政补贴^[44]、实施税收优惠政策等，为企业和科研机构提供充足的资金支持，用于绿色技术创新的研发和实践，降低绿色技术创新的经济风险，激励更多的企业和研究机构投身于绿色技术创新领域。第二，低碳城市试点政策通过建立绿色市场机制，引导和激发了绿色技术的创新需求，绿色投资和绿色财政支持有助于引导市场需求，推动绿色技术创新的需求与供给的协同发展。政府绿色采购^[45]、绿色金融^[46-47]、碳交易等政策工具的运用，引导市场对绿色技术产品和服务的需求，从而促进绿色技术研发和创新。第三，低碳城市试点政策鼓励企业、科研机构、政府和社会各界共同参与绿色技术创新，建立了一个包容性的科技创新生态系统。绿色投资和绿色财政支持有助于建立和完善绿色技术创新的生态系统。政府通过投资绿色科技园区、建设创新平台等方式，打造一个包容性和协同性的创新生态系统，促进各方资源的共享与整合，加快了绿色技术创新的推进速度。结合上述分析，本文认为，低碳城市试点政策通过增加绿色投资和绿色财政支持，为城市绿色技术创新提供了重要的政策支持和经济基础，有助于激发城市创新活力，推动绿色技术的研发与应用，为城市可持续发展注入新的动力。因此，提出本文假说 6。

假说 6：低碳城市试点能够激励城市加大绿色投资和绿色财政支持，进而促进城市绿色技术创新。

低碳城市试点与城市绿色技术创新逻辑框架如图 1 所示。

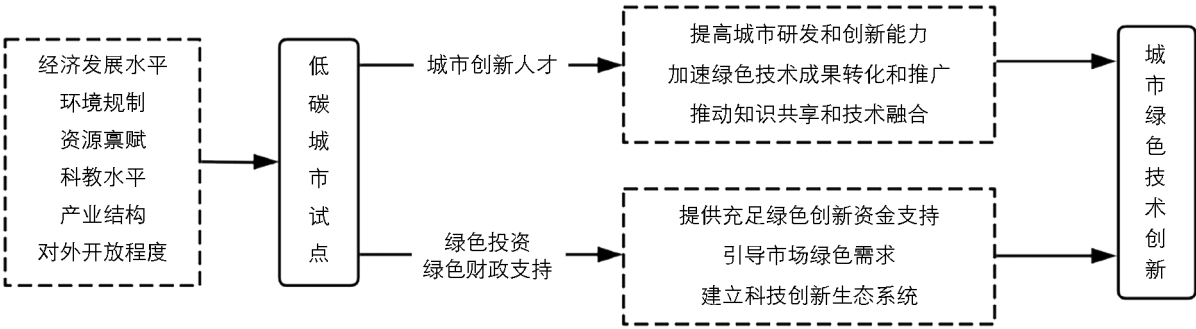


图 1 低碳城市试点与城市绿色技术创新逻辑框架

2 模型和数据

2.1 SDID 模型

双重差分法是常用于评估公共政策效果的方法。其核心思想是将特定政策的实施看作一种自然实验,通过引入未受政策影响的对照组与受政策影响的实验组进行比较分析。在平行趋势假设成立的情况下,实验组和对照组的比较可以揭示出政策实施前后的变化^[48]。这一分析利用了有政策实施的样本(实验组)与其他没有政策实施的样本(对照组)之间的差异,以确定政策的实际效果,评估政策对研究对象所产生的净影响。本文将低碳试点地区的设立视为一项拟自然实验,将低碳试点地区视为实验组,将不是低碳城市试点的城市视为对照组,运用空间多期双重差分方法来检验低碳城市试点政策对城市绿色技术创新水平的带动效应。采用多期双重差分进行检验,可以有效避免内生性问题^[49]。

DID 模型可以在很大程度上缓解内生性问题,但该模型在应用时,没有考虑地理单元的空间相关性和低碳城市试点不同批次的时间等影响,低碳城市试点和城市绿色技术创新水平的显著空间溢出效应导致这些研究中应用的传统 DID 模型无法获得一致的估计量,因为违反了稳定单位处理值假设(Stable Unit Treatment Value Assumption, SUTVA)^[50]。空间双重差分模型(Spatial Difference-in-Difference, SDID)可以控制这种空间溢出效应^[51]。因此,为了准确测算低碳城市试点对城市绿色技术创新水平的影响,本文遵循 Dubé 等^[52]的研究,在传统 DID 模型中嵌入空间滞后项,构建了 SDID 模型,即空间模型,但这必须基于空间依赖的存在,其典型的测试标准是莫兰空间自相关结果,即 Moran's I ,其计算方法如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \right] \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式中: Moran's I 的取值范围为 $[-1, 1]$ 。 Y_i 为第 i 个城市的观测值; $\bar{Y}$ 为所有观测值的平均值; W_{ij} 表示空间权重矩阵 W 第 i 行和第 j 列的元素,空间权重矩阵的定义为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (2)$$

$i = 1, 2, \dots, n \quad j = 1, 2, \dots, n$

式中:小写字母 n 表示样本城市的总数($n=285$)。

为了验证空间溢出效应并确保结果的可靠性,同时构建了最广泛使用的地理距离权重矩阵,其定义为:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (3)$$

式中: d_{ij} 为由纬度和经度计算而来的城市 i 和城市 j 之间的距离。

空间计量模型中的空间相关性可能取决于因变量、自变量或误差项。空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM)是一个更通用的模型,因为它不仅可以表示上述 3 个方面的空间相关性,而且在不同的系数设置下,它还可以转化为空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)或空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)^[53]。本文空间模型的表达式为:

$$\begin{aligned} UGTI'_{i,1} = & \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} UGTI'_{j,1} + \alpha_1 lowcb_{i,t} + \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} lowcb_{j,t} + \\ & \beta X_{i,t} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{j,t} + v_t + \mu_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

式中： i 、 j 和 t 分别表示城市和年份； $UGTI$ 代表城市绿色技术创新水平，以绿色专利数量来衡量； $lowcb$ 代表低碳城市试点政策； W_{ij} 是空间权重矩阵 W 中的一个元素，描述了城市间的空间临近性；在本文中，Wald 检验和 LR 检验用来判断 SDM 是应该退化为 SLM 还是 SEM。

在等式的右侧， $lowcb_{i,t}$ 反映 LCCPS 的实施情况，如果第 i 个城市属于政策实验组，则 LCCPS 实施前等于 0，LCCPS 实施后等于 1。对照组中城市始终等于 0。 $\sum_{j=1}^n W_{ij}lowcb_{j,t}$ 是 DID 变量的空间滞后项。 $X_{i,t}$ 表示控制变量，控制 LCCPS 以外因素的影响。 $\sum_{j=1}^n W_{ij}X_{j,t}$ 为所有控制变量的空间滞后项。 μ_i 和 v_t 分别代表区域固定效应和时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

2.2 变量和数据来源

我国低碳城市试点政策于 2010 年、2012 年和 2017 年分 3 批进行，为了更好辨别政策前后地级市绿色创新水平的变化以及低碳城市试点对其的影响，本文使用 2003—2020 年 285 个地级及以上城市的面板数据，运用空间多期双重差分模型进行实证研究，数据来源于 CEIC 全球经济数据库、中国研究数据服务平台(CRNDs)、《中国统计年鉴》、《中国城市年鉴》、《中国城市建设年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及各省份的统计年鉴，各个变量的描述性统计如表 1 所示。

被解释变量：城市绿色技术创新水平(gpo)，绿色专利申请授权量(绿色发明专利和绿色实用新型专利总和)，绿色专利申请授权数据来自中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services, CNRDS)。

主要解释变量：根据国家发展和改革委员会发布的 LCCPS 试点城市名单(2010 年、2012 年、2017 年先后发布，不包括县级市、县)，本文参考 Liu 等^[54]的研究，将省份所辖城市均认定为试点城市，将武汉市、广州市、昆明市归为第一批低碳试点地区。参考 Chen 等^[24]研究考虑到政策效果的时间滞后，本文以试点城市名单发布后的一年作为 LCCPS 的实际实施时间。

控制变量：① 经济发展($gdppc$)。用人均国内生产总值的对数来衡量，这一变量反映了富裕程度和消费水平，由于经济发展水平可能具有非线性效应^[55]，参考 Chen 等^[24]的做法， $gdppc$ 的平方项也包含在等式中。② 人口密度(PD)。以单位面积人口的对数来衡量。③ 环境规制(ER)。大多数研究通常通过环境控制支出、污水成本和环境税来评估环境规制^[56]，由于地级市相关数据难以获取。因此，我们通过工业固体废物的综合利用率来衡量环境规制^[57]。④ 开放度(OP)。这个变量是用外商直接投资实际使用额占 GDP 的比例来衡量的。⑤ 科学教育(SE)。这个变量是用政府科教支出占财政总支出的比例来衡量的。这种支出可以在激励企业增加研发方面发挥直接作用，并通过培养人才促进人力资本的积累^[58]。鉴于科技进步在环境治理中的关键作用，以及高学历人群节能减排意识的增强，加大科教投入能有效促进城市绿色技术创新水平。⑥ 产业结构($SIndu$)。这个变量通过第三产业增加值占第二产业增加值比例来衡量。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
gpo	5 130	235.43	612.15	1.00	4 126.00
$\ln gdppc$	5 130	10.25	0.83	8.27	11.96
$\ln PD$	5 130	5.75	0.94	3.05	8.09
ER	5 130	79.25	23.91	9.85	130.45
OP	5 130	0.02	0.02	0.00	0.10
SE	5 130	0.20	0.06	0.10	0.40
$SIndu$	5 130	0.94	0.49	0.25	3.13

3 实证结果分析

3.1 空间自相关检验

为了考察各城市绿色技术创新水平的空间依赖和空间溢出特征，本文根据 285 个城市 2003—2020 年绿色专利授权数，测度 2003—2020 年各城市绿色专利授权数的空间莫兰指数值，对绿色专利授权数量进行了局部和全局的空间相关性测试，局部莫兰指数的散点图能准确地反映变量的局部空间相关性，因此，绘制 285 个城市 2003 年、2008 年、2014 年和 2020 年绿色专利授权数量的局部莫兰指数散点图，具体结果如图 2 所示。

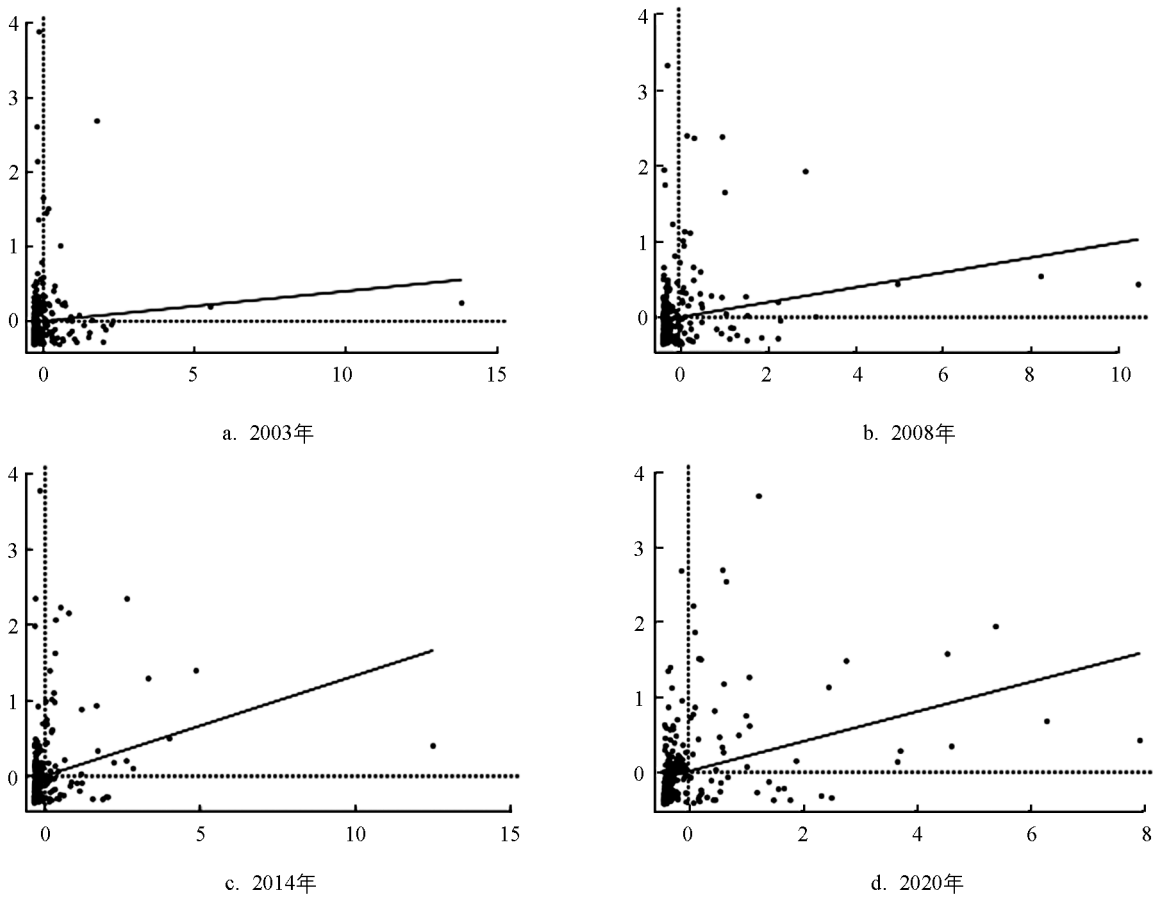


图 2 局部莫兰指数的散点图

在第一象限和第三象限，点状图示出了高一高聚集和低—低聚集的特征，而在第二象限和第四象限，点状图示出了低—高聚集和高—低聚集的特征。显然，大多数城市处于第一和第三象限，表明它们的绿色专利授权数量之间存在显著的高—高聚集和低—低聚集的特征。

本文还采用了全局莫兰指数的一个指标来检验空间相关性。如果全球 Moran's I 大于(小于)0，则会存在正(负)的空间相关性。由表 2 测算结果可知，考察期内绿色专利授权数量的全局 Moran's I 均为正值，2003 年、2004 年通过 10% 的显著性检验，2005 年、2006 年通过 5% 的显著性检验，2007 年及以后均通过 1% 显著性检验，说明中国各城市绿色专利授权数量在空间上存在显著的空间正相关性，即绿色专利授权数量会受到邻近城市发展水平的影响，城市绿色技术创新水平发展较好的城市与较好的相邻，而发展差的与发展差的的城市相邻。

表 2 中国 2003—2020 年绿色专利授权数量的全局 Moran's *I* 指数

变量	<i>I</i>	sd(<i>I</i>)	<i>z</i>	<i>p</i> 值
<i>gpo</i> 2003	0.04	0.03	1.53	0.06
<i>gpo</i> 2004	0.05	0.03	1.64	0.05
<i>gpo</i> 2005	0.05	0.03	1.75	0.04
<i>gpo</i> 2006	0.07	0.03	2.05	0.02
<i>gpo</i> 2007	0.09	0.04	2.54	0.01
<i>gpo</i> 2008	0.10	0.04	2.95	0.00
<i>gpo</i> 2009	0.11	0.04	3.12	0.00
<i>gpo</i> 2010	0.12	0.04	3.51	0.00
<i>gpo</i> 2011	0.14	0.04	3.96	0.00
<i>gpo</i> 2012	0.15	0.04	4.18	0.00
<i>gpo</i> 2013	0.15	0.04	4.43	0.00
<i>gpo</i> 2014	0.14	0.03	4.22	0.00
<i>gpo</i> 2015	0.15	0.03	4.54	0.00
<i>gpo</i> 2016	0.16	0.04	4.77	0.00
<i>gpo</i> 2017	0.18	0.04	5.14	0.00
<i>gpo</i> 2018	0.22	0.04	5.95	0.00
<i>gpo</i> 2019	0.21	0.04	5.58	0.00
<i>gpo</i> 2020	0.20	0.04	5.45	0.00

3.2 平行趋势检验

双重差分法有效的前提在于满足平行趋势假定。本文参照 Jia 等^[23]的做法, 绘制直接效应和 95% 置信区间的平行趋势图进行平行趋势检验。

从图 3 可以看出, 城市绿色技术创新水平在低碳城市试点政策实施之前的影响并不明显。因此, 我们认为使用双重差分空间杜宾模型的平行趋势假设是有效的。同时从图 3 的检验结果可以看出, 在政策实施之前, 实验组和对照组之间不存在明显的差异, 符合平行趋势假设条件, 在政策开始实施后, 估计系数值均为正向显著, 表明低碳城市试点政策有助于促进城市绿色技术创新水平。

从图 3 可以得出, 低碳城市试点尚未启动之前, 动态效应系数在 95% 置信区间包含了 0, 这意味着低碳城市试点地区与非低碳城市试点地区在城市绿色技术创新水平上并没有显著差异。因此, 这一结果满足平行趋势假设的条件。在动态效应方面, 自低碳城市试点政策实施后的第 1 年到第 9 年(第 1 年 $p=0.079$), 系数在 95% 置信区间内不包含 0, 表明低碳城市试点政策确实促进了城市绿色技术创新水平的提高。从系数数值的大小来看, 大致呈上升趋势。

3.3 空间模型检验

在选择实证模型时, 本文对 SDM 和 SLM 的适用性进行了验证。通过 Hausman 检验, 拒绝了随机效应的原假设, 因此本文采用了

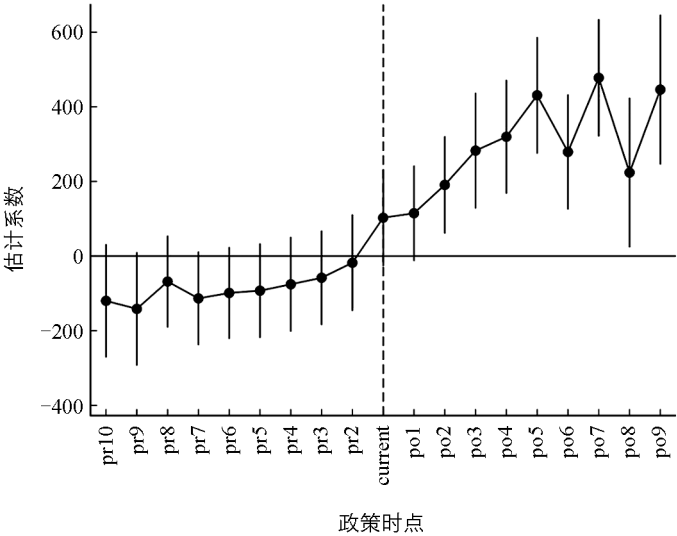


图 3 平行趋势检验结果

固定效应模型进行分析。LM 检验的结果显示 $p=0.00$ 。SEM 和空间自回归模型 (Spatial Autoregressive Model, SAR) 均通过了 Wald 检验和 LR 检验的 1% 显著性水平验证。综合考虑, 本文主要采用 SDM 进行分析 (表 3)。

表 3 空间模型选择

检验	统计量	p 值	检验	统计量	p 值
LR 检验 (SEM)	135.72	0.00	Wald 检验 (SAR)	192.32	0.00
Wald 检验 (SEM)	127.65	0.00	模型选择	固定效应	固定效应
LR 检验 (SAR)	183.01	0.00			

3.4 基准回归结果

3.4.1 低碳城市试点对城市绿色技术创新水平的影响

从表 4 中模型 (1) 和 (4) 的结果可以看到, W_1 (空间权重矩阵) 和 W_2 (反距离空间权重矩阵) 的结果非常相似, SDM、SAR 以及 SEM 的结果同样非常相似, 表明基准回归结果是稳健的。因此, 以 W_1 的结果为例进行讨论。在 SDM 中的 $lowcb$ 空间滞后项的系数在 1% 的水平显著为正, $lowcb$ 的直接影响系数为 264.13, 其空间滞后项 ($W \times lowcb$) 的系数小于 0, 在 1% 水平显著, 说明 LCCPS 对本地城市绿色技术创新水平具有积极的促进作用, 对邻近城市具有抑制作用, 这可能因为, 低碳城市试点政策设立的地区将技术创新所需的资源虹吸到邻近地区, 从而抑制周边城市绿色技术创新水平的进步。从控制变量的回归结果来看, 经济发展水平 ($gdppc$) 的系数在 1% 水平显著为负, 这表明城市的经济发展对城市绿色技术创新水平具有一定程度的制约作用。人口密度 (PD) 在 1% 的水平显著为正, 说明人口密度对城市绿色技术创新水平有显著的正向作用, 这可能是因为本文选取绿色专利授权量来衡量城市绿色技术创新水平, 城市人口密度较大, 人口多元化程度较大, 人口聚集能够提升创新水平, 能够显著促进城市科技创新, 该结果与以往研究相符。环境规制 (ER) 的系数在 10% 水平显著为正, 说明当地环境规制能够有效地促进当地城市绿色技术创新, 这可能是因为当环境法规趋于严格时, 排放污染物水平将受到抑制, 需要技术创新来合理排放污染物。开放度 (OP) 的系数不显著。科学教育 (SE) 的系数在 1% 水平显著为正, 对城市绿色发展具有显著的正向作用, 说明科学教育所投入的财政越多, 城市所居住人口受教育水平越高, 环保意识越高, 创新能力越强, 越有利于城市绿色创新。产业结构 ($SIndu$) 的系数在 1% 水平显著为正, 产业结构同样促进当地城市绿色技术创新。

此外, $W \times gdppc$ 的影响系数在模型 (1) 中不显著, 在模型 (4) 中显著为负, 说明经济发展对周边城市的绿色技术创新会有负向影响, 验证了假说 1。 $W \times PD$ 的影响系数显著为负, 说明人口密度对周边城市的绿色转型具有抑制作用, 这可能是由于“挤出效应”, 人口向周边城市转移。 $W \times ER$ 的系数为正, 但不显著, 说明环境规制可能会对邻近城市起到一定的促进作用。 $W \times OP$ 的系数在 1% 的水平显著为负, 说明对外开放程度对周边城市的绿色转型也具有一定的负向影响。 $W \times SE$ 在 W_2 作为空间矩阵时的影响系数显著为正, 说明科学教育财政支出对距离较近的邻近城市具有一定的正向影响。同样, $W \times SIndu$ 的系数在 W_2 作为空间矩阵时的影响系数显著为负, 说明产业结构对邻近城市的负向影响较为显著。

3.4.2 安慰剂检验

为避免低碳城市试点政策促进城市绿色技术创新的政策效果是其他遗漏变量导致的, 本文对直接效应和间接效应进行了安慰剂试验。探讨基线回归结果是否受试点时间和试点城市选择偏差的影响, 安慰剂检验的具体方法是在 285 个样本城市中随机指定一组虚假治疗组, 并对上述治疗组的城市随机指定政策推出年份, 从而得到一个虚构的 DID 变量, 然后将其放入 SDID 模型以获得模拟的直接和间接效果。上述安慰剂试验重复 500 次, 获得模拟的直接效应和间接效应组。如果模拟效应不集中在 0 值及其附近的间隔, 则说明本文的经验结果是在其他未观测因素的干扰下获得的^[23], 试点政策的效果无法准确识别。

表 4 基准回归结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	SDM(W ₁)	SAR(W ₁)	SEM(W ₁)	SDM(W ₂)	SAR(W ₂)	SEM(W ₂)
<i>lowcb</i>	264.13*** (0.00)	218.96*** (0.00)	267.99*** (0.00)	308.37*** (0.00)	216.91*** (0.00)	256.70*** (0.00)
<i>gdppc</i>	-2 366.44*** (0.00)	-2 114.15*** (0.00)	-2 301.25*** (0.00)	-1 975.35*** (0.00)	-2 377.48*** (0.00)	-2 468.78*** (0.00)
<i>gdppc</i> ²	109.70*** (0.00)	109.87*** (0.00)	119.01*** (0.00)	101.07*** (0.00)	122.21*** (0.00)	126.22*** (0.00)
<i>PD</i>	3 797.70*** (0.00)	3 157.15*** (0.00)	3 568.17*** (0.00)	3 763.84*** (0.00)	3 144.02*** (0.00)	3 416.87*** (0.00)
<i>ER</i>	0.01* (0.09)	0.01** (0.05)	0.01* (0.07)	0.01* (0.05)	0.01* (0.05)	0.01** (0.05)
<i>OP</i>	-390.23 (0.49)	219.76 (0.67)	-189.06 (0.73)	-416.54 (0.45)	-37.11 (0.94)	-530.64 (0.32)
<i>SE</i>	1 357.44*** (0.00)	1 745.21*** (0.00)	1 707.20*** (0.00)	1 390.22*** (0.00)	1 719.39*** (0.00)	1 686.87*** (0.00)
<i>SIndu</i>	105.30*** (0.00)	91.88*** (0.00)	95.38*** (0.00)	92.06*** (0.00)	91.19*** (0.00)	89.49*** (0.00)
<i>W</i> × <i>lowcb</i>	-171.10*** (0.00)			-1 480.86*** (0.00)		
<i>W</i> × <i>gdppc</i>	463.90 (0.27)			-6 252.67*** (0.00)		
<i>W</i> × <i>gdppc</i> ²	5.23 (0.80)			272.72*** (0.00)		
<i>W</i> × <i>PD</i>	-1 732.02*** (0.00)			-9 572.34*** (0.00)		
<i>W</i> × <i>ER</i>	0.01 (0.58)			0.10 (0.41)		
<i>W</i> × <i>OP</i>	-2 520.72*** (0.01)			-10 419.53** (0.02)		
<i>W</i> × <i>SE</i>	24.92 (0.95)			5 664.56** (0.02)		
<i>W</i> × <i>SIndu</i>	14.44 (0.71)			-1 215.56*** (0.00)		
区域固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130
<i>R</i> ²	0.16	0.13	0.14	0.00	0.16	0.14

注：* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ ，下同。

在 500 个随机样本后, 虚拟直接效应和间接效应的分布如图 4、图 5 所示, 就回归系数的大小而言, 明显偏离 LCCPS 真实的效应(虚线垂直线), 虚拟直接效应和间接效应解释变量的估计系数平均值远小于基准回归的系数值, 并且都不显著。回归系数的分布模式表明, 虚拟政策变量的估计系数集中分布在接近于 0 的位置, 呈现出近似于正态分布。因此, 基准结果通过了安慰剂检验, 说明基准模型设置没有遗漏严重的变量, 基准估计结果稳健可靠, 受时间序列和试点城市选择偏差的影响较小, 能够真实反映 LCCPS 对绿色技术创新的影响。

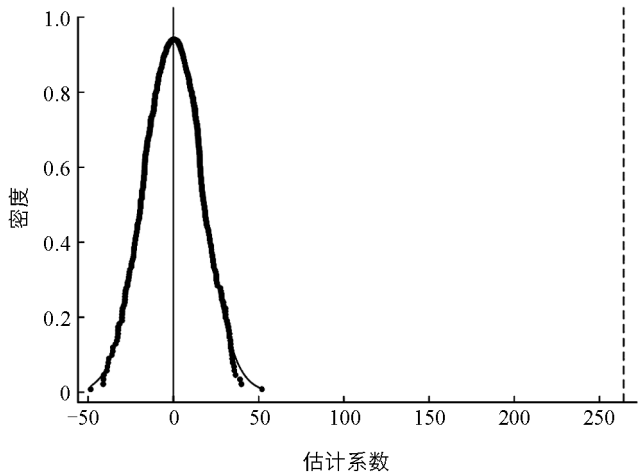


图 4 SDID 模型的安慰剂检验结果(直接效应)

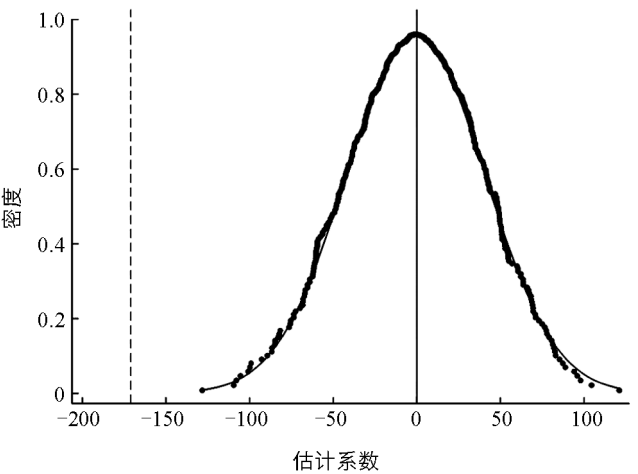


图 5 SDID 模型的安慰剂检验结果(间接效应)

3.5 稳健性检验

3.5.1 Bacon 分解与两阶段双重差分

本文的 SDID 模型实际上有两个 DID 项, 即变量 $lowcb$ 及其空间滞后项($\mathbf{W} \times lowcb$); 其中, 变量 $lowcb$ 是一个典型的交错 DID 项, 但对于所有实验组城市, 空间滞后 DID 项中的试点启动时间($\mathbf{W} \times lowcb$)等于 LCCPS 的最早启动时间(这是由矩阵乘法的性质决定的), $\mathbf{W} \times lowcb$ 不是交错 DID 项。因此, 本文采用 Goodman-Bacon^[59]提出的方法(以下简称 Bacon 分解法)对 SDID 模型中唯一交错 DID 项($lowcb$)的处理效果进行分解, 进一步检验稳健性。Bacon 分解的结果报告如表 5、表 6 所示。

表 5 第一轮 Bacon 分解结果

	估计值	权重		估计值	权重
Timing_groups	49.36	0.16	Within	-3 453.44	0.05
Never_v_timing	497.97	0.79			

表 6 第二轮 Bacon 分解结果

	估计值	权重		估计值	权重
Early_v_Late	-244.06	0.02	Late_v_Early	-395.79	0.00
Late_v_Early	428.86	0.02	Early_v_Late	1 012.84	0.00
Early_v_Late	-134.47	0.06	Late_v_Early	-557.61	0.00
Late_v_Early	102.38	0.02	Early_v_Late	699.15	0.00
Early_v_Late	431.43	0.02	Late_v_Early	-188.35	0.00
Late_v_Early	-53.72	0.01	Never_v_timing	483.74	0.85
Early_v_Late	377.84	0.01			

Goodman-Bacon 指出,在考虑平行趋势后,可以将估计系数分割成组间的双重差分估计量,进行方差加权平均处理。Bacon 分解将 DID 模型中的处理效果分解为多个加权的 2×2 DID 估计量,即每一个处理组在每一个时期的平均处理效应。这种分解模式可以深入每一批次低碳试点地区,分别计算每个处理组在不同时期与不同控制组相比较而获得的平均处理效应及其权重,可以更加直观地考察由多期 DID 模型估计得到的总体政策效应来源。基于此,图 6 利用 Bacon 分解将其部分组成以组别的方式呈现。

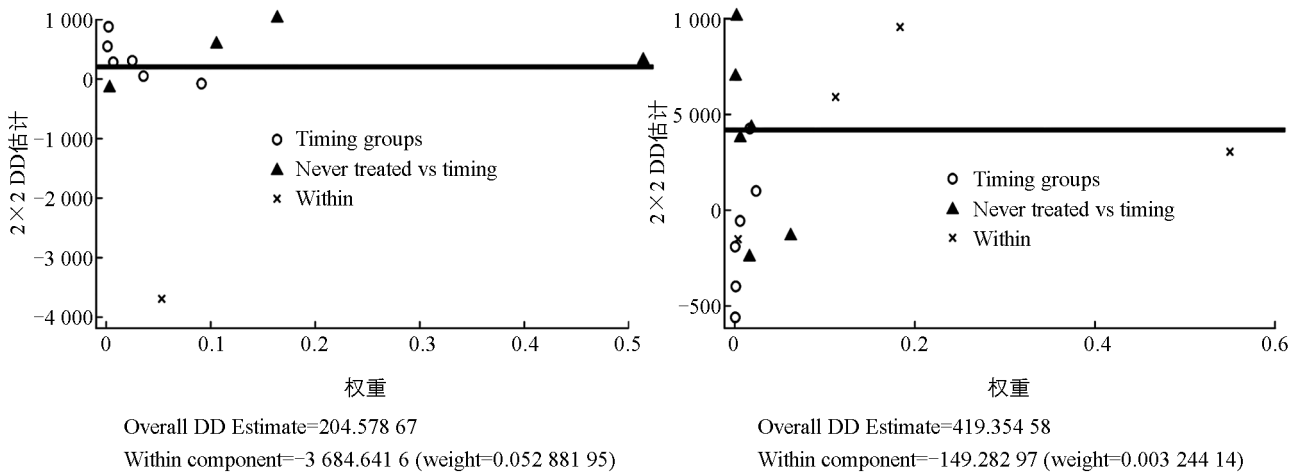


图 6 Bacon 分解图

为了提高检验的稳健性,本文进行了两轮 Bacon 分解。第一轮考虑了所有控制变量和空间滞后项,但只能进行初步分解。结果表明,LCCPS 对城市绿色技术创新水平的影响主要来自整个实验组和对照组(权重为 0.79)之间的差异。第二轮 Bacon 分解不包括控制变量和空间滞后项,但可以进行更详细的分解;本轮分解的结果还表明,不同政策推出时间的试点城市集之间的政策效果占到了一个可忽略的权重(最大不超过 0.06),因此 LCCPS 的大部分政策效果(权重为 0.85)来自整个实验组与对照组城市(未参与试点)之间的差异。

上述分解结果表明,本文所运用的 SDID 模型中采用的交错 DID 项不影响政策效果的估计和识别,从而证实了本文结果的稳健性。

3.5.2 排除其他政策干扰

低碳城市试点政策对绿色技术创新的影响是否呈现为“净效应”,是否受到其他科技创新和环境政策的影响是需要考虑的问题。在研究同时期政策时,我们发现可能存在其他政策对绿色技术创新有潜在影响。例如,国家自主创新示范区政策和碳排放交易政策都可能对绿色技术创新产生影响。以上所示政策的实施可能对绿色技术创新产生影响,但具体影响需进一步研究评估。因此,将上述政策变量设置并回归到等式中,结果如表 7 所示。

通过回归分析的结果可以发现,上述两项政策对城市绿色技术创新都产生了积极的影响。然而,值得注意的是,本文关注的核心变量,即低碳城市试点政策的系数,在其方向和显著性方面都没有发生变化。这一结果再次验证了基准回归结果的可靠性。

3.5.3 经济距离平方空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵

地理距离空间权重矩阵和 01 空间权重矩阵只能展示地理因素对绿色技术创新水平的影响。因此,我们需要进一步研究其他影响因素。为了构建基于省域的地理距离与经济距离的嵌套空间权重矩阵(W),令 $W = \omega W_m + (1 - \omega)W_n$, 其中, ω 表示地理距离空间权重矩阵(W_m)的权重且取值为 0.5; W_n 表示经济距离空间权重矩阵,其元素 W_{ij} 为 i 与 j 区域 2003—2020 年人均 GDP 均值绝对差值的倒数。本文 W_3 为地理距离平方矩阵, W_4 为经济嵌套矩阵。

为了验证模型的稳健性,本文将空间权重矩阵替换为经济距离平方空间权重矩阵和经济距离空间权重

矩阵，所有变量与前文一致(表 8)。模型(13)－(18)回归结果显示， $lowcb$ 的系数仍在 1%水平下显著为正，模型(13)以及模型(17) $W \times lowcb$ 的系数在 1%水平显著为负，回归结果与基准回归结果基本相符，表明空间回归模型较稳健。

表 7 稳健性检验(排除其他政策)

	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
	SDM(W ₁)	SAR(W ₁)	SEM(W ₁)	SDM(W ₂)	SAR(W ₂)	SEM(W ₂)
$lowcb$	83.38*** (0.00)	73.97*** (0.00)	92.37*** (0.00)	99.87*** (0.00)	68.06*** (0.00)	77.46*** (0.00)
CT	1 282.19*** (0.00)	400.98*** (0.000)	672.34*** (0.000)	1 123.91*** (0.000)	417.84*** (0.00)	643.71*** (0.00)
$Innovation$	1 137.96*** (0.00)	1 185.77*** (0.00)	1 216.89*** (0.00)	1 149.44*** (0.00)	1 209.88*** (0.00)	1 226.30*** (0.00)
$W \times lowcb$	−105.79** (0.01)			−1 068.80*** (0.00)		
$W \times CT$	−1 240.60*** (0.00)			−3 673.19*** (0.00)		
$W \times Innovation$	−162.33** (0.03)			613.45* (0.09)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
区域固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130
R^2	0.23	0.18	0.20	0.16	0.20	0.20

表 8 稳健性检验(替换空间矩阵)

	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	模型(17)	模型(18)
	SDM(W ₃)	SAR(W ₃)	SEM(W ₃)	SDM(W ₄)	SAR(W ₄)	SEM(W ₄)
$lowcb$	327.34*** (0.00)	217.48*** (0.00)	278.12*** (0.00)	283.16*** (0.00)	221.33*** (0.00)	240.06*** (0.00)
$W \times lowcb$	−490.23*** (0.00)			−1 231.51*** (0.00)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
区域固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130
R^2	0.13	0.14	0.14	0.04	0.15	0.15

3.5.4 绿色专利申请量回归

考虑到不同指标对城市绿色技术创新水平存在显著影响，本文进一步用绿色专利申请量数据代替绿色专利授权量来考察上述回归结果的稳健性，所有控制变量与前文保持一致，结果如表 9 所示。

表 9 稳健性检验(替换被解释变量)

	模型(19)	模型(20)	模型(21)	模型(22)	模型(23)	模型(24)
	SDM(W ₁)	SAR(W ₁)	SEM(W ₁)	SDM(W ₂)	SAR(W ₂)	SEM(W ₂)
<i>lowcb</i>	472.45*** (0.00)	404.98*** (0.00)	482.73*** (0.00)	566.10*** (0.00)	402.29*** (0.00)	473.62*** (0.00)
W×<i>lowcb</i>	−285.11*** (0.00)			−2 746.25*** (0.00)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
区域固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130
<i>R</i> ²	0.16	0.13	0.14	0.00	0.15	0.14

由表 9 回归结果可知, *lowcb* 的系数在 1% 水平显著为正, **W×*lowcb*** 的系数在 1% 水平显著为负, 低碳城市试点政策对于本地城市的绿色技术创新水平具有显著的正向影响, 对邻近城市的绿色技术创新水平却呈现显著的负向影响。

通过一系列检验, 可以得出结论, 本文中的基准回归结果是稳定的: 低碳城市试点政策有助于推动本地城市的绿色技术创新水平, 但对邻近城市产生了抑制效应。

4 异质性检验

我国幅员辽阔, 城市间在资源禀赋、地理条件、经济发展水平及城市规模等方面存在显著差异, 这些差异可能对低碳城市试点政策的实施效果产生影响, 上述基于总体样本的实证结果可能没有考虑到城市位置、规模、资源禀赋的区域性差异。因此, 为了更精准地解析城市间的政策效应差异, 本文参考 Yu 等^[22]、Jia 等^[23]的研究, 使用空间三重差分模型进行异质性分析, 本文空间三重差分模型为:

$$UGTI'_{i,t} = \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} UGTI'_{j,t} + \alpha_1 lowcb_{i,t} + \alpha_2 lowcb_{i,t} \times p_{i,t} + \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} lowcb_{j,t} + \beta X_{i,t} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{j,t} + v_t + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

(5)

式中: $p_{i,t}$ 为异质性变量, 用来识别异质性对城市的影响。具体而言, 本文包括: ① 区分中国东部地区与其他地区的虚拟变量 *area*, 区分中国南方地区与其他地区的虚拟变量 *Area*。② 城市规模 *size*。③ 城市资源禀赋变量 *resource*。

为了更深入地研究不同规模低碳城市试点政策对其绿色发展的影响, 本文参考《关于调整城市规划标准的通知》, 根据该通知, 将城区常住人口超过 100 万人的城市定义为大城市, 而将城区常住人口不足 100 万人的城市定义为小城市。

资源禀赋也是一个重要因素, 因为资源型产业不仅具有高碳强度, 而且还可能通过阻碍产业结构的优化而增加 CO₂ 排放^[60], 阻碍绿色技术创新^[61]。根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》, 将 285 个城市划分为资源型城市和非资源型城市。

表 10 列出了异质性分析的直接和间接效应, *lowcb*×*area* 的直接效应在 1% 的水平显著为正, 表明低碳试点地区在中国东部地区具有更显著的城市绿色技术创新水平效应, 验证了假说 2。 *lowcb*×*Area* 的系数不显著, 说明我国南北方差异不明显。同时, *lowcb*×*size* 的直接效应在 1% 的水平显著为正, 这表明城市的规模越大, 城市绿色技术创新水平就更有发展优势。换句话说, 大城市中, 低碳城市试点政策对城市绿色技术创新水平的影响更加显著, 验证了假说 3。 *lowcb*×*resource* 的直接效应在 1% 的水平显著为负,

表明推广低碳城市试点政策有助于提升非资源型城市的绿色技术创新能力，验证了本文的假说 4。这可能是由于资源型城市主要依赖于当地的自然资源开采和处理，如矿产和森林，因此现代制造业和高技术产业等领域处于初期阶段，而在替代产业的发展方面存在滞后现象。这些城市在吸引人才和资金等方面相对较弱，创新水平相对较低，城市的内在发展动力相对不足。与此同时，资源的综合利用程度相对较低，导致生态环境受到较大破坏，因此在绿色技术创新方面面临较大的挑战。

表 10 异质性检验结果

	模型(25)	模型(26)	模型(27)	模型(28)
	SDM(W_1)	SDM(W_1)	SDM(W_1)	SDM(W_1)
$lowcb$	105.78*** (0.00)	286.33*** (0.00)	−369.36*** (0.00)	397.47*** (0.00)
$lowcb \times area$	445.92*** (0.00)			
$lowcb \times Area$		−39.0201 (0.51)		
$lowcb \times size$			670.52*** (0.00)	
$lowcb \times resource$				−407.56*** (0.00)
$W \times lowcb$	−156.34*** (0.00)	−184.92*** (0.01)	−772.63*** (0.01)	−74.35 (0.18)
$W \times lowcb \times area$	82.24 (0.33)			
$W \times lowcb \times Area$		26.31 (0.75)		
$W \times lowcb \times size$			584.88** (0.04)	
$W \times lowcb \times resource$				−297.18*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
区域固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	5 130	5 130	5 130	5 130
R ²	0.16	0.16	0.16	0.17

此外， $lowcb \times area$ 和 $lowcb \times Area$ 的间接效应不显著， $lowcb \times size$ 的间接效应在 5% 的水平显著为正，这表明城市规模大的地区对邻近地区会产生积极的影响。 $lowcb \times resource$ 的间接效应在 1% 水平显著为负，资源型城市对其邻近地区绿色技术创新会产生负向影响，这可能是因为资源型城市的低端生产要素和污染产业挤入了周边地区。

5 机制分析

机制分析旨在揭示现象背后的运作机制和逻辑规律，能够更好地理解研究问题的本质，揭示变量之

间的关系,促进对问题的深入思考和全面理解。本文基准回归的结果显示,低碳城市试点政策对本地绿色技术创新产生了明显积极影响,且通过一系列的检验验证了前文假说 1 至假说 4 的正确性。具体而言,低碳城市试点可能通过一些间接途径来影响绿色技术创新,因此,为了进一步深入探究低碳城市试点政策对绿色技术创新的内在机制,验证假说 5 和假说 6,帮助我们更好地了解低碳城市试点政策与绿色技术创新之间的互动关系,更加深刻地理解低碳城市试点政策影响城市绿色技术创新的具体路径,深入了解问题的根源,为政策制定和实施提供更多的理论支撑和实践经验。因此,本研究运用中介效应模型进行机制分析。中介效应模型能够深入研究自变量对因变量的影响机理和过程,与传统的自变量影响因变量方法相比,该方法更为先进,能够获得更全面、更深入的研究结果^[62]。本文选用从事信息传输、计算机服务和软件业的就业人数衡量城市创新人才,参照刘华珂等^[63]的做法衡量城市绿色投资和绿色财政支持进行机制检验(表 11)。

表 11 机制分析

	模型(29)	模型(30)	模型(31)
	<i>UGTI</i>	<i>UGTI</i>	<i>UGTI</i>
科技人才	218.80*** (0.00)		
绿色财政支持		5 860.71*** (0.00)	
绿色投资			6 672.69*** (0.00)
<i>lowcb</i>	44.30*** (0.00)	135.61*** (0.00)	131.67*** (0.00)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
<i>N</i>	4 779	5 058	5 058
<i>R</i> ²	0.74	0.46	0.46

由表 11 中结果可知,在 3 个模型中 *lowcb* 系数在 1%水平显著,并且科技人才、绿色财政支持、绿色投资系数在 1%水平均显著,说明三者均为低碳城市试点政策影响绿色技术创新的机制。低碳试点地区绿色技术创新需求较高,能够促进政府加大绿色投资,吸引科技人才,从业人员可以因地制宜地加快地区绿色技术成果产出。

6 结论与建议

我国的绿色低碳发展中,城市绿色技术创新扮演着至关重要的角色。本文利用 2003—2020 年中国 285 个城市的面板数据,采用多期 SDID 模型,从空间溢出效应的角度考察了低碳城市试点政策对城市绿色技术创新水平的影响及其机制路径。此外,还进行了一系列的稳健性检验。最后,使用空间三重差分模型进行异质性分析。

本文通过研究验证了几个假设,并得出主要研究结论如下:① 低碳城市试点政策积极推动了本地城市绿色技术创新水平的提升,但对邻近城市却显现出一定程度的抑制效应。② 与其他地区相比较,低碳城市试点政策对我国东部地区的绿色技术创新水平产生了最为明显的影响。③ 低碳城市试点政策在激发大规模城市的绿色创新技术水平方面表现出更为强大的促进效果,且城市规模大的地区对邻近地区也会产生积极的影响。同时,这一政策也更有助于推动非资源型城市的绿色创新技术发展,但资源型城市会抑制邻近

地区的绿色技术创新。^④ 科技人才、绿色财政支持以及绿色投资等方面是低碳城市试点政策影响城市绿色技术创新的机制。

基于本研究结论,得到以下政策启示:

第一,扩大试点政策的绿色创新效果,应有针对性地继续选择一些城市开展新试点,扎实推进绿色低碳发展。低碳城市试点政策有助于在高质量经济战略背景下促进城市绿色技术创新,反映了低碳城市试点政策未来继续推进(扩大试点区域、加大政策力度)的必要性。因此,中国应持续有力开展“碳达峰十大行动”,继续推行低碳城市试点政策,同时在选择新的试点城市时,应该综合考虑城市的地理位置、产业结构、人口规模、资源禀赋和环境压力等因素,以确保试点政策的有效性和可操作性。进一步建立健全绿色技术创新评估体系,及时评估和总结试点城市的绿色技术创新成果和经验,为其他城市借鉴提供参考。同时,政府还应加强对非试点城市绿色创新的扶持,为了减少创新资源的虹吸效应,中国城市(尤其是那些没有优先给予政策试点机会的城市)可以采取更加灵活的资源流动和应用机制,比如对研发人力资源采取更加灵活的用人机制(如跨区域兼职就业)、与其他城市建立更紧密的低碳技术信息共享与合作等,统筹好发展和安全,加强生态环境共保联治和区域绿色发展协作,加快绿色技术的研发和市场应用,实现技术创新的良性循环。

第二,继续坚持因城施策,针对性制定城市绿色技术创新提升策略。不同城市具有不同的特点和发展需求,因此应根据实际情况有针对性地选择试点城市,避免“一刀切”的模式,更好地实现政策的定制化和精准化。低碳城市试点政策对于东部地区绿色技术创新的影响力度最大,东部城市需进一步优化城市金融服务体系,通过政策引导和市场激励,鼓励和支持绿色产业的发展,加大对绿色技术企业的扶持力度,培育壮大绿色产业集群,推动绿色产业的蓬勃发展。同时,东部地区还应利用自身区位优势引进国际先进的绿色技术人才和团队,促进技术交流与合作,进一步提升绿色技术创新水平。其他地区地级市应着重增强政府对绿色低碳技术的支持力度,充分发挥政府在促进绿色技术创新方面起到积极引导和支持的作用,通过制定更加有利于绿色技术创新的政策措施,如加大财政支持力度、设立绿色创新基金等,鼓励企业增加研发投入,推动绿色技术的研发和应用。为促进大城市与中小城市区域协同发展,大城市应积极带动中小城市共同发展,推动跨区域协调发展机制。资源型城市的低碳转型是城市低碳转型的重点和难点,各资源型城市要充分发挥区位优势、资源禀赋,积极探索符合当地实际、各具特色的绿色转型升级路径和发展模式。对于资源丰富的城市,可以重点发展与资源开发利用相关的绿色技术,如清洁能源开发、循环经济产业等。对于资源匮乏的城市,则应侧重于节约资源、提高资源利用效率的技术创新。同时,建立资源共享机制,不同城市可以进行资源共享和互补,促进资源利用的最优化,通过建立资源交易平台,推动跨地区资源合作,实现资源的高效利用。

第三,加强培育绿色发展人才,发挥城市绿色发展的“引才留才”效应,为推动城市绿色技术创新,实现可持续发展,迫切需要充足的绿色技术专业人才,以提供必要的支持和保障。首先,完善构建跨学科的绿色创新人才培养体系,鼓励学生在不同学科领域之间进行交叉学习和研究,培养具备综合素养和创新能力的人才。开设专业化的绿色创新课程,针对绿色创新领域的特点,高校可以开设相关专业化课程,如环境保护技术、可持续发展战略规划、清洁能源技术、环境保护与高质量发展等课程,为学生提供系统的专业知识和技能培训,不断提高其在绿色创新领域的竞争力。其次,进一步强化实践与项目驱动的教学模式,各地区应积极规划举办绿色技术创新比赛、创新论坛等活动,设立奖学金、奖项等激励机制,鼓励科研人员参与绿色创新项目、发表研究成果、参加创新竞赛等活动,共同营造鼓励创新的环境,激发科研人员的创新潜力和实践能力。同时,积极推动政府、高校、科研机构和领军企业等共同开展产学研合作、产教融合的协同培训项目,以促进绿色技术的发展。通过打造良好的人才发展环境和氛围,支持科技人才的创新创业。

第四,加大绿色投资力度,优化绿色财政支出结构。对于试点城市,政府可以设立专门的绿色投资引

导基金,吸引社会资本进入绿色创新领域。通过财政资金的杠杆作用,引导更多资金流向可再生能源、清洁能源、节能减排技术等领域,推动绿色产业的发展。同时鼓励金融机构积极参与绿色投资,推动绿色信贷、绿色债券等金融产品创新。另外,政府应加大对绿色创新的财政支持力度,可根据绿色创新的需求和重点领域,优化绿色财政支出的结构,提高绿色财政支出在财政预算中的比例。通过财政资金的直接投入、补贴、奖励等方式,支持绿色产业的发展和绿色技术的研发。同时,进一步建立并完善绿色财政支出的评估机制,对绿色财政支出的效果进行评估和反馈。通过评估结果,及时调整和优化绿色财政支出的政策方向和投入力度,确保财政资金的使用效益最大化。

参考文献:

- [1] 杨伊静. 培育绿色技术创新领军企业 推进绿色技术交易市场建设——解读《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—2025 年)》[J]. 中国科技产业, 2023(1): 50-51.
- [2] 新华社. 中共中央政治局召开会议 决定召开二十届三中全会 习近平主持会议 [EB/OL]. (2024-04-30) [2024-05-14]. http://www.shandong.gov.cn/art/2024/4/30/art_116651_637025.html.
- [3] 国家发展改革委. 国家发展改革委关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知 [EB/OL]. (2010-07-19) [2024-05-14]. https://www.gov.cn/zwggk/2010-08/10/content_1675733.htm.
- [4] 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, 30(3): 19-28.
- [5] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The Environment and Directed Technical Change [J]. The American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [6] 陆铭, 冯皓. 集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究 [J]. 世界经济, 2014, 37(7): 86-114.
- [7] 郭丰, 任毅. 低碳城市试点政策能够促进城市低碳发展吗? [J]. 当代经济管理, 2024, 46(3): 26-37.
- [8] 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.
- [9] 陈楠, 庄贵阳. 中国低碳试点城市成效评估 [J]. 城市发展研究, 2018, 25(10): 88-95, 156.
- [10] 杨博文, 尹彦辉. 顾此失彼还是一举两得? ——对我国碳减排经济政策实施后减排效果的检视 [J]. 财经论丛, 2020(2): 104-112.
- [11] 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, 195.
- [12] 郭炳南, 唐利, 张浩. 城市低碳治理对生态效率的影响——基于低碳城市试点政策的准自然实验 [J]. 华东经济管理, 2023, 37(8): 82-90.
- [13] 王亚飞, 陶文清. 低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应 [J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(6): 78-89.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] QIU S L, WANG Z L, LIU S. The Policy Outcomes of Low-Carbon City Construction on Urban Green Development: Evidence from a Quasi-Natural Experiment Conducted in China [J]. Sustainable Cities and Society, 2021, 66: 102699.
- [18] 胡求光, 马劲韬. 低碳城市试点政策对绿色技术创新效率的影响研究——基于创新价值链视角的实证检验 [J]. 社会科学, 2022(1): 62-72.
- [19] 宋德勇, 李项佑, 李超, 等. 中国低碳城市建设的创新驱动效应评估——兼论多重嵌套试点示范机制的完善 [J]. 科技进步与对策, 2020, 37(22): 28-37.
- [20] 郑汉, 郭立宏. 低碳城市试点对邻接非试点城市碳排放的外部效应 [J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(7): 71-80.
- [21] ZENG S B, JIN G, TAN K Y, et al. Can Low-Carbon City Construction Reduce Carbon intensity? Empirical Evidence from Low-Carbon City Pilot Policy in China [J]. Journal of Environmental Management, 2023, 332: 117363.
- [22] YU Y T, ZHANG N. Low-Carbon City Pilot and Carbon Emission Efficiency: Quasi-Experimental Evidence from China [J].

- Energy Economics, 2021, 96: 105125.
- [23] JIA R N, SHAO S, YANG L L. High-Speed Rail and CO₂ Emissions in Urban China: A Spatial Difference-in-Differences Approach [J]. Energy Economics, 2021, 99: 105271.
- [24] CHEN L F, WANG K F. The Spatial Spillover Effect of Low-Carbon City Pilot Scheme on Green Efficiency in China's Cities: Evidence from a Quasi-Natural Experiment [J]. Energy Economics, 2022, 110: 106018.
- [25] 邵帅, 李嘉豪. “低碳城市”试点政策能否促进绿色技术进步? ——基于渐进双重差分模型的考察 [J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2022, 24(4): 151-162.
- [26] 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, 173.
- [27] 李爽, 王劲文. 低碳城市试点政策、居民低碳素养与企业绿色技术创新 [J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(4): 93-103.
- [28] 赵萱, 魏晓博. 数字经济赋能区域绿色发展的效应与机制研究——基于技术创新和产业升级的中介效应 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(8): 21-30.
- [29] MAGAT W A. Pollution Control and Technological Advance: A Dynamic Model of the Firm [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1978, 5(1): 1-25.
- [30] 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.
- [31] 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, 34(12): 43-55.
- [32] 于鹏, 李鑫, 张剑, 等. 环境规制对技术创新的影响及其区域异质性研究——基于中国省级面板数据的实证分析 [J]. 管理评论, 2020, 32(5): 87-95.
- [33] 孙晓婷, 高净鹤, 范丹. 我国绿色技术创新的区域差异和效率提升分析 [J]. 科技促进发展, 2018, 14(11): 1092-1098.
- [34] 穆楠, 李星, 吴婷. 我国战略性新兴产业绿色技术创新效率的区域差异及其影响因素分析 [J]. 生态经济, 2023, 39(5): 87-94.
- [35] 郑伟浩. 空间视角下人口规模和结构对城市技术创新的影响 [D]. 成都: 西南财经大学, 2022.
- [36] 柴志贤, 项后军. 空间经济结构特征对区域创新的影响 [J]. 南方经济, 2010(3): 3-12.
- [37] 赵曜, 方剑宇. 城市规模对异质企业的创新孵化作用研究 [J]. 区域经济评论, 2021(1): 113-122.
- [38] 邵帅, 杨莉莉. 自然资源丰裕、资源产业依赖与中国区域经济增长 [J]. 管理世界, 2010, 26(9): 26-44.
- [39] 李江龙, 徐斌. “诅咒”还是“福音”: 资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长? [J]. 经济研究, 2018, 53(9): 151-167.
- [40] 邱洋冬, 陶锋. “资源诅咒”效应的微观机制解释——基于企业创新与技术选择视角 [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020, 40(5): 99-110.
- [41] 程聪慧, 钟燕. 科技人才政策影响城市创新的路径研究 [J]. 科研管理, 2023, 44(3): 95-101.
- [42] 余东华, 孙婷. 环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力 [J]. 中国工业经济, 2017(5): 35-53.
- [43] 李光龙, 江鑫. 绿色发展、人才集聚与城市创新力提升——基于长三角城市群的研究 [J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2020, 44(3): 122-130.
- [44] 黄珺, 余朝晖. 环境治理投资与财政环保支出对环境污染的影响——基于面板模型的比较分析 [J]. 生态经济, 2018, 34(7): 83-87.
- [45] 黄继承, 朱光顺. 绿色发展的中国模式: 政府采购与企业绿色创新 [J]. 世界经济, 2023, 46(11): 54-78.
- [46] 王玉林, 周亚虹. 绿色金融发展与企业创新 [J]. 财经研究, 2023, 49(1): 49-62.
- [47] 张梓榆, 陈辰, 易红, 等. 环境规制视角下绿色金融发展对碳排放的影响研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(8): 1-11.
- [48] 薛飞, 周民良. 用能权交易制度能否提升能源利用效率? [J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(1): 54-66.
- [49] 肖仁桥, 马伯凡, 钱丽, 等. 低碳城市试点政策对企业绿色创新的影响及其作用机制 [J]. 中国人口·资源与环境,

- 2023, 33(5): 125-137.
- [50] LI J Y, LI S S. Energy Investment, Economic Growth and Carbon Emissions in China—Empirical Analysis Based on Spatial Durbin Model [J]. *Energy Policy*, 2020, 140: 111425.
- [51] CHAGAS A L S, AZZONI C R, ALMEIDA A N. A Spatial Difference-in-Differences Analysis of the Impact of Sugar-cane Production on Respiratory Diseases [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2016, 59: 24-36.
- [52] DUBÉ J, LEGROS D, THÉRIAULT M, et al. A Spatial Difference-in-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices [J]. *Transportation Research Part B: Methodological*, 2014, 64: 24-40.
- [53] ELHORST J P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels [M]. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2014.
- [54] LIU X, LI Y C, CHEN X H, et al. Evaluation of Low Carbon City Pilot Policy Effect on Carbon Abatement in China: An Empirical Evidence Based on Time-Varying DID Model [J]. *Cities*, 2022, 123: 103582.
- [55] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic Growth and the Environment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353-377.
- [56] 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.
- [57] BAI Y P, DENG X Z, JIANG S J, et al. Exploring the Relationship between Urbanization and Urban Eco-Efficiency: Evidence from Prefecture-Level Cities in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 195: 1487-1496.
- [58] DOBLINGER C, SURANA K, ANADON L D. Governments as Partners: The Role of Alliances in U. S. Cleantech Startup Innovation [J]. *Research Policy*, 2019, 48(6): 1458-1475.
- [59] GOODMAN-BACON A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [60] SHAO S, ZHANG Y, TIAN Z H, et al. The Regional Dutch Disease Effect within China: A Spatial Econometric Investigation [J]. *Energy Economics*, 2020, 88: 104766.
- [61] 邵帅, 齐中英. “资源诅咒”视角下的东北地区能源资源开发与能源型城市经济增长 [C] //黑龙江省社会科学界联合会. 建设东北亚和谐国际经贸关系学术研讨会论文集, 2008: 162-168.
- [62] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [63] 刘华珂, 何春. 绿色金融促进城市经济高质量发展的机制与检验——来自中国 272 个地级市的经验证据 [J]. *投资研究*, 2021, 40(7): 37-52.

责任编辑 包颖