

“低碳-创新”双政策试点对绿色创新的影响研究

刘成坤¹, 严梦玉¹, 张茗泓²

(1. 江西财经大学统计与数据科学学院, 南昌 330013; 2. 中国农业银行锦城支行, 成都 610000)

摘要 绿色创新作为高质量发展理念中“绿色”和“创新”两大主题的有机结合, 是推动我国经济发展, 提高国际产业竞争力的重要途径. 本文基于 2007–2022 年 214 个地级市的面板数据, 首先采用多期双重差分法研究低碳城市试点、创新型城市试点以及“低碳-创新”双政策试点对绿色创新的影响, 然后进一步比较双试点先后顺序对绿色创新的政策效应, 并深入分析试点先后顺序对不同城市区位、科教水平以及城市等级绿色创新影响的异质性特征, 最后构建空间双重差分模型探讨双试点的空间溢出效应. 研究发现: 低碳城市试点、创新型城市试点和双试点对绿色创新均具有显著的促进作用, 并且双试点的政策效应显著强于单试点, 单试点和双试点的政策效应均随着时间推移不断增强; 总体而言, 先创新后低碳对绿色创新水平的促进作用优于先低碳后创新; 双政策实施的先后顺序对绿色创新的影响存在地理区位、城市科教水平和城市等级异质性, 先低碳后创新的政策能显著推动东部地区和科教水平一般城市的绿色创新, 先创新后低碳的政策在东部地区、科教水平高和重点城市的绿色创新效应更大; 双政策试点对邻近地区 and 经济发展水平相似的地区存在显著的正向空间溢出效应. 研究结论丰富了双政策试点的经济效应研究, 同时为国家实现高质量发展与全面转型升级提供了重要的实证依据和政策参考.

关键词 低碳城市试点; 创新型城市试点; 绿色创新; 多期双重差分法

收稿日期: 2025-04-01

基金项目: 国家自然科学基金 (72063009, 72363013, 72473058); 江西省哲学社会科学项目 (24ZXSKJD22, 25YJ02)

Supported by National Natural Science Foundation of China (72063009, 72363013, 72473058); Philosophy and Social Sciences Program of Jiangxi Province (24ZXSKJD22, 25YJ02)

作者简介: 刘成坤, 博士, 副教授, 研究方向: 宏观经济计量分析, E-mail: 1129797401@qq.com; 严梦玉, 博士研究生, 研究方向: 经济统计分析, E-mail: 1006867724@qq.com; 张茗泓, 硕士, 研究方向: 经济统计分析, E-mail: jxufe1680@163.com.

Research on the Impact of “Low-Carbon-Innovation” Dual Policy Pilot on Green Innovation

LIU Chengkun¹, YAN Mengyu¹, ZHANG Minghong²

(1. School of Statistics and Data Science, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China; 2. Jincheng Sub-branch, Agricultural Bank of China, Chengdu 610000, China)

Abstract Green innovation, as the integration of the “green” and “innovation” themes under the concept of high-quality development, is an important pathway to drive China’s economic growth and enhance its international industrial competitiveness. This paper based on panel data from 214 prefecture-level cities from 2007 to 2022, this study first employs a multi-period synthetic difference-in-differences approach to examine the impact of low-carbon city pilots, innovative city pilots, and dual “low-carbon–innovation” policy pilots on green innovation. The study then further compare the policy effects of the dual pilot sequence on green innovation, and analyze in depth the heterogeneous characteristics of the impact of the pilot sequence on green innovation in different city locations, scientific and educational levels, and city levels. Finally, a spatial difference-in-differences model is constructed to explore the spatial spillover effects of the dual policy pilots. The findings reveal that low-carbon city pilots, innovative city pilots, and dual policy pilots all significantly promote green innovation, with the dual policy pilots demonstrating stronger policy effects compared to single pilots, and the effects of both single and dual pilots progressively strengthen over time. Overall, the policy of innovation first and low carbon later exhibits a greater promoting effect on green innovation levels compared to “low carbon first, then innovation”. The impact of the implementation sequence of the dual policies on green innovation varies depending on geographical location, urban level of science and education, and urban level heterogeneity. Specifically, the policy of low carbon first and innovation later fosters green innovation in eastern regions and cities with moderate levels of scientific and educational development, while the policy of innovation first and low carbon later shows larger innovation effects in eastern regions, cities with high levels of scientific and educational development, and key cities. Furthermore, the dual policy pilots demonstrate significant positive spatial spillover effects on neighboring regions and areas with similar levels of economic development. The research conclusions enrich the study of the economic effects of dual-policy pilot programs, while providing significant empirical evidence and policy references for the country to achieve high-quality development and comprehensive transformation and upgrading.

Keywords low carbon city pilot; innovative city pilot; green innovation; multi-phase DID method

1 引言

自改革开放以来,我国在经济发展方面取得了举世瞩目的成就,GDP总量跃居世界前列,人民生活水平显著提高。然而,这种以高投入、高消耗和高排放为特征的粗放型经济增长模式也带来了严重的资源环境代价。随着城市化进程的加速和工业化水平的提升,资源消耗强度持续攀升,环境压力日益加剧,能源消耗与环境污染问题已成为制约经济社会可持续发展的主要障碍。世界银行等国际机构的数据显示,我国二氧化硫排放量和单位GDP能耗等指标长期位居全球前列,这不仅会威胁生态环境,也对城市可持续发展提出了严峻挑战。在此背景下,绿色创新作为一种全新的发展理念,成为推动经济高质量发展的重要引擎。绿色创新不仅涵盖了环境保护与经济增长的有机统一,更是实现可持续发展的重要抓手。从理论层面来看,绿色创新通过技术创新和制度创新的深度融合,能够有效降低经济增长对资源环境的依赖程度,提升资源利用效率,减少环境污染。从实践层面来看,绿色创新可以引导产业结构优化升级,推动绿色产业的发展,培育经济增长的新动能。因此,绿色创新不仅是破解城市发展困境的关键举措,也是推动国家经济发展方式转型的重要途径。为应对日益突出的资源环境问题,国家先后推出了创新型城市试点政策与低碳城市试点政策。创新型城市试点政策的核心目标是通过提升城市创新能力,推动新兴产业的蓬勃发展和传统产业的绿色转型,进而实现经济结构的优化与升级。低碳城市试点政策则以降低碳排放为核心,通过设定具体的低碳目标,引导地方政府推动资源节约型和环境友好型社会建设,探索可持续发展的实践路径。这两项政策的相继推出和实施,标志着我国在绿色创新发展道路上迈出了重要一步。2021年发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确提出,要加快绿色低碳发展,支持绿色技术创新,推动经济社会发展全面绿色转型。2022年党的二十大报告进一步指出,加快完善绿色低碳技术体系,推动经济社会发展全面绿色转型,科技支撑是关键。这些政策文件的出台,为绿色创新提供了顶层制度保障和方向指引。与此同时,根据国泰安(CSMAR)中国经济金融研究数据库的统计数据,我国绿色专利申请量从2010年的0.85万件增长至2022年的28.95万件,增幅超过34倍;绿色专利授权量则从0.32万件上升至12.47万件,增幅超过38倍。这些数据不仅直观展现了我国绿色创新活动的快速发展态势,也充分说明了国家政策的推动作用。从发展趋势来看,绿色专利申请量与授权量呈现逐年上升的态势,表明我国在绿色技术创新领域的投入持续加大,相关技术成果不断涌现。然而,现有针对绿色创新的研究多集中于单一政策的效应分析,对于低碳城市试点政策与创新型城市试点政策协同作用的研究仍显不足。多数研究重点探讨了单一政策对绿色创新的促进作用,而对于“双政策试点”背景下二者如何相互作用及协同发力的深入研究仍较为匮乏。因此,相关研究的系统性和深度有待进一步提升。尤其是在政策实施的序惯性、协同性以及异质性方面,尚未形成全面系统的理论框架和实证分析体系。本文以低碳城市试点政策与创新型城市试点政策为研究对象,系统分析双政策试点对绿色创新的影响效应,重点探讨政策实施顺序对绿色创新水平的差异化影响。同时,研究将进一步考察地理区位条件、科教资源水平和城市等级等因素的异质性特征。研究成果不仅能够为地方政府优化绿色创新政策体系提供理论依据和实践参考,还能够为国家推动经济高质量发展和实现“双碳”目标提供重要的政策建议。这对于我国实现生态文明建设目标和推动经济社会发展全面绿色转型具有重要

的理论价值和现实意义。

2 理论机制与文献综述

2.1 文献综述

国内外关于绿色创新的研究已形成较为完善的脉络体系,主要集中在绿色创新的内涵界定、测度方法和影响因素三个方面。在内涵界定方面,绿色创新理论内涵经历了从等同于绿色技术创新(齐绍洲等,2018),到世界知识产权组织(WIPO)定义的与环境相关的污染物处置技术及减缓气候变化技术,再到王惠等(2016)系统梳理形成的与环境绩效相关的三种主流定义,这一过程充分体现了绿色创新内涵的拓展与深化,反映了生态经济融合发展的时代需求。在测度方法方面,学者们尚未形成统一的标准,现有研究呈现出多元化的发展趋势。从效率视角来看,任耀等(2014)将投入要素划分为普通投入要素和创新投入要素,并考虑非期望产出,采用DEA-RAM方法对绿色创新效率进行了测度;王亚飞和陶文清(2021)则基于超效率SBM模型,将绿色全要素生产率分解为技术进步和技术效率两部分。然而,董直庆和王辉(2019)指出,非参数DEA方法可能存在结果偏误,建议以更为直观的绿色发明专利数衡量绿色技术进步。该方法因其数据的可得性和客观性,获得了徐佳和崔静波(2020)、宋德勇等(2021)的广泛认同。值得注意的是,上述研究可能忽视了绿色创新子系统的协同作用,而李虹和张希源(2016)在此基础上构建了包含科技创新和生态环境两个子系统的复合系统协同度模型,为测度绿色创新水平提供了新的研究思路。在影响因素方面,学者们从宏观和微观层面进行了深入探讨,共同揭示了绿色创新受多维度因素的影响。例如,许晓燕等(2013)基于绿色专利测度创新水平,发现政策手段、经济规模和R&D人员投入对绿色创新具有显著影响;马媛等(2016)以资源型企业为例,研究发现利益相关者的压力、外部网络支撑、创新的不确定性、政策预期和管理者的机会感知会依次影响企业的绿色创新行为。这些研究为理解绿色创新的影响机制提供了丰富的理论依据和实证支持。

作为重要的环境与创新政策工具,低碳城市试点和创新型城市试点对绿色创新的影响已成为学术界广泛关注的重要议题。在低碳城市试点方面,相关研究围绕政策效果及其作用机制展开。Khanna et al. (2014)对我国2010年首批低碳城市试点的评估表明,低碳试点政策在推动绿色发展方面取得了积极进展,但同时也揭示了低碳城市发展过程中面临的一系列阻碍因素,如制度障碍、技术成本和公众意识不足等。徐佳和崔静波(2020)基于上市公司数据,采用双重差分(DID)方法,探究了低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的影响。该研究考虑了专利类别、行业特性和企业所有制的调节效应,以及政策工具和融资约束的中介效应,为理解政策效果的异质性提供了微观证据。此外,低碳城市政策作为我国实现碳减排目标的主要政策之一,Li et al. (2022)利用双重差分模型和夜间灯光数据评估了其对于碳排放的影响及作用机制,研究发现低碳城市政策可以通过政府引导、产业结构升级、创新能力提升、能源消耗降低和生态环境优化等途径实现碳减排,Liu et al. (2022)的研究结果也验证了这一结论。然而,低碳城市试点政策存在样本自选择问题,即试点城市通过自主申报的方式可能导致实验组与控制组在最初特征上不具可比性。针对这一内生性问题,熊广勤等(2020)引入了三重差分法,通过将企业是否属于高碳排放行业作为额外分组变量,更严谨地识别了低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的影响机制,从而提升了研究的可靠性与科学性。在创新型

城市试点方面, 相关研究则重点关注政策对绿色创新效率的提升作用及其传导机制. 王晗等 (2022) 基于城市面板数据, 运用倾向得分匹配-双重差分 (PSM-DID) 模型, 验证了创新型城市试点政策对绿色创新效率的显著促进作用. 研究进一步分析了政策效果的传导机制, 包括人才集聚、资本深化、信息化水平和环境规制强度等因素, 并探讨了城市区域和发展等级对政策效果的异质性影响, 发现东部发达城市和高行政等级城市的绿色创新效率提升更为显著. 陈超凡等 (2022) 基于 281 个地级市的准实验数据, 进一步支持了创新型城市试点政策的绿色创新效应, 并从城市对外开放、产业集聚和环境规制三个维度, 深入揭示了政策效果的异质性特征. 研究发现, 城市对外开放水平越高、产业集聚程度越强、环境规制强度越大的地区, 创新型城市试点政策对绿色创新的促进作用越显著. Ji et al. (2025) 选取 2008-2023 年中国上市公司为研究样本, 从微观角度证明了创新政策能有效提升企业创新绩效, 并且这种提升作用在不同污染程度的企业中表现出异质性.

综上所述, 围绕低碳城市试点或创新型城市试点的单一政策对绿色创新的影响研究已积累了丰富的成果, 并在研究方法和研究内容上不断深化. 然而, 现有文献仍存在一些研究空白亟待填补: 现有研究极少关注“低碳-创新”双政策试点对绿色创新的协同效应, 尤其是试点获批先后顺序可能导致的差异化政策效果, 尚未有系统性的理论分析与实证检验; 当前评估两类试点政策特别是双政策试点对绿色创新效应的研究, 普遍忽视了空间维度的影响, 未能捕捉到政策可能存在的区域协同或虹吸效应. 因此, 本文聚焦于“低碳-创新”双政策试点这一政策组合, 利用我国地级市面板数据, 结合多期双重差分法, 深入探究其对城市绿色创新的影响. 与已有文献相比, 本文的边际贡献主要体现在以下几个方面: 首先, 系统评估“低碳-创新”双政策试点对绿色创新的整体效应, 并比较试点获批的先后顺序对政策效果的影响. 这不仅为理解政策的动态效应提供了新的视角, 也是响应国家向高质量发展转型升级需求的有益尝试. 其次, 深入考察双政策试点获批顺序对绿色创新的差异化影响及其在地理区位、科教资源和城市等级等方面异质性特征. 通过揭示不同背景城市对政策的差异化响应机制为地方政府制定因地制宜的政策方案提供了理论指导. 最后, 构建空间双重差分模型, 从地理距离和经济距离的双重视角实证检验双政策试点的空间溢出效应. 这一研究视角的拓展不仅完善了政策效应评估的方法体系, 也为理解政策在区域层面的扩散与影响提供了新的分析框架.

2.2 双政策试点背景

低碳城市试点以实现“双碳”目标为导向, 于 2010 年、2012 年和 2017 年分三批逐步实施, 旨在构建资源节约型和环境友好型的能源生态系统, 推动低碳产业模式和消费模式的形成. 试点政策赋予地方政府一定的自主性, 鼓励地方根据自身实际探索差异化的绿色转型路径, 推动本地低碳经济发展. 创新型城市试点自 2008 年启动, 至 2022 年已覆盖全国 103 个城市. 根据《科技部国家发展改革委关于印发建设创新型城市工作指引的通知》, 其核心目标在于推动产业结构优化升级, 加大创新要素投入, 培育和支持新兴产业成长, 同时促进传统产业向数字化、智能化和绿色化方向转型升级, 以实现经济结构的持续优化, 同时保障就业和社会稳定.

作为我国城市发展政策体系的“绿色 + 创新”双维度探索, 双政策试点以“绿色 + 创新”融合发展为核心, 在战略目标、产业路径与实施机制等层面形成了系统性协同效应. 具

体而言,这种协同效应主要体现在以下几个方面:首先,在战略层面,双政策试点全面回应了经济高质量发展与碳减排的双重目标.创新型城市试点以创新驱动为核心,致力于推动产业结构升级和经济转型,为城市可持续发展注入新动力;而低碳城市试点则聚焦于减少发展过程中的环境负面影响,确保经济增长的长期可持续性.这种“绿色+创新”的双维度战略设计,为城市探索高质量发展的新路径提供了重要方向.其次,在产业层面,双政策试点实现了技术创新与生态转型的深度耦合.创新型城市试点重点培育的新兴产业通常与低碳环保技术密切相关,并成为绿色技术创新的重要应用领域;而低碳城市试点推动的传统产业低碳化转型,则需要强大的技术支撑和创新能力作为基础.两者在产业层面的协同效应,进一步推动了绿色技术创新与产业生态转型的有机融合.最后,在机制层面,双政策试点构建了地方探索与国家统筹的良性互动机制.无论是创新型城市试点还是低碳城市试点,都在强调地方自主性,鼓励试点城市结合自身特点探索差异化发展路径,为国家层面的政策推广提供实践经验和模式借鉴.这种自下而上与自上而下相结合的模式,激发了地方的主动性和创造力,同时也为国家层面的政策优化提供了坚实支撑.

2.3 理论分析与内在机制

2.3.1 低碳城市试点对绿色创新的影响

低碳城市试点作为政府正式的环境规制政策,很可能对我国的绿色创新起到促进作用. Porter and Van (1995) 提出,适当的环境规制可以促使企业进行更多的创新活动,而这些创新活动有利于提高企业的生产力,提升污染治理能力和产品科技含量,在国际市场上获得更高的竞争力. 现有研究表明,低碳试点政策有利于降低碳排放,进而可以提高绿色创新水平(徐佳和崔静波, 2020). 此外,郭进(2019)的研究结果显示,环境规制能有效促进我国的绿色技术创新,并且市场调控类工具更适合我国国情. 低碳试点不同于以往的环境规制,主要体现为各城市根据自身经济发展、碳排放等具体情况制定任务,低碳城市试点的政策红利也可能会促进绿色创新水平的提升. 具体途径如下: 第一,低碳城市试点的政策灵活性削弱了波特假说的成本效应,能够更好地平衡企业的收益和成本,使得各地区依据自身特点进行创新活动. 第二,产业扶贫机制的建立,将低碳发展纳入扶贫开发任务体系,通过资金配套和投资补助等方式推动贫困地区低碳产业的发展和高污染产业的减排工作,这一机制提升了资源的使用和配置效率,从而有效提高了绿色创新水平. 第三,实施分类指导的碳排放强度控制,综合考虑各地区的资源禀赋、战略定位和生态保护等因素,避免“一刀切”从而增加无谓成本,对各地碳排放的收益和成本进行合理调节,提高绿色创新水平. 第四,通过设立发展专项资金,建立认证体系引导全民创新,一定程度上降低了企业成本,从而推动了绿色创新发展. 因此,本文提出如下假设:

假设 1 低碳城市试点对城市绿色创新水平有显著的促进作用.

2.3.2 创新型城市试点对绿色创新的影响

创新型城市试点享有政策红利,理论上能够促进绿色创新的发展,具体表现在战略引领、资金支持、人才政策和产业数字化四个方面. 第一,李政和杨思莹(2018)认为,创新不会随着经济发展而内生出现,政府支持是创新活动和创新系统建设得以开展的重要保障,也是将资源引导至绿色发展领域的基础. 而创新型城市试点能汇集国家和地方战略合力,在政府的

支持下促进城市绿色创新。第二, Rezende et al. (2019) 指出, 相较于传统创新而言, 绿色创新的风险和资金需求都更高。《建设创新型城市工作指引》(后文简称《工作指引》) 指出, 应加大地方财政科技投入、企业主体性投入持续增长以及壮大创业投资规模。这为企业开展创新活动提供了坚实的政策支持, 试点城市投融资体系的不断完善减少了企业在创新活动中的逆向选择和信息不对称等潜在风险。第三, 人才是绿色创新的关键要素。不少试点城市通过推出住房补贴、科研补助和落户优惠等一系列政策, 吸引高水平人才的入驻, 形成强大的人才集聚效应。陈超凡等 (2022) 指出, 人才政策能够从需求端和供给端两方面促进绿色创新。从需求端来看, 人才的引进对消费水平和收入水平的拉动效应明显, 扩大了绿色产品的需求规模, 倒逼城市绿色创新以适应消费的转型升级。从供给端来看, 试点城市拥有资金建立研发中心以及产学研平台等, 从而推动人才等创新要素的跨区域流动, 最终实现绿色创新的引进和再吸收。第四, 随着创新型城市的建设, 各试点城市的数字基础设施也在不断完善。《工作指引》指出, 依靠科技创新破解绿色发展难题。王晗等 (2022) 认为, 数字经济不仅能够减少创新活动中的信息不对称问题, 也能为绿色创新营造良好的信息化环境。因此, 本文提出如下假设:

假设 2 创新型城市试点对绿色创新水平有显著的促进作用。

2.3.3 双政策试点对绿色创新的影响

绿色创新作为“创新驱动”和“绿色发展”的融合点, 是高质量发展的关键环节。作为驱动城市增长的新动能和破解资源环境约束的有效途径, 绿色创新将成为我国提升经济发展质量和效益的新手段。

城市先进行低碳试点后开展创新试点对绿色创新的推动作用具有如下特点。首先, 低碳城市试点的指导思想之一在于打造低碳产业体系, 加快低碳技术的研发与应用, 形成绿色低碳的生产和生活方式。而创新型城市在基础设施建设和人才优惠政策等方面具有优势, 有助于形成良好的人才集聚效应 (王晗等, 2022)。在低碳城市试点的基础上实行创新型城市试点, 有利于降低企业的交易成本 (如劳动力和资源搜寻成本等), 更便捷地获取创新资源 (Duranton and Puga, 2005), 有助于低碳产业体系的转型升级, 推动绿色创新。其次, 创新人才集聚加剧了市场竞争。王亚飞和陶文清 (2021) 认为, 低碳试点城市为了兼顾经济发展和环境保护, 会利用创新型城市的资源优势, 通过供给侧结构性改革淘汰一批污染严重的企业, 引导生产要素向着环保的新型产业流动, 进而推动产业的绿色创新。最后, 低碳城市试点的具体任务之一是建立控制温室气体排放的目标考核制度。因此, 低碳试点地区的环境规制力度强于非试点地区, 可以通过抑制粗放型创新, 推动资源集约型创新, 并倒逼企业向绿色创新方向发展。潍坊作为先低碳后创新的重要城市之一, 低碳试点取得了重要的成果, 比如开展了滨海风光储智慧能源示范基地项目, 扩大了氢能产业规模, 取得了良好的经济和生态效益。而作为创新型城市试点, 潍坊市也积极开展企业研发平台培育提升计划, 承建了全国唯一国家燃料电池技术创新中心, 为低碳产业的发展提供了创新和人才支撑, 推动地区的绿色创新。

城市先进行创新试点后开展低碳试点对绿色创新的推动表现具有如下特点。首先, 先进行创新型城市试点的地区, 在信息基础设施建设水平、城市管理体制、创新人才和创新环境等方面相较于未试点地区具有显著的优势。创新型城市在此基础上进行低碳试点, 能够通过相对优越的资金、人才和发展环境, 更容易形成规模经济, 开展产业扶贫, 实现优势地区的技

术空间溢出效应,为相对落后地区提供技术支持,鼓励其进行绿色技术的研发,降低其生产成本,在达成低碳试点目标的同时,资源也实现了合理配置,从而进一步推动绿色创新。其次,先创新后低碳的城市通常具有较高的人力资源和科技资源禀赋。由于低碳城市的政策灵活性,各地可根据自身经济情况实行差异化政策。低碳试点的重要指导思想是实现碳排放峰值目标、控制碳排放总量,因此可视为环境规制的一环。张鑫和徐枫(2022)认为,在创新能力较强的基础上实行命令控制型环境规制,企业为达到目标,会进一步调动绿色科技人员的积极性,从而提高绿色创新水平。成都作为先创新后低碳的重要城市之一,其创新型城市试点的重点在于人工智能领域的高新技术产业,实现企业在实际生产中对产品质量的实时管控、设备维护的预测性分析,提高川渝地区企业生产能力。而成都的低碳城市试点重点在于发展低碳优势产业,如清洁能源支撑和应用产业等。实时管控和预测分析为成都的绿色低碳转型提供了技术支持,推动了绿色创新发展。

然而,也有学者认为,地方政府以环境目标为导向的政策可能对绿色创新产生抑制作用。具体而言,先行实施低碳城市试点可能会对后续的创新型城市试点产生不利影响。例如,刘志铭等(2022)的研究表明,命令型环境规制在低碳城市试点的应用中,要求企业在短期内完成节能减排的硬性任务,这会迫使企业的生产要素从绿色创新领域转向治污环节,导致资源配置失衡。此外,创新型城市试点本应集中资源培育多元创新生态,却可能因低碳目标的“要素挤占效应”而面临资源分配的矛盾,从而挤出绿色创新的关键投入。进一步而言,创新型城市作为申请制试点,尽管其优质的基础设施有助于科创资源的集聚,但是张鑫和徐枫(2022)指出,在成熟创新试点中推行市场激励型规制时,绿色创新的正外部性可能导致其实际收益低于普通创新。这种收益与成本的不对等会削弱人才对绿色创新领域的流入意愿,从而在“收益-成本”传导机制上抑制创新活力。上述低碳目标下的规制逻辑冲突、资源配置失衡以及创新收益的外部性问题,使得“先低碳试点、后创新型试点”的模式对绿色创新的影响存在较大的不确定性。因此,本文提出如下假设:

假设 3 双政策试点对绿色创新有显著的促进作用,并且政策效应强于单试点。

假设 4 先创新后低碳的政策效果优于先低碳后创新的政策效果。

2.3.4 双政策试点的异质性和空间效应

我国区域发展的非均衡性与城市功能定位的差异性,一方面显著塑造了双政策试点在绿色创新效应上的多维异质性,另一方面也因数字经济驱动下的要素流动和资源重组,形成了复杂的空间溢出效应。首先,由于各地区的区位差异和地理环境差异较大,地区间发展存在不平衡和不充分的特点,东部地区的基础设施建设、交通网络、人力资本和创新环境水平都显著优于中西部地区。刘汉初等(2019)的研究表明,我国高耗能产业主要集中于山东、江苏和广东等东部省份。因此,各地区的低碳试点目标存在较大差异,双政策试点的绿色创新效应可能存在地理区位异质性。其次,高等院校作为科研活动和人才培养的重要基地,在提升城市绿色创新发展水平方面具有基础而且关键的支撑作用。在高等院校密集的城市,由于其强大的科研能力和人才储备,能够通过“研发-人才-产业”三链融合的创新模式,实现绿色创新成果的高效转化,从而显著提升城市的绿色创新效能。然而,在科教资源较为薄弱的地区,由于技术吸收能力不足以及制度、资金等配套条件的欠缺,可能导致政策红利的释放出现滞后效应。

因此, 科教资源禀赋的差异可能导致不同城市在双政策试点下的绿色创新效应呈现明显异质性. 此外, 我国幅员辽阔且城市众多, 但不同城市在等级和重要性上存在差异. 一些直辖市或省会城市往往是经济、政治、金融和教育等领域的核心区域, 其城市等级的差异可能会显著影响政策红利的分配. 因此, 双政策试点的绿色创新效应不仅可能存在地理区位异质性和科教水平异质性, 还可能存在城市等级异质性.

随着数字经济的快速发展, 城市间各类创新资源、要素的流动日益频繁, 创新成果的溢出效应更加显著. 这表明城市间的经济活动并非孤立, 而是具有显著的关联性和开放性特征. 作为创新生态系统的重要组成部分, 绿色创新同样具有明显的空间溢出效应. 具体而言, 这种效应主要表现为“示范扩散”与“虹吸挤压”两个维度的动态交织: 一方面, 试点城市通过技术突破、制度创新及产业升级所积累的经验与成果, 可以通过要素流动、技术合作与政策模仿等途径向周边地区扩散. 特别是在区域内存在产业关联的情况下, 这种知识外溢能够显著提升邻近城市的绿色创新能力, 形成正向的示范扩散效应. 另一方面, 试点政策的实施往往吸引资金、人力资本以及其他创新资源向试点城市集聚, 可能对周边区域产生“虹吸效应”, 导致资源的过度集中, 从而对邻近城市的绿色创新活动形成抑制作用. 这种“示范扩散与虹吸挤压”并存的空间互动机制, 使得绿色创新效应呈现出双重性特征, 既可能促进区域整体绿色创新水平的提升, 也可能加剧局部发展的不平衡. 因此, 本文提出如下假设:

假设 5 双政策试点对绿色创新的影响存在地理区位、科教水平和城市等级异质性.

假设 6 双政策试点对绿色创新的影响存在空间溢出效应.

3 研究设计

3.1 模型构建

本文旨在研究“低碳-创新”双政策试点对绿色创新的影响. 考虑到低碳试点中包含低碳省区试点, 其下辖地级市的政策干预机制与后续城市级试点存在省级统筹与城市自主探索的本质差异. 为满足 DID 模型的政策同质性与平行趋势假设, 将低碳城市试点名单中的试点省区所辖地级市从样本中剔除, 同时剔除只试点市辖区的创新型城市¹, 以保证结果的可靠性, 避免低估政策试点对绿色创新的影响. 若有城市在多期均入选创新型城市试点, 则以第一次入选的时间为政策实施时间, 最终确定 214 个城市, 其中包括 52 个低碳试点城市和 55 个创新型试点城市. 由于两个政策的试点时间不一致, 且存在先后顺序, 因此使用多期双重差分 (多期 DID) 进行研究. 王晗等 (2022) 认为, 该方法能够很好地处理政策时间不一致的问题, 从而更好地估计政策效应, 并且一定程度上缓解了测量误差和内生性问题. 为了检验双政策试点实施前后试点城市与非试点城市的绿色创新水平是否存在显著差异, 借鉴 Beck et al. (2010) 的方法, 构建如下多期 DID 模型:

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_Crcity_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_Lowcarbon_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$GI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_Cooper_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

¹ 三批低碳城市试点中包括的试点省区有广东、辽宁、湖北、陕西、云南和海南; 只试点市辖区的创新型城市包括北京、天津、上海和重庆.

其中,下标 i 、 t 分别表示城市和年份,GI 为城市绿色创新水平, DID_Cooper 为核心解释变量,即双政策试点变量, DID_Lowcarbon 为低碳城市试点双重差分项, DID_Crecity 为创新型城市试点双重差分项, X 为一系列控制变量,包括经济发展水平、互联网普及率、产业结构、财政科技支出、政府干预、基础设施建设、对外开放水平、环境监管力度和人口密度。 μ_i 为个体固定效应, λ_t 为时点固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。模型 (1) 研究了创新型城市试点对绿色创新的影响,模型 (2) 研究了低碳城市试点对绿色创新的影响,模型 (3) 研究了双政策试点对绿色创新的影响。其中 α_1 、 β_1 、 γ_1 分别为创新、低碳和双试点的政策效应。

将同时参与过低碳试点与创新型试点的城市作为实验组,只参与过一个试点或者未参与过试点的城市作为控制组。DID_Cooper 的取值规则为:对于实验组,在参与第二个政策试点(含同时参与两个政策试点)的当年及之后年度的 DID_Cooper 变量取值为 1,其余年度取值为 0;对于控制组,各年度的 DID_Cooper 变量均取值为 0,本质即为 DID_Lowcarbon 和 DID_Crecity 的交互项。在进行实证分析时,为了便于去除量纲的影响和后续的比较分析,对模型中的变量均进行标准化处理。

3.2 变量说明

被解释变量。目前关于绿色创新的测度还存在争议,如刘章生等(2017)采用 SBM 方向距离函数和 GML 指数,基于构建的综合指标对绿色创新进行测度。而董直庆和王辉(2019)以及许晓燕等(2013)则是采用绿色专利数进行测度。本文认为,采用综合指数可能会因为构建指标时的数据可得性和主观性,导致研究角度不同而造成偏误。因此,参考齐绍洲等(2018)的做法,采用国际通用方法甄别绿色专利信息,考虑到城市人口规模的影响以及绿色发明专利相较于绿色实用新型专利而言更能反映绿色创新的质量,因此本文使用绿色发明专利数量与城市户籍人口之比衡量绿色创新水平。

解释变量。本文将是否同时是低碳试点和创新型试点的城市 DID_Cooper 作为核心解释变量。此外,分别将低碳城市和创新型城市单试点的双重差分项记为 DID_Lowcarbon 和 DID_Crecity, DID_Lowcarbon 表示试点期内进行低碳试点的城市, DID_Crecity 表示试点期内进行创新型城市试点的城市,在城市被设为单试点的当年及以后年度 DID_Lowcarbon 或 DID_Crecity 赋值为 1,其余年度赋值为 0。

控制变量。为了更加准确地反映低碳试点和创新型城市试点政策对绿色创新的影响,缓解因遗漏变量导致的系数偏差,本文参考已有关于城市绿色创新影响因素研究的文献,选取互联网普及率(NET)、经济发展水平(ECO)、产业结构(STR)、财政科技支出(GOV)、政府干预(GOI)、基础设施建设(INC)、对外开放水平(FOL)、环境监管力度(ERL)和人口密度(PUD)作为控制变量。其中,互联网普及率用每百人宽带接入用户数表示(张跃,2023),经济发展水平用地区 GDP 与年末常住人口之比表示(邓世成等,2023),产业结构用第三产业与第二产业的产值之比衡量(王晗等,2022),财政科技支出用政府科技支出占财政预算支出之比表示(郭丰等,2023),政府干预用财政预算支出与地区 GDP 之比衡量(刘保留等,2022),基础设施建设用人均城市道路面积衡量(姚璐等,2023),对外开放水平用实际使用外资总额占当年 GDP 衡量(李豫新等,2023),环境监管力度的测算采用定基极差熵权法(周小亮和吴武林,2018),综合考虑城市单位 GDP 二氧化碳排放量、二氧化硫排放量和工业废水排放量

(滕堂伟等, 2023), 人口密度采用常住人口数与行政区域面积之比衡量 (邹伟勇, 2023)。

3.3 数据描述

根据本文的研究目的, 最终选取了 2007–2022 年 214 个地级市的面板数据。其中, 绿色发明专利数据来源于国家知识产权数据库, 通过世界知识产权组织 (WIPO) 的国际专利分类绿色清单进行识别与匹配。低碳试点城市数据来源于国家发展改革委公布的第三批“低碳城市试点名单”, 创新型城市数据来源于科技部、国家发展和改革委员会发布的文件。控制变量数据来源于 EPS 数据库和相应的《中国城市统计年鉴》。剔除个别异常值, 少数缺失值采用线性插值法进行填补。为了避免通货膨胀的影响, 本文对 GDP 相关数据均使用 2000 年不变价进行平减处理。鉴于地级市平减指数难以获得, 本文用省级平减指数替代。此外, 本文的研究对象中包含 52 个低碳城市 (第一批有 5 个, 第二批有 19 个, 第三批有 28 个) 及 55 个创新型城市 (第一批有 0 个², 第二批有 27 个, 第三批有 4 个, 第四批有 2 个, 第五批有 9 个, 第六批有 13 个), 限于篇幅, 未列出具体的名单。表 1 列出了被解释变量、核心解释变量以及控制变量的描述性统计结果。

表 1 变量的描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	绿色创新	GI	0.34	0.77	0.00	0.09	9.73
解释变量	低碳城市试点	DID_Lowcarbon	0.13	0.34	0.00	0.00	1.00
	创新型城市试点	DID_Creality	0.17	0.37	0.00	0.00	1.00
	双试点	DID_Cooper	0.07	0.25	0.00	0.00	1.00
控制变量	经济发展水平	ECO	32660.50	22381.00	2508.87	26834.73	169092.66
	互联网普及率	NET	2.06	1.74	0.00	1.63	36.35
	产业结构	STR	0.99	0.53	0.09	0.87	5.65
	财政科技支出	GOV	0.02	0.02	0.00	0.01	0.18
	政府干预	GOI	0.29	0.21	0.05	0.25	5.50
	基础设施建设	INC	4.68	4.99	0.00	3.24	78.70
	对外开放水平	FOL	0.00	0.01	0.00	0.00	0.12
	环境监管力度	ERL	0.97	0.04	0.33	0.98	1.01
	人口密度	PUD	405.95	319.83	5.11	324.73	3112.42

4 实证结果分析

4.1 平行趋势检验

使用 DID 方法的前提条件是通过平行趋势检验, 考虑到试点政策是分批次进行的, 城市组别会随政策的实施批次发生变化。因此, 本文参考王亚飞和陶文清 (2021)、Beck et al. (2010) 以及卫铭 (2023) 对于双政策效应的平行趋势检验的做法, 基于“事件分析法”进行平行趋势检验, 从而分析政策的动态效应。具体形式如下:

²实际上, 第一批创新型城市试点仅有深圳这一个城市, 但是由于样本期间相关的控制变量缺失严重, 故在进行实证研究时未将其考虑在内。

$$\begin{aligned}
 GI_{it} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{pre_i} D_{pre_i} + \sum_{i=1}^6 \alpha_{post_i} D_{post_i} + \alpha_{current} D_{current} + \\
 & \alpha_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it},
 \end{aligned} \tag{4}$$

其中, 时间虚拟变量 D_{pre_i} 、 $D_{current}$ 和 D_{post_i} 分别为政策试点实施之前年份、当年和之后年份的观测值, 非试点城市的虚拟变量为 0, 本文选择双政策实施前四年和后六年进行检验, 以政策实施当年为基准年, 其他符号的含义同前文, 平行趋势检验的结果如图 1 所示.

由图 1 可知, 政策实施前四年的估计系数均不显著, 说明相较于双政策试点对绿色创新的影响而言, 未实施政策和实施单政策试点对绿色创新的影响不显著. 双试点实施后, 政策的作用显著为正, 表明通过了平行趋势检验, 此外, 双政策试点对绿色创新的促进作用总体呈现逐年上升的趋势. 究其原因, 在政策试点实施前期, 政府经验不足, 且绿色创新活动风险较高, 短期内难以见效, 导致企业缺乏绿色创新动力, 进而将有限的资金投入高污染的高收益产业. 随着时间的推移, 企业受限于政府的环境规制, 考虑到利润和成本的关系, 于是开始研发新技术以减少环境污染, 逐渐形成规模效应, 而地方政府也能从绿色产品中获益, 进而从“锦标赛”区域竞争机制转变为绿色发展机制. 由于绿色创新符合我国高质量发展的理念, 财政支出也会向这方面倾斜. 但是双政策实施后第五年效果出现了短暂下降, 原因可能在于前期经验不足, 企业在进行创新探索的过程中浪费了一定的人力和资本等生产要素. 本文进一步列出低碳城市试点和创新型城市试点对绿色创新影响的平行趋势检验结果, 具体结果如图 2 所示. 无论是创新型城市试点还是低碳城市试点, 均满足平行趋势检验, 并且政策效应随时间推移不断增强.

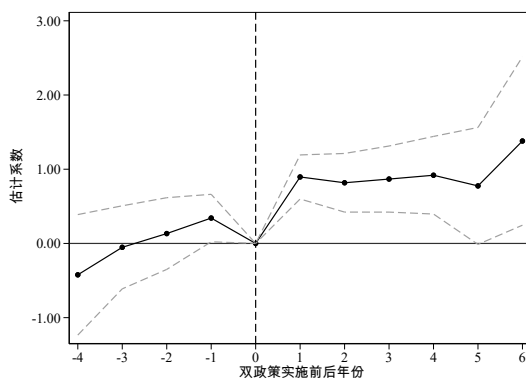
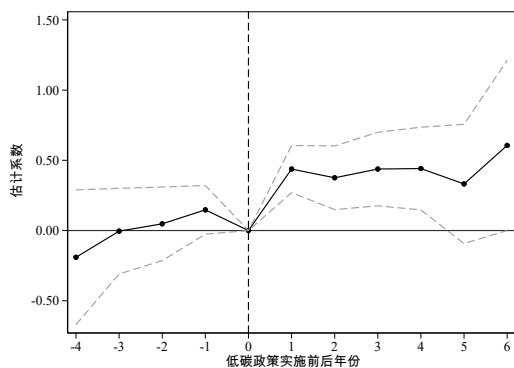
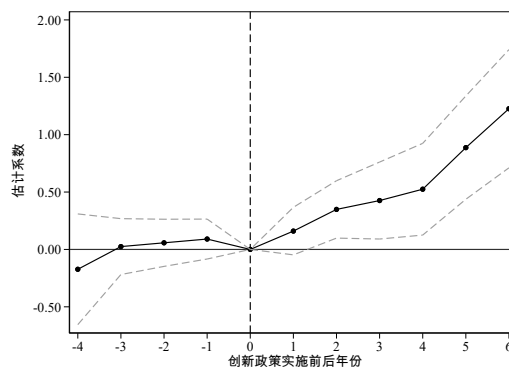


图 1 双政策试点平行趋势检验图



(a)



(b)

图 2 低碳城市试点和创新型城市试点平行趋势检验图

表 2 列出了三种平行趋势检验的系数估计值与置信区间. 通过表 2, 可量化观察政策实施前后的系数波动范围, 进一步支撑“政策前趋势平行、政策后效应显著”的核心结论, 与图 1 和图 2 共同构建了完整的平行趋势检验体系, 增强了实证结果的可信度与严谨性.

表 2 平行趋势检验置信区间

年份	双政策试点			低碳城市试点			创新型城市试点		
	估计系数	置信区间 下界	置信区间 上界	估计系数	置信区间 下界	置信区间 上界	估计系数	置信区间 下界	置信区间 上界
pre_4	-0.4230	0.3888	-1.2347	-0.1910	0.2892	-0.6703	-0.1730	0.3093	-0.6553
pre_3	-0.0520	0.5073	-0.6116	-0.0040	0.3007	-0.3094	0.0250	0.2683	-0.2187
pre_2	0.1330	0.6164	-0.3501	0.0480	0.3099	-0.2146	0.0580	0.2632	-0.1478
pre_1	0.3420	0.6619	0.0221	0.1470	0.3206	-0.0261	0.0900	0.2645	-0.0836
current	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
post_1	0.8900	1.1926	0.5990	0.4380	0.6054	0.2701	0.1600	0.3669	-0.0472
post_2	0.8170	1.2124	0.4224	0.3760	0.6025	0.1489	0.3490	0.5987	0.0978
post_3	0.8680	1.3129	0.4223	0.4380	0.6999	0.1762	0.4260	0.7613	0.0908
post_4	0.9190	1.4419	0.3962	0.4410	0.7359	0.1469	0.5250	0.9245	0.1252
post_5	0.7750	1.5629	-0.0126	0.3320	0.7563	-0.0929	0.8870	1.3371	0.4370
post_6	1.3800	2.5144	0.2458	0.6060	1.2122	0.0001	1.2260	1.7411	0.7111

注: 置信水平为 99%.

4.2 基准回归

在模型通过平行趋势检验的基础上, 进一步对变量进行相关检验. 由于所选变量的 VIF 值均小于 10, 无严重多重共线性, 并且各变量均通过了单位根检验和协整检验, 一定程度上避免了伪回归问题, 为开展后续实证研究提供了支持. 表 3 列出了基于个体-时间双固定效应模型, 是否加入控制变量两种情形下, 低碳城市试点、创新型城市试点和双政策试点对绿色创新的影响. 在表 3 中, 列 (1) 和列 (2) 展示了低碳城市试点对绿色创新的影响, 列 (3) 和列 (4) 展示了创新型城市试点对绿色创新的影响, 列 (5) 和列 (6) 展示了双政策试点对绿色创新的影响. 由表 3 的结果可知, 考虑双固定效应模型, 无论是否加入控制变量, 低碳城市试点、创新型城市试点和双试点均会对绿色创新水平产生显著促进作用, 并且双政策的影响显著强于单政策. 究其原因, 一是创新型试点和低碳试点对绿色创新均有显著促进作用, 而创新型试点实施以后可以降低低碳试点实施的成本, 能以更低廉的成本减少更多的环境污染; 二是低碳试点政策的实施为创新型试点的实施提供了环境规制政策的大环境, 使得企业在进行创新以提高竞争力时, 会更加重视绿色创新. 因此, 基准回归结果验证了假设 1、2 和 3.

此外, 从控制变量的结果来看, 经济发展水平、互联网普及率、产业结构、财政科技支出、基础设施建设和人口密度对绿色创新均具有显著的促进作用. 然而, 对外开放水平和环境监管力度则可能抑制绿色创新. 究其原因, 对外开放水平的提升可能会导致低成本竞争的加剧, 从而挤占绿色创新资源, 压缩了绿色创新的市场空间和经济回报. 此外, 环境监管力度的增强可能因企业合规成本过高或监管政策缺乏灵活性, 抑制企业在绿色创新方面的投入意愿, 进而削弱绿色创新的动力和持续性.

表 3 双政策试点基准回归结果

变量	低碳城市试点		创新型城市试点		双政策试点	
	(1) GI	(2) GI	(3) GI	(4) GI	(5) GI	(6) GI
DID_Lowcarbon	0.8121*** (0.1965)	0.4745*** (0.1165)				
DID_Crecity			0.9564*** (0.1354)	0.5166*** (0.0895)		
DID_Cooper					1.5550*** (0.3195)	1.0263*** (0.2106)
ECO		0.5919*** (0.1316)		0.5521*** (0.1415)		0.5300*** (0.1183)
NET		0.0571* (0.0311)		0.0614* (0.0313)		0.0791*** (0.0290)
STR		0.0739* (0.0431)		0.0583 (0.0426)		0.0572 (0.0403)
GOV		0.2296*** (0.0620)		0.2343*** (0.0628)		0.2191*** (0.0584)
GOI		0.0073 (0.0269)		0.0189 (0.0271)		0.0057 (0.0218)
INC		0.1315 (0.0799)		0.1488** (0.0737)		0.1305** (0.0653)
FOL		-0.0396 (0.0262)		-0.0281 (0.0226)		-0.0359 (0.0250)
ERL		-0.0316 (0.0233)		-0.0150 (0.0209)		-0.0220 (0.0211)
PUD		0.9678*** (0.2159)		0.9499*** (0.2188)		0.8353*** (0.1989)
常数项	-0.3996*** (0.0443)	0.2380* (0.1382)	-0.3996*** (0.0379)	0.2368 (0.1484)	-0.3996*** (0.0397)	0.2039 (0.1272)
个体固定	是	是	是	是	是	是
时点固定	是	是	是	是	是	是
N	3424	3424	3424	3424	3424	3424
R ²	0.2973	0.5098	0.3152	0.5103	0.3785	0.5455

注: *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

4.3 稳健性检验

4.3.1 PSM-DID 结果及分析

多期双重差分法估计出了政策的平均处理效应, 但是低碳城市试点和创新型城市试点并非严格的自然实验. 熊广勤等 (2020) 认为, 低碳城市试点和创新型城市试点的入选基于申报制, 试点城市对于绿色创新可能更加关注, 由于试点城市和非试点城市不具备相似的初始特征, 绿色创新水平的提升不一定完全是政策的作用, 实验组和控制组的控制变量差异也会影响绿色创新水平. 因此, 本文参考白俊红等 (2022) 的做法, 选择控制变量作为 PSM 处理

的协变量. 考虑 PSM-DID 的两种处理方法, 即分别构建截面和面板 PSM-DID (Bockerman and Ilmakunnas, 2009), 利用近邻卡尺匹配法寻找满足共同支撑条件的对照组. 从平衡性检验可知, 经过截面和面板 PSM 处理后, 单政策和双政策的实验组和控制组的控制变量差异均显著降低, 有效解决了样本自选择问题. 限于篇幅, 未列出平衡性检验结果. 表 4 为基于双固定效应的 PSM-DID 模型回归结果, 列 (1) 和列 (4) 为低碳城市试点单政策的回归结果, 列 (2) 和列 (5) 为创新型城市试点单政策的回归结果, 列 (3) 和列 (6) 为双政策的回归结果. 由表 4 的结果可知, 在将数据分别按照截面 PSM 和逐年 PSM 进行匹配处理后, 无论是单试点还是双试点, 对绿色创新的影响均显著为正, 并且双试点的影响强于单试点, 结论与基准回归结果一致, 验证了模型的稳健性.

4.3.2 安慰剂检验

为了排除政策冲击的内生性和城市异质性对研究结果的影响, 参考李淑一等 (2023) 的做法, 本文进一步采用随机模拟的方法进行重复 500 次的安慰剂检验, 对实验组样本和政策实施的时间均进行随机选择, 安慰剂检验结果如图 3 所示. 图 3 中, 右侧虚线为基准回归双政策效应的估计值, 圆点横纵坐标分别为随机组合的政策变量的系数估计值及其对应的 p 值. 从图 3 可以看出, 图上大部分点落在 p 值大于 0.1 的区域, 并且距离双政策试点变量的估计值 1.0263 较远, 可以排除其他不可观察特征的影响, 说明基准回归模型的估计结果仍然稳健.

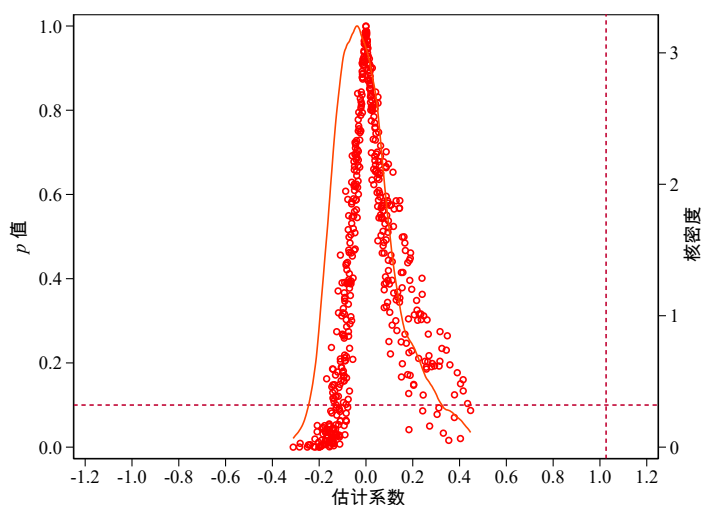


图 3 安慰剂检验

4.3.3 其他稳健性检验

本文还进行了以下稳健性检验: 1) 考虑到专利申请环节可能存在着虚假专利和不合格专利, 易形成“创新假象” (张杰等, 2015), 而专利获得更能真实体现创新实力. 因此, 本文参考董直庆和王辉 (2019) 的做法, 采用绿色专利授权数量与城市科研人员之比这一指标重新衡量绿色创新水平. 2) 考虑到政策试点对绿色创新可能存在滞后性, 并且绿色创新本身难以

表 4 PSM-DID 回归结果

变量	截面 PSM			逐年 PSM		
	(1) 低碳	(2) 创新	(3) 双试点	(4) 低碳	(5) 创新	(6) 双试点
DID_Lowcarbon	0.4739*** (0.1161)			0.4316*** (0.1093)		
DID_Crecity		0.5306*** (0.0894)			0.4583*** (0.0894)	
DID_Cooper			0.9910*** (0.2110)			0.7590*** (0.1617)
ECO	0.6107*** (0.1374)	0.4718*** (0.1077)	0.5218*** (0.1379)	0.6006*** (0.1340)	0.1964*** (0.0621)	0.4130*** (0.0856)
NET	0.0577* (0.0319)	0.0577* (0.0303)	0.0809*** (0.0303)	0.1328* (0.0707)	0.0903** (0.0416)	0.1090* (0.0593)
STR	0.0707 (0.0437)	0.0269 (0.0272)	0.0699 (0.0498)	0.0703 (0.0496)	0.0154 (0.0182)	0.0260 (0.0360)
GOV	0.2437*** (0.0699)	0.1712*** (0.0496)	0.2420*** (0.0677)	0.2509*** (0.0733)	0.0853*** (0.0317)	0.2183*** (0.0699)
GOI	0.0812* (0.0442)	0.0666 (0.0517)	0.0409 (0.0804)	0.0787 (0.0483)	-0.0382 (0.0570)	0.0046 (0.0503)
INC	0.1327* (0.0783)	0.1171** (0.0557)	0.1482** (0.0730)	0.1244 (0.0763)	0.0772** (0.0364)	0.0857* (0.0510)
FOL	-0.0430* (0.0257)	-0.0249 (0.0238)	-0.0552 (0.0355)	-0.0465* (0.0263)	0.0011 (0.0197)	-0.0242 (0.0224)
ERL	-0.0952** (0.0411)	-0.0471* (0.0265)	-0.0378 (0.0750)	-0.1271*** (0.0471)	-0.0327 (0.0580)	-0.0818 (0.0788)
PUD	0.9646*** (0.2172)	0.8516*** (0.1634)	0.8808*** (0.1953)	1.0450*** (0.2396)	0.4724*** (0.1779)	0.8474*** (0.1877)
常数项	0.2494 (0.1533)	0.1242 (0.1184)	0.1052 (0.1625)	0.2703* (0.1500)	-0.1989** (0.0793)	-0.0319 (0.0894)
个体固定	是	是	是	是	是	是
时点固定	是	是	是	是	是	是
N	3412	3318	3000	3028	2580	2607
R ²	0.5124	0.5330	0.5568	0.5308	0.5126	0.5509

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

在短期内看到成果. 因此, 本文参考王雯岚和许荣 (2020) 以及邓玉萍等 (2021) 的做法, 将绿色创新的 $T+1$ 期作为被解释变量. 3) 宋德勇等 (2021) 和陈宇斌等 (2022) 指出, 新发展理念 (DID_Newdevelop) 和智慧城市试点 (DID_Smartcity) 的提出也可能会影响绿色创新, 并且“宽带中国”试点 (DID_kuandai)、国家知识产权示范城市试点 (DID_Knowledge)、“国家级大数据综合试验区”试点 (DID_Bigdata) 等一系列政策也可能对绿色创新有影响. 因此, 本文加入相关政策的双重差分项, 旨在控制其他政策的影响. 4) 为进一步控制遗漏变量的影响, 在个体固定效应和时点固定效应的基础上控制省份和年份交乘项. 在替换被解释变量衡

表 5 考虑绿色创新水平滞后性及控制其他政策的回归结果

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 滞后一期	(3) 控制其他政策	(4) 控制交互固定
	GI	GI	GI	GI
DID_Cooper	0.4001*** (0.1548)	0.9095*** (0.1833)	0.8464*** (0.1982)	0.9497*** (0.1972)
DID_Newdevelop			-0.6786*** (0.2574)	
DID_Smartcity			-0.1107 (0.0686)	
DID_Kuandai			0.1477** (0.0691)	
DID_Knowledge			0.6286*** (0.0991)	
DID_Bigdata			-0.2254*** (0.0526)	
常数项	-0.3515*** (0.1234)	0.2456* (0.1349)	0.0913 (0.1215)	0.3910 (0.2545)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时点固定	是	是	是	是
省份-年份交互固定	否	否	否	是
N	3424	3210	3424	3424
R ²	0.0976	0.5168	0.5874	0.6461

注: *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

量方式、考虑绿色创新的滞后性、同期政策的影响以及控制交互项的情况下, 本文重新对模型进行了回归分析, 稳健性检验结果如表 5 所示. 列 (1) 的结果显示, 在替换了被解释变量的衡量方式后, 核心解释变量在 5% 水平下显著为正, 说明双政策试点有助于提高绿色创新水平. 列 (2) 的结果显示, 核心解释变量显著为正, 说明双试点显著提高了后一期的绿色创新水平, 验证了绿色创新成果存在一定滞后性. 列 (3) 的结果显示, 在控制了智慧城市试点和新发展理念等五项政策的影响后, 核心解释变量的系数仍显著为正. 列 (4) 的结果显示, 在控制省份和年份交互固定项后, 核心解释变量的系数依然显著为正. 以上结果均表明了基准回归结果的稳健性. 限于篇幅, 未列出单政策试点的相应稳健性检验结果, 具体结果留存备索.

5 进一步分析

5.1 政策先后顺序对绿色创新的影响

基准回归的研究结果显示, 单试点和双试点对绿色创新均有显著促进作用, 并且双试点的影响强于单试点, 但是前文双试点的影响包含了政策同时进行和政策先后进行的平均效应. 为了比较政策先后顺序的强度, 本文在这一部分参考苏涛永等 (2022) 的研究思路, 具体操作如下: 保留已经成为低碳城市但尚未成为创新型城市的样本, 即低碳试点先于创新型试点或者只进行低碳试点的样本, 此时 DID_Cooper 的系数衡量的就是先成为低碳试点城市、后成

为创新型试点城市对绿色创新的净效应。保留已经成为创新型城市但尚未成为低碳城市的样本,即创新型试点先于低碳试点或者只进行创新型试点的样本,此时 DID_Cooper 的系数衡量的就是先成为创新型试点城市、后成为低碳试点城市对绿色创新的净效应,结果如表 6 所示。表 6 的列 (1) 和列 (2) 展示了先成为低碳城市后成为创新型城市的平均处理效应,列 (3) 和列 (4) 展示了先成为创新型城市后成为低碳城市的平均处理效应。

表 6 政策试点先后顺序净效应的估计结果

变量	先低碳后创新		先创新后低碳	
	(1) GI	(2) GI	(3) GI	(4) GI
DID_Cooper	0.3788* (0.2051)	0.3800** (0.1821)	1.2753*** (0.4402)	0.7363*** (0.2535)
ECO		0.2049 (0.1414)		0.4844 (0.3112)
NET		0.1761 (0.1500)		0.6883*** (0.2252)
STR		0.0431 (0.0545)		-0.1351 (0.1473)
GOV		0.0264 (0.0285)		0.2907*** (0.0479)
GOI		0.0631 (0.0437)		-0.6014 (0.3638)
INC		-0.0055 (0.0321)		0.6040* (0.3207)
FOL		0.0229 (0.0538)		0.0237 (0.1192)
ERL		-0.0644* (0.0352)		0.3286 (0.4555)
PUD		0.9990** (0.3739)		1.1484*** (0.2989)
常数项	-0.4183*** (0.0374)	0.3447 (0.3096)	-0.3243** (0.1525)	-0.7681** (0.3789)
个体固定	是	是	是	是
时点固定	是	是	是	是
<i>N</i>	480	480	704	704
<i>R</i> ²	0.5367	0.5808	0.5578	0.7030

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

对比列 (2) 和列 (4) 的结果可知,从总体来看,先成为创新型城市后成为低碳城市比先成为低碳城市后成为创新型城市的平均处理效应更强,更能显著地促进绿色创新发展。可能是因为,低碳试点城市通常能耗严重超标,产业结构层次较低,能源结构主要以高碳能源为主,而且这类高污染产业多为城市的支柱型产业。此外,“低碳”概念的提出,使得绿色信贷对这些高碳排放产业发放的门槛提高,增加它们的融资成本,短时期内难以实现绿色创新,在此基

础上进行创新型城市试点, 政策红利的利用效率可能会大打折扣. 而先进行创新型试点的城市拥有较强的人力资本和政府资金支持, 全民创新意识较强, 此时在创新能力较强的区域再进行低碳试点, 低碳试点的绿色创新效应就更能充分发挥出来, 因此先创新后低碳比先低碳后创新对绿色创新的影响就更强, 即前文的假设 4 得到了验证.

5.2 政策先后顺序的异质性分析

考虑到绿色创新的政策效应可能存在异质性特点, 本文从三个方面对样本进行处理: 一是根据城市地理区位将样本划分为东部地区和非东部地区; 二是借鉴何凌云和马青山 (2021) 的做法, 按照科教水平将样本划分为科教水平高的城市和科教水平一般的城市, 如果该城市拥有一所及以上“211工程”大学, 则记该城市为科教水平高的城市³, 否则为科教水平一般的城市; 三是将省会城市、副省级城市和较大城市划分为重点城市⁴, 其余城市为一般城市. 在此基础上, 首先研究先低碳后创新对城市地理区位、科教水平和城市等级的异质性, 均采用个体时点双向固定效应模型进行实证分析, 结果如表 7 所示.

由表 7 的列 (1) 和列 (2) 可知, 从地理区位异质性来看, 对于东部地区而言, 先低碳后创新的政策对绿色创新水平有显著的促进作用, 而非东部地区促进作用不显著. 原因可能在于, 东部地区城市经济与产业基础雄厚, 低碳试点率先推动高碳产业转型, 所形成的低碳约束下的创新需求与后续创新试点带来的创新驱动, 共同构成了“需求-供给”的协同闭环, 从而加速绿色创新成果落地. 而非东部地区的部分城市以煤炭、钢铁等资源型产业为主, 低碳试点所带来的“转型压力”大于“创新激励”, 从而难以将低碳转型需求转化为创新成果, 导致政策协同效应不足, 因此先低碳后创新的政策对绿色创新的促进作用在东部地区更加显著.

由表 7 的列 (3) 可知, 从城市科教水平发展来看, 由于缺少先低碳后创新的科教水平高的地区, 因此只分析科教水平一般地区的结果. 先低碳后创新的政策显著提升了科教水平一般地区的绿色创新水平, 可能是因为, 科教水平一般的地区, 人们的受教育水平普遍偏低, 从事的工作创新程度不高, 导致人们的环保意识比较薄弱, 企业普遍为了追求利润而破坏环境, 在衡量成本和收益后, 即使交高昂的罚款也要排放更多污染物. 郭进 (2019) 认为, 市场调控类手段更加有效. 因此进行低碳试点, 对这些企业起到了一定的约束作用, 使得它们不得不转向更加绿色的生产方式. 在此基础上进行创新型试点, 企业能够获得一定的资金补贴, 加上高质量发展的大环境, 它们更有创新动力, 而且更偏向于绿色创新.

由表 7 的列 (4) 和列 (5) 可知, 从城市等级异质性来看, 先低碳后创新的政策顺序对一般城市绿色创新水平的促进作用不显著, 反而会抑制重点城市的绿色创新水平. 可能是由于, 重点城市在实行低碳试点前, 已通过创新驱动发展战略形成以高碳产业技术升级为主的创新路径. 而低碳试点会通过淘汰高碳产能、限制碳排放等“强约束性政策”, 这与既有创新路径产生目标冲突, 创新资金可能会从高碳产业技术升级转向低碳技术研发, 从而导致资源错配,

³本文研究的科教水平高的城市包括保定、南京、苏州、杭州、合肥、厦门、南昌、济南、青岛、长沙、贵阳、乌鲁木齐、成都、福州、哈尔滨、呼和浩特、拉萨、兰州、南宁、太原、无锡、西宁、徐州、雅安、银川、长春、郑州.

⁴本文研究的重点城市包括吉林、南京、苏州、杭州、宁波、合肥、厦门、南昌、济南、青岛、长沙、贵阳、乌鲁木齐、包头、成都、大同、福州、哈尔滨、邯郸、淮南、拉萨、兰州、洛阳、南宁、齐齐哈尔、太原、无锡、西宁、徐州、银川、长春、郑州、淄博.

表 7 先低碳后创新的异质性结果

变量	先低碳后创新				
	(1) 东部地区 GI	(2) 非东部地区 GI	(3) 科教水平一般 GI	(4) 重点城市 GI	(5) 一般城市 GI
DID_Cooper	0.6418* (0.3093)	0.2309 (0.1569)	0.3348* (0.1959)	-0.5413** (0.0182)	0.3719 (0.2378)
ECO	-0.2673 (0.2951)	0.3772** (0.1681)	0.2335 (0.1465)	0.0857*** (0.0000)	0.2132 (0.1654)
NET	0.4467* (0.2324)	-0.0098 (0.1569)	0.2117 (0.1503)	0.4156*** (0.0000)	0.2011 (0.1474)
STR	0.0231 (0.1290)	0.0028 (0.0484)	0.0566 (0.0725)	0.0665*** (0.0000)	0.0620 (0.0742)
GOV	0.1044 (0.1378)	0.0181 (0.0212)	0.0336 (0.0353)	-0.0153*** (0.0000)	0.0315 (0.0362)
GOI	0.2625 (0.1957)	0.0411 (0.0289)	0.0728 (0.0611)	-0.2046*** (0.0000)	0.0642 (0.0589)
INC	0.6487*** (0.1645)	-0.0149 (0.0321)	-0.0076 (0.0328)	0.0012*** (0.0000)	-0.0046 (0.0340)
FOL	-0.0496 (0.0636)	0.0428 (0.0650)	0.0233 (0.0580)	0.3480*** (0.0000)	0.0118 (0.0581)
ERL	-0.0427 (0.1509)	-0.0579 (0.0338)	-0.0678 (0.0400)	0.9008*** (0.0000)	-0.0698* (0.0404)
PUD	1.0342*** (0.1609)	0.0072 (0.3254)	1.0789** (0.4097)	1.3573*** (0.0001)	0.9903** (0.3898)
常数项	0.3570 (0.2479)	-0.1358 (0.2668)	0.4511 (0.3398)	1.3810** (0.0576)	0.3444 (0.3183)
<i>N</i>	128	352	448	32	448
<i>R</i> ²	0.7890	0.5201	0.5708	0.9570	0.5724

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

短期内绿色创新水平下降。然后, 再研究先创新后低碳对绿色创新的地理区位、科教水平和城市等级的异质性, 结果如表 8 所示。

由表 8 的列 (1) 和列 (2) 可知, 从地理区位异质性的角度来看, 先创新后低碳的政策对东部地区绿色创新的影响显著为正, 而非东部地区则未表现出显著效应。具体而言, 相较于非东部地区, 东部地区在创新型城市试点过程中通常能集聚更多的绿色科技创新能力和资源, 这些创新成果和技术在后续的低碳城市试点中能够快速转化为产业应用, 从而形成“创新到应用”的高效转化闭环, 显著推动绿色创新发展水平。

由表 8 的列 (3) 和列 (4) 可知, 从科教水平的异质性来看, 先创新后低碳的政策对科教水平高的地区的绿色创新提升作用更为显著。具体而言, 科教水平相对一般的地区在创新领域主要以应用型改进为主, 在后续实行低碳试点时, 由于缺乏足够的创新能力和技术储备, 可能会导致技术转化效率较低, 因此绿色创新的提升效果有限。而科教水平较高的地区则能够

通过创新试点构建“技术-人才-产业”的集聚生态,在实行低碳试点时可以直接转化已有的创新成果,实现“创新引领低碳、低碳反哺创新”的良性循环,从而持续推动绿色创新水平的提升,并取得显著效果。

由表8的列(5)和列(6)可知,从城市等级异质性的角度来看,先创新后低碳的政策在提升重点城市的绿色创新水平方面效果显著,而对一般城市的绿色创新水平影响却不显著。这种差异主要源于以下几点原因:首先,重点城市在经济发展水平和人才集聚程度方面具有显著优势,能够更加充分地利用创新型城市试点带来的政策红利,在短时间内实现创新突破;其次,重点城市在进行低碳试点时,能够结合各地区的资源禀赋,制定相应的发展战略,从而推动创新从粗放型向绿色创新转型升级。由此,本研究的假设5得到验证,即先创新后低碳的试点政策对绿色创新的影响确实存在地理区位、科教水平和城市等级的异质性。

表8 先创新后低碳的异质性结果

变量	先创新后低碳					
	(1) 东部地区 GI	(2) 非东部地区 GI	(3) 科教水平高 GI	(4) 科教水平一般 GI	(5) 重点城市 GI	(6) 一般城市 GI
DID_Cooper	0.8636** (0.3531)	0.4316 (0.2781)	1.1452*** (0.3428)	0.4292 (0.3648)	1.0229*** (0.3009)	0.3935 (0.4115)
ECO	0.3557 (0.3610)	0.6164** (0.2666)	0.9429 (0.5904)	0.1737 (0.3110)	0.9786* (0.5120)	0.0738 (0.3525)
NET	1.0184*** (0.3506)	0.4760* (0.2494)	0.9870** (0.3732)	0.4892** (0.2116)	0.8624** (0.3561)	0.5094** (0.2398)
STR	0.7988* (0.4328)	-0.3137** (0.1234)	-0.1497 (0.2443)	-0.4000* (0.2252)	0.0214 (0.1590)	-0.3792* (0.1957)
GOV	0.2075 (0.1493)	0.2623*** (0.0456)	0.1922** (0.0689)	0.3016*** (0.0774)	0.1960*** (0.0619)	0.3540*** (0.0637)
GOI	1.3227 (0.7979)	-0.8650** (0.3792)	-0.8461* (0.4273)	-0.4693 (0.4756)	-0.9357* (0.4918)	-0.6758 (0.4904)
INC	1.2245** (0.5414)	0.1836 (0.1755)	0.9162** (0.3961)	0.1259 (0.2922)	0.9767** (0.3904)	0.1598 (0.3040)
FOL	-0.1321 (0.1081)	0.1799 (0.1358)	-0.2759** (0.1154)	0.0363 (0.1188)	-0.2189 (0.1488)	0.0013 (0.1280)
ERL	0.4894 (0.6153)	0.1914 (0.3811)	0.1050 (0.6808)	0.2895 (0.5051)	0.3077 (0.6336)	0.3047 (0.5462)
PUD	1.5634*** (0.3606)	0.4266*** (0.1466)	1.3467*** (0.4361)	0.7341** (0.3420)	1.3430*** (0.3923)	0.8552** (0.3557)
常数项	0.9858 (0.7905)	-0.3043 (0.2859)	-0.9504** (0.3942)	-0.9085* (0.4584)	-1.0226** (0.4246)	-1.1115** (0.4566)
N	384	320	304	400	336	368
R ²	0.7637	0.7096	0.7886	0.6301	0.7752	0.6334

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

5.3 政策溢出分析

限于数据的可得性,本文在分析空间溢出效应时使用了2007–2022年209个地级市的面板数据.传统双重差分模型在应用时通常仅考虑平行趋势假设,而忽视了个体处理效应稳定性(SUTVA)的假设.这一假设要求政策干预不会引发外溢效应.Kolak and Anselin (2019)指出,忽视个体处理效应稳定性假设会导致估计结果出现偏差.相比之下,空间双重差分模型不仅能够融入空间相关性和空间溢出效应的分析,还能有效地满足SUTVA假设.因此,本文参考了现有研究成果,采用反地理距离(陆凤芝和杨浩昌,2019)和经济距离(杨慧梅和江璐,2021),建立相应的空间权重矩阵,并在此基础上构建了空间双重差分模型.权重矩阵的具体形式分别为: $w_1 = 1/d_{ij}$, $w_2 = 1/|\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|$, $i \neq j$.其中, d_{ij} 为两地之间的地理距离, \overline{GDP} 为经过平减处理后某地2007–2022年的均值.通过Moran's I检验、LM检验、Hausman检验、LR和Wald检验,最终确定使用个体时间双固定的空间杜宾双重差分模型.限于篇幅,未列出模型检验结果,留存备索.为更好地观察模型的本地和邻地效应,表9列出了在两种不同空间权重矩阵下,使用空间双重差分模型得出的全国、东部地区和非东部地区双政策试点的空间溢出效应分解结果.

根据表9的研究结果,从直接效应来看,无论是在全国范围、东部地区还是非东部地区,地理距离矩阵和经济距离矩阵的结果均表明,双政策试点的直接效应通过了1%水平下的显著性检验,即双政策试点能够促进本地的绿色创新水平,进一步验证了前文研究结论的稳健性.从间接效应来看,地理距离矩阵和经济距离矩阵的结论存在分歧.具体而言,在地理距离矩阵框架下,全国和东部地区的间接效应显著为正,而非东部地区的间接效应虽为正向,但并未通过显著性检验.这种差异可能源于空间关联强度的区域异质性:东部地区城市地理邻近性较强,形成了如长三角和珠三角等城市群,产业关联紧密,绿色创新资源能够快速扩散,从而产生显著的正向空间溢出效应;而对于非东部地区,尽管部分区域如成渝城市群也存在一定的地理关联溢出,但整体而言城市分布较为分散,地理距离较远,基础设施互联互通程度较

表9 空间 DID 模型的估计结果

效应	变量	全国		东部		非东部	
		(1) 距离矩阵	(2) 经济矩阵	(3) 距离矩阵	(4) 经济矩阵	(5) 距离矩阵	(6) 经济矩阵
直接效应	DID_Cooper	1.0924*** (0.0643)	0.9919*** (0.0505)	0.9977*** (0.1188)	0.8632*** (0.1065)	0.7963*** (0.0468)	0.7945*** (0.0443)
	控制变量	是	是	是	是	是	是
间接效应	DID_Cooper	24.0456*** (7.7044)	0.5950*** (0.1459)	3.1484* (1.6226)	0.6982 (0.4511)	0.7971 (1.6106)	-0.0441 (0.1212)
	控制变量	是	是	是	是	是	是
总效应	DID_Cooper	25.1380*** (7.7487)	1.5869*** (0.1670)	4.1461** (1.6974)	1.5614*** (0.4911)	1.5933 (1.6309)	0.7504*** (0.1391)
	控制变量	是	是	是	是	是	是
	N	2926	2926	812	812	2114	2114
	R ²	0.4460	0.5100	0.6110	0.6120	0.4050	0.4450

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为稳健标准误.

低, 产业协作网络尚不成熟, 因此间接效应虽有正向趋势, 却未通过显著性检验. 而在经济距离矩阵框架下, 仅全国范围的间接效应显著为正, 东部地区的间接效应虽为正但未显著, 而非东部地区的间接效应则为负且不显著. 这可能反映了经济发展水平和产业结构的差异: 在全国范围内, 经济发展水平和产业结构相似的城市之间更容易通过模仿学习产生正向的经济距离溢出, 从而推动绿色创新的协同发展; 而在东部地区, 城市间的经济异质性较强, 经济相似性对空间溢出的解释力相对较弱; 非东部地区经济发展水平普遍较低, 经济相似的城市可能因对创新资源的同质化竞争而形成“虹吸效应”, 导致试点城市的政策实施吸引了邻地的资金和人才等创新要素, 从而使邻地的绿色创新资源相对减少, 产生微弱的负向溢出. 以上结果表明, 本文的假设 6 成立, 即双政策试点对绿色创新的影响确实存在空间溢出效应.

6 研究结论与政策建议

本文基于我国地级市层面的面板数据, 首先采用政策评估方法中的多期双重差分法研究了低碳城市试点、创新型城市试点以及双政策试点对绿色创新的影响, 比较了双试点与单试点的政策效果, 并进行了一系列稳健性检验, 然后对政策试点顺序的政策强度进行了比较, 基于试点顺序研究了其对绿色创新的异质性, 最后对双政策试点的空间溢出效应进行研究, 得出如下结论: 一是低碳城市试点、创新型城市试点以及双试点对绿色创新均具有显著的促进作用; 二是双试点效应的影响显著高于单试点的影响, 并且先创新后低碳的政策效应高于先低碳后创新; 三是双政策试点对绿色创新的影响存在显著的地理区位、科教水平和城市等级异质性; 四是双政策试点会对邻近区域和经济发展水平相似的地区产生正向的空间溢出效应. 基于研究所得的结论, 本文提出以下政策建议:

第一, 继续推行低碳城市试点与创新型城市试点, 注重政策实施的先后顺序与政策的协同效应及实施效果. 在政策设计中, 应将低碳减排要求与创新激励措施深度融合, 构建“低碳需求驱动创新、创新成果助力低碳”的协同发展机制. 具体而言, 低碳试点地区应通过设定严格的碳排放目标, 倒逼企业技术创新, 同时叠加创新试点政策, 为企业提供资本、技术和人才支持, 从而促进绿色发展理念的落地. 创新型城市试点地区则应优先发展创新能力, 依托其优越的发展环境, 推动绿色技术创新成果的产业化应用, 并在此基础上推进低碳试点政策, 实现绿色创新与低碳减排的相互促进. 从实施顺序来看, 创新型试点政策应优先于低碳试点政策实施. 创新型试点政策能够更快激活创新资源, 增强地方政府和企业的绿色技术创新能力, 为低碳试点政策的实施奠定基础; 而低碳试点政策则能通过设定明确的减排目标, 为创新成果转化提供应用场景, 推动绿色创新的实际落地. 通过这种协同推进、有序衔接的方式, 可以最大化双政策试点的绿色创新效应.

第二, 因地制宜深入推进政策试点, 精准施策推动差异化策略安排. 东部地区、科教水平高的地区和重点城市应采取“先创新、后低碳”的实施路径. 东部地区经济发达, 创新要素集聚, 先行推进创新型试点可快速激活绿色技术研发, 并依托其雄厚的产业基础将创新成果转化为低碳应用场景, 再通过低碳试点强化落地, 形成“创新-转化-应用”的高效链条. 科教水平高的地区拥有高校和科研机构密集的优势, 应先以创新试点突破碳中和前沿技术, 再借低碳试点推动技术产业化, 避免低碳政策对既有创新路径的干扰. 重点城市作为区域经济中心, 往往存在高碳产业的创新路径依赖, 采取“先创新、后低碳”的策略可引导资源向绿色技术

倾斜,减少政策目标冲突.对于科教水平一般的地区,则应采取“先低碳、后创新”的实施路径.这类地区通常创新资源较为薄弱,先实施低碳试点可通过减排政策倒逼企业释放要素资源、明确转型需求,为创新试点创造条件,形成“需求倒逼-外部引入-本土培育”的创新路径,避免直接推进创新试点可能带来的资源错配.这种差异化时序安排能够使不同地区根据自身禀赋优势或短板,最大化双政策试点的绿色创新效能.

第三,加强区域间绿色创新协作,充分释放双政策试点的空间溢出效应.在地理维度上,应推动东部城市群(如珠三角和长三角)内部的绿色技术扩散与产业联动,形成地理邻近的创新共同体.例如,可以通过建立绿色技术交易平台,促进跨城市的技术扩散与产业协作,强化地理溢出效应,提升区域整体绿色创新水平.在经济维度上,应鼓励经济发展水平相似的城市(如资源型城市或旅游城市)组建绿色创新联盟,通过统一绿色产品标准、联合申报绿色技术研发项目等方式,实现政策经验、技术成果与产业模式的共享,提升经济距离溢出效应.对于非东部地区,应加强与东部地区的跨区域协作,通过完善基础设施建设和产业协作机制,打破行政壁垒,促进人才、技术和资金的跨区域流动,激活非东部地区的发展潜力.此外,应注重区域间的互补性,将东部地区的绿色技术输出与中西部地区的产业需求相结合,构建全国性的绿色创新协同网络.通过这种多层次和多维度的协作机制,可以实现区域绿色创新的均衡发展,为“双碳”目标的全面实现提供有力支撑.

参 考 文 献

- 白俊红,张艺璇,卞元超,(2022).创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,(6):61-78.
- Bai J H, Zhang Y X, Bian Y C, (2022). Does Innovation-driven Policy Increase Entrepreneurial Activity in Cities — Evidence from the National Innovative City Pilot Policy[J]. China Industrial Economics, (6): 61-78.
- 陈超凡,王泽,关成华,(2022).国家创新型城市试点政策的绿色创新效应研究:来自281个地级市的准实验证据[J].北京师范大学学报(社会科学版),(1):139-152.
- Chen C F, Wang Z, Guan C H, (2022). Green Innovation Effects of the National Innovative City Pilot Policy: Quasi-experimental Evidence from 281 Prefecture-level Cities[J]. Journal of Beijing Normal University (Social Science Edition), (1): 139-152.
- 陈宇斌,王森,陆杉,(2022).新发展理念驱动下绿色创新对碳排放的影响及其机制研究——基于连续型双重差分的经验证据[J].经济与管理研究,43(9):3-16.
- Chen Y B, Wang S, Lu S, (2022). Research on the Impact of Green Innovation on Carbon Emissions and Its Mechanism Driven by the New Development Concept — Empirical Evidence Based on Continuous DID[J]. Research on Economics and Management, 43(9): 3-16.
- 邓世成,吴玉鸣,东童童,(2023).低碳城市试点政策对城市绿色创新效率的影响——来自长三角地区的经验证据[J].城市发展研究,30(3):40-48.
- Deng S C, Wu Y M, Dong T T, (2023). Research on the Impact of Low-carbon City Pilot Policy on Urban Green Innovation Efficiency — Empirical Evidence from the Yangtze River Delta Region[J]. Urban Development Studies, 30(3): 40-48.
- 邓玉萍,王伦,周文杰,(2021).环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J].统计研究,38(7):76-86.

- Deng Y P, Wang L, Zhou W J, (2021). Does Environmental Regulation Promote Green Innovation Capability? — Evidence from China[J]. *Statistical Research*, 38(7): 76–86.
- 董直庆, 王辉, (2019). 环境规制的“本地-邻地”绿色技术进步效应 [J]. *中国工业经济*, (1): 100–118.
- Dong Z Q, Wang H, (2019). Local-neighborhood Effect of Green Technology of Environmental Regulation[J]. *China Industrial Economics*, (1): 100–118.
- 郭丰, 杨上广, 柴泽阳, 储勇, (2023). 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*, 37(1): 40–49.
- Guo F, Yang S G, Chai Z Y, Chu Y, (2023). Can Low-carbon City Construction Promote Urban Green Technology Innovation? — Evidence from a Quasi-natural Experiment[J]. *Soft Science*, 37(1): 40–49.
- 郭进, (2019). 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据 [J]. *财贸经济*, 40(3): 147–160.
- Guo J, (2019). The Effects of Environmental Regulation on Green Technology Innovation — Evidence of the Porter Effect in China[J]. *Finance & Trade Economics*, 40(3): 147–160.
- 何凌云, 马青山, (2021). 智慧城市试点能否提升城市创新水平? ——基于多期 DID 的经验证据 [J]. *财贸研究*, 32(3): 28–40.
- He L Y, Ma Q S, (2021). Can Smart City Pilots Promote Level of Urban Innovation? — Empirical Evidence Based on Multi-period DID[J]. *Finance and Trade Research*, 32(3): 28–40.
- 李虹, 张希源, (2016). 区域生态创新协同度及其影响因素研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 26(6): 43–51.
- Li H, Zhang X Y, (2016). Research on Regional Ecological Innovation Synergy and Its Influencing Factors[J]. *China Population, Resources and Environment*, 26(6): 43–51.
- 李淑一, 张翼飞, 魏升民, (2023). 税收激励能否促进企业减排? ——基于增值税转型的实证研究 [J]. *产业经济研究*, (3): 72–86.
- Li S Y, Zhang Y F, Wei S M, (2023). Can Tax Incentives Encourage Companies to Reduce Emissions? — An Empirical Study Based on Value-added Tax Transformation[J]. *Industrial Economics Research*, (3): 72–86.
- 李豫新, 程洪飞, 倪超军, (2023). 能源转型政策与城市绿色创新活力——基于新能源示范城市政策的准自然实验 [J]. *中国人口·资源与环境*, 33(1): 137–149.
- Li Y X, Cheng H F, Ni C J, (2023). Energy Transition Policy and Urban Green Innovation Vitality — A Quasi-natural Experiment Based on New Energy Demonstration City Policy[J]. *China Population, Resources and Environment*, 33(1): 137–149.
- 李政, 杨思莹, (2018). 创新活动中的政府支持悖论: 理论分析与实证检验 [J]. *经济科学*, (2): 88–100.
- Li Z, Yang S Y, (2018). The Paradox of Government Support in Innovation Activities: Theoretical Analysis and Empirical Test[J]. *Economic Science*, (2): 88–100.
- 刘保留, 张莹, 李雨珊, (2022). 互联网发展对城市绿色创新的影响机理——基于专利视角的分析 [J]. *中国人口·资源与环境*, 32(6): 104–112.
- Liu B L, Zhang Y, Li Y S, (2022). Influence Mechanism of Internet Development on Urban Green Innovation — An Analysis from the Perspective of Patents[J]. *China Population, Resources and Environment*, 32(6): 104–112.
- 刘汉初, 樊杰, 周道静, 张海朋, (2019). 2000 年以来中国高耗能产业的空间格局演化及其成因 [J]. *经济地理*, 39(5): 110–118.
- Liu H C, Fan J, Zhou D J, Zhang H P, (2019). The Evolution of Spatial Distribution and Its Influencing Factors of High-Energy Intensive Industry in China Since 2000[J]. *Economic Geography*, 39(5): 110–118.
- 刘志铭, 刘雨庆, 杨志江, (2022). 地方政府环境目标是否影响了企业绿色技术创新——基于我国制造业上市公司数据的经验研究 [J]. *华南师范大学学报 (社会科学版)*, (5): 126–138.

- Liu Z M, Liu Y Q, Yang Z J, (2022). Whether Environmental Targets of Local Governments Affect Enterprises Green Technology Innovation — An Empirical Study Based on the Data of Listed Companies in China's Manufacturing Industry[J]. Journal of South China Normal University (Social Science Edition), (5): 126–138.
- 刘章生, 宋德勇, 弓媛媛, (2017). 中国绿色创新能力的时空分异与收敛性研究 [J]. 管理学报, 14(10): 1475–1483.
- Liu Z S, Song D Y, Gong Y Y, (2017). Research on the Spatial-temporal Differences and Convergence of Green Innovation Capacity in China[J]. Chinese Journal of Management, 14(10): 1475–1483.
- 陆凤芝, 杨浩昌, (2019). 环境分权、地方政府竞争与中国生态环境污染 [J]. 产业经济研究, (4): 113–126.
- Lu F Z, Yang H C, (2019). Environmental Decentralization, Local Government Competition and China's Ecological Environment Pollution[J]. Industrial Economics Research, (4): 113–126.
- 马媛, 侯贵生, 尹华, (2016). 企业绿色创新驱动因素研究——基于资源型企业的实证 [J]. 科学学与科学技术管理, 37(4): 98–105.
- Ma Y, Hou G S, Yin H, (2016). Study on the Green Innovation Drivers — Empirical Test Based on the Resource-oriented Enterprises[J]. Science of Science and Management of S.&T., 37(4): 98–105.
- 齐绍洲, 林岫, 崔静波, (2018). 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, 53(12): 129–143.
- Qi S Z, Lin S, Cui J B, (2018). Do Environmental Rights Trading Schemes Induce Green Innovation? — Evidence from Listed Firms in China[J]. Economic Research Journal, 53(12): 129–143.
- 任耀, 牛冲槐, 牛彤, 姚西龙, (2014). 绿色创新效率的理论模型与实证研究 [J]. 管理世界, (7): 176–177.
- Ren Y, Niu C H, Niu T, Yao X L, (2014). Theoretical Model and Empirical Research on Green Innovation Efficiency[J]. Management World, (7): 176–177.
- 宋德勇, 朱文博, 王班班, (2021). 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证: 碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新 [J]. 中国人口·资源与环境, 31(1): 37–47.
- Song D Y, Zhu W B, Wang B B, (2021). Micro-empirical Evidence Based on China's Carbon Trading Companies: Carbon Emissions Trading, Quota Allocation Methods and Corporate Green Innovation[J]. China Population, Resources and Environment, 31(1): 37–47.
- 宋德勇, 李超, 李项佑, (2021). 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, 31(11): 155–164.
- Song D Y, Li C, Li X Y, (2021). Does the Construction of New Infrastructure Promote the ‘Quantity’ and ‘Quality’ of Green Technological Innovation — Evidence from the National Smart City Pilot[J]. China Population, Resources and Environment, 31(11): 155–164.
- 苏涛永, 郁雨竹, 潘俊汐, (2022). 低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应——基于绿色创新与产业升级的协同视角 [J]. 科学学与科学技术管理, 43(1): 21–37.
- Su T Y, Yu Y Z, Pan J X, (2022). Carbon Emission Reduction Effect of Low-carbon Cities and Innovative Cities — Based on the Synergic Perspective of Green Innovation and Industrial Upgrading[J]. Science of Science and Management of S.&T., 43(1): 21–37.
- 滕堂伟, 潘雅君, 王胜鹏, 鲍涵, (2023). 长三角地区城市绿色创新效率网络空间结构演化及影响因素 [J]. 长江流域资源与环境, 32(7): 1335–1348.
- Teng T W, Pan Y J, Wang S P, Bao H, (2023). Evolution and Driving Factors of Spatial Network Structure of Green Innovation Efficiency in Yangtze River Delta[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 32(7): 1335–1348.
- 王惠, 王树乔, 苗壮, 李小聪, (2016). 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究 [J]. 科研管理, 37(2): 63–71.
- Wang H, Wang S Q, Miao Z, Li X C, (2016). Heterogeneity Threshold Effect of R&D Investment on

- Green Innovation Efficiency — Based on Chinese High-tech Industries[J]. *Science Research Management*, 37(2): 63-71.
- 王晗, 何泉吟, 许舜威, (2022). 创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制 [J]. *中国人口·资源与环境*, 32(4): 105-114.
- Wang H, He X Y, Xu S W, (2022). Impact and Mechanism of Innovative City Pilot Projects on the Efficiency of Green Innovation[J]. *China Population, Resources and Environment*, 32(4): 105-114.
- 王雯岚, 许荣, (2020). 高校校友联结促进公司创新的效应研究 [J]. *中国工业经济*, (8): 156-174.
- Wang W L, Xu R, (2020). A Study on the Effect of University Alumni Relation on Promoting Corporate Innovation[J]. *China Industrial Economics*, (8): 156-174.
- 王亚飞, 陶文清, (2021). 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*, 31(6): 78-89.
- Wang Y F, Tao W Q, (2021). Influence and Effect of China's Pilot Low-Carbon City Initiative on Urban Green Total Factor Productivity Growth[J]. *China Population, Resources and Environment*, 31(6): 78-89.
- 卫铭, (2023). 水资源税与环境保护税的水生态环境保护效应研析——基于污水减排效应的分析 [J]. *税务研究*, (5): 112-119.
- Wei M, (2023). Analysis on the Water Ecological Environment Protection Effect of Water Resources Tax and Environmental Protection Tax — Based on the Analysis of Sewage Emission Reduction Effect[J]. *Taxation Research*, (5): 112-119.
- 熊广勤, 石大千, 李美娜, (2020). 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响 [J]. *科研管理*, 41(12): 93-102.
- Xiong G Q, Shi D Q, Li M N, (2020). The Effect of Low-Carbon Pilot Cities on the Green Technology Innovation of Enterprises[J]. *Science Research Management*, 41(12): 93-102.
- 徐佳, 崔静波, (2020). 低碳城市和企业绿色技术创新 [J]. *中国工业经济*, (12): 178-196.
- Xu J, Cui J B, (2020). Low-carbon Cities and Firms' Green Technological Innovation[J]. *China Industrial Economics*, (12): 178-196.
- 许晓燕, 赵定涛, 洪进, (2013). 绿色技术创新的影响因素分析——基于中国专利的实证研究 [J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 19(2): 29-33.
- Xu X Y, Zhao D T, Hong J, (2013). The Influencing Factors Analysis of Green Technological Innovation — On the Basis of an Empirical Analysis of Patents in China[J]. *Journal of Central South University (Social Sciences)*, 19(2): 29-33.
- 杨慧梅, 江璐, (2021). 数字经济、空间效应与全要素生产率 [J]. *统计研究*, 38(4): 3-15.
- Yang H M, Jiang L, (2021). Digital Economy, Spatial Effect and Total Factor Productivity[J]. *Statistical Research*, 38(4): 3-15.
- 姚璐, 王书华, 王小腾, (2023). 数字赋能中国经济绿色转型研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验 [J]. *中南财经政法大学学报*, (2): 131-145.
- Yao L, Wang S H, Wang X T, (2023). Research on Green Transformation of Chinese Economy with Digital Empowerment — A Quasi-natural Experiment Based on the “Broadband China” Pilot Policy[J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (2): 131-145.
- 张杰, 陈志远, 杨连星, 新夫, (2015). 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据 [J]. *经济研究*, 50(10): 4-17.
- Zhang J, Chen Z Y, Yang L X, Xin F, (2015). Performance Evaluation of China's Innovation Subsidy Policy: Theory and Evidence[J]. *Economic Research Journal*, 50(10): 4-17.
- 张鑫, 徐枫, (2022). 环境规制对绿色技术创新的影响——基于政府干预视角的区域异质性分析 [J]. *城市问题*, (9): 55-64.
- Zhang X, Xu F, (2022). The Influence of Environmental Regulation on Green Technology Innovation —

- Regional Heterogeneity Analysis from the Perspective of Government Intervention[J]. *Urban Problems*, (9): 55–64.
- 张跃, (2023). 绿色财政政策与企业绿色创新——基于“节能减排财政政策综合示范城市”试点的准自然实验 [J]. *当代财经*, (9): 28–41.
- Zhang Y, (2023). Green Fiscal Policy and Green Innovation of Enterprises — A Quasi-natural Experiment Based on the Pilot Project of “Comprehensive Demonstration Cities of Energy Conservation and Emission Reduction Fiscal Policy”[J]. *Contemporary Finance & Economics*, (9): 28–41.
- 周小亮, 吴武林, (2018). 中国包容性绿色增长的测度及分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 35(8): 3–20.
- Zhou X L, Wu W L, (2018). The Measurement and Analysis of the Inclusive Green Growth in China[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(8): 3–20.
- 邹伟勇, (2023). 环境规制能否促进城市绿色创新?[J]. *经济经纬*, 40(2): 24–33.
- Zou W Y, (2023). Can Environmental Regulation Promote Urban Green Innovation?[J]. *Economic Survey*, 40(2): 24–33.
- Beck T, Levine R, Levkov A, (2010). Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637–1667.
- Bockerman P, Ilmakunnas P, (2009). Unemployment and Self-assessed Health: Evidence from Panel Data[J]. *Health Economics*, 18(2): 161–179.
- Duranton G, Puga D, (2005). From Sectoral to Functional Urban Specialisation[J]. *Journal of Urban Economics*, 57(2): 343–370.
- Ji X, Zhang L, Cao W, (2025). Innovative Policies, Financial Mismatch, and Corporate Innovation Performance: A Quasi-natural Experiment Based on the National Innovative City Pilot Policy[J]. *Finance Research Letters*, 82: 107525–107525.
- Khanna N, Fridley D, Hong L X, (2014). China’s Pilot Low-carbon City Initiative: A Comparative Assessment of National Goals and Local Plans[J]. *Sustainable Cities and Society*, (12): 110–121.
- Kolak M, Anselin L, (2019). A Spatial Perspective on the Econometrics of Program Evaluation[J]. *International Regional Science Review*, 43(2): 128–153.
- Li X, Zhao C K, Huang M Q, (2022). Reassessing the Effect of Low-Carbon City Policy in China: New Evidence From the Nighttime Light Data[J]. *Frontiers in Energy Research*, 9: 798448.
- Liu X, Li Y C, Chen X H, Liu J, (2022). Evaluation of Low Carbon City Pilot Policy Effect on Carbon Abatement in China: An Empirical Evidence Based on Time-varying DID Model[J]. *Cities*, 123: 103582.
- Porter M E, Van D L C, (1995). Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97–118.
- Rezende L D A, Bansi A C, Alves M F R, Galina S V R, (2019). Take Your Time: Examining When Green Innovation Affects Financial Performance in Multinationals[J]. *Journal of Cleaner Production*, (233): 993–1003.