引用格式:徐亚平, 陈一凡. 创新驱动、能源转型与城市绿色创新生态建[J]. 技术经济, 2025, 44(12): 93-115.

Xu Yaping, Chen Yifan. Innovation drive, energy transition and urban green innovation ecological construction[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(12): 93-115.

创新驱动、能源转型与城市绿色创新生态建设

徐亚平, 陈一凡

(安徽大学经济学院, 合肥 230601)

摘 要: 在全球环境挑战日益加剧背景下,推动城市绿色创新与可持续发展已成为中国高质量发展的关键议题。以创新型城市与新能源示范城市"双试点"政策为研究对象,运用双重差分(difference-in-difference, DID)模型,从协同治理视角系统考察技术创新与能源转型互动对城市绿色创新生态系统建设的影响机制。研究结果表明,"双试点"政策对城市绿色创新能力具有显著提升作用,并具有持续性正向效应。其作用机制主要体现在三方面:一是通过强化公众环境意识,扩大绿色技术的市场需求;二是有助于激发企业创新活力与人才创造潜能,优化创新要素配置;三是推动产业结构高级化,促进绿色经济内生增长。区域异质性分析显示,政策效应在东部地区、非资源型城市及知识传播能力较强的城市中更为显著。空间计量结果进一步揭示,"双试点"政策虽有效提升试点城市的绿色创新效率,但也可能导致非试点城市技术与资源外溢不足,形成区域发展的"虹吸效应"。研究结论有助于突破传统单一政策效应评估的分析范式,揭示技术创新与能源转型协同治理的倍增效应机制,不仅为协同治理与绿色创新理论提供新的实证支持,也为全球可持续发展政策如何在效率提升与区域公平之间实现平衡提供相应实践启示。

关键词: 创新驱动; 能源转型; 绿色创新生态; 协同作用; 可持续发展

中图分类号: F290 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2025)12-0093-23

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24060501

一、引言

在"双碳"战略的引领下,中国经济正处于由"速度领跑"向"质效优先"转型的关键阶段。党的二十大报告指出,积极稳妥推进碳达峰碳中和是推动经济社会系统性变革的重要抓手。在此背景下,加快新旧动能转换、深入推进绿色低碳转型,已成为实现经济高质量发展的关键路径。因此,绿色创新作为推动经济可持续发展的核心动力,正发挥着不可替代的作用。截至 2022 年底,中国在绿色低碳技术领域拥有有效专利总量达到 218000 件,占发明专利有效量的 5.2%①,体现出中国在绿色低碳技术创新方面具有相应活力与潜力。因此,推动绿色创新不仅有助于提升技术进步和绿色产业发展,还在引导城市发展模式由粗放型向集约型、由资源依赖型向创新驱动型转变的过程中发挥关键作用。

随着全球碳排放压力加剧与传统能源供给约束的增强,发展创新型能源解决方案逐步成为推动城市可持续转型的重要路径。在这一过程中,不能忽视技术进步与能源转型的协同作用。一方面,技术进步通过引入高效能源利用技术和改进城市基础设施,帮助减少能源浪费并优化资源配置[1]。另一方面,能源转型通过推动能源结构优化和清洁能源替代,为城市绿色低碳转型提供实践抓手[2]。二者融合有助于为城市的绿色发展提供内生动力。尽管现有研究已经广泛认识到技术创新在提升城市能源效率和支持城市发展中的重要作用[3-4],以及能源转型在增强环境与经济可持续性方面的积极影响[5],但如何在城市层面有效结合技术创新与能源转型,释放绿色创新红利,以更好激发高质量绿色创新,已成为政府及学术界需共同面对和解决的实际问题。

收稿日期: 2024-06-05

基金项目: 安徽省社科规划重点项目"习近平总书记关于宏观调控重要论述研究"(AHSKZ2019D026)

作者简介: 徐亚平(1967—),博士,安徽大学经济学院院长、教授,博士研究生导师,研究方向:货币金融理论与政策;陈一凡(1999—),安徽大学经济学院博士研究生,研究方向:金融理论与政策。

① 数据来源于《全球绿色低碳专利统计分析报告(2023)》(https://www.cnipa.gov.cn/art/2023/5/17/art_88_185467.html)。

因此,为加快高质量绿色创新生态体系建设,更好地实现能源利用效率最大化与环境影响最小化,中国自2008年起启动创新型城市试点建设,并陆续开展多批次试点。随后,在2014年又为落实可再生能源发展目标,设立新能源示范城市试点,以此推动能源结构优化与绿色转型。然而,由于不同政策在目标定位与实施路径上的差异,这两类试点在部分地区呈现出空间重叠与政策叠加现象。例如,深圳、合肥等城市同时被纳入创新型城市与新能源示范城市范畴,形成“双试点”效应,使这些城市在绿色创新生态建设方面表现出与其他地区显著不同发展特征。基于此,将创新型城市与新能源示范城市“双试点”政策视为外生政策冲击,从协同治理视角出发,探讨其对城市绿色创新生态建设的影响及作用机制。本文选取2005—2021年全国282个地级市的面板数据,构建多期双重差分(difference-in-differences,DID)模型进行实证分析。

综上所述,可能的边际贡献有:首先,展示出创新型城市与新能源示范城市的“双试点”城市对中国城市绿色创新生态建设的直接影响,有助于揭示创新技术供给与新能源应用场景需求的协同效应对城市绿色转型及创新发展的重要影响;其次,通过探索城市绿色关注度、市场活力及产业高级化对绿色创新发展的传导机制,不仅能够拓展绿色创新理论领域,同时为城市可持续发展策略和节能政策提供理论依据;再次,分析政策效果在不同地区、资源状况和知识传播背景下的异质性,从区域差异视角理解政策效应,以期对“双试点”及其他试点政策的推广提供经验支持;最后,加入空间效应分析,在丰富区域发展与政策溢出理论基础的同时,也为指导制定协同增效的绿色发展策略提供参考。此外,从绿色创新视角对创新型城市建设效益进行评估,为增强城市环境及创新效应提供一定见解。

二、文献综述

(一)创新化、能源化单边政策作用效果

在自由市场机制下,创新活动所产生的知识外溢效应常导致社会收益与私人收益不匹配,从而引发研发投资不足的市场失灵问题,为政府在区域创新体系中进行干预提供理论依据。创新型城市建设作为我国推动科技创新和高新技术产业集聚的重要政策工具,正是在这一逻辑下形成的典型实践。试点目的在于构建系统性的创新生态体系,以更好促进知识创造、技术扩散与成果转化,进而增强城市的整体创新能力和竞争力[6]。已有研究表明,创新型城市政策通过优化要素配置与制度环境,对经济增长质量、创新绩效、绿色低碳发展及城市韧性和可持续性等多个方面产生显著影响。一方面,创新型城市政策有效增强企业的自主创新能力[7],提高其对外贸易发展程度[8],推动产业结构优化升级[9];另一方面,尽管快速城市化进程不可避免地增加资源消耗与环境压力,但创新型城市的建设理念与政策实践为协调经济增长与环境保护之间的关系提供制度创新路径,使城市化与生态可持续性能够实现动态平衡[3,10]。由此可见,基于技术创新驱动的创新型城市发展模式,与绿色转型和可持续发展目标在理念与机制上具有内在一致性,共同推动环境质量改善与生态效益提升。

与此同时,随着全球气候变化与能源危机日益加剧,能源结构转型成为实现可持续发展的关键环节。随着温室气体浓度持续上升及其引发的气候风险不断加剧,各国经济体被迫加速从化石能源向清洁能源过渡。中国为应对这一挑战,自2014年起启动新能源示范城市试点,旨在通过政策引导推动新能源技术的研发、应用与推广。该项目不仅是国家低碳发展战略的重要组成部分,也是落实能源结构优化的核心抓手,通过设定具体的执行限制来确保指导和约束的作用得以实施[11]。从理论层面来看,根据不完全市场理论与波特假说,能源转型政策具有双重叠加效应:它不仅可以通过激励企业采用环境友好型生产方式,降低污染治理的合规成本;还能够促使企业在学习效应与创新激励作用下实现技术进步,从而提升整体生产率水平[12]。从环境效应来看,新能源消费可以减少生态足迹,遏制环境恶化,实现环境与发展的双赢[5]。然而,在新能源发展与经济增长关系方面,学界尚未达成一致。一部分学者认为,新能源发展通过提高能源效率和促进绿色产业投资,能够显著推动经济增长[13-14],这种对经济增长的推动并非孤立存在,而是通过与政策、市场、行为的多维协同实现的[15]。例如,林伯强[16]提出,在碳中和目标约束下,实现经济高质量增长需要实现“能源消费脱钩”与“能源需求脱钩”的“双脱钩”路径,即在保持经济增长的同时减少化石能源依赖。这一观点进一步强调能源系统转型的必要性。然而,另一些实证研究发现,新能源消费在短期

内可能对经济增长产生抑制效应[17]，其原因可能在于新能源开发初期高投入与结构调整成本增加。

（二）城市绿色创新生态

对于绿色创新的探讨，目前尚处于初步阶段且对其定义缺乏一致共识。从微观层面来看，普遍将绿色创新定义为围绕绿色产品、绿色工艺或清洁生产过程所开展的技术改良活动，其核心目标在于提升企业在可持续发展领域竞争力[18]。从宏观层面来看，绿色创新被认为是兼具经济与环境双重正外部性的创新活动[19]，即被视为集经济效益、环境效益与创新效益于一体的系统性创新过程，其最终目的是推动产业结构升级、促进生态环境改善与强化创新要素的整合和配置[20]。

在绿色创新的影响因素研究方面，现有文献主要集中于政策制度与技术创新两个方面。从政策层面来看，低碳城市试点、智慧城市试点及国家自主创新示范区等政策的设立，为城市绿色创新提供重要的制度保障与政策激励[21-23]。同时，生态文明建设理念的强化也显著促进以能源节约与环境友好为特征的“森林型城市”绿色创新水平提升[24]。此外，技术研发效率的提高与创新成果转化能力的增强，被证明能够推动能源密集型产业的绿色技术创新效率呈现阶段性增长[25]。从技术层面来看，技术创新在促进能源效率提升、改善环境管理及增强绿色生产力方面具有决定性作用[26]。绿色技术创新被普遍视为实现可持续发展目标的重要路径，不仅能够降低资源消耗与环境污染，还能通过知识溢出效应促进整体经济的绿色转型。综上所述，完善的政策体系与技术创新在推动中国绿色创新发展中均发挥着积极作用。前者通过制度激励与政策引导，为绿色创新提供外部约束与支持；后者则通过技术进步与知识积累，为绿色创新强化自身内生动力。两者共同构成中国城市绿色创新生态体系演化的重要基础。

现有文献提供了重要的理论基础和实证参考，但仍可在以下三个方面予以拓展研究：首先，关于绿色创新的研究主要聚焦于单一维度的分析，缺乏对绿色技术创新与绿色创新效率在多维度下的综合量化考察，这种单一研究方式限制了对绿色创新全貌的深入理解；其次，当前对试点政策效果的评估大多从单个试点出发，忽视不同试点政策之间可能存在的相互作用及其对绿色创新生态构建的影响，未能全面回应如何有效促进绿色创新生态系统的构建；最后，虽然部分研究开始探讨试点政策的协同效应，关注试点政策组合在环境治理和绿色技术创新方面的潜在互补性或排斥性，但这些研究还远未触及创新驱动与能源转型“双试点”在推动城市绿色创新生态建设方面的系统性影响。

三、理论分析与研究假设

（一）“双试点”政策对城市绿色创新生态建设的基本机制

当前城市不断发展，政府所采取的策略对于推动绿色技术创新和提升创新效率具有至关重要的作用。特别是创新型试点城市和新能源示范城市政策，作为推动城市可持续发展的关键措施，能够有效解决绿色技术创新过程中面临的信息不对称和负外部性问题，即以体制创新和市场激励的方式，为加速城市绿色创新提供了一条有效路径。具体而言，创新型试点城市政策通过政府职能转型和体制创新，降低绿色技术创新的初始门槛与融资障碍[7]，从而促进创新资源的有效集聚与利用。在这一框架下，政府通过优化创新环境、调整政策导向，能够激发企业的创新动力，并促使其在绿色技术领域进行更大规模的投资与研发。而新能源示范城市政策更侧重于通过政府主导型市场激励机制（如税收优惠和财政补贴）来优化技术应用环境，增强绿色技术的市场需求和应用价值[13]。值得注意的是，创新型城市与新能源示范城市“双试点”政策的有机结合，能够通过政策间的互补作用，完善创新资源配置，提升政策投入的产出效率。这种结合在降低绿色技术创新的前期风险和门槛的同时[4]，通过提高市场需求[27]，加速技术市场扩散和应用，最终实现技术创新与市场应用的有机结合。

进一步而言，“双试点”政策的实施能够促进政策间的信息交流与资源共享，以形成政策效应的叠加。这一机制加速了绿色技术的研发与市场化进程[28]，显著提升城市在全球绿色发展竞争中的地位。这不仅体现出地方政府在经济理论指导下的策略选择，即通过综合政策工具解决市场失灵和外部性问题，还为城市可持续发展提供强有力的政策支持，更好提升绿色技术创新的整体水平和效率。

基于此，本文提出假设：

“双试点”政策能提升城市绿色技术创新的整体水平和效率(H1)。

(二)“双试点”政策对城市绿色创新生态建设的传导机制

1.“双试点”政策的城市绿色发展关注度机制

在当前绿色转型背景下,地方政府通过强化市场需求与改善技术应用环境,在推动绿色技术创新和提升创新效率方面发挥关键作用。这一过程不仅有助于深化公众与政府对绿色可持续发展的认知,也为城市绿色转型营造出良好的政策环境。创新型试点城市政策通过整合创新资源与优化制度环境,促进城市发展模式由要素驱动向创新驱动的转变,从而在经济增长与绿色创新之间形成良性的互动关系[29]。换言之,创新型试点城市政策通过体制机制创新,降低绿色技术创新的制度壁垒和融资门槛,增强试点城市的示范带动效应,有利于营造绿色创新的社会氛围。与此同时,新能源示范城市政策则侧重于市场化激励机制,如财政补贴、税收优惠和绿色信贷支持,通过改善新能源技术应用环境,推动绿色技术从实验室向市场转化[30]。这使得公众能够从日常生活中直接感受到绿色技术带来的便捷性与对环境的保护作用,从而增强了社会整体对可持续发展的认同感与参与度。

进一步来看,创新型城市与新能源示范城市之间的互动产生了显著的正向耦合效应。这种政策耦合通过“技术创新-能源转型”双重路径,加强政府、产业与公众之间的协作联系,促进创新要素与能源资源的协同配置,从而形成一种多主体共治的绿色创新体系。此类政策间的互补与协同,不仅提高资源配置效率,也为社会各界提供交流与合作的平台,增强全社会对环境保护与可持续发展的关注度与行动力。这种自上而下的政策引导与自下而上的市场响应相互作用,有利于优化绿色产业链,增强公众对绿色技术的认知,进而推动绿色资源的高效配置[31]。由于绿色产品与绿色技术在市场中的渗透率不断提升,企业与消费者对绿色创新的需求也随之增强,逐步形成“政策激励-市场响应-技术扩散”的良性循环机制,更好提升城市绿色技术创新的水平与效率[24]。

综上所述,创新型城市与新能源示范城市的“双试点”政策通过强化公众认知、激发市场需求与促进技术扩散,实现绿色创新从政策推动到社会共识的转变。该政策组合不仅加深公众对可持续发展的理解与参与,也为城市绿色创新能力与效率的持续提升奠定了坚实基础。

基于此,本文提出假设:

“双试点”政策通过增强城市绿色发展关注度提升绿色技术创新的整体水平和效率(H2)。

2.“双试点”政策的市场活跃机制

市场活跃度是衡量一座城市在资源吸引与要素配置方面能力的重要指标,反映出城市在吸纳和利用外部资源(资本、人才与企业)方面的效率与潜力。这一能力对于推动绿色技术创新至关重要。“双试点”政策通过优化政策环境与制度供给,营造有利于资本流动、技术扩散与人才集聚的创新氛围,从而构建绿色创新的三大支柱体系。资本投资,通过促进资源高效配置,为绿色创新提供资金支持;人力资本,尤其是科技型人才,成为优化创新要素结构的核心力量;新兴科技企业,作为市场活力的重要主体,其兴起进一步提升资源配置效率,加速形成绿色创新的动态发展格局[32]。

“双试点”政策融合为城市间的生产要素流动与技术交流提供一定程度上的制度便利,打破创新主体之间的壁垒,促进知识共享与技术扩散,从而提高能源利用效率,帮助城市逐步突破资源依赖与生态约束的双重困境[33]。具体而言,“双试点”城市通过促进产业协同与空间集聚,构建有利于绿色技术创新的多层次生态系统。其中,创新型城市试点政策通过激励企业跨领域集聚与合作,强化跨行业的知识溢出与技术共享机制[7];新能源示范城市政策则以新能源产业为核心,推动上下游企业协同发展,深化产业链互动。这种产业集聚效应不仅可以加快信息流与技术流的传播速度,也显著提升绿色技术创新的应用效率。与此同时,科技人才的集聚在推动绿色技术创新中发挥着决定性作用[34]。“双试点”政策通过吸引高端科技人才并营造有利的创新创业环境,有效加强学术界与产业界的深度融合,为绿色技术从理论研究向实践应用转化提供保障。这一过程有效推动技术成果的快速落地与市场化,提升城市绿色创新的整体效率。值得注意的是,科技人才与新兴企业的双向互动形成了创新活力的内生循环机制,即科技人才可以为企业提供知识与技术支持,企业又可通过市场机制实现创新成果的商业化,从而吸引更多人才集聚,推动绿色技术在更大范

围内的推广与应用[35]。

综上所述，“双试点”政策通过政策协同与机制创新，不仅显著增强城市市场的活跃度，也通过激发创新动能和优化资源配置，提升绿色技术创新的整体水平与效率。这种政策协同所形成的资本、技术与人才的良性互动，为构建高质量、可持续的城市绿色创新生态体系提供坚实的动力与制度保障。

基于此，本文提出假设：

“双试点”政策通过增强城市的市场活跃度提升绿色技术创新的整体水平和效率（H3）。

3.“双试点”政策的产业结构高级化机制

“双试点”政策，即创新型城市试点政策与新能源示范城市政策的协同实施，通过形成制度与市场的双重联动机制，推动了经济增长模式由资源消耗型向创新驱动型的根本转变。一方面，在协同政策框架下，创新型城市建设通过优化制度环境和政策供给，促进了产业结构优化升级[3]；另一方面，新能源示范城市政策的推行对高能耗、高污染行业形成了显著的“挤出效应”，加速了能源产业的转型与升级，该过程产生了“新能源筛选效应”，即迫使依赖传统能源的企业主动退出或转型，从而实现高耗能企业数量减少与新能源产业企业数量增加的结构性演化[13]。

产业结构的高级化进一步促进了绿色创新体系的完善。“双试点”政策通过增加对绿色技术研发的投入、改善创新环境与制度基础，推动了绿色技术创新效率的提升[36]。随着产业高级化的推进，政府不断提升知识产权保护力度、加强相关科研资金支持，降低企业绿色创新的制度性成本与技术风险，增强了企业参与绿色创新的意愿与能力。这种产业完善不仅优化了创新资源配置，也形成了技术创新与政策支持的良性互动机制。

因此，“双试点”政策在推动产业结构优化的同时，催生了以高新技术产业和战略性新兴产业为代表的绿色低碳新型产业体系。这种结构性转型不仅有助于减缓生态环境压力、促进资源高效利用，还在根本上激发了城市绿色创新水平与绿色创新效率的提升。换言之，产业结构高级化成为“双试点”政策作用机制中的关键中介环节，通过引导资源要素向绿色、高效领域流动，实现了经济增长质量与环境绩效的协同提升。

基于此，本文提出假设：

“双试点”政策通过促进产业结构高级化提升绿色技术创新的整体水平和效率（H4）。

综上分析，本文逻辑框架如图 1 所示。

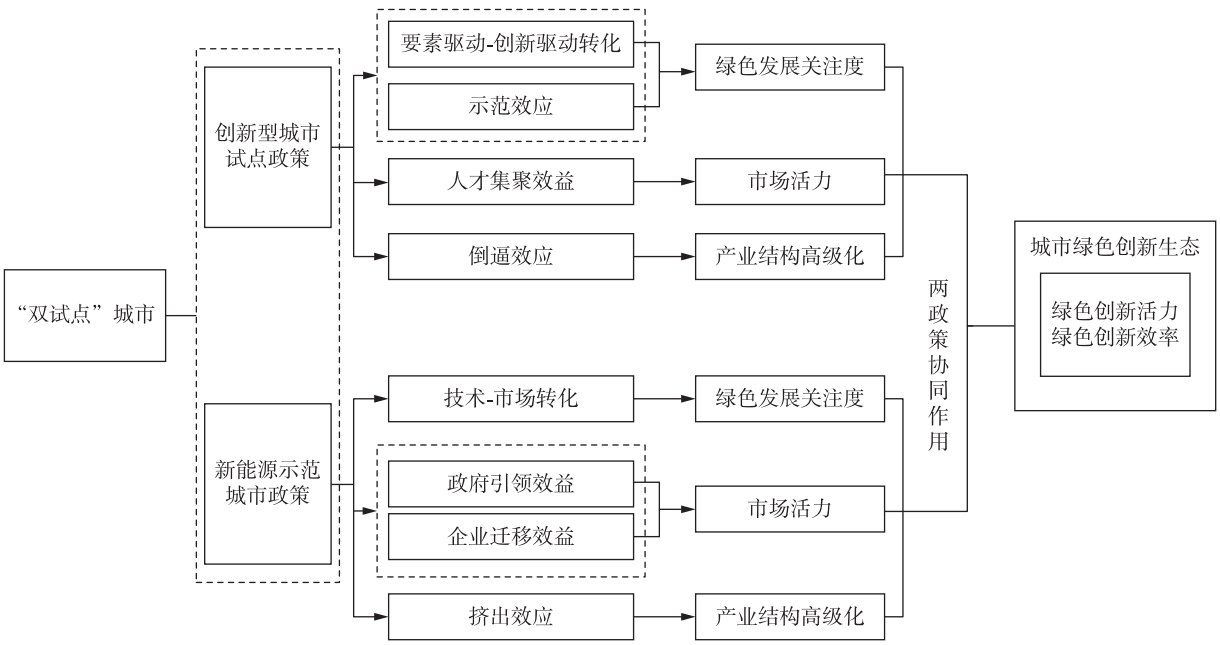


图 1　研究机理框架

四、研究设计

(一)模型设定

本文旨在确定创新型城市与新能源示范城市“双试点”政策对城市绿色创新生态建设的因果效应。借鉴韩先锋等[37]及陈丽娜和柏杨[38]的研究,构建渐进式双重差分(DID)模型。该模型通过对比符合两项试点政策要求的城市(实验组)与未全面符合这些要求的城市(对照组),利用政策在不同城市和时间点上的差异,实现因果推断。分析框架旨在通过分析实验组与对照组间的差异,揭示双重试点政策实施带来的协同效应,模型如式(1)所示。

$$UGE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:i 和 t 分别为城市与年份;UGE 为城市绿色创新生态建设,包括城市绿色创新活力(Giv)与城市绿色创新效率(Gie);$Treat_i \times Post_t$ 为满足创新型城市与新能源示范城市“双试点”城市建设的政策虚拟变量;α_1 为“双试点”城市的政策效果,若 α_1 显著为正,则说明“双试点”政策促进了城市绿色创新生态建设,反之亦然;X_{it} 为城市层面的控制变量;γ 为模型中各控制变量对城市绿色创新生态建设的边际影响;δ_i 为个体固定效应;τ_t 为时间固定效应;ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量选取与说明

1. 被解释变量

绿色创新活力(Giv)。城市绿色创新活力体现了地区在绿色技术创新与推动可持续发展方面的综合能力。采用每万人绿色技术专利申请数量作为衡量城市绿色创新能力的指标,这不仅反映了城市采纳绿色技术的程度,而且有效避免了因行政审批等外部因素干扰的问题,提供了一种更直接和客观的评价方法。

绿色创新效率(Gie)。采用非期望产出的超效率 SBM(slacks-based measure)模型,在传统数据包络分析(DEA)框架下引入非期望产出约束与超效率改进,对城市绿色创新效率进行了综合测量,旨在全面捕捉绿色创新的多维度影响。研究选取资本、人力资源及自然环境资源作为关键投入指标:资本为绿色技术开发提供重要资源,人力资源注入必要知识与技能,自然资源的利用与保护则是创新的绿色基础。在产出选择上,不仅评估了经济、创新、生态等正面产出,也关注了潜在负面效应,如污染排放,旨在量化城市绿色创新活动的效率,推动经济增长与环境保护的可持续协调发展,具体指标构建与选取见表 1。

表 1　绿色创新效率指标构建与选取

投入与产出	一级指标	二级指标
投入指标	资本投入	政府科学事业费用之支出
	人力资源投入	从事科技、水利、环境、公共设施管理的人员总数
	资源投入	熵值法衡量全市供水量、供电量及石油气供应量
期望产出指标	经济产出	全市人均 GDP
	创新产出	绿色专利授权数量
	生态产出	城市建成区绿地覆盖率
非期望产出指标	环境污染	熵值法衡量城市工业二氧化硫、工业废水与工业烟尘

2. 核心解释变量

核心解释变量是创新型城市与新能源示范城市“双试点”政策交互项($Treat_i \times Post_t$)。在当前的政策研究领域,$Treat$ 用于衡量城市是否被同时指定为“创新型试点城市”和“新能源示范城市”。自 2008 年以来,我国以深圳为首启动创新型城市试点政策,旨在完善创新要素配置,激发传统产业与新兴产业的创新活力。此后,政府陆续于 2010 年、2011 年、2012 年、2013 年及 2018 年,共确立了 78 个创新型试点城市。我国自 2014 年起实施新能源示范城市政策,该政策作为能源转型的关键策略,主要目标在于推动能源消费结构根本性转变,并优先开发和利用可再生能源,以实现减少环境污染和碳排放的目标。截至目前,共有 81 个城市被列为新能源示范城市。在将两项试点政策匹配后,共识别出 25 个同时入选两项政策的城市,这种政策结合旨在整合创新与环保政策,通过覆盖从源头预防、过程控制及末端治理的全方位管理,有效增强城市的可持续创新发展能力。若城市 i 在年份 t 成为“双试点”城市,则在之后的年份 $post$ 取值为 1,否则取值为 0。

3. 机制变量

城市绿色发展关注度(*Attention*)。基于地方城市年度政府工作报告中的环境议题相关文本，构建并精化了城市绿色发展关注度指标。利用自然语言处理和机器学习技术，自动更新环境词汇库并细分为五大类：生态保护、环境污染、能源使用、治理体系及其他②，扩充了绿色治理等新词汇以广泛捕捉对环境议题的社会关注。通过 Python 软件分析政府工作报告中的词频，量化环保关注度，增强词汇分类的准确性与动态更新能力。在此基础上，借鉴阳镇等[31]的研究，运用熵值法确定各维度权重，构建综合指标，全面准确地反映政府对城市绿色发展的关注程度，提供评估与提升城市绿色水平的量化工具。

市场活力(*Vitality*)。现有研究通常将新企业的注册数量作为市场主体活力的重要指标[39]，进一步考虑产业集聚和科技人才在市场中扮演的关键角色，其不仅是市场要素流动的主要组织形式，还能够在特定区域内具有技术溢出效应和知识扩散的外部性，对激发市场活力和推动经济发展发挥着至关重要的作用[34]。因此，为了更准确地衡量市场活力，采用熵值法构建产业协同集聚、科技人才集聚与城市新注册企业三者的综合评价体系。这种方法不仅关注新企业的注册数量，更重要的是，还充分考虑了产业和人才集聚的效应，以更全面地捕捉市场活力。

产业结构高级化(*Advavce*)。借鉴袁航和朱承亮[40]的研究，将产业结构高级化细分为“量的高级化($Advance_1$)”和“质的高级化($Advance_2$)”两个方面，以更全面地评估和理解产业发展的复杂性。量的高级化指的是产业在地区总产值中所占比重的变化，这一指标反映了各产业对经济总量贡献的相对大小。具体而言，量的高级化公式为：$Advance_1 = \sum_{m=1}^{3} y_{i,m,t} \times m(m = 1,2,3)$。其中，$y_{i,m,t}$ 为在特定时间 t，地区 i 中第 m 产业产出的价值。此指标揭示了产业结构随时间的演变，如从以农业和重工业为主向服务业和高科技产业转型的过程。质的高级化则侧重于产业的效率和产出价值，尤其是对人均产出和技术含量的考虑。质的高级化公式可以表示为：$Advance_2 = \sum_{m=1}^{3} y_{i,m,t} \times \frac{Y_{i,m,t}}{L_{i,m,t}}(m = 1,2,3)$。其中，$Y_{i,m,t}$ 为在特定时间 t，地区 i 中第 m 产业的增加值，$L_{i,m,t}$ 为该产业的就业人数。$Y_{i,m,t}$ 与 $L_{i,m,t}$ 的比例不仅反映产业的技术水平和创新能力，还体现产业本身的效率和技术水平，该比例越高说明产业在利用人力资源方面的效率越高。

4. 控制变量

借鉴王晗等[19]的研究，选择如下控制变量，以全面捕捉经济环境的多方面特征：经济发展水平(*Ed*)，通过城市人均 GDP 的对数来衡量，以反映不同城市的经济规模和发展水平；政府干预程度(*Gov*)，使用地方政府一般预算内的支出占地区 GDP 的比例来表示，旨在量化政府在经济活动中的作用和影响力；金融发展程度(*Fin*)，通过计算年末金融机构存贷款余额与地区 GDP 之比来评估金融体系的发展水平，这反映了金融资源对经济活动的支持程度；对外开放程度(*Fdi*)，利用当年实际使用的外资金额占地区 GDP 的比例来衡量地区的开放程度，显示了外资在地方经济中的重要性；市场化水平(*Market*)，采用城镇私营和个体从业人员数量占城镇就业总人数的比例来表示，反映市场在资源配置中的作用；产业结构(*Structure*)，参考郑冰等[41]的方法，采用第二产业的增加值占地区 GDP 比值来衡量，以此表征产业结构特点和经济发展的阶段。

② 生态环境保护类包括“环境保护、环保、环境、污染防治、治污、污染治理、治理污染、绿化、绿色、绿色发展、低碳、减排、生态、污水处理、污水治理环境影响评价、环保督察、生活垃圾无害化、环境质量、空气质量”；生态环境污染类包括“污染、排污、化学需氧量、二氧化硫、二氧化碳、颗粒物、PM2.5、氨氮、氮氧化物、大气污染、污染物、扬尘、降尘、废物、垃圾、排放、空气、化学需氧量、二氧化硫、二氧化碳、PM10、雾霾、温室气体”；生态环境能源类包括“水耗、能耗、消耗、资源、节约、集约、能源、新能源、清洁能源、煤改电、煤改气、集中供热、再利用、循环、可再生、高耗能、节能减排、节水灌溉、工业节水、绿色制造、降耗、农业面源污染”；生态环境治理体制机制包括“环保协同、协同发展、协同治理、部门合作、公众参与、交界地区、共享、转移、联防、联控、联治、区域协调发展、流域综合治理、区域合作、优势互补、合作共赢、共同推进、保护协作、协同治污、可持续、低碳经济、循环经济、绿色经济、生态文明示范区、生态城市、山林修复、植树造林、水源涵养、绿水青山、联防联控、地方立法、公众参与、环境监管机制、绿色治理”；其他类包括“蓝天、碧水、净土、绿地、森林、河长、河长制、湖长、湖长制、留绿、留白、宜居、植树、造林、绿水青山、蓝天白云、生态屏障、水源涵养、水土保持、开发、土壤、退耕还林、天然林”。

(三)样本选取与数据来源

考虑到城市数据的完整性与可得性,本文研究 2005—2021 年中国 282 个地级以上城市的经济发展状况,构建相关平衡面板数据集进行实证检验。创新型城市的界定依据国家发展和改革委员会及科学技术部公布的名单;新能源示范城市的识别依据来自国家能源局的正式文件。城市绿色创新相关指标,以中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库中的绿色专利数据为依据,其他数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国城乡建设年鉴》及地方各级政府发布的统计年鉴。对于数据集中的部分缺失信息,通过地方级别的统计年鉴或公共统计报告进行补充,而对于无法直接获得的数据,则采用插值法进行估算和填补,以确保分析的完整性与相对准确性。关键变量描述性统计见表 2,其中绿色创新指标(*Giv*)的最大值达到 12.33,而最小值仅为 0,平均值为 0.939,这一显著差异反映了地区间在绿色创新水平上的不均衡,表明整体绿色创新水平尚需提升。绿色创新效率(*Gie*)的最大值为 1.040,最小值为 0.002,平均值仅为 0.060,这表明相较于地区绿色创新水平,绿色创新效率普遍偏低,反映出提高效率的迫切需求。对于“双试点”城市的处理效应,观察到对照组的平均值(*Treat*)为 0.082,这指示“双试点”城市在绿色创新实施方面处于较低的起始阶段,表明“双试点”城市在推进绿色创新政策的过程中面临挑战,需进一步强化政策支持和实施力度。

表 2 描述性统计表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Giv	4794	0.939	1.961	0	12.330
Gie	4794	0.060	0.155	0.002	1.040
Treat	4794	0.082	0.274	0	1.000
Post	4794	0.035	0.184	0	1.000
Ed	4794	10.420	0.747	8.474	11.970
Gov	4794	0.179	0.092	0.058	0.572
Fin	4794	2.289	1.092	0.869	6.434
Fdi	4794	0.018	0.019	0	0.091
Market	4794	1.110	0.670	0.202	3.561
Structure	4794	0.466	0.110	0.186	0.755
Attention	4794	0.224	0.066	0.037	0.576
Vitality	4794	0.103	0.050	0.042	0.287
$Advance_1$	4794	2.270	0.148	1.831	2.836
$Advance_2$	4786	0.567	0.279	0.052	1.980

五、实证结果分析

(一)多重共线性检验

为确保估计结果的稳定性和可靠性,在基准回归分析前,采用方差膨胀因子(variance inflation factor,VIF)检测可能存在的多重共线性问题,结果见表 3。其中 VIF 最大值为 1.680,最小值为 1.110,均远低于通常使用的临界阈值 10,表明变量之间不存在显著的多重共线性问题。

(二)基准回归

创新型试点城市与新能源示范城市政策“双试点”政策对城市绿色创新活力及效率影响的因果关系,研究结果见表 4。初步分析在未纳入控制变量时,“双试点”政策对绿色创新活力与效率的影响系数在 1%的显著性水平上均显著为正。为减少潜在的遗漏变量偏误,进一步引入控制变量,回归结果依然显示显著为正,表明在控制上述因素后,“双试点”城市在绿色创新活力及效率上显著优于非“双试点”城市。这一发现支持了假说 H1,说明“双试点”政策不仅在统计上显示出显著的正向效果,也为城市带来了独特的机遇,即通过

表 3 多重共线性检验

变量	*VIF*	1/*VIF*
Treat × *Post*	1.110	0.898
Ed	1.600	0.626
Gov	1.460	0.687
Fin	1.640	0.610
Fdi	1.120	0.889
Market	1.160	0.863
Structure	1.680	0.597
Mean	*VIF*	1.390

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × Post	2.2602***	0.0947***	2.0372***	0.0857***
	(0.3362)	(0.0289)	(0.3157)	(0.0284)
Ed			−1.2007***	−0.0565*
			(0.2819)	(0.0295)
Gov			−6.7016***	−0.3983***
			(1.0777)	(0.1002)
Fin			−0.1811*	−0.0072
			(0.1002)	(0.0137)
Fdi			−14.2578***	−0.1068
			(3.5701)	(0.2290)
Market			−0.0684	0.0050
			(0.0900)	(0.0062)
Structure			−1.2546*	−0.1534
			(0.6654)	(0.0947)
Constant	0.8598***	0.0570***	15.9097***	0.8013***
	(0.0118)	(0.0010)	(3.1780)	(0.3053)
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4794	4794	4794	4794
r^2	0.7264	0.3472	0.7567	0.3590

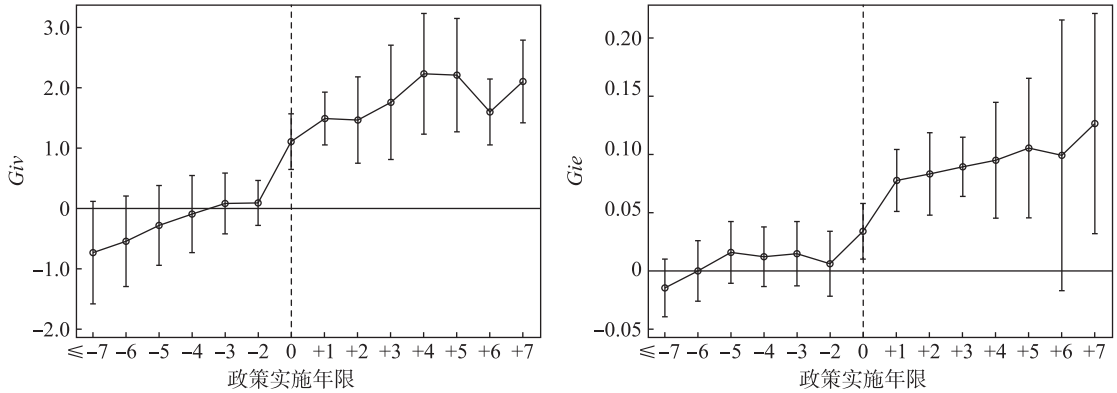
注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

协同增效机制促进技术创新与环境保护的双向促进。具体而言，该政策通过优化创新资源配置和加速新能源技术的采纳，有效地构建了从源头到末端的全面环境管理链条，这不仅提高了技术的实际应用效率，还促进了环境友好型产业的发展。

（三）渐进双重差分有效性检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分（DID）方法评估创新型城市与新能源示范城市政策的综合影响。关键前提是实验前实验组与对照组展现相似的发展趋势，即满足平行趋势假设。图 2 分析结果显示，在政策实施前，两组在绿色创新活力与效率方面的趋势无显著差异，证明了 DID 方法的适用性。尽管公共卫生事件短期内影响了部分年份的效果，但总体上在政策实施后城市绿色创新的推动力度明显增强。这一长期积极趋势反映了“双试点”城市在技术研发和环保领域的持续提升，强化了城市绿色创新生态建设的动力。



(a)*Giv*平行趋势　　(b)*Gie*平行趋势

≤−7 表示以“政策正式开始实施的年份”为参照基准，政策实施年份往前推 7 年，以及比这 7 年更早的年份，即政策没实施之前的 7 年及更早时期

图 2　平行趋势结果

2. Bacon 分解

在渐进式双重差分估计中，由于双向固定效应模型可能产生带负权重的加权平均而导致估计偏差，从而使估计得到的处理效应偏离真实的平均处理效应（ATT），进而造成理论推断与实证观察结果不一致。为解决此问题，引入 Goodman-Bacon 提出的分解法[42]，通过对样本不同组别和权重分配得到各组在估计中的具体贡献，提升估计结果的准确度与可信度。表 5 的分解结果表明，处理组相对于对照组具有最高权重（0.990），而后期对照组与早期对照组的比较（污染组）权重极低（0.003），表明其对整体估计影响甚微。此外，Goodman-Bacon 分解法得出的估计系数统计显著且为正，进一步验证了基准回归的可靠性，表明非现实的处理效应未对主要发现造成影响。

表 5　Goodman-Bacon 分解结果

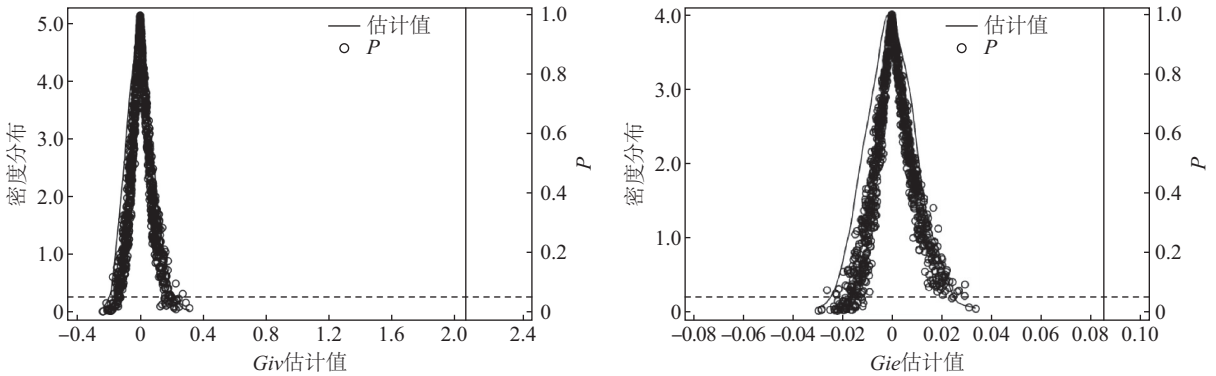
组别	*Giv*		*Gie*	
	权重	估计系数	权重	估计系数
Treat × *Post*	1.000	2.260***	1.000	0.095***
先处理组 *vs.* 后处理组	0.007	0.624	0.007	0.060
后处理组 *vs.* 先处理组	0.003	0.423	0.003	−0.005
时变处理组 *vs.* 从未为处理组	0.990	2.277	0.990	0.095

（四）内生性与稳健性检验

1. 安慰剂检验

本文通过安慰剂检验深入分析“双试点”政策对城市绿色创新活力及效率的影响，为排除其他不可观测因素的干扰，实验采用随机方法从总样本中选取实验与对照组，随机过程重复 1000 次，对模型（1）进行重新估计，产生核心自变量的虚拟系数。图 3 显示，经随机处理绿色创新活力与效率的回归系数均不显著，并且基准回归的真实系数以实线表示。可以看出真实系数与安慰剂检验的虚拟系数估计存在显著差异，验证了“双试点”城市对绿色创新活力与效率正向影响的真实性，证实了基准回归结果的稳健性。

为了确保“双试点”政策对城市绿色创新活力与绿色创新效率影响的回归结果的稳健性，选择采取 PSM-DID 进行进一步检验。由于“双试点”政策共同选择通常取决于城市的新能源禀赋、能源替代效率及产业结构等因素，故初始条件下“双试点”与非“双试点”城市在资源禀赋等因素上的差异可能导致选择性偏差。基于此，选择核匹配和半径匹配作为匹配方法，将其与更合适的对照组进行匹配。表 6 为 PSM-DID 结果，表明采用核匹配和半径匹配后，“双试点”城市对绿色创新活力与绿色创新效率的影响系数均显著为正，并且与基准回归结果基本一致，这意味着“双试点”城市有利于推动城市绿色创新生态的建设。



(a)*Giv*安慰剂检验　　(b)*Gie*安慰剂检验

图 3　安慰剂检验结果

表 6　稳健性检验 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	核匹配		半径匹配		替换被解释变量	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*	Giv_1	Gie_1
Treat × *Post*	1.8565***	0.0730***	1.7702***	0.0749***	1.6727***	0.0054*
	(0.3192)	(0.0281)	(0.3267)	(0.0285)	(0.5929)	(0.0030)
Constant	19.2351***	0.4963	19.1407***	0.6204*	21.1074***	0.9812***
	(3.7149)	(0.3107)	(4.1187)	(0.3401)	(4.2070)	(0.0350)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	核匹配		半径匹配		替换被解释变量	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*	Giv_1	Gie_1
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3868	3868	3236	3236	4794	4794
r^2	0.8299	0.5075	0.7757	0.4223	0.6330	0.8041

注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

3. 替换被解释变量

在绿色创新活力评估领域，绿色专利授权量经常作为关键指标有效反映绿色创新的量化水平，故本文选用绿色专利授权量（Giv_1）作为城市绿色创新活力的代理变量。表6的（5）列表明“双试点”政策对绿色创新活力有显著正向影响，证明其在促进城市绿色创新方面的有效性。进一步，本文借鉴王晗等[19]的研究，运用基于松弛测度的方向距离函数（SBM-DDF）模型评估城市绿色创新效率（Gie_1），该模型解决了传统评估方法的局限，允许非比例调整输入输出，确保效率评估更为准确。见表6的（6）列，“双试点”政策显著提高了城市绿色创新效率。

4. 滞后性分析

考虑到城市绿色创新生态的建设是一个持续的过程，对其滞后效应进行了检验，以解决互为因果的内生性问题。通过将核心解释变量滞后一期和滞后二期处理，结果见表7的（1）列~（4）列，“双试点”政策的实行不论是对城市绿色创新活力还是绿色创新数量均具有显著且持续的正向影响，且这种积极效应随时间推移并未减弱。

表7　稳健性检验2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	滞后一期		滞后二期		控制时间趋势	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × Post					1.0488***	0.0368***
					(0.2587)	(0.0140)
L. Treat × Post	1.9382***	0.0881***				
	(0.3128)	(0.0301)				
L2. Treat × Post			1.7627***	0.0820**		
			(0.3227)	(0.0320)		
Constant	15.5483***	0.8107**	14.3078***	0.6675**	15.7049***	0.8007***
	(3.1424)	(0.3232)	(3.0715)	(0.3271)	(3.1506)	(0.3046)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4512	4512	4230	4230	4794	4794
r^2	0.7681	0.3607	0.7795	0.3517	0.7585	0.3596

注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

5. 控制时间趋势

在探索城市绿色创新活力及效率的变化情况时，可能需要考虑到其或许存在的时间序列波动或长期发展趋势。这种动态性会掩盖政策效应的真实影响，因而在进行模型估计时，引入时间趋势作为控制变量。表7的（5）列和（6）列表明在控制时间趋势的情况下，“双试点”政策依然可以同时提升城市的创新活力与创新效率，进一步强化了“双试点”政策在促进城市绿色创新生态建设的有效性。

6. 工具变量法

考虑到“双试点”政策的选择依赖于城市特定因素，如新能源禀赋、能源替代效率及产业结构，导致其选择可能并非由随机或外生因素决定，出现内生性偏差。为解决此问题，应用工具变量（IV）方法，选择历史朝代都城（以下简称古都）作为 *IV*[43]。原因在于：一是“双试点”城市与古都均为经济与资源集中地，显示二者

在经济地位和资源上的相关性;二是古都地位不直接影响城市绿色创新水平与效率,但可间接提高城市成为“双试点”的概率,满足 *IV* 的排他性约束。通过匹配古都与现代地级市,识别 42 个具有古都背景的地级市。采用两阶段最小二乘法(2SLS),第一阶段模型如式(2)所示。

$$Treat_i \times Post_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 IV_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:*IV* 为工具变量,若地级市为古都,则 *IV* 为 1,否则为 0;由于核心解释变量为处理效应与政策期效应的交互(*Treat*×*Post*),相应的 *IV* 为 *IV*×*Post*。工具变量法的两阶段回归结果见表 8 的(1)列~(3)列。根据 Kleibergen-Paap LM 统计量和 Wald *F* 统计量,所选工具变量通过了不可识别检验和弱工具变量检验。第一阶段回归的结果表明,古都对“双试点”城市的选择有显著影响;(2)列和(3)列依次汇报了“双试点”城市对 *Giv* 和 *Gie* 影响的第二阶段,在经过工具变量对潜在的内生性进行校正后,可以看到第二阶段的系数方向与基准回归保持一致,表明结论具有稳健性。

表 8　工具变量检验

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	
	Treat × *Post*	*Giv*	*Gie*
Treat × *Post*		8.689***	0.289***
		(1.4048)	(0.0621)
IV × *Post*	0.150***		
	(0.0220)		
Constant	0.224	19.623***	0.963***
	(0.2221)	(2.0812)	(0.2464)
Controls	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes
N	4794	4794	4794
r^2	0.493	0.554	0.329
第一阶段 *F* 值	46.674		
Kleibergen-Paap LM 统计量	46.517***		
Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量	46.674(>16.750)		

注:括号中数值为城市层面的聚类标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

7. 更改样本容量

在对城市绿色创新活力及效率的影响进行评估时,将行政级别差异引致的资源配置不均作为一项关键考量。考虑到高行政级别城市(如直辖市、省会城市及副省级城市)享受较优资源分配,可能对回归结果引入偏差,通过剔除该类城市样本进行重新回归。表 9 中政策试点城市在绿色创新活力与效率方面呈现显著正向效应,与基准回归结果一致。同时,为精确评估“双试点”政策的影响,考虑到特定新能源示范产业园区所在城市可能导致评估结果低估,剔除了仅有局部区域被指定为示范区的城市样本,如北京昌平区和青岛崂山区等,以提高评估的精确度和全面性。在考虑样本多样性后,“双试点”政策仍显著促进了城市绿色创新活力与效率,验证了研究结论的有效性。

表 9　更改样本容量结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	更改样本容量 1		更改样本容量 2	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × *Post*	1.8125***	0.0543***	1.7153***	0.0682***
	(0.3538)	(0.0111)	(0.2807)	(0.0204)
Constant	12.8804***	0.6780**	13.1576***	0.7338**
	(3.1071)	(0.3211)	(3.1248)	(0.3126)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4199	4199	4590	4590
r^2	0.6938	0.3525	0.7441	0.3550

注:括号中数值为城市层面的聚类标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

8. 排除竞争性假设

由于中国在选定的样本期内实施了额外的城市试点政策。先前的研究发现,低碳城市试点、智慧城市试点及国家自主创新示范区的建立均对城市绿色创新有显著影响[21-23]。因此,将已实施上述政策的城市剔除,再次进行回归,以避免其他政策效应的干扰。从表 10 中可以看出,排除竞争性假设的回归结果与基准回归结果一致,表明即使排除相关政策,研究结论仍然有效。

表 10　排除竞争性假设结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低碳城市试点		智慧城市试点		国家自主创新示范区	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × *Post*	1.7884***	0.0677***	2.7679***	0.0922**	1.8680***	0.0557***
	(0.3079)	(0.0131)	(0.4157)	(0.0382)	(0.2369)	(0.0094)
Constant	11.2738***	0.5172	13.7980***	0.7177**	8.3970***	0.5154*
	(2.7843)	(0.3477)	(3.7014)	(0.3361)	(1.8772)	(0.2889)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低碳城市试点		智慧城市试点		国家自主创新示范区	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*	*Giv*	*Gie*
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3709	3709	3868	3868	4476	4476
r^2	0.7297	0.3884	0.7596	0.3775	0.6992	0.3559

注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(五)机制检验

前文的基准分析与稳健性检验已验证了创新试点城市与新能源示范城市“双试点”可以推进城市绿色创新生态建设，其影响背后的过程有待进一步探索。结合理论分析，基于公众及政府关注、产业升级、市场活跃程度三重维度，探索“双试点”政策与城市绿色创新生态建设的中介路径。借鉴陈丽娜和柏杨[38]的研究思路，构建如式(3)所示的模型。

$$UGE_{it} = \eta_0 + \eta_1 Treat_i \times Post_t \times Mediator_{it} + \eta_2 Treat_i \times Post + \eta_3 Mediator_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：*Mediator* 为机制变量，包括城市绿色发展关注度(*Attention*)、市场活力(*Vitality*)及产业结构高级化(*Advance*)；η_0、η_1、η_2、η_3 均为待估系数。在模型中，η_1 衡量了机制变量对“双试点”政策提升城市绿色创新活力与绿色创新效率的表现的影响。

1. 绿色关注效应

从表11 Panel A的(1)列和(2)列可以看出，*Treat*×*Post*×*Attention* 系数至少在10%程度上显著为正，表明同时被纳入创新型城市与新能源示范城市的城市由于政策的引导与激励，会引导企业和个人采取更为环保的行为，提高社会对绿色发展的关注度；而城市绿色发展关注度作为具有一定隐性性质的政策有助于扩大绿色产业规模，进而促进城市绿色技术创新，提升绿色创新效率[31]。

2. 市场活跃效应

由表11 Panel A的(3)列和(4)列可知，*Treat*×*Post*×*Vitality* 系数显著为正，这表明随着市场活力的提升，“双试点”政策对城市绿色创新活力及绿色创新效率的促进作用也随之增强。这是源于“双试点”城市能够吸引更多科技人才、产业汇聚于此，提升了城市中初创企业数量，而这些初创企业又能吸引更多劳动力，形成一个良性循环，极大激发市场积极性，而这些积极性为城市绿色创新活力与效率的提升奠定了基础。

3. 产业结构高级化效应

由表11 Panel B可知，$Treat \times Post \times Advance_1$ 的系数均显著为正，而 $Treat \times Post \times Advance_2$ 对于绿色创新效率的系数显著为正，但对于绿色创新活力的系数并不显著，因此可以得出创新型城市与新能源示范城市“双试点”政策可以通过产业结构量的高级化显著促进绿色技术创新，并提升绿色创新效率，而质的高级化的中介路径仅提升绿色创新效率，对绿色技术创新的促进作用并不明显。这是由于量的高级化通过引入和扩张技术密集型产业，促进了绿色技术的开发和应用，同时经济结构优化和产业集聚效应为绿色创新提供了良好环境。相比之下，质的高级化侧重于提高现有产业效率，未必触及技术革新所需的跨界突破，导致其对推动绿色技术创新的效果有限。

表11　机制检验结果

Panel A：绿色关注机制与市场活跃机制检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × *Post*	0.342 (0.8141)	−0.089 (0.0880)	0.641 (0.7511)	−0.099 (0.0806)
Attention	−0.437 (0.4062)	−0.055 (0.0347)		
Treat × *Post* × *Attention*	6.751** (3.3158)	0.694* (0.3837)		

续表

Panel A:绿色关注机制与市场活跃机制检验				
Vitality			9.521***	−0.150
			(2.2014)	(0.1856)
Treat × *Post* × *Vitality*			8.387*	1.016*
			(4.9166)	(0.6049)
Constant	15.884***	0.799***	12.470***	0.769***
	(3.1467)	(0.3000)	(2.8012)	(0.2870)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4794	4794	4794	4794
r^2	0.758	0.362	0.767	0.362
Panel B:产业高级化机制检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × *Post*	−11.494**	−1.219*	1.963***	0.050**
	(4.6014)	(0.7319)	(0.4274)	(0.0236)
$Advance_1$	−2.308***	−0.299**		
	(0.6221)	(0.1296)		
Treat × *Post* × $Advance_1$	5.479***	0.528*		
	(1.9181)	(0.3039)		
$Advance_2$			0.733**	−0.002
			(0.3588)	(0.0458)
Treat × *Post* × $Advance_2$			0.124	0.092**
			(1.1417)	(0.0404)
Constant	18.845***	1.199***	15.323***	0.806**
	(3.3035)	(0.3826)	(3.2407)	(0.3168)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4794	4794	4794	4794
r^2	0.761	0.368	0.759	0.360

注:括号中数值为城市层面的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(六)异质性分析

创新型城市与新能源示范城市的“双试点”政策对城市绿色创新生态建设的效用会受区域、城市创新基础以及知识传播水平异质性的影响。

1. 区域异质性

由于我国东部沿海地区开放较早,相对于中西部地区而言东部沿海地区经济发展水平更高。经济发达城市由于其资源的丰富性和产业体系的成熟性,能够实现更为高效的资源配置,优化创新成果的转化速度。因此,将“双试点”城市按照区域进行划分为东部沿海地区与中西部地区,以验证区域异质性在“双试点”政策影响城市绿色创新生态建设过程中的作用。从表12 Panel A的(1)列和(2)列可以发现,“双试点”政策无论对于无论位于哪个地区的城市其对城市绿色创新活力的提升都具有显著的促进作用,但是组间差异检验的结果表明“双试点”效应在中西部地区的城市相对较高。而(3)列和(4)列的结果恰恰相反,虽然对于绿色创新效率都具有促进作用,但在东部沿海地区的提升作用更为明显。这种不同结果产生原因在于东部经济发达城市资源丰富,产业体系较为成熟,这种资源优势会促使其创新活动不断向更广泛的领域拓展,因而并未聚焦于单一的绿色技术创新,导致其数量上的增长相对放缓。此外,由于这些地区拥有更为完善的政策指引,城市转型更追求绿色创新的实用性和效率。相比之下,欠发达地区在追求经济发展和技术突破的过程中,可能更倾向于追求绿色技术创新“量”的提升。

2. 城市资源禀赋异质性

表 12 Panel B 表明，无论是资源型城市还是非资源型城市，“双试点”政策对城市绿色创新活力与绿色创新效率的驱动作用均显著为正，但是效果不同，非资源型城市的效果优于资源型城市。其原因在于非资源型城市在发展过程中所受到传统资源开采的约束较少，能够更灵活地调整产业结构和资源配置，以适应绿色创新的需要。相反，资源型城市由于长期依赖特定资源的开采和加工，其经济发展往往呈现出较为单一的模式。这种依赖限制了经济结构的多元化及创新能力的提升，从而在一定程度上抑制了提升绿色创新活力与绿色创新效率的内生动力。

3. 知识传播便利度异质性

本文采用互联网普及率指标作为城市的知识传播便利度的代理变量，考虑到发达城市的互联网使用程度较高，平均数可能存在地区偏差，因此选用中位数进行划分衡量。结果见表 12 Panel C，可以发现在知识传播能力强的地区，“双试点”政策对绿色创新活力与绿色创新效率的促进作用更为明显。这可能是因为广泛的知识共享和协作网络加速了跨学科知识的整合，为解决复杂的环境问题提供了源源不断的智力支持，有助于激发强大的创新动力并培育企业家精神，从而推动了城市绿色创新生态的建设。

表 12　异质性检验

Panel A：区域异质性				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部沿海地区	中西部地区	东部沿海地区	中西部地区
	Giv	*Giv*	*Gie*	*Gie*
Treat × Post	1.7063***	2.0598***	0.1141*	0.0549***
	(0.5190)	(0.3891)	(0.0579)	(0.0105)
Constant	32.8192***	4.8580***	0.7436*	0.5545
	(7.1346)	(1.6743)	(0.4078)	(0.3643)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
组间差异	0.3530***		−0.0590***	
N	1445	3349	1445	3349
r^2	0.8095	0.6622	0.4328	0.3527
Panel B：资源禀赋异质性				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市	资源型城市
	Giv	*Giv*	*Gie*	*Gie*
Treat × Post	1.7909***	0.8591***	0.0750**	0.0536***
	(0.3216)	(0.2989)	(0.0301)	(0.0115)
Constant	26.8196***	5.0052**	0.9769**	0.7162
	(4.8344)	(1.9367)	(0.3956)	(0.4489)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
组间差异	1.0290***		0.0290***	
N	2924	1870	2924	1870
r^2	0.7874	0.5347	0.3809	0.3416
Panel C：知识传播便利异质性				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	知识传播能力强地区	知识传播能力弱地区	知识传播能力强地区	知识传播能力弱地区
	Giv	*Giv*	*Gie*	*Gie*
Treat × Post	1.6341***	0.9022***	0.0712**	0.0411**
	(0.3530)	(0.1351)	(0.0334)	(0.0184)

续表

Panel C:知识传播便利异质性				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	知识传播能力强地区	知识传播能力弱地区	知识传播能力强地区	知识传播能力弱地区
	Giv	*Giv*	*Gie*	*Gie*
Constant	20.7572*** (5.9465)	−0.8486 (0.9852)	0.5379 (0.4315)	0.7138** (0.3257)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
组间差异	−0.7320***	−0.0300***		
N	2382	2370	2382	2370
r^2	0.7855	0.4855	0.4305	0.3444

注:括号中数值为城市层面的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

六、“双试点”政策协同作用效果分析

(一)单试点政策净效应

在探讨创新型城市与新能源示范城市作为“双试点”政策对绿色创新技术与绿色创新效率影响的研究中,先排除“双试点”城市的协同效应,观察单一试点政策的净效应。也就是剔除另一试点的样本数据,观察只有单一试点与无试点城市样本。表13的(1)列~(4)列中,*Did-inno* 与 *Did-ener* 分别代表创新型城市单试点与新能源示范城市单试点。研究发现,在单试点框架下,无论是创新型试点还是新能源示范城市试点均对城市绿色创新生态建设具有促进作用。

表13　单试点净效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	创新型城市试点净效应		新能源示范城市试点净效应	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Did-inno	1.4036*** (0.2124)	0.0209** (0.0091)		
Did-ener			0.4428** (0.2143)	0.0370** (0.0147)
Constant	11.9662*** (2.9904)	0.6746** (0.3275)	16.2541*** (3.3386)	0.8256*** (0.3115)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4306	4306	4073	4073
r^2	0.7407	0.3538	0.6417	0.3545

注:括号中数值为城市层面的聚类标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(二)“双试点”政策协同效应分析

通过文献梳理可以发现,创新型城市试点与新能源示范城市试点都能为城市绿色创新生态建设作出贡献。因此需要探讨“双试点”城市建设,是否会比每个单试点政策更为有效。剔除所有没有开展试点的城市,只保留“双试点”地区与单试点地区,将“双试点”视为实验组,单试点视为对照组,重新进行回归,见表14的(1)列和(2)列。相较于单试点政策,“双试点”政策对城市绿色创新活力与绿色创新效率的影响更为显著,验证了创新型城市试点与新能源示范城市试点在城市绿色创新生态建设中具有协同促进作用。

为进一步细分不同类型单试点政策的异质性作用,表14的(3)列和(4)列中,剔除了单一的新能源示范城市;(5)列和(6)列中,剔除仅为创新型试点城市。研究发现,在创新型城市的单试点与“双试点”政策比较中,“双试点”政策对城市绿色创新效率表现出显著的正向影响,而对绿色创新活力的影响不显著;相反,在新能源示范城市的单试点与“双试点”政策比较中,“双试点”政策对绿色创新活力显示出显著的正向影

响，但对绿色创新效率的影响则不显著。原因在于，创新型城市政策通常旨在构建全面的创新生态系统，强调研发投入、技术孵化、人才培养及创新文化的培育。这种环境促进了高效的资源配置和技术商业化过程，从而显著提升了城市绿色创新效率。然而，由于这种策略的广泛性和系统性，其对特定领域的绿色技术创新的直接影响可能较为分散，故在短期内可能不易观察到显著的技术创新突破。相反，新能源示范城市政策更加聚焦于推广特定的新能源技术和解决方案，直接刺激了绿色技术创新的活动，进而促进具体新能源技术的研发和应用，因而在绿色技术创新方面表现出显著正向影响。

表 14　单试点与“双试点”对比

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	单试点 *vs*“双试点”		创新型城市单试点 *vs*“双试点”		新能源示范城市单试点 *vs*“双试点”	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × Post	0.5952* (0.3536)	0.0593* (0.0302)	0.5588 (0.4372)	0.0652* (0.0368)	0.9243*** (0.3434)	0.0146 (0.0209)
Constant	−7.9975 (7.9489)	0.9354 (0.6557)	0.2839 (11.0616)	0.4217 (0.7763)	−6.0960 (7.5325)	1.9691 (1.3083)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1039	1039	719	719	488	488
r^2	0.8731	0.5515	0.8667	0.5521	0.9277	0.7469

注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

（三）政策实施前后时间差异

本节继续探究创新型城市与新能源示范城市政策实施顺序对城市绿色技术创新及绿色创新效率的影响。此时多期双重差分变量估计系数反映了政策实施顺序带来的差异。从表15中可以发现，若城市对这两项政策的实施先后不同，其对绿色技术创新与绿色创新效率的促进效果也呈现显著差异。具体地，当城市先被指定为创新型城市后转为新能源示范城市时，绿色创新效率得以显著提升，但对绿色技术创新的促进效果不显著；反之，当城市先作为新能源示范城市，随后获得创新型城市称号时，绿色技术创新显著增强，而绿色创新效率却未受到明显影响。可能的原因在于，从先创新型城市后新能源示范城市来看，创新型城市试点已经为城市建立了坚实的创新基础和生态，包括人才池、研发机构和创新文化等。在此基础上引入新能源示范政策，更便于将创新资源与新能源技术相结合，优化和提升现有技术的应用效率。然而，由于技术创新本身在先行的创新型城市政策下已经得到强化，后续新能源政策对技术创新的直接贡献可能相对有限，反映在绿色技术创新的显著性不强。

另外，从先新能源示范城市后创新型城市来看，新能源示范城市初期的注意力和资源主要集中于新能源技术的推广和应用上，直接刺激了特定领域的技术创新。随着后续成为创新型城市，虽然整体创新能力得

表 15　政策实施顺序

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	先创新型城市后能源示范城市		先能源示范城市后创新型城市	
	Giv	*Gie*	*Giv*	*Gie*
Treat × Post	0.5677 (0.4369)	0.0651* (0.0368)	1.2281*** (0.3642)	0.0265 (0.0183)
Constant	1.0708 (11.0763)	0.4264 (0.7793)	−10.3730 (6.7707)	1.0136 (1.0661)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	703	703	336	336
r^2	0.8684	0.5508	0.8482	0.5739

注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

到提升,但由于初期已经在新能源领域实现了技术突破,创新型城市政策可能更多地加强技术应用和扩散,而非新的技术创新,因此在绿色创新效率上的直接影响可能较为有限。

七、进一步分析

(一)"双试点"城市的空间溢出效应

考虑到"双试点"城市作为绿色技术应用和创新的前沿阵地,不仅展现了这些技术的经济可行性和环境效益,而且可能会通过人才流动、企业合作、学术交流等路径向周边地区扩散,对周边地区产生"虹吸效应"或"溢出效应"。基于此,进一步采用了空间双重差分模型,这一模型能够充分揭示满足创新型城市与新能源示范城市"双试点"的城市可能的空间外溢效应。根据表16结果,构建空间杜宾双重差分模型,如式(4)所示,旨在分析这些空间溢出效应的影响。通过这种方法,不仅能够更准确地捕捉空间相关性,还能量化"双试点"政策的空间外溢效应,为进一步的分析和理解提供了有效的工具。

$$UGE_{it} = \alpha_0 + \rho W \times UGE_{it} + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 W \times (Treat_i \times Post_t) + \gamma X_{it} + \zeta W \times X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:构建的空间权重矩阵 W 用于量化区域间空间关联强度,其元素 w_{ij} 定义为地区 i 与 j 地理欧氏距离 d_{ij} 的倒数,即 $W = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases}$;$\rho$ 为城市绿色创新活力与绿色创新效率对于周围城市的溢出效应;α_1 与 α_2 为"双试点"政策实施及"双试点"政策对周围城市的溢出效应;α_0、γ 为待估系数。

表16　空间模型选择判断

检验		统计量	
		Giv	*Gie*
空间误差模型	拉格朗日乘数	6932.300***	599.105***
	稳健拉格朗日乘数	5765.136***	185.131***
空间滞后模型	拉格朗日乘数	1184.162***	436.050***
	稳健拉格朗日乘数	16.997***	22.076***
LR检验	SDM-SAR	737.830***	41.180***
	SDM-SEM	98.150***	46.000***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

从表17中可以看出,无论是绿色创新活力还是绿色创新效率,ρ 均显著为正,表明城市的绿色创新水平和效率提升在一定程度上会受到周边城市的影响。同时观察到,虽然这些政策在试点城市内部对绿色技术创新和绿色创新效率均产生了正向影响,但它们对于周边非试点城市的空间溢出效应却表现出不同的方向的显著性。在绿色创新活力方面,直接效应显著为正表示"双试点"政策确实促进了试点城市内部的技术创新。然而,间接效应和总效应显著为负表示"双试点"政策可能会导致试点城市与周边城市在资源争夺、知识产权和技术人才流动等方面存在潜在竞争关系,即产生"虹吸效应"[2]。

表17　空间溢出结果

变量	(1)	(2)
	Giv	*Gie*
Treat × Post	1.783***	0.094***
	(0.0904)	(0.0136)
W × (Treat × Post)	9.045***	0.443*
	(1.6180)	(0.2339)
ρ	2.588***	0.374***
	(0.0353)	(0.1044)
Controls	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes
sigma2_e	0.677***	0.015***
	(0.0138)	(0.0003)
直接效应	1.932***	0.096***
	(0.1132)	(0.0141)
间接效应	−8.736***	0.780*
	(1.0330)	(0.4213)
总效应	−6.804***	0.876**
	(1.0241)	(0.4249)
N	4794	4794
r^2	0.043	0.001

注:括号中数值为城市层面的聚类标准误;*、**、***分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

相比之下,在绿色创新效率方面,无论是直接效应、间接效应还是总效应均显著为正,表明"双试点"政策不仅在试点城市中促进了效率提升,而且通过正向的空间溢出效应提高整个区域的绿色创新效率。这一差异可能源于绿色技术创新需要更多的本地化资源投入和高水平的专业知识,而提高效率则可能更多依赖于现有技术和知识的有效应用和管理改进,后者相对容易在区域内传播和模仿。

(二)"双试点"政策带来的城市发展效应

1."双试点"政策的生态韧性效应

随着工业化和城市化的持续推进,环境污染、自然资源过度利用等城市问题逐渐显露,对生态系统构成严重威胁。在现阶段,传统的风险管理已不足以抵御随之而来的生态和环境危害,迫切需要更有效的政策

指导城市实现可持续发展。虽然前文研究结果表明“双试点”政策能够促进城市绿色创新生态建设，但是没有明确说明这种促进是否真实有利于城市生态发展。鉴于此，将进一步探讨“双试点”政策对城市绿色创新生态建设的影响是否会对城市生态复原力有实质性效果。设定如下模型进行检验：

$$UGE_{it} = \theta_0 + \theta_1 Treat_i + \theta_2 Post_t + \theta_3 Treat_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Res_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Lir_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中：*Res* 为城市生态韧性，参照 Lee[44] 的做法构建指标体系（表 18），并基于指标数据的信息熵测度客观确定各维度权重，通过标准化处理后的指标值与对应熵权的线性组合构建城市生态韧性综合指数。解释变量 *Lir*，包括 Lir_1 与 Lir_2，分别为“双试点”政策下城市绿色创新活力提升与绿色创新效率的提升，借鉴王馨和王营[45] 的做法，Lir_1 与 Lir_2 的计算公式分别对应于绿色创新活力 *Giv* 与绿色创新效率 *Gie* 在式（5）中的 $(\theta_2 Post_t + \theta_3 Treat_i \times Post_t)$。$\theta_0$、$\theta_1$、$\theta_2$、$\theta_3$、$\lambda_0$、$\lambda_1$ 均为待估系数。

表 18　城市生态韧性指标构建

系统	维度	具体指标	属性
城市生态韧性	抵抗力	第二产业增加值占 GDP 比重	−
		第三产业增加值占 GDP 比重	+
		人均地区生产总值	+
		人口自然增长率	+
		科学技术支出占一般公共预算比重	+
		工业废水排放量	−
		工业二氧化硫排放量	−
		工业烟粉尘排放量	−
	适应力	污水处理率	+
		生活垃圾无害化处理率	+
		工业固体废物综合利用率	+
	恢复力	人均公园绿地面积	+
		园林绿地率	+
		建成区绿化覆盖率	+

注：“+”与“−”分别表示该细分指标对总体指标具有正向与负向影响。

由表 19 的（1）列和（2）列可知，Lir_1 和 Lir_2 的系数均显著为正，表明“双试点”政策可以在完善绿色创新生态体系建设的同时，提升城市的生态复原力。这是由于“双试点”政策能够有效实现能源保护与技术创新的跨领域融合与应用，进而实现能源使用的高效率和环境影响的最小化。此外，这种双政策框架不仅加速了绿色技术的研发与推广，可以有效地促进经济增长与环境质量的双重提升，还能够强化公众参与和环保意识，增强城市应对各类环境压力和气候变化挑战的能力。

表 19　“双试点”政策带来的城市发展效应

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Res	*Res*	*GE*	*GE*
Lir_1	0.0117***		0.0371***	
	（0.0028）		（0.0096）	
Lir_2		0.0300***		0.0898***
		（0.0075）		（0.0241）
Constant	0.0838	0.0861	0.0151	0.0232
	（0.0529）	（0.0530）	（0.3273）	（0.3282）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4794	4794	4794	4794
r^2	0.8779	0.8780	0.6430	0.6426

注：括号中数值为城市层面的聚类标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

2.“双试点”政策的绿色发展效应

随着技术的不断进步，“棕色经济”发展模式对自然环境的过度开发导致资源约束收紧和环境污染严

重,使可持续经济发展成为世界面临的严峻挑战。为缓解资源制约、应对环境问题,各国都在逐步倡导绿色发展[46]。考虑到创新型城市与新能源示范城市“双试点”城市在整合社会资源、克服资源环境的桎梏[47],提升城市可持续发展能力等方面起到引领与示范作用。因此,本文推测“双试点”政策作用于城市绿色创新生态建设,也会进一步影响城市绿色发展。设定如式(7)所示的模型进行检验。

$$GE_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Lir_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中:GE 为绿色发展质量,用绿色发展效率衡量。借鉴 Yang 和 Ni[47] 的做法,使用非期望产出的超效率 SBM 模型进行指标衡量,具体指标选取见表 20。

表 20 绿色发展效率指标构建与选取

投入与产出	一级指标	二级指标
投入指标	资本投入	永续盘存法计算各城市资本存量
	劳动力投入	年末单位从业人数
	资源投入	熵值法衡量全市供水量、供电量及石油气供应量
期望产出指标	经济产出	地区生产总值(2005 年为基期)
非期望产出指标	环境污染	熵值法衡量城市工业二氧化硫、工业废水与工业烟尘

从表 19 的(3)列和(4)列可知,Lir_1 和 Lir_2 的系数均显著为正,表明“双试点”政策作用于城市绿色创新生态建设,也会进一步提升城市绿色发展质量。这是由于创新型城市与新能源示范城市的“双试点”实践,通过促进持续性创新生态和能源生态的协同关系,为城市可持续发展提供了一个自我强化的正反馈机制,确保了政策投入在提升城市绿色发展效率方面的长期效果。

八、结论与政策建议

绿色创新作为融合绿色发展与创新驱动的新理念,不仅是缓解环境污染的核心策略,也是推动经济可持续增长的关键。随着中国生态挑战的加剧,探究绿色创新的必要性日益凸显。创新是塑造城市未来的决定性因素,新能源布局指明了城市发展的新方向。中国的创新型城市与新能源示范城市“双试点”政策体现了国家对于“创新”和“绿色”发展理念的实践,其在理论和实践层面的协同效应评估,对于政策的深入推进具有极大的价值。

本文通过分析 2005—2021 年中国 282 个城市的面板数据,采用渐进双重差分法,探讨创新能源转型城市“双试点”政策对促进城市绿色创新生态建设的影响。研究发现,“双试点”政策显著推动试点城市在绿色创新生态方面的构建,且该正向效应具有一定持续性。并且相较于单一试点政策,“双试点”城市在提升绿色创新动力与效率方面表现更为显著,揭示了创新与能源转型政策之间的有效协同效应。此外,“双试点”政策通过增加对绿色发展的关注、激活市场活力及促进产业结构的高级化,为城市绿色创新生态的完善提供了动力。异质性分析发现,“双试点”政策的效果因城市特性而异,东部、非资源依赖型城市及具有较强知识传播能力的城市从中受益更多。进一步分析表明,“双试点”城市在促进绿色技术创新方面具有“虹吸效应”,可能会抑制非试点城市的绿色技术创新活动;然而,其对提升绿色创新效率则表现出“溢出效应”,有利于周边城市的绿色发展。但无论周边城市如何发展,“双试点”政策均可有效地增强城市生态韧性及促进城市绿色发展,从而为建设更绿色、更可持续的城市提供重要的理论指导和实践方向。

根据上述研究结果,提出以下政策建议:

(1)进一步扩大“双试点”城市的覆盖范围,充分发挥创新驱动与能源转型的叠加作用,让创新和能源转型的效果“1+1>2”。政府需要在关注单一试点城市经验的同时,积极拓展试点城市的其他可能性,通过打好“政策组合拳”实现要素协同。此外,不能忽视政策激励机制,通过持续激发和培育初创企业及其他市场主体的绿色技术创新动力,鼓励企业开展广泛的绿色技术研发与应用活动,从而在“量”的积累中实现“质”的跃升,推动区域整体实现环境可持续性发展与经济竞争力的有效提升。

(2)加强对传统高耗能行业的改革力度,以及人才、资本、技术等要素的集聚,促进城市要素结构升级,以有效发挥城市的创新驱动效应,实现高质量的绿色创新。在此过程中,加大科技创新投入并强化人才储备显得尤为重要。为实现这些目标,政府、企业及学术机构需协同作用,共同建立一个综合性的人才培养和创新资源整合体系。这种多方合作将促进知识与技术的快速流通与应用,可有效强化绿色创新活动的协同效应,集中优势资源,形成规模效应。具体而言,支持行业内部和跨行业的技术升级与能效提升项目,鼓励

企业通过采用前沿环保技术和改善生产过程来降低碳足迹，优化产业结构。同时，推动教育和培训项目与企业需求相对接，以确保人才培养方案的实用性和前瞻性，为实现高质量绿色创新奠定基础。通过这些综合措施，可以有效推动城市向创新导向和可持续发展的方向转型，进而加速实现绿色增长和社会经济的全面进步。

(3)面对区域发展的显著异质性，采用定制化且差异化的政策组合。首先，东部地区城市和大城市发挥自身在基础设施、教育水平、绿色技术等方面的优势，积极扶持中西部地区城市和中小城市，鼓励企业将技术和财力资源向中西部地区转移，以更好地加快产业结构升级和技术创新，缩小中国产业结构调整与发展的差距；其次，充分发挥科技发展带来的知识传播效应，在绿色创新能力较低的城市，继续完善基础设施建设，并积极向绿色创新能力较强的城市学习和借鉴经验，以便更好地根据碳污染发展态势及时调整和优化本地的环境政策和战略；最后，非资源型城市增加对可再生能源和清洁能源的研发与使用，而资源型城市加大绿色技术的应用和发展力度，提高传统能源向可再生能源的转换效率，为城市绿色创新生态建设奠定良好的基础。

(4)构建区域创新合作网络，打通试点与非试点城市间的技术转移通道，以促进绿色技术的全国均衡发展。政府可通过财政补贴、税收减免及担保贷款等多元化激励工具，引导企业和科研机构主动“走出去”，与非试点地区形成合作。同时，建立动态评估机制，由专家团队定期审核政策成效，尤其关注创新弱势与资源匮乏区域，以便精准优化措施，缓解创新要素可能带来的“虹吸效应”，放大其“溢出效应”，最终实现绿色技术的普惠与可持续发展。

参考文献

[1] KHAN S A R, YU Z, GOLPIRA H, et al. A state-of-the-art review and meta-analysis on sustainable supply chain management: Future research directions[J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 278: 123357.

[2] 李豫新，程洪飞，倪超军. 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，2023，33(1)：137-149.

[3] 赵城，苏婧. 创新政策能否提升能源效率？——来自国家创新型城市试点的经验证据[J]. 产业经济研究，2024(1)：1-15.

[4] 李政，杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗?[J]. 经济学动态，2019(8)：70-85.

[5] CHE S, WANG J, CHEN H. Can China's decentralized energy governance reduce carbon emissions? Evidence from new energy demonstration cities[J]. Energy, 2023, 284: 128665.

[6] 钟坚. 关于深圳加快建设国家创新型城市的几点思考[J]. 管理世界，2009，25(3)：172-173.

[7] 杨仁发，李胜胜. 创新试点政策能够引领企业创新吗？——来自国家创新型试点城市的微观证据[J]. 统计研究，2020，37(12)：32-45.

[8] 彭书舟. 创新驱动政策与城市出口复杂度提升——来自国家创新型城市试点政策的证据[J]. 经济评论，2024(2)：3-21.

[9] 霍春辉，田伟健，张银丹. 创新型城市建设能否促进产业结构升级——基于双重差分模型的实证分析[J]. 中国科技论坛，2020(9)：72-83.

[10] FENG Z, CHEN W. Environmental regulation, green innovation, and industrial green development: An empirical analysis based on the Spatial Durbin model[J]. Sustainability, 2018, 10(1): 223.

[11] 徐换歌. 新能源示范城市与地区经济增长[J]. 华东经济管理，2021，35(1)：76-85.

[12] 周安华，王赛鸽. 中国新能源示范城市政策对新能源企业绿色创新的影响及其作用机制[J]. 资源科学，2023，45(12)：2463-2479.

[13] 李福柱，张欣然. 中国新能源示范城市的绿色低碳发展效应[J]. 资源科学，2023，45(8)：1590-1603.

[14] 逯进，王恩泽. 新能源示范城市建设对区域环境污染治理的影响[J]. 资源科学，2019，41(11)：2107-2118.

[15] 范英，衣博文. 能源转型的规律、驱动机制与中国路径[J]. 管理世界，2021，37(8)：95-105.

[16] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究，2022，57(1)：56-71.

[17] DESTEK M A. Renewable energy consumption and economic growth in newly industrialized countries: Evidence from asymmetric causality test [J]. Renewable Energy, 2016, 95: 478-484.

[18] 解学梅，朱琪玮. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J]. 管理世界，2021，37(1)：128-149，9.

[19] 王晗，何枭吟，许舜威. 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，2022，32(4)：105-114.

[20] 韩先锋，陈龙涛，宋文飞，等. 碳排放对绿色技术创新驱动产业升级的动态调节机制[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(12)：60-70.

[21] 王志锋，李姝婷. 多维政绩评价体系下政府“减碳”压力与城市绿色创新——基于低碳试点城市及其南北区域差异的研究[J]. 城市发展研究，2023，30(9)：8-17.

[22] 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.
[23] 韩先锋，郑酌基，尹玉平，等. 创新驱动政策、政府环保注意力与绿色高质量发展——来自国家自主创新示范区的证据[J]. 软科学，2024，38(4)：38-43，60.
[24] 黄寰，黄辉，肖义，等. 产业结构升级、政府生态环境注意力与绿色创新效率——基于中国 115 个资源型城市的证据[J]. 自然资源学报，2024，39(1)：104-124.
[25] ZHU L，LUO J，DONG Q，et al. Green technology innovation efficiency of energy-intensive industries in China from the perspective of shared resources：Dynamic change and improvement path[J]. Technological Forecasting and Social Change，2021，170：120890.
[26] YAN Z，ZOU B，DU K，et al. Do renewable energy technology innovations promote China's green productivity growth? Fresh evidence from partially linear functional-coefficient models[J]. Energy Economics，2020，90：104842.
[27] YUE T，LONG R，CHEN H，et al. Energy-saving behavior of urban residents in China：A multi-agent simulation[J]. Journal of Cleaner Production，2020，252：119623.
[28] CHAI J，TIAN L，JIA R. New energy demonstration city，spatial spillover and carbon emission efficiency：Evidence from China's quasi-natural experiment[J]. Energy Policy，2023，173：113389.
[29] 黄永春，黄湛，邹晨. 政府参与创新有助于提高城市创新效率吗——基于国家创新型城市试点政策的实证检验[J]. 科技进步与对策，2022，39(20)：92-100.
[30] ZHOU A，WANG S，CHEN B. Impact of new energy demonstration city policy on energy efficiency：Evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production，2023，422：138560.
[31] 阳镇，凌鸿程，陈劲. 城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新[J]. 世界经济，2024(1)：211-232.
[32] 郭戎. 发展战略性新兴产业与变革资源配置导向[J]. 中国发展观察，2012(10)：29-32.
[33] AHMED K，OZTURK I. What new technology means for the energy demand in China? A sustainable development perspective[J]. Environmental Science and Pollution Research，2018，25：29766-29771.
[34] 孙红军，张路娜，王胜光. 科技人才集聚、空间溢出与区域技术创新——基于空间杜宾模型的偏微分方法[J]. 科学学与科学技术管理，2019，40(12)：58-69.
[35] 苏任刚，赵湘莲，房银海. 创新创业发展、政府赋能与城市经济韧性[J]. 科学学与科学技术管理，2023，44(10)：93-113.
[36] 胡兆廉，石大千. 创新型政策推进高质量发展的动力来源与作用机制——基于国家创新型城市建设的自然实验[J]. 经济与管理研究，2022，43(8)：3-17.
[37] 韩先锋，郑酌基，肖远飞. 创新驱动政策“双试点”协同赋能与碳排放“量降质升”——来自国家自主创新示范区与创新型城市的证据[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(10)：112-123.
[38] 陈丽娜，柏杨. 双试点政策对绿色全要素生产率的影响——基于低碳城市和创新型城市双试点政策的准自然实验[J]. 科技管理研究，2023，43(17)：49-58.
[39] 李震，赵春明，刘珊珊. 城市电商化转型、市场主体活力与稳就业[J]. 经济经纬，2023，40(3)：13-23.
[40] 袁航，朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济，2018(8)：60-77.
[41] 郑冰，赵彦云，吕凯波. 数字经济驱动城市创新水平提升的效应与机制——基于“宽带中国”和“智慧城市”两项试点改革的实证分析[J]. 经济问题探索，2023(11)：20-36.
[42] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：254-277.
[43] 王晓，李娇娇，王星苏. 创新型城市试点有效提升了城市经济韧性吗?[J]. 投资研究，2022，41(5)：120-143.
[44] LEE C C，YAN J，LI T. Ecological resilience of city clusters in the middle reaches of Yangtze River[J]. Journal of Cleaner Production，2024，443：141082.
[45] 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.
[46] WANG M，FENG C. Revealing the pattern and evolution of global green development between different income groups：A global meta-frontier by-production technology approach[J]. Environmental Impact Assessment Seview，2021，89：106600.
[47] YANG L，NI M. Is financial development beneficial to improve the efficiency of green development? Evidence from the “Belt and Road” countries[J]. Energy Economics，2022，105：105734.

Innovation Drive, Energy Transition and Urban Green Innovation Ecological Construction

Xu Yaping, Chen Yifan

(Economics School of Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: Against the backdrop of intensifying global environmental challenges, the fostering of green innovation and sustainable development in cities is considered pivotal to China's high-quality development. The dual pilot policy of Innovative Cities and New Energy Demonstration Cities was investigated. A difference-in-differences model was applied from a collaborative governance perspective. The interplay between technological innovation and energy transition was analyzed to understand its role in urban green innovation ecological construction. The dual pilot policy is found to significantly and persistently enhance urban green innovation capacity. This effect is observed to operate through three key mechanisms. Firstly, public environmental awareness is raised, which expands market demand for green technologies. Secondly, corporate innovation is stimulated and talent potential is unleashed, thereby optimizing the allocation of innovation resources. Thirdly, industrial upgrading is advanced to foster endogenous growth in the green economy. Regional heterogeneity analysis indicates that the policy's effects are more pronounced in eastern regions, non-resource-based cities, and cities with strong knowledge-dissemination capacities. Furthermore, spatial econometric results reveal that while green innovation efficiency is effectively boosted in pilot cities, a "regional siphon effect" may also be created. Technology and resources are diverted away from non-pilot cities, which may potentially hinder their development. Conventional single-policy evaluations are moved beyond by uncovering the synergistic effects of integrating technological innovation with energy transition. New empirical evidence is provided for collaborative governance and green innovation theories. Valuable insights are also offered for global sustainable development policymaking, particularly in balancing efficiency gains with regional equity.

Keywords: innovation drive; energy transition; green innovation ecology; synergistic effects; sustainable development