

低碳城市试点政策与制造业高质量发展：“赋能”还是“负能”？

张国建 李 慧 褚翠翠

摘 要 “双碳”目标约束下，制造业能否实现高质量发展成为政策制定者的重要关切。本文在构建中国制造业高质量发展新的综合评价指标的基础上，以低碳城市试点为对象，采用交错双重差分法评估了该政策对制造业高质量发展的影响。研究发现，低碳城市试点政策的实施能够显著推动制造业高质量发展，此结论在考虑处理效应异质性以及进行一系列稳健性检验后依然成立。试点政策正向的外溢效应和鲶鱼效应之和大于负向的挤出效应和虹吸效应，综合表现为正向的空间溢出效应，其有效辐射范围为 300 千米并在 100—200 千米范围内形成集聚阴影区。进一步分析发现，在东部地区、数字经济发展水平较高以及环境规制力度较弱的城市，政策效应越显著。机制分析表明，试点政策能够通过提高绿色技术创新能力和优化资源配置效率推动制造业高质量发展。研究结论不仅为完善低碳城市试点政策体系提供了启示，也为“中国之制”迈向“中国之治”的政策实践提供了参考。

关键词 低碳城市试点 制造业高质量发展 空间双重差分 空间溢出
[中图分类号] F420 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2025) 04-0092-17

一、引言

大国之治，大国担当。2020 年 9 月 22 日，习近平主席在第七十五届联合国大会上明确提出中国将力争在 2030 年前达到碳达峰、2060 年前实现碳中和（以下简称“双碳”目标）。同时，党的二十大报告也提出要“协同推进降碳、减污、扩绿、增长，推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展”。这是对统筹做好“双碳”工作提出的明确要求，也是实现“双碳”目标的战略路径。一方面，2006 年中国超过美国成为世界第一碳排放国，国际能源署（IEA）发布的《2022 年二氧化碳排放报告》显示，2022 年中国的二氧化碳排放量为 114.77 亿吨，虽然相较 2021 年下降 2300 万吨，但仍是美国（50 亿吨）的两倍，欧盟（27.9 亿吨）的四倍，且尚未达峰；另一方面，制造业高质量发展是中国经济高质量发展的重中之重，而具有中国特色的低碳发展道路早在 2010 年就被列入“十二五”规划（宋弘等，2019），制造业的低碳化发展也成为经济发展战略决策的重要部署之一，是实现“双碳”目标与建成现代化产业体系的关键路径。在此背景下，如何实现制造业质的有效提升和量的合理增长成为摆在政策制定者和学界面前的难题。

【基金项目】国家自然科学基金青年项目（批准号：72203100）；国家社会科学基金青年项目（批准号：21CJL019）；江苏省社会科学基金重点项目（批准号：23EYA003）。

【作者简介】张国建，南京审计大学联合研究院，邮政编码：211815；李慧（通讯作者），东北财经大学东北全面振兴研究院，邮政编码：116025；褚翠翠，安徽工业大学商学院，邮政编码：243032。

为实现碳减排目标，2010 年以来，全国先后分三批开展实施了 81 个低碳城市试点。首批试点由国家发展改革委于 2010 年 7 月批复设立，包括 5 省 8 市为试点地区。第二批试点确定于 2012 年 11 月，包括海南省及其他 28 个城市（共包括 33 个城市）。第三批试点自 2017 年 1 月开始实施，确定了乌海市等 45 个市（区、县）作为试点。低碳城市试点成为中国制造业向绿色低碳转型变革的一项关键政策（庄贵阳，2020；王亚飞、陶文清，2021）。

关于低碳城市试点政策效应的研究主要从以下方面展开：一是评估低碳城市试点的环境效应，发现该政策能够显著降低城市层面的空气污染水平和碳排放水平（宋弘等，2019；张华，2020），并且进一步提高了碳排放效率和城市生态效率（Yu and Zhang, 2021）；二是评估了低碳城市试点的经济效应，研究发现，该政策促进了城市绿色全要素生产率的提高（王亚飞、陶文清，2021；Chen and Wang, 2022），推动了企业绿色技术创新（徐佳、崔静波，2020；肖仁桥等，2023）；三是评估了低碳城市试点的社会效应，王锋和葛星（2022）研究发现，相比于非试点城市企业，该政策的推行使得试点城市企业就业平均增加了 5.11%，并通过产出效应和要素替代效应促进了企业层面的就业。虽然目前研究较为丰富，但缺乏对制造业结构优化及其空间溢出效应的深入研究。

与本文关联的另一支文献聚焦于制造业高质量发展。现有文献主要基于经济增长质量和新发展理念两种理论视角，对制造业高质量发展进行评价（史丹、张成，2017）。一方面，部分学者基于经济增长质量视角，对制造业高质量发展进行测度，注重制造业质量竞争力与效率、产业结构与规模的构建（程虹、陈川，2015），或者从生产制造环节的生产效率、出口贸易环节的价值获取能力与技术含量三个角度对中美制造业发展质量进行比较研究（赵玉林、谷军健，2018），抑或从经济发展质量、效率和动力三个子系统评价和测度制造业发展质量的综合水平（唐红祥等，2019）。也有部分研究从制造业技术复杂度视角来关注制造业发展，并在准确构建技术复杂度基础上，从产品质量、人力资本等多种视角研究了其对技术复杂度的影响（Hausmann et al., 2007；周茂等，2019）。另一方面，以“创新、协调、绿色、开放、共享”为主要内容的新发展理念兼具多维性、全面性和时代性，是以习近平同志为核心的党中央对于发展问题的经验总结和理论创新，体现了高质量发展的丰富内涵（郭克莎，2022）。因此，开始有部分研究基于新发展理念，采用主成分分析、熵权法等多种方式，构建包含多维复合指标的高质量发展测度体系（陈景华等，2020；曲立等，2021）。在制造业高质量发展指标体系构建与测算上，现有研究仅关注了制造业的结构优化与质量效益，未能全面体现制造业高质量发展的丰富内涵，而基于新发展理念的文献未能包括数字经济等衡量制造业智能化和环境目标约束等要素，并且多从省区层面进行实证研究，缺乏更细致深入的分析和探讨。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：一是创新性地从环境目标约束和制造业智能化水平双重视角更为准确地测度了城市制造业高质量发展的真实水平；二是在考虑异质性处理效应的基础上，采用交错双重差分模型，系统评估了低碳城市试点政策对制造业高质量发展的影响与作用机制，证实了制造业兼顾低碳化和高质量发展路径的可行性，并通过提高绿色技术创新能力和优化资源配置效率机制显著赋能制造业高质量发展；三是目前大多数研究主要关注低碳城市试点政策的局部效应，对空间溢出效应的研究较少（Yu and Zhang, 2021；Chen and Wang, 2022），本文在构建空间双重差分模型的基础上，着重分析低碳城市试点政策对制造业高质量发展的空间溢出效应，并进一步分析了集聚阴影区的存在，拓展了现有文献的研究边界，具有重要的学术价值和政策启示。

二、理论机制与研究假设

（一）低碳城市试点对制造业高质量发展的赋能效应

严格且适宜的环境规制能够激励企业采用新的生产技术或进行技术创新，进而提高企业的全要

素生产率，甚至其带来的经济效益和社会福利改善远大于环境规制付出的成本，即存在“波特效应”（Porter and Linde, 1995）。低碳城市试点政策作为命令控制型环境规制政策的一种，现有研究发现，其并不比市场激励型政策低效（田玲、刘春林，2021），这或许与低碳城市试点政策第二批和第三批的遴选机制和申报方式改革有关。本文认为低碳城市试点政策同样存在“波特效应”并具有赋能制造业高质量发展的可能性。低碳城市试点主要通过以下两个机制推动制造业高质量发展。

第一，低碳城市试点能够提高绿色技术创新能力。一方面，试点政策对试点城市的基础设施和城市管理能力提出了更高的要求。新型基础设施可以直接提高城市运行效率，减少城市温室气体排放源。基础设施建设和城市管理的改善可以进一步吸引区域外的优质要素资源进入城市，改善试点城市的要素结构，加快绿色技术创新（Chen and Wang, 2022）。另一方面，试点政策除了限制能源消耗和降低碳排放水平外，还会改变 SO_2 和煤烟等其他空气污染物的排放水平，有助于温室气体和其他污染物的协同减排（Liu et al., 2021）。低碳城市试点政策所包含的政策目标是有效促进温室气体减排和低碳导向的技术进步，理论上可以加速碳排放约束下的绿色技术进步（Yu and Zhang, 2021）。绿色生产技术的应用在减少环境污染的同时，能够提高制造业生产效率，通过技术创新推动制造业高质量发展。

第二，低碳城市试点能够提升资源配置效率。一方面，试点政策会有中央的专项资金和政策优惠，并且还有地方政府的财政补贴，会进一步优化试点城市的资源配置效率。另一方面，试点城市内的制造业企业会拥有更多的要素投入进行绿色技术的开发和应用，通过约束和激励形成多渠道促进企业高质量发展的合力（王贞洁、王惠，2022）。试点城市政府会发展特定行业生产和建立碳排放标准，制定相应的激励和监管举措，倒逼制造业企业通过技术升级提高资源配置效率、缓解企业资源错配。因此，低碳城市试点政策会促使制造业企业积极参与低碳转型并抓住投资机会，提高资源配置效率。根据上述理论分析，本文提出：

假设 1：低碳城市试点政策能够通过提高绿色技术创新能力和优化资源配置效率推动制造业高质量发展。

（二）低碳城市试点的空间溢出效应

制造业高质量发展的多维目标和环境污染的外部性决定了在研究中必须考虑空间依赖特征，倘若忽视空间相关性和溢出效应，会导致政策效果的估计出现偏差，不利于在一般均衡视角下对低碳城市试点政策的综合效应进行评估。具体来看：

第一，正向的外溢效应。低碳城市试点政策的实施，使得试点城市获得更多的政策优惠，激励其积极进行制造业绿色转型发展的探索，并对周边非试点城市形成示范效应。污染光环假说认为政策优惠会引致产业集聚，经济集聚的正外部性产生的正向外溢效应，在降低本地环境污染的同时，能够推动相邻地区减轻环境污染水平，从而形成区域协同减污和协同发展效应。低碳城市试点实施以后，其减排技术和绿色发展经验会随着贸易往来和官员异地交流、合作等形式进行相互借鉴和模仿，通过分享、匹配和学习等有效机制外溢到周边城市（郑汉、郭立宏，2022）。并且，非试点城市可以通过主动学习试点城市的新技术和高效的管理方式，实现绿色低碳转型和推动制造业高质量发展。已有研究证实，低碳城市试点建设在提高本地绿色效率水平和可再生能源技术创新的同时也带动了周边城市的绿色效率和可再生能源技术创新水平的提升（Chen and Wang, 2022；马丽梅、司璐，2022）。

第二，正向的鲶鱼效应。鲶鱼效应是指低碳城市成为政策试点之后会增加邻近非试点城市的环保压力，促使邻接非试点城市不得不动重视环境治理，并通过正式或非正式的交流学习，推动制造业行业对绿色生产技术和低碳发展经验的应用和推广（郑汉、郭立宏，2022）。并且，在科层制的中国式分权和晋升锦标赛的制度背景下，面对中央政府对地方政府部门的经济增长考核压力和环保责任压力，周边邻接非试点城市的地方政府部门不得不通过学习先进案例以提高在锦标赛竞争中

获得被提升的概率。众多研究发现，示范效应以及命令控制型试点政策所带来的制度压力，是导致“同伴”采取竞相向上策略的重要原因（Ambec et al.，2013；田玲、刘春林，2021）。因此，低碳城市试点会对周边非试点城市产生“绿色”压力，会推动邻接非试点城市降低污染排放，并提高制造业绿色技术创新应用能力进而推动制造业高质量发展。

第三，负向的挤出效应。伴随低碳城市建设而来的是环境规制的增强，因此，试点城市建设可能导致周边邻接非试点城市污染水平提升，进而阻碍制造业高质量发展。污染避风港假说认为试点地区企业在面临增强的环保标准时，更倾向于搬迁到环保标准较弱的地区，尤其是污染密集型制造业企业通过跨地转移来逃避环保责任，导致落后地区出现“污染天堂”现象（沈坤荣等，2017）。在污染的跨界转移过程中，周边非试点的落后城市自然成为承接产业转移的不二人选。与此同时，周边非试点城市的主政官员可能迫于经济增长压力向制度规范更低的“同伴”政府看齐，形成“竞相向下”的策略（田玲、刘春林，2021；Woods，2006；朱平芳等，2011），选择承接污染密集型制造业产业转移，不仅会导致本地区的污染水平上升，而且也会进一步降低制造业高质量发展水平。Wu等（2017）的研究发现，2006年“十一五”约束性污染控制政策实施以后，污染企业呈现明显的从沿海省份向中西部迁移的趋势。Chen等（2018）的研究也发现，水污染规制导致污染密集型企业从长江下游规制水平较高地区转移到长江上游规制水平较低地区，从而导致水污染程度加剧。因此，低碳城市试点可能对周边非试点地区制造业发展产生挤出效应，从而造成全局层面的福利和效率损失。

第四，负向的虹吸效应。囿于政策倾斜，试点城市往往会从周边非试点城市吸引更多的要素资源，例如绿色发展技术人才、优质的绿色低碳制造业企业等，从而不利于邻接非试点城市的制造业发展。现有研究发现，区位导向性政策以及相应的试点政策往往会导致资源的空间再配置（曹清峰，2020；Ferrari and Ossa，2023），这种情况下，试点地区所带来的制造业发展和经济增长是以虹吸其他区域的发展资源、挤占周边地区的发展要素为代价的，从而导致经济发展差距加大，不利于区域协调发展，造成宏观层面的效率损失。根据上述理论分析，本文提出：

假设2：低碳城市试点政策对制造业高质量发展的赋能效应存在空间依赖特征，并通过空间溢出效应影响相邻城市的制造业高质量发展。

三、研究设计

（一）模型设定

本文以低碳城市试点政策为切入点，采用交错双重差分法和空间计量模型，检验了其对于制造业高质量发展的影响。首先构建基准回归模型如下：

$$mq_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \lambda X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中， mq_{it} 表示*i*城市在第*t*年的制造业高质量发展指数； did_{it} （ $did_{it} = treat_i \times post_{it}$ ）为政策虚拟变量； X_{it} 表示其他影响制造业高质量发展的因素组成的集合； η_i 和 γ_t 分别表示城市和年份固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。在式（1）中，系数 α_1 为本文关注的重点，它反映的是低碳城市试点政策实施前后制造业高质量发展指数的变化情况。

由于存在集聚经济，制造业结构升级存在显著的空间关联性（韩峰、阳立高，2020）；此外，在模型构建中制度环境、区位条件等不可观测因素的遗漏，也可能导致空间依赖性（邵帅等，2016）。忽视空间关联效应可能会得到非一致的参数估计值。因此，本文通过构建空间双重差分模型（SDID）来分析低碳城市试点政策的空间关联效应。具体模型如下：

$$mq_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^N W_{ij} mq_{jt} + \beta_1 did_{it} + \lambda X_{it} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} (X_{ijt} + did_{ijt}) + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, W 为空间权重矩阵, 本文采用地理距离矩阵 (距离倒数的平方) 和经济距离矩阵, j 表示除 i 以外的其他地级市, ρ 为空间自回归系数, θ 表示政策虚拟变量以及控制变量的自回归系数。

式 (2) 探讨了低碳城市试点政策空间溢出效应的存在性, 但是根据空间经济学理论, 政策的溢出效应会随着距离的增加而逐渐减弱, 并且制造业高质量发展的空间外部性受到空间距离的限制 (曹清峰, 2020)。为了进一步检验低碳城市试点政策溢出效应的辐射范围, 构建模型如下:

$$mq_{it} = \delta_0 + \delta_1 did_{it} + \sum_{s=100, 200, \dots, 1100+} \nu_s Dis_{it}^s + \lambda X_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 式 (3) 在式 (1) 的基础上引入一组新的控制变量 Dis_{it}^s 。参数 s 表示任意非试点城市到试点城市间的球面距离 (单位: 千米)。具体来看, 当城市 i 在 $(s-100, s]$ 的空间范围内存在试点城市时, $Dis_{it}^s = 1$, 否则 $Dis_{it}^s = 0$ 。在式 (3) 中, 系数 ν_s 衡量低碳城市试点设立以后对周边临近区域的制造业高质量发展的影响。在具体的回归分析中, 本文以 100 千米为单位^①, 分别衡量 $s = 100, 200, \dots, 1100 +$ 的估计结果, 通过比较不同阈值下系数 ν_s 的经济与统计显著性来检验低碳城市试点政策的空间衰减特征。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

基于“十四五”规划和党的二十大报告中关于高质量发展的重要论述, 本文借鉴曲立等 (2021)、佟孟华等 (2022) 的指标构建体系, 在新发展理念包含的维度基础上进行了一定的拓展和分类, 将制造业高质量发展的理论内涵从大类上界定为创新驱动、增长动能、绿色生态、成果共享 4 个维度。遵循指标选取的科学性、合理性、简明性和数据可得性原则, 本文对选取评价指标做进一步筛选, 剔除语义重复及归属度低的指标, 再创新性地纳入环境目标约束和制造业数字化要素基础上构建制造业高质量发展指数。最终, 我国城市层面制造业高质量发展指标体系由 4 个维度 11 个二级指标细分后的 37 个三类指标构成^②。并且, 本文综合运用定基功效系数法和二次加权纵横向拉开档次法进行测度, 一方面能够克服现有研究的不足、最大化体现制造业高质量发展的动态演进和城市群差异, 另一方面保证评价过程的客观性和动态可比性。

2. 核心解释变量

是否实施低碳城市试点政策是本文的核心解释变量 ($did_{it} = treat_i \times post_{it}$)。其中, $treat_i$ 为政策虚拟变量, 若某一地级市成为低碳试点城市, 则 $treat_i = 1$, 否则为 0; $post_{it}$ 为政策时间虚拟变量, 政策实施当年年份 $post_{it} = 1$, 反之为 0。根据前文政策背景可知, 低碳城市试点工作一共开展了三批, 由于前两次试点名单存在交叉, 即武汉市、广州市、昆明市和延安市虽然属于第二批试点城市, 但是其所属省份出现在第一批试点名单中 (张华, 2020)。考虑到一个城市的制造业高质量发展水平包含的维度较多, 第一批试点城市在初期的执行力度可能较为有限, 并且前后两批的政策干预时间较为接近, 因此, 本文借鉴徐佳和崔静波 (2020)、王贞洁和王惠 (2022) 的做法, 将前两批试点合并, 以扩大试点范围的第二批和第三批时间节点, 即 2012 年和 2017 年作为政策冲击的时间节点。

① 截至 2022 年末, 中国行政区划 (不包括港澳台地区) 共有 293 个地级市 (不包括地、州、盟等)。而按照全国国土陆地面积为 960 万平方千米粗略估计, 一个城市的面积约为 3 万平方千米, 假设城市是圆形, 则可以计算出一个城市的平均半径约为 100 千米。

② 限于篇幅, 具体的指标体系构建和测度过程详见张国建等 (2024), 这里不再赘述。

3. 控制变量

本文借鉴 Li 等（2016）所使用的方法，并根据政府选择试点城市的关键决定因素以及相关研究，选择合适的控制变量，以保证处理组与控制组的可比性。控制变量包括：①经济发展程度，采用地区生产总值增长率（*gdp*）和平均工资的对数值（*lnwage*）来衡量；②产业结构，具体为第二产业占比（*ratio2*）、第三产业占比（*ratio3*）；③减排程度（*lnso2*），用二氧化硫排放量的对数值衡量（李慧等，2023）；④科教支出（*scedu*），用当年教育支出与科学支出之和占地区生产总值的比重表示；⑤人口密度（*desity*），具体为常住人口与行政区划面积的比重；⑥金融发展程度（*loan*），采用年末金融机构贷款余额与地区生产总值比重衡量；⑦财政自给率（*fd*），具体为一般公共预算收入与一般公共预算支出的比值；⑧人力资本水平（*student*），采用每万人在校大学生人数的对数值来衡量。

（三）样本与数据

本文使用 2011—2020 年 270 个地级市的面板数据，研究中使用的数据除部分构建数据外，其他均来自《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、中国研究数据服务平台（CNRDS）、部分地级市统计年报和 Wind 资讯数据库。本文对样本做如下处理：①为了保证数据的完整性，对于存在少量数据缺失的地级市，通过查询统计公报予以补齐；部分地级市指标不全、数据缺失较为严重的，本文没有包含在内；采用线性插值法或类推法对部分缺失数据进行估计补全。②为了增强数据可比性，所有名义变量均以基期 2011 年各省 CPI 进行消胀处理。基准回归相关变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>mq</i>	2700	7.067	0.818	2.113	7.059	10.264
<i>did</i>	2700	0.320	0.467	0.000	0.000	1.000
<i>gdp</i>	2700	8.006	4.510	-20.630	8.000	109.000
<i>lnwage</i>	2700	10.908	0.331	8.509	10.916	12.129
<i>ratio2</i>	2700	0.463	0.109	0.117	0.469	0.893
<i>ratio3</i>	2700	0.417	0.101	0.106	0.412	0.839
<i>lnso2</i>	2700	9.864	1.260	0.693	9.946	12.910
<i>scedu</i>	2700	0.037	0.017	0.008	0.033	0.151
<i>desity</i>	2700	0.044	0.035	0.001	0.036	0.310
<i>loan</i>	2700	1.005	0.613	0.118	0.834	9.622
<i>fd</i>	2700	0.456	0.219	0.057	0.422	1.541
<i>student</i>	2700	4.748	0.979	0.693	4.727	7.166

四、实证结果

（一）基准回归结果

基于式（1），表 2 列示了加入不同形式控制变量和固定效应后的回归结果。第（1）列仅控制了城市固定效应和年份固定效应，核心解释变量的系数估计结果在 5% 的水平下显著为正，说明低碳城市试点政策显著推动了制造业高质量发展。第（2）列在控制双向固定效应后，加入了一系列控制变量，结果仍然显著为正。为了使得这一估计结果更加稳健，借鉴 Li 等（2016）的方法，加入了各个控制变量以 2011 年作为基期的初始值与三阶时间趋势项的交互项，回归结果如第（3）列

所示，系数估计结果同样表明低碳城市试点显著推动了制造业高质量发展，同时相对第（1）列，系数值变化不大。接着，本文在第（2）列的基础上，控制了城市群和年份的联合固定效应，回归结果如第（4）列所示。在更高维度的固定效应下，回归结果仍然在 10% 的水平下显著为正，系数值的绝对变化相对较小。为了减少低估标准误的风险，缓解回归中可能出现的异方差和自相关问题，上述回归标准误均聚类到城市层面。通过更换不同回归形式后，估计结果均发现低碳城市试点的政策效应在一定程度上兼具经济显著性和统计显著性。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>mq</i>	<i>mq</i>	<i>mq</i>	<i>mq</i>
<i>did</i>	0.069 ** (0.029)	0.056 ** (0.027)	0.078 *** (0.029)	0.049 * (0.028)
控制变量	否	是	否	是
控制变量期初值 × <i>t</i> ³	否	否	是	否
年份固定	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
城市群 × 年份固定	否	否	否	是
R ² 值	0.928	0.935	0.934	0.946
样本量	2700	2700	2700	2700

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到城市层面的标准误。如无特殊说明，以下各表同。

（二）识别假定检验

为了确保估计结果的可信性和稳健性，本文逐一对重要的识别假设进行检验。

1. 平行趋势检验与动态效果识别

本文采用事件分析法，评估政策效应的动态趋势。具体如下：

$$mq_{it} = \varphi_0 + \sum_{k \geq -6, k \neq -1}^8 \varphi_k D_{it}^k + \lambda X_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

(4)

其中， D_{it}^k 代表低碳城市试点政策实施这一事件的虚拟变量，假定城市 i 实施该政策的年份为 T ，令 $k = year - T$ ；当 $k = -6, -5, \cdots, 7, 8$ 时，相应的 $D_{it}^k = 1$ ，否则为 0。当 $k = 0$ 时，表示政策开始实施年份。具体地，本文以 $k = -1$ 即政策实施前一年作为基准期，因此 φ_k 是相对基准年的回归系数。通过比较式（4）中估计系数 φ_k 的统计显著性以及大小，即可验证低碳城市试点政策效果的平行趋势及动态效应。

图 1 报告了低碳城市试点政策动态效应的估计结果。可以发现，与政策实施前一期效果相比，政策实施前五期虚拟变量的系数估计值较小且不显著，表明试点城市和非试点城市之间并没有显著差异，因此平行趋势假设成立。试点政策实施之后，低碳城市试点政策对制造业高质量发展的赋能效应随着时间递增，并且具有一定持续性，最后随着实施期数增加政策效果变弱。

现有研究发现，平行趋势检验可能是低效的，需要对处理后点估计量的置信区间进行敏感性分析（Roth et al.，2023；许文立、孙磊，2023）。本文参考许文立和孙磊（2023）、Biasi 和 Sarsons（2021）的做法，构造相应的检验对平行趋势假设进行敏感性分析。图 2 分别展示了在相对偏离程度限制和平滑限制下平行趋势假设敏感性分析的检验结果，可以发现，前者均不包含 0 值，后者处理前趋势偏差 20% 时，政策实施年的政策效应是稳健的。检验结果表明，采用传统的事件研究法进

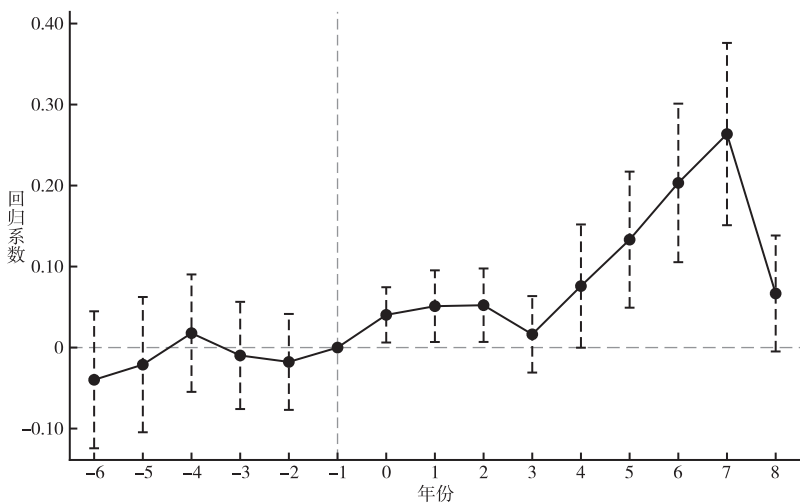


图 1 低碳城市试点政策的动态效应

注：图中实线上的小圆点表示式（4）中的估计系数 φ_k ，竖虚线表示估计系数的 95% 上下置信区间。

行平行趋势检验，即使存在一定程度的偏差，平行趋势仍然成立，并且通过了敏感性检验，再次说明基准回归结果具有可信性和稳健性。

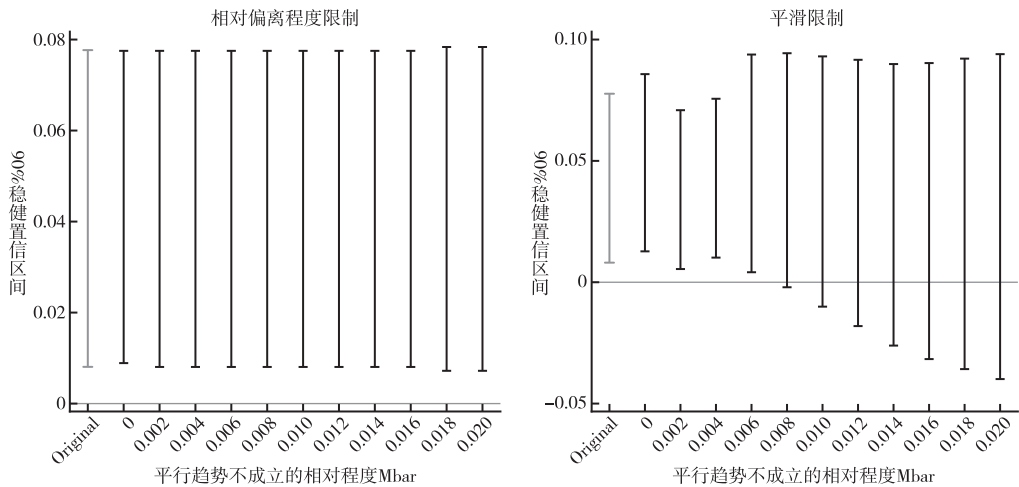


图 2 平行趋势假设敏感性检验

2. 是否存在其他随机因素影响基本结论

为了排除政策效应受到其他非观测遗漏变量的干扰，本文通过随机选择试点城市来进行安慰剂检验，同时使用表 2 中第（2）列回归结果作为基准结果。为了提高安慰剂检验的可识别能力，本文进行了 500 次基准回归，研究发现，基于随机样本得到的系数估计值分布在 0 附近，并且基准模型的估计结果（0.056）在极大概率上位于该系数分布之外。这表明政策效果受到遗漏变量的影响较小，从而证明了不存在其他随机因素影响基本结论。

3. 异质性处理效应检验

近期的研究表明，在组别和时间维度上的处理效应异质性是导致交错双重差分模型产生偏误的重要原因（De Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020；Goodman-Bacon, 2021）。鉴于此，本文参考

Goodman-Bacon (2021) 提出的分解法、De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille (2020) 的诊断方法、Arkhangelsky 等 (2021) 提出的合成双重差分估计法、Callaway 和 Sant' Anna (2021) 提出的 CSDID 估计方法、Borusyak 等 (2024) 提出的插补估计法分别进行异质性处理效应检验。结果均表明, 通过更换不同估计方法以解决多期倍差法可能存在的异质性处理效应问题后, 虽然系数估计结果有小幅变化, 但核心结论仍然较为稳健。^①

(三) 其他稳健性检验

为了使基准回归结果更加可信, 本文还进行了其他稳健性检验。包括: 第一, 为了防止政策效应被低估或高估, 通过保留施行政策的省份、去除第一批试点城市所在省份、去除副省级城市与直辖市等方式, 对试点城市和非试点城市进行筛选。第二, 考虑聚类问题。首先, 之前的回归中将标准误聚类到城市层面, 而聚类到更高级别行政区划层面回归结果应该更加可信, 因此, 这里将标准误聚类到省份层面。其次, 利用 Liu 等 (2024) 提出的因果效应反事实估计框架应对不可观测时变混淆因子的影响, 使用野聚类自助方法 (Wild Cluster Bootstrap) 尽可能消除聚类问题。第三, 预期效应。每一批低碳城市试点的申报和遴选过程都较为烦琐, 从规划到实施往往需要多个层级的审批, 那么前文估计的政策效果是否受到预期效应的影响? 为了回答上述问题, 构建试点前一年的政策虚拟变量 *did1*, 把 *did1* 作为控制变量加入式 (1) 进行回归。第四, 排除其他竞争性解释。考虑到同时期的环境规制政策和数字经济政策可能会对估计结果造成影响, 因此, 本文通过加入虚拟变量的方式同时, 排除了用能权交易试点 (*did_1*)、环保督察 (*did_2*)、智慧城市试点 (*did_3*) 和工业互联网 (*did_4*) 政策对基准回归的影响。第五, 被解释变量的其他衡量方式。由于制造业技术复杂度能够反映制造业内部结构调整以及产业结构变动和产业升级方向 (Hausmann et al., 2007; 周茂等, 2019), 因此, 本文采用制造业技术复杂度作为制造业高质量发展的替代指标重新进行回归。第六, 结合倾向得分匹配方法进一步缓解内生性问题。总体来看, 前文的基本研究结论较为稳健。

(四) 空间溢出效应检验

1. 溢出效应检验

基准回归中检验了低碳城市试点政策推动制造业高质量发展的直接效应。然而, 受益于地理位置的空间相邻性和经济发展的产业相关性, 城市间的制造业发展具有紧密的空间相关性^②, 再加上试点政策的外部性可能在一定范围内产生辐射效应, 因此, 空间溢出效应的探讨十分必要。鉴于此, 本文以地理距离和经济距离作为空间权重矩阵, 采用空间双重差分模型, 基于式 (2) 对低碳城市试点政策空间溢出效应的存在性进行检验, 具体估计结果如表 3 所示。

表 3 第 (1) — (2) 列报告了两种不同权重矩阵设置下空间溢出效应的估计结果。具体来看: ①无论是选择地理距离矩阵还是经济距离矩阵, 在考虑制造业高质量发展空间外部性的基础上, 低碳城市试点政策效应的系数估计值在 1% 的水平上显著为正, 且与表 2 第 (2) 列的基准回归结果相比, 政策虚拟变量的系数估计值变化幅度不大。②空间面板杜宾模型的估计结果显示被解释变量的空间滞后系数在 1% 的水平下显著为负, 可能是由于晋升激励下所形成的“竞相向下”策略导致不同城市的制造业发展存在以邻为壑等行为, 从而损害了城市间的长期合作和互利共赢, 一定程度上验证了挤出效应的存在。③低碳城市试点政策的空间项显示, 在不同空间权重矩阵设置下, 空间滞后项的系数估计值均为正, 表明低碳城市试点政策的实施能够形成正向的政策溢出效应, 推动相邻城市制造业高质量发展。但是, 由表 3 第 (1) 列可知, 地理空间权重矩阵设置下空间滞后项的系数估计值显著性不佳, 可能的原因有以下三点: 一是行政区划限制导致区域间存在市场分割, 加

① 限于篇幅, 安慰剂检验、异质性处理效应以及其他稳健性检验的估计结果没有汇报, 感兴趣的读者可向作者索取。

② 限于篇幅, 本文没有汇报被解释变量的空间相关性检验结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

剧了行业间信息不对称水平，进而限制了政策溢出效应的有效发挥；二是政治锦标赛导致地方政府各自为政，区域间的不良竞争减弱了政策的溢出效应；三是可能存在遗漏变量问题，进而导致估计偏误。④为准确衡量空间溢出效应，进一步测算了低碳城市试点政策对制造业高质量发展的直接效应、间接效应和总效应。研究发现，低碳城市试点政策不仅直接推动本地的制造业高质量发展，还间接作用于相邻地区，具有协同促进效应，综合表现为正向的空间溢出效应，假设 2 得证。

总体来看，低碳城市试点政策具有显著经济溢出效应，但是地理溢出效应不显著。因此，区域间应加强经济联系，进一步扩大区域发展的场域，加速知识、技术、人才、资金等生产要素的时空交换，增加生产和创新活动中区域间联系的广度和深度，进而实现制造业高质量发展。

表 3 空间溢出效应检验结果

变量	空间溢出效应		污染产业转移效应
	地理距离	经济距离	地理距离
	(1)	(2)	(3)
	<i>mq</i>	<i>mq</i>	<i>ratio</i>
<i>did</i>	0.056 *** (0.021)	0.051 ** (0.021)	0.045 ** (0.022)
<i>W × did</i>	0.082 (0.057)	0.1129 ** (0.051)	-0.156 ** (0.061)
<i>Spatial-rho</i>	-0.138 *** (0.040)	-0.123 *** (0.040)	-0.116 *** (0.042)
直接效应	0.056 *** (0.021)	0.051 ** (0.021)	0.048 ** (0.022)
间接效应	0.069 (0.054)	0.098 ** (0.048)	-0.142 ** (0.059)
总效应	0.125 ** (0.056)	0.150 *** (0.051)	-0.094 (0.062)
控制变量	是	是	是
<i>W × 控制变量</i>	是	是	是
年份固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
R ² 值	0.264	0.300	0.167
样本量	2700	2700	2412

注：省略了控制变量空间溢出效应的估计结果。

2. 溢出效应的辐射范围

前文探讨了低碳城市试点政策的空间溢出效应，但是，还有一个问题值得思考，即什么抵消了相邻区域间的溢出效应呢？张晶和陈海山（2022）的研究表明，区位导向性政策的推行会产生集聚效应，吸引周边企业以及资源向中心区域集聚，进而在政策周边形成集聚阴影区，该阴影区的存在会阻碍区域经济的协调发展，并对政策的溢出效应产生不利影响。那么，低碳城市试点政策的实施，是否会产生集聚阴影现象？集聚阴影区的存在，是否为导致地理溢出效应不显著的根源？此外，区域间的溢出效应还受到距离的限制，随着两地之间距离的扩大，伴随而来的是交易成本、物流成本、人员流动成本的增加。因此，受制于空间距离，流动性会下降。并且，信息传递中的空间衰减性以及市场分割和地方保护主义，使得溢出效应的空间影响存在一定的区域边界限制。

为了检验低碳城市试点政策是否会产生集聚阴影区现象，并进一步揭示低碳城市试点政策的溢

出效应随距离衰减的变化情况，本文基于式（3），通过构建距离虚拟变量，从而得到不同距离范围内，低碳城市试点政策对制造业高质量发展的空间溢出效应，图 3 报告了系数估计值的变化趋势，其中选择距离试点城市 600 千米作为基准^①。具体地，随着与试点城市距离的增加，溢出效应逐渐变小，并且变得不显著。其中，低碳城市试点政策的系数估计值在 0—100 千米和 200—300 千米范围内均显著为正，但当距离阈值在 100—200 千米范围内时，低碳城市试点政策的系数估计值较小，且变得不显著，同时，当距离阈值超过 300 千米以后，政策变量的系数估计值变得不显著。上述结果表明，政策空间溢出效应的有效边界为 300 千米，并且，会在周边 100—200 千米范围内形成集聚阴影区，这也是导致前文所述地理溢出效应不显著的主要原因。

3. 集聚阴影区还是污染产业转移

图 3 中显示的 100—200 千米范围内的政策效应的估计系数变小并且不显著，除了集聚阴影区理论能够解释外，或许还存在另外一种解释，即可能存在污染产业转移。试点政策带来虹吸效应的另一个可能结果是：试点地区和非试点地区环境规制标准执行的差异，以及各地方政府为吸引流动性资源而采取的差异化激励制度，给污染企业提供了通过跨区域转移回避环境治理的空间，或者污染企业可以借用低碳城市试点政策提供的技术便利性推动自身绿色全要素生产率的提升。那么，试点政策是通过倒逼重污染企业绿色转型，还是仅仅导致了污染产业的跨区域转移？这两种情况都有可能发生。明晰这一问题，对于正确评估低碳城市试点的政策效应具有重要的现实意义。

鉴于此，本文以污染企业总资产占全部产业资产的比重（*ratio*）作为被解释变量（董直庆、王辉，2019），基于式（1），来检验低碳城市试点政策是否引致污染产业转移，实证结果见表 3 第（3）列。研究发现，试点政策的系数估计值显著为正，说明低碳城市试点政策显著提升了本地地区的污染企业比重，这样进一步验证了低碳城市试点政策能够降低绿色技术应用成本进而吸引污染企业转移。值得关注的是，试点政策的邻地产业效应为负，即政策实施降低了邻地的污染产业规模，说明试点政策的实施使污染产业出现了从非试点城市向试点城市跨区域转移的现象，进而进一步肯定了低碳城市试点的政策效果。因此，这里能够回答 100—200 千米范围内的政策效果完全是由于集聚阴影区效应带来的。或许这一效应有所低估，因为本文进一步证实了污染产业从非试点地区向试点地区转移带来的正向政策效应。

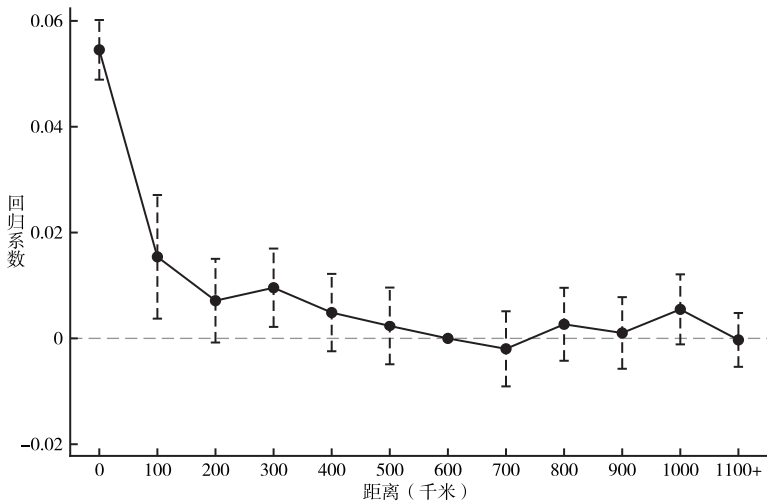


图 3 空间溢出效应的辐射范围

① 截至 2022 年末，我国共有 34 个省级行政区域。而按照全国国土面积为 960 万平方千米粗略估计，一个省（市）的面积约为 28 万平方千米，假设省（市）是圆形，则可以计算出一个省（市）的直径约为 600 千米。

五、进一步讨论

（一）异质性分析

前文的基准研究主要探讨低碳城市试点政策的平均处理效应和空间溢出效应，无法得知政策效果存在的异质性差异。长期以来，中国以 GDP 为标准的绩效考核机制，导致区域间以邻为壑的策略互动和非合作博弈，个体理性常常导致集体的非理性，同群效应广泛存在。本文进一步从以下四个方面进行深入分析。

1. 区域异质性

本文将样本按照省份划分为东部和中西部，考察低碳城市试点政策在不同区域的异质性效应。实证结果如表 4 第（1）—（2）列所示。回归结果表明，政策效应在不同区域估计系数都为正，但从统计显著性上来看，主要体现在东部地区。这一估计结果与前文的理论分析相一致，即在经济基础和工作基础更好的东部地区，其试点政策更加有效。因此，在实施低碳城市试点政策时，应因地制宜施策，切忌“一刀切”现象。

2. 不同批次试点政策成效差异

目前，低碳城市试点分不同批次进行，前文基于交错 DID 模型考察了政策的平均处理效应，那么，不同批次政策试点效果是否一致。由于第一批试点地区为省级或较大中心城市，所辖区域面积较广，使得政策执行难以把控，政策评估难度较大，因此将前两批试点合并，以 2012 年为政策实施年份。回归结果如表 4 第（3）—（4）列所示，可以发现，估计系数至少在 5% 的水平下均显著为正，表明即使存在遴选机制和申报方式的差异，不同批次试点政策均有效。

3. 不同数字经济发展水平效果差异

本文借鉴赵涛等（2020）的指标体系，运用主成分分析方法测算 2011—2020 年各个城市的数字经济综合发展指数，并按中位值将样本划分为两组进行估计，结果如表 4 第（5）—（6）列所示。可以发现，在数字化水平较高的试点城市，政策效果在 5% 的水平下显著为正，而在数字化发展水平较低的试点城市，政策效果为正但不显著。因此，数字化进程为推动制造业高质量与低碳化发展提供了重要支撑，也显著影响着低碳城市试点政策的实施效果。

4. 不同地方政府政策文本中环境规制程度差异

借鉴 Chen 等（2018）的研究，采用地方政府工作报告中与“环保”一词相关词汇出现的词频占报告全文字数的比重，作为政府文本中环境规制力度的代理变量，基于均值进行分组回归。结果如表 4 第（7）—（8）列所示，在政策文本中环境规制程度较低地区，低碳城市试点政策的实施效果更好。可能的原因在于：①政策效果的大小不仅取决于政策本身，还取决于该城市原有环境规制政策力度。从边际效用理论出发，如果该城市本身环境规制强度较大，往往会覆盖特定污染物的规制效应；②强规制的试点城市企业面临的环境合规成本较高，企业的资源被优先分配给合规需求，导致对新政策的响应能力变弱；③从地方政府的政策执行力上来看，强环境规制城市往往存在更复杂的政企互动网络，而弱环境规制城市的政企互动更简单，“规制俘获”的动机和空间都更小，因此，造成弱规制城市的政策执行力更强。波特效应实现的前提在于严格且适宜的环境规制力度，而研究结论“总体环境规制力度越弱的低碳城市政策效果越显著”与波特效应并不矛盾。本文只强调了在总体环境规制力度较弱的城市，具有针对性环境污染物的具体环境政策实践反而效果越强的问题。这里只反映了具有总体特征的“中国之制”和针对具体污染物环境规制政策的“中国之治”的政策实践之间的关系。换言之，应该避免“一刀切”的环境规制政策，而应该因地制宜、因地制宜施策。

表 4 异质性分析结果

变量	区域异质性		不同批次政策 实施成效对比		数字经济发展 水平差异		不同环境规制 程度差异	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部	中西部	前两批	第三批	高	低	高	低
<i>did</i>	0.073 * (0.043)	0.049 (0.037)	0.086 ** (0.035)	0.085 ** (0.041)	0.072 ** (0.032)	0.072 (0.045)	0.031 (0.041)	0.068 ** (0.030)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.940	0.927	0.932	0.939	0.946	0.934	0.942	0.950
样本量	1150	1550	2430	1860	1440	1260	1301	1399

(二) 机制检验

本部分主要基于中介效应模型进行机制分析。关于中介变量指标选取及分析结果如下：

绿色技术创新 (*lninnovation*)。绿色技术创新是一个复杂的系统工程，现有研究常使用上市企业的绿色专利申请量和授权量来衡量绿色技术创新水平（徐佳、崔静波，2020；肖仁桥等，2023）。考虑到进一步检验绿色技术创新渠道对制造业高质量发展的中介效应，这里主要采用地级市层面的绿色专利申请数来测度城市绿色技术创新水平。实证结果如表 5 第（1）—（2）列所示。由于绿色技术效率 (*gtfp_ec*) 在一定程度上也能够反映绿色技术创新水平，因此，本文参考 Chen 和 Wang（2022）的方法，采用非径向的 SBM-GML 指数法和指标分解法进行测算，回归结果如表 5 第（3）—（4）列所示。结果表明，试点政策能够通过提升绿色技术创新进而推动制造业高质量发展。

资源配置效率 (*mistfp_sd*)。现有研究发现，造成不同国家或不同制造业行业间全要素生产率差异的可能原因是存在资源错配（Hsieh and Klenow，2009；杨汝岱，2015），因此，制造业全要素生产率可能受到资本配置效率和资源错配程度的影响。本文采用上市企业数据，利用各省份各年份三位码行业内企业全要素生产率的标准差衡量资源配置效率，数值越小意味着资源错配程度越小，扭曲程度越小，资源配置效率越高。由于资源配置效率指标测度是在企业层面，并且样本量不一致导致不同回归结果的系数比较意义不大，利用传统的中介效应模型进行机制分析可能存在偏误（江艇，2022），因此，本文只考虑低碳城市试点对资源错配的影响。实证结果如表 5 第（5）列所示，对样本数据进行缩尾处理后，研究发现低碳试点政策能够降低资源错配水平从而提升资源配置效率。

表 5 机制分析检验结果

变量	绿色技术创新				资源配置效率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lninnovation</i>	<i>mq</i>	<i>gtfp_ec</i>	<i>mq</i>	<i>mistfp_sd</i>
<i>did</i>	0.104 ** (0.050)	0.046 * (0.028)	0.014 ** (0.006)	0.054 * (0.027)	-0.069 * (0.041)
<i>lninnovation</i>		0.050 *** (0.016)			
<i>gtfp_ec</i>				0.162 ** (0.069)	

续表

变量	绿色技术创新				资源配置效率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lninnovation</i>	<i>mq</i>	<i>gtfp_ec</i>	<i>mq</i>	<i>mistfp_sd</i>
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
R ² 值	0.947	0.938	0.154	0.935	0.384
样本量	2430	2430	2700	2700	7571

六、主要结论与政策建议

“双碳”目标约束下，如何推动制造业高质量发展成为政策制定者和学界的高度关切。本文以低碳城市试点为研究对象，基于 2011—2020 年城市面板数据，采用交错双重差分模型和空间计量方法，系统评估了该命令控制型环境试点政策对制造业高质量发展的影响及其空间溢出效应。结果表明：①低碳城市试点政策显著提升了试点城市制造业高质量发展水平。②空间双重差分模型的估计结果表明，正向的外溢效应和鲶鱼效应之和大于负向的挤出效应和虹吸效应之和，综合效应表现为正向的空间溢出效应。该政策的实施对周边城市的制造业发展而言是一个帕累托改进，但施策过程中需注意集聚阴影区的存在。③异质性分析表明，在东部地区、数字经济发展水平越高、地方政府政策文本中环境规制力度越弱的地区，政策效应反而越显著。④机制分析发现，低碳城市试点政策能够通过提高绿色技术创新能力和提升资源配置效率推动制造业高质量发展。

结合前文的研究与分析，可以得到以下政策启示：①在区域协调发展和全国统一大市场的基础上进一步落实低碳城市试点政策，形成区域制造业协调发展的合力。一方面，以低碳发展约束性指标为关键抓手，推动低碳发展的技术创新，加快低碳技术研发与应用，补齐低碳发展制度短板，倡导本地居民绿色低碳的生活方式。另一方面，空间溢出效应和集聚阴影区现象可能使得“单边”的碳减排工作和实现区域制造业结构优化升级事倍功半。政策具有显著经济溢出效应而地理溢出效应不显著表明，区域内地方政府应以政策实施为契机，积极利用组织和制度优势，打破行政壁垒和市场分割，兼顾周边小城市的制造业发展诉求，加强交流合作促进市场融合，在“双碳”目标约束下实现减排成效、制造业高质量发展和社会福利等综合目标的最大化。②优化环境规制强度与执行。考虑到弱环境规制地区政策效果明显，地方政府应重新审视环境规制政策。一方面，避免过度规制给企业带来过高合规成本，合理设置环境规制强度，在保障环境目标的同时，给予企业一定自主发展空间。另一方面，强化政策执行的公正性与透明度，减少“规制俘获”现象，确保政策资源精准投向促进制造业高质量发展的领域，如引导资金流向绿色技术创新和资源配置效率提升项目。③应根据不同地区特点采用差异化策略。研究表明，低碳城市试点政策在不同区域和不同数字经济发展水平的政策效果具有异质性。因此，政策落实过程中应根据试点城市的地理位置和数字禀赋差异进行全局规划，将发展数字经济作为构建城市产业体系的重要内涵，将数字经济占国内生产总值比重纳入试点城市工作目标体系，积极向制造业高质量发展之路迈进。

参考文献

曹清峰（2020）：《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据》，《中国工业经济》第 7 期，第 43—60 页。

陈景华、陈姚、陈敏敏等（2020）：《中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进》，《数量经济技术

经济研究》第 12 期，第 108—126 页。

程虹、陈川（2015）：《制造业质量竞争力理论分析与模型构建》，《管理学报》第 11 期，第 1695—1702 页。

董直庆、王辉（2019）：《环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应》，《中国工业经济》第 1 期，第 100—118 页。

郭克莎（2022）：《突破结构性制约的中国探索与创新》，《中国社会科学》第 10 期，第 78—98 + 205—206 页。

韩峰、阳立高（2020）：《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》，《管理世界》第 2 期，第 72—94 + 219 页。

江艇（2022）：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第 5 期，第 100—120 页。

李慧、佟孟华、张国建等（2023）：《跨区域能源调度促进企业减排效应研究》，《数量经济技术经济研究》第 7 期，第 156—178 页。

马丽梅、司璐（2022）：《低碳城市与可再生能源技术创新》，《中国人口·资源与环境》第 7 期，第 81—90 页。

曲立、王璐、季桓永（2021）：《中国区域制造业高质量发展测度分析》，《数量经济技术经济研究》第 9 期，第 45—61 页。

邵帅、李欣、曹建华等（2016）：《中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角》，《经济研究》第 9 期，第 73—88 页。

沈坤荣、金刚、方娴（2017）：《环境规制引起了污染就近转移吗？》，《经济研究》第 5 期，第 44—59 页。

史丹、张成（2017）：《中国制造业产业结构的系统性优化——从产出结构优化和要素结构配套视角的分析》，《经济研究》第 10 期，第 158—172 页。

宋弘、孙雅洁、陈登科（2019）：《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》，《管理世界》第 6 期，第 95—108 + 195 页。

唐红祥、张祥祯、吴艳等（2019）：《中国制造业发展质量与国际竞争力提升研究》，《中国软科学》第 2 期，第 128—142 页。

田玲、刘春林（2021）：《“同伴”制度压力与企业绿色创新——环境试点政策的溢出效应》，《经济管理》第 6 期，第 156—172 页。

佟孟华、褚翠翠、李洋（2022）：《中国经济高质量发展的分布动态、地区差异与收敛性研究》，《数量经济技术经济研究》第 6 期，第 3—22 页。

王锋、葛星（2022）：《低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据》，《中国工业经济》第 5 期，第 81—99 页。

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》，《中国人口·资源与环境》第 6 期，第 78—89 页。

王贞洁、王惠（2022）：《低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双维视角的检验》，《经济管理》第 6 期，第 43—62 页。

肖仁桥、马伯凡、钱丽等（2023）：《低碳城市试点政策对企业绿色创新的影响及其作用机制》，《中国人口·资源与环境》第 5 期，第 125—137 页。

徐佳、崔静波（2020）：《低碳城市和企业绿色技术创新》，《中国工业经济》第 12 期，第 178—196 页。

许文立、孙磊（2023）：《市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据》，《数量经济技术经济研究》第 7 期，第 133—155 页。

杨汝岱（2015）：《中国制造业企业全要素生产率研究》，《经济研究》第 2 期，第 61—74 页。

张国建、褚翠翠、胡玉梅（2024）：《制造业高质量发展：分布动态与城市群差异》，《统计学报》第 6 期，第 31—49 页。

张华（2020）：《低碳城市试点政策能够降低碳排放吗？——来自准自然实验的证据》，《经济管理》第 6 期，第 25—41 页。

张晶、陈海山（2022）：《新时期城市化推进过程中集聚阴影研究——基于高铁通车的视角》，《经济学（季刊）》第 1 期，第 281—302 页。

赵涛、张智、梁上坤（2020）：《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》，《管理世界》第 10 期，第 65—76 页。

- 赵玉林、谷军健（2018）：《中美制造业发展质量的测度与比较研究》，《数量经济技术经济研究》第12期，第116—133页。
- 郑汉、郭立宏（2022）：《低碳城市试点对邻接非试点城市碳排放的外部效应》，《中国人口·资源与环境》第7期，第71—80页。
- 周茂、李雨浓、姚星等（2019）：《人力资本扩张与中国城市制造业出口升级：来自高校扩招的证据》，《管理世界》第5期，第64—77+198—199页。
- 朱平芳、张征宇、姜国麟（2011）：《FDI与环境规制：基于地方分权视角的实证研究》，《经济研究》第6期，第133—145页。
- 庄贵阳（2020）：《中国低碳城市试点的政策设计逻辑》，《中国人口·资源与环境》第3期，第19—28页。
- Ambec, S., M. A. Cohen and S. Elgie, et al. (2013), “The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?”, *Review of Environmental Economics & Policy*, 1, pp. 2 – 22.
- Arkhangelsky, D., S. Athey and D. A. Hirshberg, et al. (2011), “Synthetic Difference-in-Differences”, *American Economic Review*, 111 (12), pp. 4088 – 4118.
- Borusyak, K., X. Jaravel. and J. Spiess (2024), “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *The Review of Economic Studies*, 19 (2), pp. 1 – 33.
- Biasi, B. and H. Sarsons (2021), “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap”, *Quarterly Journal of Economics*, 137 (1), pp. 215 – 266.
- Callaway, B. and P. H. C. Sant’Anna (2021), “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225 (2), pp. 200 – 230.
- Chen, L. and K. Wang (2022), “The Spatial Spillover Effect of Low-Carbon City Pilot Scheme on Green Efficiency in China’s Cities: Evidence from a Quasi-Natural Experiment”, *Energy Economics*, 110, p. 106018.
- Chen, Z., M. E. Kahn and Y. Liu, et al. (2018), “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 88, pp. 468 – 485.
- De Chaisemartin, C. and X. D’Haultfoeuille (2020), “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110 (9), pp. 2964 – 2996.
- Ferrari, A. and R. Ossa (2023), “A Quantitative Analysis of Subsidy Competition in the US”, *Journal of Public Economics*, 224, p. 104919.
- Goodman-Bacon, A. (2021), “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225 (2), pp. 254 – 277.
- Hausmann, R., J. Hwang and D. Rodrik (2007), “What You Export Matters”, *Journal of Economic Growth*, 12 (1), pp. 1 – 25.
- Hsieh, C. T. and P. J. Klenow (2009), “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), pp. 1403 – 1448.
- Li, P., Y. Lu and J. Wang (2016), “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123, pp. 18 – 37.
- Liu, J. Y., R. T. Woodward and Y. J. Zhang (2021), “Has Carbon Emissions Trading Reduced PM2.5 in China?”, *Environmental Science & Technology*, 55 (10), pp. 6631 – 6643.
- Liu, L., Y. Wang and Y. Xu (2024), “A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data”, *American Journal of Political Science*, 68 (1), pp. 160 – 176.
- Porter, M. E. and V. D. Linde (1995), “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), pp. 97 – 118.
- Roth, J., P. H. C. Sant’Anna and A. Bilinski, et al. (2023), “What’s Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature”, *Journal of Econometrics*, 235, pp. 2218 – 2244.
- Woods, N. D. (2006), “Interstate Competition and Environmental Regulation: A Test of the Race-to-the-Bottom Thesis”, *Social Science Quarterly*, 87 (1), pp. 174 – 189.
- Wu, J., Z. Y. Kang and N. Zhang (2017), “Carbon Emission Reduction Potentials under Different Policies in Chinese

Cities: A Scenario-Based Analysis”, *Journal of Cleaner Production*, 161, pp. 1226 – 1236.

Yu, Y. and N. Zhang (2021), “Low-Carbon City Pilot and Carbon Emission Efficiency: Quasi-Experimental Evidence from China”, *Energy Economics*, 96, p. 105125.

Low-carbon City Pilot Policies and High-quality Development of Manufacturing: “Empowerment” or “Disempowerment”?

ZHANG Guojian¹, LI Hui², CHU Cuicui³

(1. Joint Research Institute, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. Institute for Northeast Full Revitalization, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025;

3. School of Business, Anhui University of Technology, Ma’anshan 243032)

Abstract: Under the constraints of the “dual carbon” goals, whether the manufacturing industry can achieve high-quality development has become a major concern for policymakers. Based on the construction of a new comprehensive evaluation index for the high-quality development of China’s manufacturing industry, this paper takes the pilot low-carbon cities as the object and uses the spatial difference-in-differences method to assess the impact of this command-and-control environmental regulation policy on the high-quality development of the manufacturing industry. The research finds that the implementation of the pilot low-carbon city policy can significantly promote the high-quality development of the manufacturing industry. The above conclusion still holds after considering the heterogeneity of treatment effects and conducting a series of robustness tests. The sum of the positive spillover effect and the “catfish effect” of the pilot policy is greater than the negative crowding-out effect and the “siphon effect”, and the overall effect is a positive spatial spillover effect, with an effective radiation range of 300 kilometers and the formation of an agglomeration shadow area within 100 to 200 kilometers. Further analysis reveals that in the eastern region, cities with higher levels of digital economic development, and those with weaker environmental regulation intensity in policy documents, the policy effect is even more significant. Mechanism analysis indicates that the pilot policy can promote the high-quality development of the manufacturing industry by enhancing green technological innovation capabilities and optimizing resource allocation efficiency. The research conclusions not only provide policy implications for improving the pilot low-carbon city policy system but also offer decision-making references for the policy practice of moving from “China’s system” to “China’s governance”.

Key Words: Low-Carbon City Pilot; high-quality development of manufacturing industry; spatial DID; spatial spillover effect

责任编辑：马青山