政策规划

“无废城市”试点政策赋能城市绿色创新发展

——基于 285 个城市的经验证据

李从欣，洪一萍

（河北地质大学经济学院，石家庄 052160）

摘要：以中国“无废城市”试点政策为研究对象，选取 2011—2023 年度 285 个城市的面板数据，利用多期双重差分模型，评估该政策对城市绿色创新水平的影响。结果表明，“无废城市”建设能够显著促进城市绿色创新水平的提升。机制分析显示，公众环境关注度的提高与地区科技投入的增强，是政策发挥作用的两条重要路径。异质性检验发现，该政策对西部地区以及资源型城市的绿色创新带动作用更为突出。

关键词：“无废城市”试点政策；城市绿色创新；多期双重差分模型

中图分类号：F205 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)16－0247－10

在全球范围内，工业化与城市化的持续加快推动了经济增长与生活水平提升，但同时也带来了显著的环境压力。固体废物数量的快速攀升与其治理能力的相对不足，已成为当前一个亟待解决的突出问题。传统的经济发展遵循着一种“资源开采-产品制造-最终废弃”的单程线性模式，这种模式导致了资源利用率偏低与消耗过度的后果。在此模式下，废弃物的处置严重依赖填埋与焚烧两种方式：前者大规模挤占土地空间，其产生的渗滤液会持续威胁土壤及地下水安全；后者在过程中存在释放二噁英等持久性有机污染物的风险，对大气环境与公共健康形成潜在危害。为应对资源环境约束趋紧、固体废物历史存量巨大的现实挑战，并着力破解“垃圾围城”问题、深入践行生态文明理念，我国在环境治理领域进行了前瞻性布局，开创性地推出了“无废城市”建设试点政策。自 2018 年《“无废城市”建设试点工作方案》出台以来，该政策从首批“11＋5”个城市与地区的先行先试，已演进至“十四五”时期在百个地级及以上城市全面推开，标志着建设工作从局部探索步入了系统化、规模化推进的新阶段。截至目前，试点工作已初步搭建起涵盖制度、技术、市场与监管的支撑体系，在全国范围内培育了数千个“无废细胞”工程，并形成了如深圳的智慧化管理模式、徐州的固体废物资源化特色路径等一批地方实践典范。总体而言，“无废城市”建设旨在通过革新城市治理思路，统筹源头减量、过程资源化与末端安全处置等多个环节，最大限度地削减固体废物的环境危害，探索城市可持续发展的新模式，以应对严峻的环境挑战，并与全球可持续发展议程相契合。

在应对全球气候变化与资源约束的双重压力下，城市绿色创新已成为推动可持续发展的关键动力。中国已将推进绿色创新提升为实现“双碳”目标、建设美丽中国的关键战略部署[1]。“无废城市”建设正是在此宏观战略下推行的一项重要政策实践。其核心理念并非追求废物的绝对零产出，而是旨在全面贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念，系统性推动生产与生活方式的绿色低碳变革，力求实现固体废物的源头大幅减量、资源高效循环及对环境影响的深度控制。因此，它已成为衡量城市环境治理现代化水平、协同推进污染减排与碳减排的关键指标[1]。学术界对此的关注已从理念阐释深入到实证评估与机制剖析。现有基于大样本数据的经验研究表明，“无废城市”试点政策能够

收稿日期：2026-03-20

基金项目：国家社会科学基金项目(18BJY081)

作者简介：李从欣(1974—)，女，河北石家庄人，博士，教授，博士研究生导师，研究方向为生态统计、统计方法及应用、空间统计分析；洪一萍(2001—)，女，江西上饶人，硕士研究生，研究方向为大数据分析。

有效激励辖区内企业的绿色创新行为，但其影响存在结构性特征：对侧重于短期合规与回应的“策略性绿色创新”的促进作用，明显强于对旨在实现根本性技术变革的“实质性绿色创新”[2]。此外，学界的研究视角也呈现多维度拓展的趋势，不仅探讨了政策如何通过减轻企业融资压力、促进研发投资等机制来引导其微观行为调整[2]，也强调需构建差异化的区域推进策略，如东部地区侧重制度与技术突破，西部地区则需补齐基础设施短板。此外，数字经济的赋能作用受到重视，其通过大数据、人工智能等技术优化城市资源管理，为绿色创新提供了新的路径与工具。总体而言，研究正从评估政策效果向探索如何通过系统性方案、多元融资及长效机制，并融合技术创新与场景创新，最终驱动城市发展动力向更加注重特色与绿色转型。现有文献分别围绕“无废城市”的政策效应和城市绿色创新开展了广泛研究，并积累了较为丰富的成果，但针对“无废城市”试点政策影响城市绿色创新的具体机制与政策效果，仍缺乏系统性的实证探讨。为此，本文依托“无废城市”试点政策设计准自然实验，利用2011—2023年中国285个城市的面板数据，借助双重差分模型，探究该政策对城市绿色创新的影响及其内在作用渠道。

1 文献综述

1.1 关于“无废城市”试点的政策效应研究

“无废城市”试点政策作为我国推动固体废物综合治理、促进减污降碳协同增效、实现城市绿色转型的重要政策创新，已成为学术界关注的热点[3-4]。现有研究主要集中在政策内涵阐释、建设路径探索、成效评估与挑战分析等宏观综述与定性研究层面。学界普遍认为，“无废城市”并非以实现固体废物的零产出为目标，其核心是一种先进的城市发展范式与治理理念，旨在通过推动源头减量、提升资源化利用率与确保无害化处理，从而最大限度地降低固体废物对环境的负面影响[3-4]。现有文献主要聚焦于试点工作的总体设计与规划框架，着重对制度构建、市场培育、技术应用及监管体系等四个方面的经验进行归纳，并对实施过程中暴露出的法律法规有待健全、高价值利用技术存在短板、商业化运作模式尚未成熟等问题展开探讨[5-6]。在绩效评价方面，尽管生态环境部发布了建设指标体系，但学术界指出，适用于城市层面、能够进行横向比较的综合性绩效评价工具和方法仍较为缺乏，相关实证研究有限。值得注意的是，随着试点工作的推进，近期开始涌现出采用准自然实验等方法的实证研究，姜玲玲等[7]分析了“无废城市”建设与碳减排的协同关系及问题，估算2030年和2060年其碳减排效益分别约为18.6亿和52.8亿t，识别出工业固废源头减量、建筑垃圾资源化利用等关键环节，并提出了协同推进目标与建议。朱雨薇[8]基于“无废城市”试点政策，利用双重差分方法发现该试点工作使企业绿色创新增加约3.61%，且增加政府资助和缓解融资约束是重要机制。徐静蕾等[9]基于合成控制法发现，“无废城市”试点显著降低了部分城市的工业固废产生强度，而工业固废综合利用率均未受显著影响。杨卓璠[10]通过PMC-HCW模型评估发现，政策实施整体提升了一般工业固体废物综合利用率，但存在边际递减与区域异质性。秦全德等[11]基于演化博弈模型，揭示了无废城市建设中政府、固体废弃物产生企业与利用企业三方协同治理的稳定条件。Chen等[12]“无废城市”建设抑制了中国城市循环经济的发展，原因系“无废城市”试点过度聚焦废弃物利用，却忽视了治理成本。李金惠等[13]提出，技术创新通过推动固体废物源头减量、资源化利用和无害化处置，实现了减污降碳协同增效，并展望了未来需在多源固废协同处理、成效评估及标准体系建设等方面持续发力。陈娟和蒋颖欢[14]以桂林市为例，总结了其通过体制机制、固废资源化利用及“无废细胞”培育推进“无废城市”建设的实践路径。然而，现有文献中基于实证分析的研究相对有限，且多集中于以企业为对象的微观层面探讨。目前，从城市宏观视角出发，系统考察“无废城市”试点政策对区域整体绿色创新能力、创新效率及其空间溢出效应的研究，仍有待深入，这构成了该领域一个值得关注的研究方向。

1.2 关于城市绿色创新发展的相关研究

城市绿色创新作为实现可持续发展与创新驱动发展战略的关键交汇点，已成为国内外学术界持续关注的热点领域。现有研究已构建了相对完整的分析框架，主要围绕测度评价、时空格局、影响因素、作用机制及经济环境效应等方面展开。在测度方法与空间格局演化方面，学者普遍采用绿色专利数据或构建综合指标体系进行量化。例如，任贵秀和刘凯[15]对黄河流域的研究同样基于绿色专利数据进行分析，结果显示该区域绿色创新活动增长迅速，在空间上呈现出“东北-西南”走向的分布特征，且具有明显的空间自相关性。相关研究不仅揭示了影响城市绿色创新的多样性驱动因素，还深入剖

析了这些因素之间错综复杂的相互作用机理。吴玉彬等[16]的实证研究表明,数字经济会分别通过提高地区金融发展水平和人力资本水平进而促进城市绿色创新。陆菊春等[17]表明,知识产权保护强度对长三角和珠三角城市群的绿色创新呈现非线性的驱动作用。此外,创新要素的流动与配置是关键机制,袁健和张所地[18]表明,知识流动能显著提升城市绿色创新效率,而“新基建”在此过程中发挥了正向调节作用。这表明数字化基础设施正在重塑绿色创新的知识环境与协同模式。针对绿色创新所产生的经济效益与环境效益的探讨正逐步深入。赵喜仓等[19]表明,绿色技术创新可通过优化能源消费结构、推动产业转型升级等多重路径,显著提升城市污染减排与碳减排的协同治理效能。综合来看,现有研究已从静态描述走向动态演化与机制挖掘,涵盖了从宏观格局到微观要素、从驱动因素到产出效应的完整链条。然而,多数研究集中于对格局的刻画和传统因素的分析,针对“无废城市”试点政策如何精准影响城市绿色创新内在动力、网络结构与空间协同的因果识别与微观机制研究,仍有待进一步拓展和深化,这构成了该领域未来一个重要的研究方向。

1.3 文献评述

尽管已有研究奠定了坚实的理论基础,但关于“无废城市”试点政策如何影响城市绿色创新的实证探讨仍较为有限。为此,本文聚焦于这一议题,将上述试点政策视为一项准自然实验,考察其对城市绿色创新的作用效果,并从科技驱动与公众关注两条路径剖析其内在机制,从而系统揭示政策影响绿色创新的传导过程,旨在为评估“无废城市”试点政策的实施效果提供经验证据,并为持续推进“无废城市”建设提供参考。

2 政策背景与理论分析

2.1 政策背景

“无废城市”是以创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念为引领,通过推动形成绿色发展方式和生活方式,持续推进固体废物源头减量和资源化利用,最大限度减少填埋量,将固体废物环境影响降至最低的城市发展模式。“无废城市”并不是没有固体废物产生,也不意味着固体废物能完全资源化利用,而是一种先进的城市管理理念,旨在最终实现整个城市固体废物产生量最小、资源化利用充分、处置安全的目标,需要长期探索与实践。2019年,中国系统部署了“无废城市”建设试点工作,首批涵盖深圳、三亚等11个城市及5个区域;2022年,“无废城市”试点城市增至107个。该战略部署致力于探索城市治理模式创新,力求有效削减环境负荷并纾解资源瓶颈约束,进而助推经济社会发展全面绿色低碳转型。该举措不仅致力于为全球城市废弃物治理议题贡献中国智慧与中国方案,更旨在推动生态文明建设与经济社会高质量发展实现深度嵌合与协同演进。

2.2 “无废城市”试点政策对城市绿色创新的促进作用

“无废城市”试点政策的实施,通常促使各试点城市逐步完善相应的制度框架,如制定并颁布《“无废城市”建设试点工作方案》等文件,明确权责分工,强化跨部门协同,从而为城市绿色创新活动提供政策引领与制度支撑,激活城市绿色发展的内生创新动力。以国务院办公厅发布的《“无废城市”建设试点工作方案》为例,该政策文件聚焦于依托制度层面的革新与政策工具的引导作用,于试点地区纵深推进固体废物的系统性治理变革。其旨在驱动关键领域的实质性突破与整体性、系统性创新,加速构建具有可持续特征的“无废城市”建设长效运行机制。此举从顶层设计维度出发,为城市的绿色转型与创新发展夯实了稳固的制度基石。“无废城市”政策通过设立严格的垃圾分类、工业固废“趋零增长”等目标,直接催生了对智能分拣设备、高效资源化技术、循环利用工艺、数字化监管平台等绿色技术与服务的海量市场需求。“无废城市”涉及环保、材料、化工、信息、装备制造等多个产业,在政策推动下,不同领域的企业、研发机构为解决共同问题(如建筑垃圾资源化)产生密集互动,催生跨学科的融合性创新。基于此,提出以下假说。

H1:“无废城市”试点政策对城市绿色创新水平的提升具有显著的正向赋能效应。

2.3 “无废城市”试点政策对城市绿色创新的作用路径

2.3.1 科技驱动效应

加大科技研发投入是提升城市绿色创新水平的物质基础与核心驱动力。充裕的资金供给与资源保障,赋予企业、高等院校及科研院所等多元创新主体攻克前沿绿色技术的能力,使其得以在新能源开发、清洁生产及资源循环利用等关键领域开展深度探索。这种由研发投入驱动的技术突破,不仅促进了绿色技术的快速迭代与升级,也为城市绿色

创新体系的构建与完善奠定了坚实的技术基石。从理论层面审视，该作用机制契合“波特假说”与诱导性技术创新理论的核心要义：设计恰当的环境规制政策，能够通过激发“创新补偿”效应，有效对冲乃至超越规制带来的“遵循成本”，从而系统性地提升企业乃至区域的综合竞争力。由此，科技研发投入与环境规制形成合力，共同推动了城市绿色创新体系的持续演进[20]。“无废城市”政策所确立的强制性废弃物减量目标与资源循环利用标准，实质上构建了一种“绩效导向型”环境管制措施。该类政策显著提高了企业沿用传统线性生产模式所需承担的合规成本，进而形成有效的转型压力，驱动企业通过绿色技术创新以应对规制要求[21]。除此之外，充足的科技投入可以用于改善科研条件、提高科研人员待遇、设立科研奖励等，吸引更多高素质的创新人才汇聚到城市，通过构建一支规模充实、结构优化的绿色创新人才梯队，城市得以夯实其绿色转型的智力基础与人才保障，进而为绿色创新能力的持续跃升注入长效动能。

2.3.2 公众关注效应

公众关注构成了强大的非正式制度压力与市场需求信号。根据利益相关者理论，企业等创新主体的行为受到政府、社区、媒体等多方压力的影响[22]。“无废城市”试点作为一项高显示度的公共政策，通过媒体宣传、环境信息公开（如固废产生与处理数据发布）及公众参与活动（如垃圾分类督导），显著提升了社会各界对固体废物问题的关注度[3]。此类公众关切构建了一个广泛的社会监督体系与绿色消费舆论环境，对地方政府与企业施加了“声誉压力”与“履责压力”，从而推动其通过增加绿色研发投资、引入先进清洁生产技术等方式响应社会期望，以此维护其社会合法性，并防范潜在的品牌声誉风险[23-24]。随着社会环保意识的不断增强，绿色消费偏好逐渐形成，由此产生的市场拉动力为企业的绿色技术研发提供了明确的商业信号与利润激励，有效促进了创新资源向循环经济产业的集聚。

其次，公众关注促进了绿色知识在社会网络中的扩散与学习，优化了城市创新生态。根据社会学习理论，个体与组织行为能够通过观察他人的行为及其结果来进行适应性调整[25]。公众对“无废城市”的关注与讨论，尤其是通过社交媒体等现代信息渠道的放大，加速了绿色生活方式、环保技术应用案例等信息的传播。这种广泛的信息流动不仅提升了普通市民的环保认知，更重要的是，它为企业家、研发人员等创新主体提供了关于潜在技术路径、市场机遇和用户偏好的宝贵“知识溢出”。此外，公众参与（如社区回收项目、环保NGO活动）本身就是一个“干中学”的过程，能够激发民间的创新智慧，有时甚至能催生出适应本地情境的、低成本的绿色技术解决方案。因此，公众关注效应通过构建一个信息更透明、互动更频繁的社会学习环境，降低了绿色创新的不确定性和试错成本，从而提升了城市整体创新系统的活力与效率。

基于以上阐述，提出以下假设。

H2：科技驱动效应正向调节“无废城市”试点政策对城市绿色创新水平的促进作用；

H3：公众关注效应正向调节“无废城市”试点政策对城市绿色创新水平的促进作用。

3 研究设计

3.1 模型构建

为精准识别“无废城市”试点政策对城市创新水平产生的因果效应，采用政策评估领域应用广泛的多期双重差分模型进行实证检验。参照Beck等[26]的经典范式，构建计量模型如下。

$$\ln_SQFM_{it} = \alpha + \beta_1 did + \sum \gamma Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：被解释变量$\ln_SQFM_{it}$用以表征城市i在第t年的绿色创新能力，具体通过该城市当年发明专利授权数加1后取自然对数获得；核心解释变量是双重差分项did，由处理组虚拟变量（Treat）与政策时间虚拟变量（policy）交乘构成；Treat赋值为1表示该城市为“无废城市”试点，否则为0；policy赋值为1表示年份处于政策公布当年及之后，否则为0；β_1为核心待估参数，反映了“无废城市”政策实施对试点城市绿色创新水平的平均处理效应；Controls为一系列控制变量；γ为控制变量系数；δ_i、φ_t分别为控制了城市固定效应与年份固定效应；ε_{it}为随机扰动项。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量：城市绿色创新能力（ln_SQFM）

城市绿色创新能力（ln_SQFM）。为衡量各城市的绿色创新能力，构建了被解释变量城市绿色创新能力（ln_SQFM）。参考艾永芳和孔涛[27]的指标选取思路，城市绿色专利授权量能够有效反映其绿色技术研发水平，而且绿色专利从申请到授权通常有1～4年的审查周期，这使得授权量数据能平滑因

政策宣传、短期激励带来的“突击申请”噪声,可以有效剔除大量仅为获取政府补贴、考核加分或完成指标而提交,但创新含量低的申请,更能反映持续、稳定的创新能力。进一步地,考虑到绿色专利体系中,发明专利相较于实用新型和外观设计专利,具有更高的技术创新含量与授权难度,更能代表一个城市在绿色技术领域的实质性突破。因此,采用城市当年绿色发明专利授权数,经加 1 后取自然对数处理,以得到更为精确的绿色创新能力测度指标。

3.2.2 核心解释变量:“无废城市”试点政策(did)

“无废城市”试点虚拟变量(did)。为避免因“无废城市”试点城市评选标准(涵盖现有基础、工作意愿及预期绩效等)带来的内生性问题,将政策实施当年作为外生冲击的时间节点,以此构建准自然实验框架。

3.2.3 机制变量

为深入探究“无废城市”试点政策影响城市绿色创新的传导路径,分别从科技驱动与公众关注两个维度进行机制检验。其中,科技驱动效应采用城市科技投入力度(TE)予以表征,具体以各城市当年科学技术支出占政府财政支出的比例进行测度;公众关注效应借助公众环境关注度(PEA)加以衡量,通过百度搜索指数中“环境污染”关键词的年度均值予以量化。

3.2.4 控制变量

为降低因遗漏变量而导致估计结果存在偏误的问题,并借鉴现有文献,选取经济发展水平、对外开放程度、金融发展水平、产业结构作为模型的控制变量。其中经济发展水平(ECO),选用城市人均地区生产总值的对数来刻画;对外开放程度(OPEN),选用城市当年实际使用外资金额加 1 的对数来刻画;金融发展水平(DIF),选用城市当前数字普惠金融指数除以 100 的数值来刻画;产业结构(IS),选用城市当年第三产业增加值占城市 GDP 的比值来刻画。

具体变量定义如表 1 所示。

3.3 数据来源

以 2011—2023 年中国 285 个地级及以上城市为研究对象。城市层面相关数据来源于 EPS(express professional superior)数据库、北大数字金融研究中心[28],城市绿色专利数据则取自国家知识产权局。针对样本期间少量数据缺失情形,采用线性插值法予以补充,最终构建包含 3 705 个观测值的平衡面板数据集。

表 1 变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	城市绿色创新能力	ln_SQFM	各城市发明专利授权数加 1 后取对数
核心解释变量	“无废城市”试点政策	did	政策实施当年及以后实施“无废城市”试点政策的城市取 1,反之取 0
机制变量	科技投入力度	TE	城市当年科技支出占政府财政支出的比值
	公众环境关注	PEA	百度“环境污染”指数搜索指数年均值
控制变量	对外开放程度	OPEN	城市当年实际使用外资金额加 1 的自然对数
	金融发展水平	DIF	城市当前数字普惠金融指数除以 100
	产业结构	IS	城市当年第三产业增加值占地区生产总值的比重
	经济发展水平	ECO	城市人均地区生产总值的自然对数

4 实证结果与分析

4.1 描述性统计

各主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。数据显示,城市绿色创新能力(ln_SQFM)的最大值为 9.37,均值为 2.80,表明样本期间内中国地级及以上城市的绿色创新水平存在显著差异,整体仍有较大提升空间。

4.2 基准回归结果

表 3 汇报了“无废城市”试点政策对城市绿色创新能力的基准回归结果。列(1)未纳入任何控制变量且未控制双向固定效应,核心解释变量 did 的系数为 1.223,在 1%的水平上显著为正。列(2)在控制年份与城市固定效应后,did 系数仍保持 1%水平的显著性。列(3)进一步加入控制变量并控制双向固定效应,did 系数依然在 1%的水平上显著为正。上述结果表明,无论是否考虑控制变量或固定效应,核心结论均具有稳健性。据此可初步推断,“无废城市”试点政策显著提升了试点城市的绿色创新能力,H1 得到验证。

4.3 稳健性检验

4.3.1 平行趋势检验

平行趋势假定是双重差分法政策评估的核心前提,要求处理组与对照组的结果变量在政策实施前具有一致的变化趋势。为验证该假设是否成立,采用事件研究法进行检验,并设定如下计量模型。

$$\ln_SQFM_{it} = \alpha + \sum_{t=2011}^{2023} \beta_k Treat_i \times policy_t^k + \sum \gamma Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表 2　变量描述性统计

变量类型	变量	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
核心被解释变量	ln_SQFM	城市绿色创新能力	3 705	2.80	1.78	0.00	9.37
核心解释变量	did	“无废城市”试点虚拟变量	3 705	0.07	0.25	0.00	1.00
机制变量	TE	科技投入力度	3 705	0.02	0.02	0.00	0.21
	PEA	公众环境关注	3 705	22.58	26.26	0.00	164.51
控制变量	OPEN	对外开放程度	3 705	9.72	2.10	1.10	14.70
	DIF	金融发展水平	3 705	2.02	0.79	0.17	3.73
	IS	产业结构	3 705	0.43	0.10	0.10	0.85
	ECO	经济发展水平	3 705	10.81	0.57	8.77	12.49

表 3　基准回归结果分析

变量	(1)	(2)	(3)
	ln_SQFM	ln_SQFM	ln_SQFM
did	1.223***	0.240***	0.183***
	(0.040)	(0.057)	(0.057)
DIF			1.507***
			(0.222)
ECO			0.149
			(0.097)
IS			−0.588
			(0.392)
OPEN			0.039***
			(0.011)
常数项	2.719***	7.235***	3.898***
	(0.091)	(0.036)	(1.203)
观测值	3 705	3 705	3 705
年份固定	否	是	是
城市固定	否	是	是

注：括号内的数值为稳健性标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

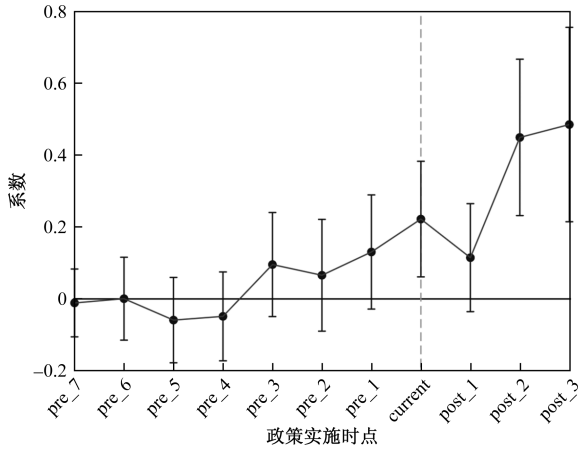


图 1　平行趋势检验结果

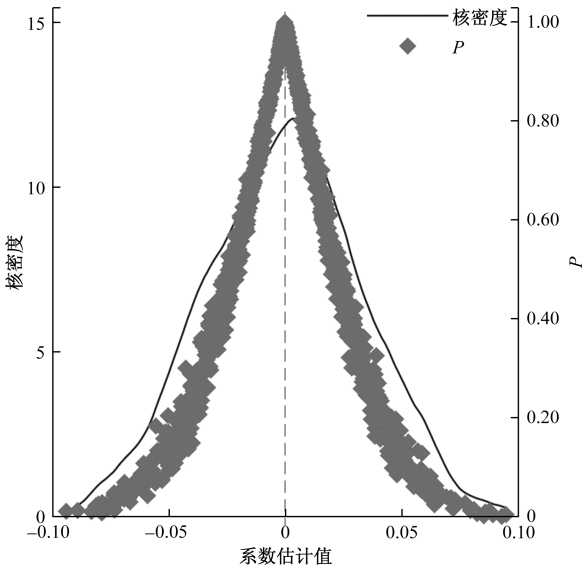


图 2　安慰剂检验结果

在平行趋势检验中，核心变量 $policy_t^k$ 为样本年份相对于“无废城市”政策实施时点的时间距离，其中 $k=0$ 对应政策实施当年，$k>0$ 与 $k<0$ 分别代表政策实施后与实施前的第 $|k|$ 年。参考既有文献的做法，本研究剔除样本起始年份（2011 年）作为基期，并基于上述模型进行检验，结果如图 1 所示。政策实施前各期系数 β_k 均未通过显著性检验，表明处理组与对照组在政策前的绿色创新水平不存在显著差异，满足平行趋势假定。这表明“无废城市”试点政策显著提升了试点城市的绿色创新能力，且该促进效应在政策实施后具有持续性。

4.3.2　安慰剂检验

为排除其他未观测政策或随机因素对估计结果的潜在干扰，采用空间安慰剂检验开展反事实分析。具体而言，从全样本中随机抽取与真实处理组数量相同的城市作为“伪处理组”，基于双重差分模型进行回归并记录交互项系数。将该过程重复 1 000 次，得到系数的核密度分布（图 2）。结果显示，随机抽样所得的系数估计值集中分布于零值附近，且服从正态分布，与基准回归中真实的估计系数（0.183）存在显著差异。这表明基准结果的显著性并非源于偶然因素或遗漏政策，城市绿色创新能力的提升确由“无废城市”试点政策的实施所驱动。

4.3.3　缩尾

为排除极端值对回归结果的潜在影响，对所有连续变量在 1%分位上进行缩尾处理。基于处理后

的样本重新回归,结果如表 4 所示。核心解释变量 did 的系数仍在 1%的水平上显著为正,与基准回归结论一致。这表明本文的核心发现并非由少数极端样本点驱动,具有较强稳健性。

表 4　稳健性检验结果

变量	缩尾	改变样本结构		增加滞后一期控制变量
		剔除部分样本	剔除政策年份	
	ln_SQFM_w	ln_SQFM	ln_SQFM	ln_SQFM
did	0.133**	0.177***	0.177***	0.154***
	(0.063)	(0.058)	(0.062)	(0.056)
DIF	1.621***	1.639***	1.390***	1.151***
	(0.256)	(0.214)	(0.227)	(0.229)
ECO	0.180	0.138	0.159	0.118
	(0.111)	(0.098)	(0.100)	(0.119)
IS	−0.493	−0.631	−0.553	0.351
	(0.449)	(0.394)	(0.409)	(0.527)
OPEN	0.033***	0.040***	0.035***	0.022**
	(0.013)	(0.012)	(0.013)	(0.010)
DIF_lag1				0.424**
				(0.186)
ECO_lag1				−0.042
				(0.107)
IS_lag1				−1.303**
				(0.528)
OPEN_lag1				0.026**
				(0.011)
常数项	2.406*	3.905***	3.962***	4.578***
	(1.355)	(1.215)	(1.244)	(1.248)
观测值	3 449	3 420	3 135	3 420
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是

注:括号内的数值为稳健性标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

4.3.4　改变样本结构

为排除专利申请统计标准变更(2017 年)及政策实施当年可能存在效力滞后对估计结果的干扰,分别剔除了 2017 年、2019 年和 2022 年(政策实施当年)的样本观测值,并进行多期双重差分模型回归。稳健性检验结果如表 4 所示。在两种样本调整方案下,核心解释变量 did 的系数依然保持显著,与基准回归结论高度一致。这表明本文的核心发现并非由特定年份的样本所驱动,研究结论具有较强的稳健性。

4.3.5　增加滞后一期控制变量

为缓解模型中可能存在的反向因果或遗漏变量等内生性问题,将全部控制变量滞后一期后重新纳入模型进行估计,结果如表 4 所示。核心解释变量 did 的系数仍在 1%的水平上显著为正,与基准回归结论保持一致。这表明考虑潜在的内生性干扰后,“无废城市”试点政策对城市绿色创新的促进作用仍稳健。

5　异质性与机制分析

5.1　异质性分析

5.1.1　区域异质性

考虑到“无废城市”建设对城市绿色创新的影响可能呈现区域异质性,依据中国经济地理分区标准,将 285 个样本城市划分为东部、中部和西部地区进行分组回归,结果如表 5 所示。东、中、西部地区核心解释变量 did 的系数均在 1%的水平上显著为正,且西部地区的系数比东中部地区大。这表明,“无废城市”试点政策对西部地区城市绿色创新的促进效应更为显著。可能的原因是:西部地区拥有丰富的风能、太阳能等绿色能源资源,与政策支持形成协同效应;而东中部地区囿于资源禀赋限制,经济外向型程度高,已形成相对固化的发展模式,政策效应的发挥相对有限。

5.1.2　资源异质性

考虑到城市在资源配置与自然资源禀赋方面存在固有差异,依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》将样本城市划分为资源型与非资源型两类,进行分组异质性检验,结果如表 5 所示。两组样本中核心解释变量 did 的系数均在 1%的水平上显著为正,表明“无废城市”试点政策对两类城市的绿色创新能力均具有显著促进作用。进一步比较发现,该促进效应在资源型城市中更为突出(系数为 0.356),而在非资源型城市中相对较小(系数为 0.263)。对此可能的解释是:非资源型城市因自身资源匮乏,多以引进资源型城市初步加工后的中间品进行生产,其生产过程中产生的固体废物相对有限;而资源型城市处于产业链上游,亟须从源头上实现固体废物的减量化与资源化,因而对绿色技术创新的需求更为迫切,政策驱动效应也更为显著。

5.2　机制检验

前文实证结果表明,“无废城市”试点政策对试点城市的绿色创新能力具有显著的促进作用。然而,该政策效应背后的传导路径尚不明确,有待进一步检验。参考刘海建等[29]的做法,设定如下模型。

$$\ln_SQFM_{it} = \alpha + \beta_1 TreatTE + \beta_2 policy + \beta_3 didTE + \sum \gamma Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln_SQFM_{it} = \alpha + \beta_1 TreatPEA + \beta_2 policy + \beta_3 didPEA + \sum \gamma Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 5　异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	资源型城市	非资源型城市
did	0.270***	0.299***	0.368***	0.356***	0.263***
	(0.057)	(0.099)	(0.066)	(0.078)	(0.048)
DIF	0.689***	0.585***	0.817***	0.730***	0.793***
	(0.057)	(0.075)	(0.075)	(0.071)	(0.051)
ECO	0.614***	0.659***	−0.142	0.145	0.324***
	(0.152)	(0.147)	(0.128)	(0.131)	(0.124)
IS	0.486	0.0124	−1.921***	−1.131**	−1.017**
	(0.529)	(0.542)	(0.577)	(0.563)	(0.419)
OPEN	0.0443**	0.0434**	0.00826	0.0411***	0.0130
	(0.021)	(0.017)	(0.018)	(0.015)	(0.014)
常数项	−5.286***	−6.176***	2.751**	−0.806	−1.584
	(1.585)	(1.557)	(1.349)	(1.440)	(1.309)
观测值	1 300	1 300	1 105	1 482	2 223
R^2	0.774	0.611	0.485	0.495	0.709
城市数	100	100	85	114	171

注：括号内的数值为稳健性标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

式中：didTE 为科技投入力度虚拟变量 TreatTE 和时间虚拟变量 policy 的交乘项，若城市科技投入力度大于等于其中位数，则 TreatTE 取 1，否则取 0；didPEA 为公众环境关注虚拟变量 TreatPEA 和时间虚拟变量 policy 的交乘项，若城市公众环境关注大于等于其中位数，则 TreatPEA 取 1，否则取 0。

机制检验结果如表 6 所示。列(1)和列(2)中，核心解释变量的回归系数分别为 0.182 和 0.193，且均在 1%的水平上显著为正。这一结果表明，“无废城市”试点政策对城市绿色创新的促进作用在公众环境关注度较高以及科技投入力度较大的地区更为突出。其背后的作用逻辑在于：一方面，公众关注作为一种外部监督力量，能够有效推动社会主体自发参与环境保护，形成对绿色发展的社会压力与共识；另一方面，科技投入的加大为绿色技术研发提供了必要的资金与资源保障，助力企业、高校及科研机构开展前沿性创新活动，从而为城市绿色转型提供坚实的技术支撑。综上，H2(公众关注效应)和 H3(科技驱动效应)得以验证。

表 6　作用机制检验

变量	(1)	(2)
	公众关注效应	科技驱动效应
didPEA	0.182***	
	(0.051)	
didTE		0.193***
		(0.054)
DIF	1.507***	1.476***
	(0.217)	(0.221)
ECO	0.146	0.143
	(0.098)	(0.096)
IS	−0.586	−0.588
	(0.394)	(0.391)
OPEN	0.038***	0.039***
	(0.011)	(0.011)
常数项	3.938***	3.988***
	(1.220)	(1.209)
观测值	3 705	3 705
城市数	285	285
年份固定	是	是
城市固定	是	是

注：括号内的数值为稳健性标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

6　结论与建议

6.1　结论

本文以“无废城市”试点政策为研究对象，基于 2011—2023 年中国 285 个地级及以上城市的面板数据，采用多期双重差分模型系统评估了该政策对城市绿色创新的影响效果及其作用机制。主要研究发现如下：“无废城市”试点政策显著提升了试点城市的绿色创新能力，该结论在经过一系列有效性检验与稳健性检验后依然成立；政策效应存在明显的异质性，其在西部地区以及资源型城市中的促进作用更为突出；机制分析表明，公众关注效应与科技驱动效应是“无废城市”试点政策助力城市绿色创新发展的两条重要传导路径。

6.2　建议

基于上述研究结论，本文提出以下建议。

(1)强化制度保障，构建协同监管体系。首先，加强政策引导，压实各方责任，加大对环境违法行为的惩处力度，为城市绿色创新提供坚实的制度基础。其次，建立健全固体废物统计与环境信息依法

披露制度,提升管理的科学性与透明度。再次,构建跨部门协同的“无废城市”综合治理体系,明确分工、打破壁垒,形成工作合力,带动更多城市提升绿色创新水平。

(2)加大科技投入,完善创新转化机制。政府与企业应共同加大对“无废城市”相关技术的研发投入,设立专项科研基金,鼓励产学研协同攻关,重点突破固体废物源头减量、资源化利用及无害化处置等关键技术。同时,积极引进国外先进技术与管理经验,结合本地实际进行消化吸收与再创新;加强与国际组织及发达国家的交流合作,开展技术培训与项目合作,提升本土技术创新能力。

(3)引导公众参与,强化社会监督效应。鉴于公众关注在“无废城市”建设中的外部监督与共识推动作用,应着力构建政府主导、社会协同、公众参与的多元共治格局。首先,加强环境宣传教育,通过媒体平台、社区活动及学校教育等多渠道普及固体废物减量化与资源化知识,提升公众的环保认知与责任意识,培育绿色消费与生活方式的自觉性。其次,建立健全公众参与机制,畅通环境信息查询与投诉举报渠道,鼓励公众对固废非法倾倒、分类不当等行为进行监督举报,形成“人人参与、人人尽责”的社会氛围。

参考文献

[1] 黄启飞. 高质量建设“无废城市”路径探析[J]. 人民论坛,2025(24):73-78.

[2] 柴尚蕾,周倩倩,魏伟,等. “无废城市”建设试点的企业绿色创新效应[J]. 中国人口·资源与环境,2025,35(4):144-156.

[3] 周宏春. 我国“无废城市”建设进展与对策建议[J]. 中华环境,2020(11):22-28.

[4] 刘毅,寇江泽. 资源循环增绿提效[N]. 人民日报,2022-01-04(016).

[5] 孟小燕,王毅. 我国推进“无废城市”建设的进展、问题及对策建议[J]. 中国科学院院刊,2022,37(7):995-1005.

[6] 刘晓龙,崔磊磊,杜祥琬. 纵深推进“无废城市”建设的总体思路和发展方向[J]. 环境保护,2023,51(24):18-20.

[7] 姜玲玲,丁爽,刘丽丽,等. “无废城市”建设与碳减排协同推进研究[J]. 环境保护,2022,50(11):39-43.

[8] 朱雨薇. “无废城市”与企业绿色创新[J]. 上海管理科学,2024,46(6):18-24.

[9] 徐静蕾,向俊杰,许云芳. “无废城市”建设能改善黄河流域工业固废综合治理吗?——基于合成控制法的研究[J/OL]. 三峡生态环境监测,1-23. (2025-02-24)[2026-03-10]. https://link.cnki.net/urlid/50.1214.X.20250224.1443.002.

[10] 杨卓璠. 基于PMC-HCW模型的无废城市政策实施效果测度研究[D]. 沈阳:沈阳建筑大学,2025.

[11] 秦全德,周洁莹,张珺婷. 面向“无废城市”建设的固体废弃物资源化利用:跨主体协同治理机制研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2025,25(1):100-115.

[12] CHEN Q Y, CHEN P Y, CHU Z Z. Riddled with challenges: are zero-waste cities transitioning to circular economies? insights from Chinese cities[J]. Journal of Environmental Management, 2025, 385: 125662.

[13] 李金惠,梁扬扬,刘丽丽,等. 以技术创新提高固体废物资源化利用水平助力“无废城市”建设[J]. 环境保护,2023,51(24):21-26.

[14] 陈娟,蒋颖欢. “无废城市”建设助力桂林绿色生态可持续发展[N]. 桂林日报,2024-12-24(001).

[15] 任贵秀,刘凯. 黄河流域绿色创新的时空演化特征及影响因素分析[J]. 干旱区地理,2024,47(1):158-169.

[16] 吴玉彬,李月,陈家创,等. 数字经济对黄河流域城市绿色创新的赋能效应[J]. 中国沙漠,2026,46(3):131-142.

[17] 陆菊春,肖晓寒,卞文婕. 知识产权保护与城市绿色创新:赋能还是挤出——以长三角与珠三角城市群为例[J]. 科技进步与对策,2025,42(6):34-45.

[18] 袁健,张所地. 知识流动与城市绿色创新效率:“新基建”的调节效应[J]. 城市问题,2024(8):64-73.

[19] 赵喜仓,蒋美,洪逗. 绿色技术创新对减污降碳协同效应的影响[J]. 科技进步与对策,2025,42(16):24-36.

[20] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.

[21] BRUNNERMEIER S B, COHEN M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45(2): 278-293.

[22] FREEMAN R E. Strategic management: a stakeholder approach[M]. Cambridge University Press, 2010.

[23] PASCUAL B, ANDREA F, LILIANA G, et al. Necessity as the mother of “green” inventions: institutional pressures and environmental innovations[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(8): 891-909.

[24] 李巧华,唐明凤. 企业绿色创新:市场导向抑或政策导向[J]. 财经科学,2014(2):70-78.

[25] BOONE T, REILLY A J, SASHKIN M. Social learning theory[M]. New Jersey, USA: Prentice-Hall, 1977.

[26] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.

[27] 艾永芳,孔涛. 区域大数据发展能促进企业绿色创新吗?[J]. 中南财经政法大学学报,2021(6):116-126,160.

[28] 郭峰，王靖一，王芳，等. 测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊)，2020，19(4)：1401-1418.

[29] 刘海建，胡化广，张树山，等. 供应链数字化与企业绩效——机制与经验证据[J]. 经济管理，2023，45(5)：78-98.

"Zero-waste City" Pilot Policy Empowering Urban Green Innovation: Empirical Evidence from 285 Cities in China

LI Congxin, HONG Yiping

(School of Economics, Hebei GEO University, Shijiazhuang 052160, China)

Abstract: Taking China's "zero-waste city" pilot policy as the research object, a staggered difference-in-differences model was employed to evaluate the policy's impact on urban green innovation, using panel data of 285 cities from 2011 to 2023. The results show that the zero-waste city construction significantly promotes urban green innovation. Mechanism analysis reveals that increased public environmental concern and enhanced regional science and technology investment are two important pathways through which the policy exerts its effect. Heterogeneity analysis indicates that the policy has a more pronounced driving effect on green innovation in western regions and resource-based cities.

Keywords: "Zero-waste City" pilot policy; urban green innovation; staggered difference-in-differences model