

# “中国制造2025”试点示范城市建设能否提升城市碳解锁效率？

罗龙辉

福建师范大学数学与统计学院，福建 福州

收稿日期：2026年7月14日；录用日期：2026年8月6日；发布日期：2026年8月17日

## 摘 要

随着全球气候变化的加剧和环境问题的日益突出，中国经济正面临由传统碳基技术路径向绿色低碳经济转型的重大挑战。当前，“碳锁定”效应已成为制约低碳转型的关键障碍，如何有效破解“碳锁定”、实现系统性“碳解锁”，已成为中国乃至全球经济可持续发展的重要课题。本文将“中国制造2025”试点示范城市建设作为一项准自然实验，采用2010~2023年中国283个城市的面板数据，运用渐进双重差分法等分析试点政策对城市碳解锁效率的影响。研究发现，目标政策实施显著提升了城市的碳解锁水平，这一结论在经过一系列检验后仍然成立。不仅如此，示范城市设立的碳解锁效率提升效应的发挥还会因城市特征的不同而存在差异。其中，非资源型、东中部、处于城市群、能源消费低的城市，其影响效应整体较为突出。与此同时，政府科技支持、能源消费转型、产业结构升级是试点政策提升碳解锁效率的三个关键渠道。进一步分析发现，试点政策对与本地邻近的非示范城市的碳解锁效率具有正向溢出效应。本研究为试点城市的经验总结与推广提供了实证依据。

## 关键词

中国制造2025，碳解锁效率，渐进双重差分法，空间溢出效应

## Does “Made in China 2025” Pilot Demonstration City Construction Can Improve Urban Carbon Unlocking Efficiency

Longhui Luo

School of Mathematics and Statistics, Fujian Normal University, Fuzhou Fujian

Received: July 14, 2026; accepted: August 6, 2026; published: August 17, 2026

## Abstract

With the intensification of global climate change and the increasingly prominent environmental problems, China's economy is facing the major challenge of transforming from the traditional carbon-based technology path to a green low-carbon economy. At present, the "carbon lock-in" effect has become a key obstacle restricting the low-carbon transformation. How to effectively break the "carbon lock-in" and realize the systematic "carbon unlock" has become an important issue for the sustainable development of China and even the global economy. This paper takes the "made in China 2025" pilot demonstration city construction as a quasi-natural experiment, uses the panel data of 283 cities in China from 2010 to 2023, and uses the staggered difference-in-differences model to analyze the impact of pilot policies on urban carbon unlocking efficiency. The study found that the implementation of the target policy significantly improved the carbon unlocking level of the city, which is still true after a series of tests. Not only that, the carbon unlocking efficiency improvement effect of the demonstration city will be different due to the different characteristics of the city. Among them, non-resource-based cities, cities in the East and central regions, cities in urban agglomerations and cities with low energy consumption have more prominent overall impact effects. At the same time, government science and technology support, energy consumption transformation and industrial structure upgrading are the three key channels for the pilot policy to improve the efficiency of carbon unlocking. Further analysis shows that the pilot policy has a positive spillover effect on the carbon unlocking efficiency of non-demonstration cities adjacent to the local area. This study provides an empirical basis for the experience summary and promotion of pilot cities.

## Keywords

Made in China 2025, Carbon Unlocking Efficiency, Staggered Difference-in-Differences Model, Spatial Spillover Effect

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

全球气候变化已成为制约人类社会可持续发展的关键挑战之一(Kalkuhl & Wenz, 2020) [1]。作为全球最大的发展中国家, 中国在实现经济持续高速增长的同时, 能源消费总量与二氧化碳排放规模亦显著攀升。面对日益增强的国际气候治理压力及国内生态文明建设的战略要求, 中国政府明确提出“2030 年前实现碳达峰、2060 年前实现碳中和”的“双碳”目标, 并将其全面纳入国家发展战略体系, 系统推进能源结构优化、产业绿色低碳转型与低碳核心技术攻关。然而, 长期依赖化石能源所形成的经济社会系统已产生显著的“碳锁定”(Carbon Lock-in)效应, 致使低碳转型面临深层次的路径依赖与结构性惯性阻力。对正处于快速工业化与深度城市化阶段的中国城市而言, 此类锁定不仅大幅抬升了减排成本与实施难度, 更对能源供应安全、产业结构高级化以及区域生态环境质量构成持续性、系统性风险(刘燕华等, 2021) [2]。因此, 如何科学识别碳锁定机制、精准施策以实现有效“解锁”, 并切实提升碳解锁效率, 已成为当前低碳发展研究亟待突破的核心科学命题。

制造业是驱动中国经济增长的核心内生动力, 但其高能耗、高排放的传统发展模式也伴随着显著的资源消耗与环境污染, 是我国推进经济结构转型、实现产业结构优化升级的重点攻坚领域, 其发展转型

与城市碳解锁效率的提升紧密相关(王伟龙等, 2023) [3]。现阶段, 我国制造业亟待通过全维度转型升级, 为城市碳解锁效率的持续提升提供产业层面的引领与支撑。“中国制造 2025”试点示范城市建设政策的实施, 探索制造业转型升级的城市实践路径、发挥先行地区的示范带动作用。在政策落地推行多年后, 科学评估该试点政策是否推动了城市碳解锁效率的提升, 厘清政策发挥效应的内在作用机制, 成为兼具理论价值与现实意义的研究议题。基于此, 本文将“中国制造 2025”试点示范城市建设视为准自然实验, 通过实证分析检验该政策对城市碳解锁效率的影响效应。

Unruh (2000) 基于技术与制度的路径依赖理论提出“碳锁定”概念, 指出路径依赖所形成的规模效应与收益递增机制会推动技术与制度协同演化, 最终构建起“碳基技术-制度综合体” [4]。后续研究在 Unruh 的碳锁定理论基础上, 对该概念的内涵与外延进行了进一步拓展。碳锁定程度的持续加深与气候变化带来的环境压力, 使得能源消费由碳基能源向清洁能源转型的紧迫性日益凸显(Weng *et al.*, 2025) [5]。在全球气候变化加剧、环境问题日益严峻的背景下, 中国经济正面临从传统碳基技术路径向绿色低碳经济转型的重大挑战, 如何有效破除“碳锁定”、实现“碳解锁”, 已成为中国乃至全球经济可持续发展进程中的重要研究课题。“碳解锁”可以理解为城市在既有资源、产业、技术和制度约束下, 通过政策、技术及市场手段释放潜在减碳能力的过程; “碳解锁效率”则指单位资源投入或政策实施下实现的碳减排效果。

在试点政策与城市碳解锁的相关研究中, Tao 等(2025)以“宽带中国”战略为准自然实验探讨网络基础设施建设对碳锁定的影响效应及作用机制, 并考察了该建设的异质性特征与空间溢出效应 [6]; Zhao 等(2023)将国家创新型城市试点政策作为准自然实验, 探究其对碳解锁效率的影响, 进一步分析了政策的传导机制、异质性效应与空间溢出效应 [7]。但针对“中国制造 2025”试点示范城市建设的碳解锁效应及其作用机制的研究仍较为匮乏。现有文献主要聚焦于该试点政策的企业微观层面影响, 探讨其对企业创新、企业生产率等维度的经济效应, 鲜有研究关注其对城市碳解锁效率的作用效果, 也缺乏对其内在作用机制的系统识别与检验。

基于上述研究缺口, 本文的边际贡献主要体现在以下三个方面: 第一, 聚焦“中国制造 2025”试点示范城市建设的碳解锁效应, 系统阐释并实证检验了该政策对城市碳解锁效率的影响机制, 丰富了产业政策与碳解锁效率关系领域的研究成果。第二, 从资源禀赋、地理区位、城市关联与能源消费结构四个维度开展异质性检验, 精准识别政策在不同类型城市的差异化作用效果; 同时从政府科技支持、能源消费转型与产业结构升级三条路径, 探究试点示范城市建设影响城市碳解锁效率的内在传导机制。第三, 采用多期双重差分法对试点政策的净效应进行有效识别, 并将空间因素纳入分析框架, 运用空间双重差分模型进一步考察试点政策对城市碳解锁的空间溢出效应。

## 2. 理论假设

为全面推进实施制造强国战略, 2015 年 5 月, 国务院印发《中国制造 2025》<sup>1</sup>的通知, 提出了中国制造由大变强的任务。为加快中国制造业的转型升级, 在创新体系建设、智能和绿色制造等方面先行先试, 工业和信息化部部分别于 2016 年与 2017 年分批次共批复 30 个试点城市(群)作为政策实施载体来开展“中国制造 2025”试点示范城市(群)建设工作。

作为一项结构性产业政策, “中国制造 2025”试点示范城市建设以技术进步与资源配置优化为核心路径, 旨在推动制造业实现高质量发展(周济, 2015) [8]。在“双碳”目标刚性约束下, 城市经济发展面临经济增长与碳减排的双重目标, 而碳解锁效率本质上是对经济系统摆脱高碳路径依赖、实现低碳高效产出能力的综合表征。依据绿色增长理论与波特假说, 设计合理的产业政策与环境规制可通过激励企业技术创新、提升资源利用效率, 推动环境绩效与经济绩效协同改善。张跃等(2025)基于城市面板数据的实

<sup>1</sup>[https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2015-05/19/content\\_9784.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2015-05/19/content_9784.htm)

证研究表明,“中国制造 2025”试点示范城市建设可显著提升城市碳排放效率[9];倪外等(2025)从微观企业层面验证了制造业数字化转型对绿色生产率的提升作用,其本质即为碳效率的改善[10]。上述研究分别从宏观城市与微观企业层面,验证了制造业升级政策对区域低碳转型的正向驱动作用。由此可推断,“中国制造 2025”试点示范城市建设能够通过推动技术进步与生产效率提升,助力经济系统破除高碳锁定状态,进而对城市碳解锁效率产生显著提升作用。据此,我们提出下面假设:

**假设 H1:**“中国制造 2025”试点政策能够提升城市碳解锁效率。

政府主导的科技投入是驱动绿色技术创新的核心制度工具(肖仁桥等, 2022)[11]。“中国制造 2025”试点示范城市建设通过提高地方科技财政支出占比、设立专项研发基金与实施税收优惠政策,引导地方政府将政策注意力聚焦于城市自主创新能力提升,重点向绿色制造与低碳技术领域倾斜(李鹏等, 2024)[12]。该政策支持模式能够有效缓释企业研发活动的不确定性风险、缓解研发成本约束,进而强化企业开展绿色技术创新的内在激励。进一步而言,技术创新可通过生产工艺改进、要素配置优化与能源利用效率提升,从生产源头降低单位产出碳排放强度,为碳解锁进程提供核心动力(Li et al., 2025)[13]。政府科技支持通过直接推动技术进步作用于城市碳解锁效率提升,是“中国制造 2025”试点政策发挥碳解锁效应的关键传导路径。

在政府科技支持推动技术进步的基础上,试点政策进一步通过能源消费转型作用于城市碳解锁效率。具体而言,制造业碳排放主要来源于化石能源消耗,能源利用方式与消费结构特征是决定碳排放水平的核心因素(刘小丽等, 2022)[14]。“中国制造 2025”明确提出推进绿色制造体系建设,将节能降耗与清洁能源替代作为核心任务,为城市能源转型提供了制度基础与政策导向。该政策通过推动节能技术改造、推广智能能源管理系统以及提升电气化水平,持续提高单位产出的能源利用效率;同时通过鼓励可再生能源应用、优化能源消费结构,逐步降低经济系统对高碳能源的依赖程度(屠西伟等, 2025)[15]。因此,能源消费转型衔接了技术创新与碳排放变动,是碳解锁效率提升的直接实现路径。

碳排放水平与产业结构特征高度关联,传统重化工业普遍呈现高能耗、高排放的特征,而高技术制造业与生产性服务业往往具备更高的附加值水平与更低的碳排放强度(陈冲等, 2019)[16]。“中国制造 2025”试点示范城市建设以制造业高端化、智能化、绿色化转型为抓手,推动产业结构向高级化方向演进。试点政策通过淘汰落后产能、培育发展战略性新兴产业以及推动制造业与生产性服务业深度融合,逐步压低高耗能产业占比,持续提升高技术产业在产业体系中的比重。这一结构调整过程不仅能够直接降低单位产出的碳排放水平,还可通过资源配置效率的优化提升整体生产效率。与此同时,高技术产业的发展往往伴随人力资本水平的提升与创新能力的增强,能够进一步强化区域低碳转型的内生动力(王洪庆等, 2022)[17]。产业结构升级不仅能够直接降低碳排放强度,还可通过多重反馈机制放大技术进步与能源转型的减排效应,是推动城市碳解锁效率提升的核心枢纽。

由此看出,政府科技支持、能源消费转型、产业结构升级三者协同作用,共同推动城市碳解锁效率提升。据此,我们提出以下假设:

**假设 H2:**“中国制造 2025”试点政策能够通过政府科技支持、能源消费转型和产业结构升级提升城市碳解锁效率。

### 3. 实证策略

#### 3.1. 方法介绍

各城市于 2016 至 2017 年分批入选“中国制造 2025”试点示范城市,本研究将该政策实施过程视为一项准自然实验,采用渐进 DID 模型来识别其对碳解锁效率的影响,构建如下模型:

$$CUE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 Control_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $i$  表示城市;  $t$  表示年份;  $CUE_{it}$  表示第  $i$  个城市在第  $t$  年的碳解锁效率;  $did$  为入选“中国制造 2025”试点示范城市的虚拟项, 当某个城市加入试点之后,  $did$  设置为 1, 否则为 0;  $Control$  代表控制变量组成的向量,  $u$  和  $v$  是城市和年份固定效应,  $\varepsilon$  为误差项。

为考察目标政策对城市碳解锁效率的作用机制, 构建如下中介效应模型:

$$MED_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 Control_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $MED$  为中介变量, 包含政府支持(Gov)、能源消费(ESA)和产业结构(TL)。

考虑到城市碳排放的空间转移以及地方政府实施的经济和环境政策的对等效应(Xu *et al.*, 2022), 试点战略对碳解锁效率的影响并不是孤立的, 这一政策的实施可能会对周边地区造成冲击[18]。因此, 将渐进 DID 模型扩展, 引入空间 DID 模型进行进一步讨论, 其具体构造如下:

$$CUE_{it} = \rho WCUE_{jt} + \gamma_1 did_{it} + \delta_1 Wdid_{jt} + \gamma_2 Control_{it} + \delta_2 WControl_{jt} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $\rho$  为空间自相关系数,  $W_{ij}$  表示经济距离矩阵  $W_d$  和 Queen 邻近矩阵  $W_l$ 。

### 3.2. 变量说明

1) 被解释变量为城市 CUE 水平, 参考 Weng 等(2025)的研究[19], 本文采用包含非期望产出的超效率 SBM 模型测算中国 283 个城市 2010~2023 年的 CUE 水平, 该模型减轻了与可变松弛和径向测量相关的测量误差, 与传统的 DEA 模型相比, 它更有效地解决了多个高效 DMU 之间的可比性问题, 效率测算更严格、更精确。其中投入指标包含资源投入、产业投入、制度投入、技术投入和社会投入, 产出指标包含期望产出及非期望产出, 以更全面地评价城市在碳解锁过程中的绩效。其中, 资源投入以可再生能源消耗的比例表示, 由于缺乏中国地级市层面的详细数据, 我们通过分解省级数据来获取所需信息, 参考李卫兵等(2017)的方法, 以各省能源消费乘以各个城市 GDP 占所在省份的 GDP 比重来估计各个城市的能源消费数据[20]; 产业投入以第三产业增值占 GDP 比重表示; 制度投入以政府在节能环保支出占财政支出的比重表示; 技术投入以 R&D 内部经费支出表示; 社会投入以绿色建筑覆盖率表示; 选取人均 GDP 作为期望产出, 碳排放强度作为非期望产出, 采用 EDGAR 数据库提取城市碳排放量。

2) 本文的解释变量为当年是否为“中国制造 2025”试点示范城市的虚拟变量( $did$ )。

3) 控制变量。为了缓解遗漏变量偏误, 本文参照相关研究[19] [21]将以下可能影响碳解锁效率的变量纳入考量并进行了控制: 工业规模(Is), 以规模以上工业企业数量的自然对数衡量; 社会消费(CI), 以社会消费品零售总额的自然对数衡量; 人力资本(Hc), 以普通高校在校学生数的自然对数衡量; 金融发展(Fin), 以年末金融机构存款余额与第三产业增加值的比值衡量; 财政分权(Fd), 以地方财政一般预算内收入与一般预算内支出的比值衡量。

4) 中介变量。基于上述理论分析, 试点城市政策对城市碳解锁效率存在多重作用机制。政府支持(Gov), 以地方政府科技财政支出比重衡量。能源消费(ESA), 以传统化石能源消费占总能源消费比重衡量(Weng *et al.*, 2025) [19]。产业结构(TL), 参考干春晖等(2011)的方法, 使用改进的泰尔指数衡量[22]。

本文研究样本为 2010~2023 年中国 283 个地级市面板数据, 数据来源主要包括《中国城市统计年鉴》<sup>2</sup>、《中国能源统计年鉴》<sup>3</sup>、各城市统计年鉴和政府统计公报及统计官方网站。个别缺失值采用线性插值法填补。以上变量的数据描述性统计结果见表 1。

<sup>2</sup><http://www.tjnjw.com/hangye/c/zhongguo-chengshi-tongjiniannian.html>

<sup>3</sup><http://www.tjnjw.com/hangye/n/zhongguo-nengyuan-tongjiniannian.html>

**Table 1.** Descriptive statistics of data  
**表 1.** 数据描述性统计

| 变 量 名 称   | 变量符号 | 样本量  | 均值      | 标准差    | 最小值     | 最大值     |
|-----------|------|------|---------|--------|---------|---------|
| 碳 解 锁 效 率 | CUE  | 3962 | 0.8078  | 0.1173 | 0.5611  | 1.8293  |
| 试点政策      | did  | 3962 | 0.0583  | 0.2343 | 0.0000  | 1.0000  |
| 工业规模      | Is   | 3962 | 6.6339  | 1.0988 | 2.9957  | 9.7222  |
| 社会消费      | Cl   | 3962 | 15.6320 | 1.0615 | 12.3888 | 19.0367 |
| 人力资本      | Hc   | 3962 | 10.6088 | 1.4040 | 0.0000  | 14.2138 |
| 金融发展      | Fin  | 3962 | 3.4904  | 1.2082 | 1.1505  | 40.3052 |
| 财政分权      | Fd   | 3962 | 0.4456  | 0.2185 | 0.0559  | 1.5413  |
| 政府支持      | Gov  | 3962 | 1.7422  | 1.8134 | 0.0158  | 22.2723 |
| 能源消费      | ESA  | 3962 | 6.7170  | 8.6952 | 0.3085  | 97.5134 |
| 产业结构      | TL   | 3962 | 0.2935  | 0.2113 | 0.0001  | 0.9271  |

## 4. 实证结果

### 4.1. 基准回归

依据模型(1),在不加入控制变量的情况下检验试点政策对碳解锁效率的影响的结果见表 2 的第(1)列,第(2)列为加入控制变量后的结果。由此可见,无论是否加入控制变量,政策的估计系数均显著为正,说明试点示范城市政策能够有效提升城市碳解锁效率,从而验证了假设 H1。

**Table 2.** Benchmark regression results  
**表 2.** 基准回归结果

|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                  | (4)                   | (5)                  | (6)                  |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 变量              | CUE                   | CUE                   | PSM                  | PSM                   | 熵平衡                  | 熵平衡                  |
| did             | 0.0204***<br>(0.0068) | 0.0228***<br>(0.0068) | 0.0231***<br>(0.007) | 0.0218***<br>(0.0068) | 0.0142*<br>(0.0079)  | 0.0151*<br>(0.0078)  |
| Constant        | 0.8066***<br>(0.0010) | 1.0108***<br>(0.1046) | 0.7131***<br>(0.126) | 0.7186***<br>(0.1349) | 0.8026**<br>(0.3518) | 0.6418**<br>(0.3102) |
| Control         | No                    | Yes                   | Yes                  | Yes                   | Yes                  | Yes                  |
| City/Year fixed | Yes                   | Yes                   | Yes                  | Yes                   | Yes                  | Yes                  |
| N               | 3962                  | 3962                  | 3774                 | 3349                  | 3962                 | 3962                 |
| R <sup>2</sup>  | 0.7609                | 0.7630                | 0.749                | 0.7579                | 0.6647               | 0.6673               |

注: \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1, 括号中是稳健标准误,下同。

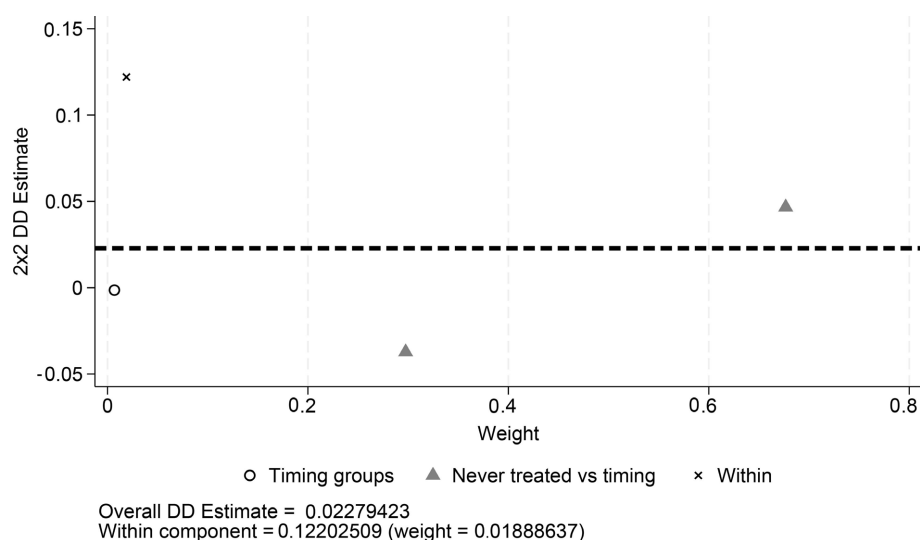
Goodman-Bacon (2021)指出,政策处理时点的异质性可能会引发双向固定效应模型(TWFE)估计量的系统性偏误[23]。为评估该偏误对本文基准结果的影响,借鉴其提出的分解方法对 TWFE 的结果进行了分解,结果见表 3 和图 1 所示。可以看出,以从未受政策冲击城市作为对照组的所占权重为 97.42%,而以较早受政策冲击城市作为对照组的所占权重仅为 0.69%。由此可见,处理效应异质性问题并未对基准

结果构成较大干扰。

**Table 3.** Goodman-bacon decomposition

**表 3.** Goodman-Bacon 分解

| 类别                   | 系数      | 权重     |
|----------------------|---------|--------|
| 处理组 vs 从未受政策处理组      | 0.0210  | 0.9742 |
| 较早受政策处理组 vs 较晚受政策处理组 | 0.1220  | 0.0189 |
| 较晚受政策处理组 vs 较早受政策处理组 | -0.0014 | 0.0069 |



**Figure 1.** Goodman-Bacon decomposition

**图 1.** Goodman-Bacon 分解

## 4.2. 平行趋势和安慰剂检验

### 4.2.1. 平行趋势检验

满足平行趋势假设是使用 DID 模型的基本前提。结合本文，在未受到目标政策冲击之前，处理组和控制组的碳解锁效率应当具有相同的时间趋势。因此，我们以示范政策冲击前一年为基期，利用事件研究法考察政策实施前后 5 年的动态趋势。具体构建模型如下：

$$CUE_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-5}^5 \beta_k did_{it}^k + \alpha_2 Control_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $k$  表示目标政策的相对实施时间， $k$  取负数表示政策前  $k$  年，取正数表示政策后  $k$  年，检验结果见图 2。由此看出，在政策实施前 5 年， $\beta_k$  的 95% 置信区间包含 0，说明政策实施前试点城市和非试点城市之间不存在显著差异，满足平行趋势假设；而在政策实施后 5 年， $\beta_k$  的 95% 置信区间不包含 0，说明试点城市和非试点城市之间存在显著差异，且实施政策后显著提高了碳解锁效率。

### 4.2.2. 安慰剂检验

下面我们通过安慰剂检验来评估政策效应的估计结果是否受到某些隐性的随机因素影响。具体来说，通过人为地随机选取相同比例的伪处理组，并且虚设政策实施节点，然后重复进行 500 次虚拟回归，结果见图 3。由此看到，500 次回归的系数均集中在 0 附近，基本符合正态分布。不仅如此，仅少数回归系

数值在 10%的水平上显著，并且还远低于表 2 中的估计值 0.0228。因此，真实的估计结果不太可能由偶然驱动，说明核心结论可信。

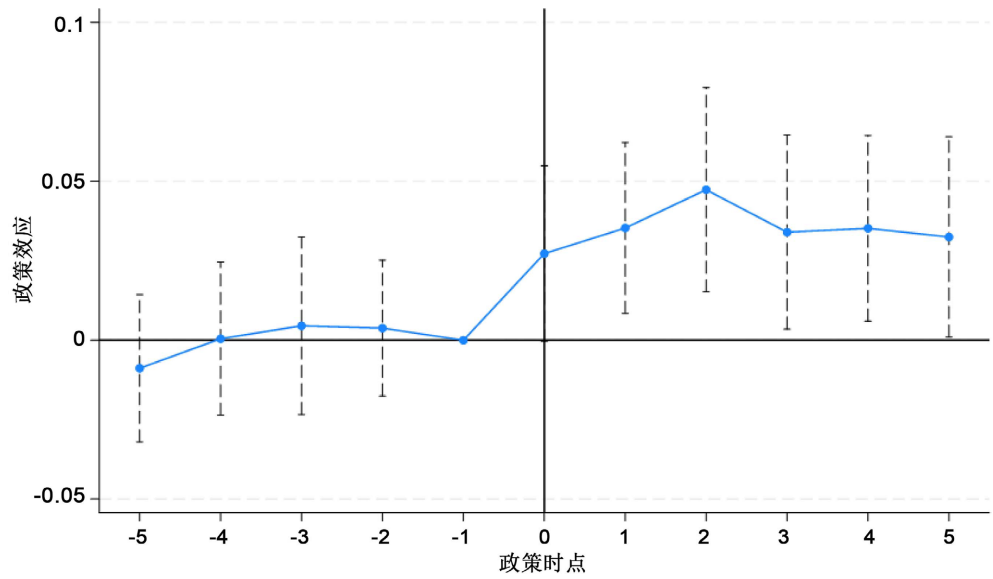


Figure 2. Parallel trend test results  
图 2. 平行趋势检验结果

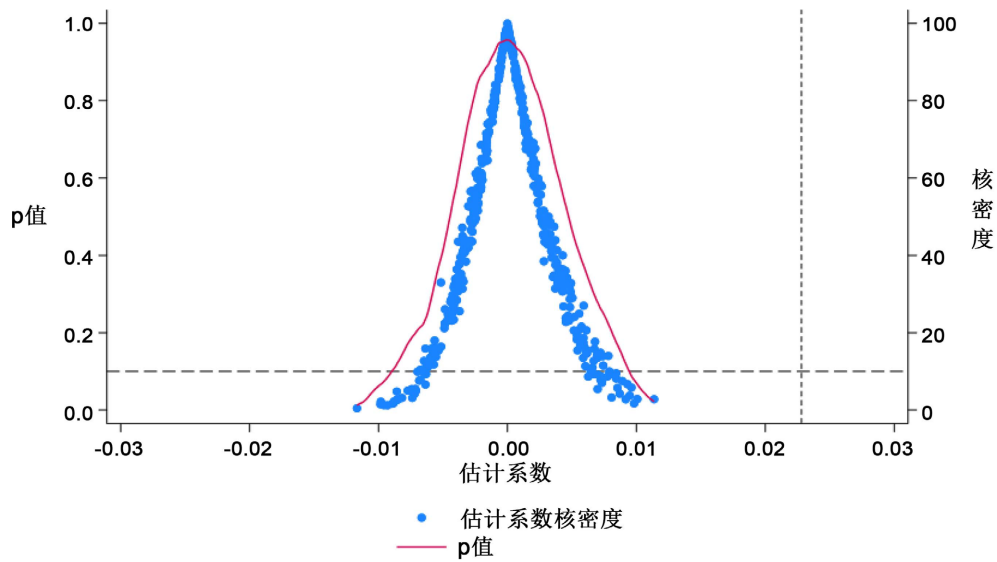


Figure 3. Placebo test results  
图 3. 安慰剂检验结果

### 4.3. 稳健性检验

#### 4.3.1. PSM-DID 和熵平衡 DID

本文进一步采用倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)以及熵平衡 DID 两种方法，以确保结果不受样本选择偏差的干扰。1) 对于 PSM-DID，可将面板数据转化为截面数据匹配，亦或是采用逐期匹配。表 2 的第(3)列为第一种方法的回归结果，表 2 的第(4)列为第二种方法的回归结果。可以看出，试点政策的系数

均显著为正，表明基准结果稳健。2) 对于熵平衡 DID，与 PSM 方法相比，该方法保留了所有样本信息，并在估计方程模型的设置上提供了更大的灵活性。表 2 的第(5)列为以控制变量作为协变量的回归结果，表 2 的第(6)列为在其基础上加入协变量的交叉项及二次项的回归结果。可以看出，试点政策的系数均显著为正，再一次表明基准结果是稳健的。

### 4.3.2. 排除其他政策干扰

通过上述分析，示范城市的设立显著提升了城市碳解锁效率，但这种提升效果也可能源于多种政策的叠加影响。为此，我们整理搜集与本文目标政策同时期城市层面的重要政策试点，包括“一带一路”政策(did\_ydyl)、创新型城市政策(did\_cxcs)、宽带中国政策(did\_kdzg)、新能源示范城市政策(did\_xny)。在模型(1)的基础上，我们通过分别控制和同时控制以上政策虚拟变量以排除其他政策对回归结果的干扰。表 4 显示，本文目标政策的系数均显著为正，表明基准结果依然稳健。

**Table 4.** Exclusion of other policy interference

**表 4.** 排除其他政策干扰

|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量              | CUE                   | CUE                   | CUE                   | CUE                   | CUE                   |
| did             | 0.0205***<br>(0.0072) | 0.0220***<br>(0.0068) | 0.0210***<br>(0.0068) | 0.0227***<br>(0.0069) | 0.0188***<br>(0.0072) |
| did_ydyl        | 0.0123<br>(0.0102)    |                       |                       |                       | 0.0106<br>(0.0105)    |
| did_cxcs        |                       | 0.0147***<br>(0.0042) |                       |                       | 0.0135***<br>(0.0042) |
| did_kdzg        |                       |                       | 0.0086**<br>(0.0039)  |                       | 0.0059<br>(0.0041)    |
| did_xny         |                       |                       |                       | 0.0130***<br>(0.0046) | 0.0111**<br>(0.0046)  |
| Constant        | 1.0059***<br>(0.1068) | 1.0220***<br>(0.1041) | 1.0101***<br>(0.1055) | 1.0092***<br>(0.1043) | 1.0149***<br>(0.1064) |
| Control         | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| City/Year Fixed | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N               | 3962                  | 3962                  | 3962                  | 3962                  | 3962                  |
| R <sup>2</sup>  | 0.7633                | 0.7635                | 0.7633                | 0.7635                | 0.7642                |

### 4.3.3. 其他稳健性检验

为检验预期效应是否对目标政策的实际效应产生干扰，本文参考 Xu 等(2022) [24]的方法构建了试点前一年的政策变量(did\_e)，并加入模型(1)中重新回归；考虑到突发公共卫生事件，本文剔除 2020 年及以后的样本后重新进行检验；少数城市的某些变量中存在的极端值容易影响回归结果，对此我们对所有的连续型变量做上下 1%缩尾操作，然后重复基准回归工作。以上三种检验的结果如表 5 所示，可以看出，三种检验方法的 did 的系数均显著为正，且 did\_e 的系数并不显著，因此再次说明本文的主要结论具有较好的稳健性。

**Table 5.** Other robustness tests  
**表 5.** 其他稳健性检验

|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量              | 排除预期效应                | 剔除样本                  | 上下 1%缩尾处理             |
| did             | 0.0306**<br>(0.0125)  | 0.0342***<br>(0.0081) | 0.0336***<br>(0.0080) |
| did_e           | -0.0090<br>(0.0126)   |                       |                       |
| Constant        | 1.0099***<br>(0.1046) | 1.1074***<br>(0.2029) | 0.6653***<br>(0.1900) |
| Control         | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| City/Year Fixed | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N               | 3962                  | 2830                  | 2830                  |
| R <sup>2</sup>  | 0.7631                | 0.7905                | 0.8029                |

#### 4.4. 异质性分析

##### 4.4.1. 资源禀赋

在不同的自然资源禀赋下，地方政府实施目标政策的力度和效果可能存在显著差异。根据《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020 年）》<sup>4</sup>，本文将样本分为资源型城市和非资源型城市进行分组回归，结果见表 6 的前两列。由此可见，试点政策在非资源型城市的政策效应显著为正，而在资源型城市的政策效应显著为负，说明试点政策显著提高了非资源型城市的碳解锁效率，但显著降低了资源型城市的碳解锁效率。这可能的原因是资源型城市更容易遭受“资源诅咒” (Ma *et al.*, 2024) [25]，这些城市的经济发展对传统化石燃料的依赖程度较高，短期内难以迅速调整能源结构，实现技术创新转型。而非资源型城市的产业结构更加均衡，同时重视对环保技术的研发和应用，有利于提高碳解锁效率。

##### 4.4.2. 地理区位

处于不同地理区位的城市对政策的响应速度和实施力度存在差异(杜然等, 2025) [26]，对城市的碳解锁进程可能产生影响。因此，本文根据东、中、西部城市进行分组回归，结果见表 6 的后三列。可以看出，试点示范城市建设对东部和中部城市的碳解锁效率有显著的促进作用，且东部效果更强，而在西部不显著。原因在于东部地区经济发展水平领先，城镇化率高，具备更强的资本投入能力和政策配套能力，能够为低碳技术研发、新能源基础设施建设等碳解锁路径提供充足的资源保障，而西部地区政策执行的基础条件相对薄弱。

##### 4.4.3. 城市关联

城市群是在空间上高度关联、功能上紧密协同的区域整体。相较于单个城市，城市群层面的碳解锁效率提升更具系统性基础与协同优化潜力。因此本文将城市群城市与非城市群城市进行分组回归，结果见表 7 的前两列。可以看出，试点政策显著地提高了城市群城市的碳解锁效率。城市群城市能够通过产业集聚、技术溢出和基础设施共享形成规模化的低碳协同效应，同时享有更高效的政策协同与资源配置能力(Wang *et al.*, 2025) [27]，因而在试点示范城市政策建设下，其碳解锁效率更易于提高。

<sup>4</sup>[https://www.ndrc.gov.cn/fggz/tzgg/ggkx/201312/t20131217\\_1072315.html?state=123](https://www.ndrc.gov.cn/fggz/tzgg/ggkx/201312/t20131217_1072315.html?state=123)

**Table 6.** Heterogeneity analysis (1)  
**表 6.** 异质性分析(1)

|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量              | 非资源型                  | 资源型                   | 东部城市                  | 中部城市                  | 西部城市                  |
| did             | 0.0241***<br>(0.0080) | -0.0163**<br>(0.0071) | 0.0258**<br>(0.0107)  | 0.0099*<br>(0.0052)   | 0.0188<br>(0.0379)    |
| Constant        | 1.2016***<br>(0.1377) | 0.6049***<br>(0.1348) | 1.0101***<br>(0.2732) | 1.0525***<br>(0.1303) | 0.6696***<br>(0.1453) |
| Chowtest        | 2.16<br>[0.0000]      |                       |                       | 2.81<br>[0.0000]      |                       |
| Control         | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| City/Year Fixed | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N               | 2366                  | 1596                  | 1400                  | 1386                  | 1176                  |
| R <sup>2</sup>  | 0.7128                | 0.8288                | 0.6999                | 0.8110                | 0.7952                |

注：[]内为P值，下同。

#### 4.4.4. 能源消费

本文以能源消费(*ESA*)的均值为划分界限，将城市分为能源消费低与能源消费高两种类型进行分组回归，结果见表7的(3)和(4)两列。由此可见，试点政策显著地提高了能源消费低的城市碳解锁效率。可能的原因在于，在能源消费较低的城市，产业结构逐渐向高端制造、现代服务业升级转变，减少了对重化工业的过度依赖(Zhang *et al.*, 2025) [28]。城市的经济体质更轻盈，在向低碳模式切换时，惯性和摩擦力远小于重型结构城市，从而有助于碳解锁效率的提升。

**Table 7.** Heterogeneity analysis (2)  
**表 7.** 异质性分析(2)

|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                 |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| 变量              | 非城市群                  | 城市群                   | 能源消费低                 | 能源消费高               |
| did             | -0.0025<br>(0.0114)   | 0.0353***<br>(0.0086) | 0.0380***<br>(0.0079) | 0.0011<br>(0.0115)  |
| Chow test       | 3.07<br>[0.0000]      |                       | 2.31<br>[0.0000]      |                     |
| Constant        | 1.0258***<br>(0.1012) | 0.8369***<br>(0.2684) | 1.1140***<br>(0.1086) | 0.4665*<br>(0.2402) |
| Control         | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                 |
| City/Year Fixed | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                 |
| N               | 2702                  | 1260                  | 2862                  | 1096                |
| R <sup>2</sup>  | 0.7690                | 0.7414                | 0.7754                | 0.6315              |

4.5. 中介效应分析

4.5.1. 政府科技支持

政府支持对碳解锁效率的检验结果见表 8 第(1)列，可以看出其变量的回归系数显著为正，说明了试点示范城市建设能够通过强化政府在科技领域的投入与引导来提升城市碳解锁效率。一方面，政府科技投入能够弥补企业在绿色技术研发中的市场失灵问题(李宪印等，2022) [29]，促进关键低碳技术的突破与扩散；另一方面，政府通过制度供给引导创新资源向高技术、低排放领域集聚，优化资源配置结构，从而提升城市碳解锁效率。

4.5.2. 能源消费转型

能源消费对碳解锁效率的检验结果见表 8 第(2)列所示，其变量的回归系数显著为负，能源消费越高，其碳解锁效率越低，说明了试点示范城市建设需要通过降低能源消费、促进能源消费转型来提升城市碳解锁效率。能源消费转型是连接产业活动与碳排放的关键环节(蒋润南等，2025) [30]，也是影响碳解锁效率的直接路径。碳排放的主要来源于化石能源消耗，因此能源结构优化以及能源利用效率提升，是降低碳排放强度、实现城市碳解锁效率提升的关键。

4.5.3. 产业结构升级

产业结构对碳解锁效率的检验结果见表 8 第(3)列所示，其变量的回归系数显著为负，其含义为产业结构越是合理，其碳解锁效率将越高，说明了试点示范城市建设能够通过促进产业结构升级来提升城市碳解锁效率。传统制造业通常具有高能耗、高排放特征，而高技术制造业与生产性服务业则具有更高附加值与更低碳排放强度(万攀兵等，2021) [31]。因此，产业结构由重化工业主导向高端制造与服务业主导转型，将显著降低经济增长对碳排放的依赖程度，从而有效地提升城市碳解锁效率。

Table 8. Intermediary effect analysis  
表 8. 中介效应分析

|                 | (1)                     | (2)                    | (4)                    |
|-----------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| 变量              | Gov                     | ESA                    | TL                     |
| did             | 1.3739***<br>(0.1590)   | -0.5201***<br>(0.1864) | -0.0344***<br>(0.0069) |
| Constant        | -11.5714***<br>(1.1461) | 6.1744*<br>(3.6114)    | 1.2905***<br>(0.1690)  |
| Control         | Yes                     | Yes                    | Yes                    |
| City/Year Fixed | Yes                     | Yes                    | Yes                    |
| N               | 3962                    | 3962                   | 3962                   |
| R <sup>2</sup>  | 0.7866                  | 0.9041                 | 0.8289                 |

4.6. 空间效应分析

为了验证“中国制造 2025”试点示范城市建设是否对邻近地区的碳解锁效率产生了溢出效应，本文使用空间计量模型做进一步探讨。首先，我们利用 Moran’s I 进行了空间相关性检验。表 9 显示，在两种空间权重矩阵下，碳解锁效率的 Moran’s I 均显著大于 0，表明中国城市碳解锁效率具有空间正相关性。本文适合采用空间模型进行分析。

**Table 9.** Spatial Moran index  
**表 9.** 空间 Moran 指数

| Year | $W_d$  |        |         | $W_l$  |        |         |
|------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|
|      | I      | Z      | P-value | I      | Z      | P-value |
| 2010 | 0.0719 | 3.1705 | 0.0015  | 0.1217 | 2.9080 | 0.0036  |
| 2011 | 0.1118 | 4.8514 | 0.0000  | 0.1706 | 4.0486 | 0.0001  |
| 2012 | 0.0542 | 2.4898 | 0.0128  | 0.0874 | 2.1652 | 0.0304  |
| 2013 | 0.0763 | 3.4127 | 0.0006  | 0.1283 | 3.1161 | 0.0018  |
| 2014 | 0.0722 | 3.2359 | 0.0012  | 0.1015 | 2.4804 | 0.0131  |
| 2015 | 0.1419 | 6.0939 | 0.0000  | 0.1641 | 3.8526 | 0.0001  |
| 2016 | 0.1208 | 5.2141 | 0.0000  | 0.1628 | 3.8330 | 0.0001  |
| 2017 | 0.1756 | 7.4984 | 0.0000  | 0.1987 | 4.6795 | 0.0000  |
| 2018 | 0.1362 | 5.8522 | 0.0000  | 0.1661 | 3.9262 | 0.0001  |
| 2019 | 0.1525 | 6.5294 | 0.0000  | 0.2148 | 5.0486 | 0.0000  |
| 2020 | 0.1794 | 7.6545 | 0.0000  | 0.2526 | 5.9238 | 0.0000  |
| 2021 | 0.1782 | 7.6103 | 0.0000  | 0.2310 | 5.4238 | 0.0000  |
| 2022 | 0.1582 | 6.7735 | 0.0000  | 0.2402 | 5.6400 | 0.0000  |
| 2023 | 0.1012 | 4.3882 | 0.0000  | 0.1859 | 4.3858 | 0.0000  |

本文依次进行了(Robust) LM 检验、LR 检验和 Wald 检验以确定空间模型的具体形式,所有结果均指向 SDM。由此,我们最终确定选择采用双向固定的 SDM 进行空间效应检验。

由表 10 可以发现,  $\rho$  均显著为正,表明城市之间的碳解锁效率存在正向的空间依赖性,再次证实了采用空间模型的合理性。从效应分解来看,直接和间接效应的系数都高度显著为正。这说明在考虑到空间效应后,示范城市建设仍能促进当地的碳解锁效率。同时,该政策对周边地区还具有正向的溢出效应。可能的原因在于:一方面,试点政策通过示范效应推动邻近城市低碳转型。已有研究表明,环境规制能够通过激励创新与调整地方政府行为,实现经济发展与环境绩效的协同提升(王培鑫等, 2023) [32],并在区域间形成政策模仿与竞争机制。另一方面,试点政策通过技术扩散与产业链联动不仅提升了本地解锁碳效率,其产生空间溢出还提升了邻近城市的碳解锁效率。

**Table 10.** Test and estimation of spatial effects  
**表 10.** 空间效应检验和估计

| 变量    | $W_d$                 |                     |                      |                       | $W_l$                 |                       |                     |                       |
|-------|-----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
|       | Main                  | Direct              | Indirect             | Total                 | Main                  | Direct                | Indirect            | Total                 |
| did   | 0.0108*<br>(0.0064)   | 0.0119*<br>(0.0062) | 0.3685**<br>(0.1446) | 0.3804***<br>(0.1426) | 0.0161**<br>(0.0063)  | 0.0166***<br>(0.0062) | 0.0194*<br>(0.0107) | 0.0360***<br>(0.0097) |
| W*did | 0.4663***<br>(0.1632) |                     |                      |                       | 0.0163*<br>(0.0096)   |                       |                     |                       |
|       | 1.2610***<br>(0.2580) |                     |                      |                       | 0.0988***<br>(0.0211) |                       |                     |                       |

续表

|                | 0.0032***<br>(0.0001) |        |        |        | 0.0032***<br>(0.0001) |        |        |        |
|----------------|-----------------------|--------|--------|--------|-----------------------|--------|--------|--------|
| Control        | Yes                   | Yes    | Yes    | Yes    | Yes                   | Yes    | Yes    | Yes    |
| FE             | Yes                   | Yes    | Yes    | Yes    | Yes                   | Yes    | Yes    | Yes    |
| N              | 3962                  | 3962   | 3962   | 3962   | 3962                  | 3962   | 3962   | 3962   |
| R <sup>2</sup> | 0.0731                | 0.0731 | 0.0731 | 0.0731 | 0.2468                | 0.2468 | 0.2468 | 0.2468 |

5. 总结和启示

本文以 2010~2023 年中国 283 个地级及以上城市为研究样本，将“中国制造 2025”试点示范城市建设视为准自然实验，综合运用渐进式双重差分模型、中介效应模型与空间双重差分模型，识别该试点政策对城市碳解锁效率的影响效应。主要研究结论如下：第一，“中国制造 2025”试点示范城市建设能够显著提升城市碳解锁效率，且该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。第二，异质性分析结果显示，该政策的碳解锁提升效应存在明显的城市异质性，在非资源型城市、东中部城市、城市群内城市以及能源消费水平较低的城市中，政策的促进作用更为显著。第三，作用机制检验表明，政府科技支持、能源消费转型与产业结构升级是试点政策推动城市碳解锁效率提升的三条核心传导路径。第四，空间溢出效应检验发现，试点政策对邻近非示范城市的碳解锁效率存在显著的正向空间溢出效应。

基于上述研究结论，本文提出如下政策启示：

第一，持续完善试点示范政策体系，强化政策实施的稳定性与经验的可复制性。系统梳理试点城市在行政审批改革、绿色金融创新、低碳技术攻关等领域的实践经验与成功模式，构建可复制、可推广的标准化制度体系，为非试点城市推进碳解锁提供实践参考与路径指引。在保障政策连续性的前提下，构建以碳解锁效率为核心的动态评估考核体系，推动“绿色制造”相关指标由软约束向硬约束转变，保障政策效应的持久性与稳健性。下一阶段，政策推进重心应逐步由试点探索转向制度固化与经验扩散，系统性提升全国城市碳解锁整体水平。

第二，推行差异化政策推进策略，提升政策实施的精准性与区域适配性。重点向资源型城市与西部地区予以政策倾斜，加大对上述区域传统产业绿色化改造的专项财政资金支持力度，助力其破除对化石能源与重化工业的高碳路径依赖。充分依托东中部地区与成熟城市群的产业基础与人才集聚优势，支持其率先开展更高标准的碳解锁探索实践。通过因地制宜的差异化政策设计，有效弥合不同类型城市间的碳解锁效率差距，推动区域低碳转型协同推进。

第三，聚焦核心作用机制，协同打通三大传导路径。在政府科技支持方面，应以提升创新供给能力为核心，构建公共研发投入与企业创新主体地位的协同联动机制，通过加大科技财政支出力度、设立专项研发基金、完善税收优惠与创新补贴政策等举措，引导创新资源向绿色技术与高端制造领域集聚；在能源消费转型方面，应加快工业领域能源替代进程(如电气化改造、可再生能源规模化应用)，推进能源管理体系建设，依托数字化手段提升能源利用效率，推动节能模式由被动降耗向系统优化转变；在产业结构升级方面，应以技术创新为核心驱动，推动传统制造业智能化、绿色化改造，同时大力发展高技术制造业和生产性服务业，促进产业体系由“高碳锁定”向“低碳跃迁”转型。应避免单一维度政策发力，通过系统性制度设计实现三者的协同增效。

第四，强化区域协同治理，放大政策的正向空间溢出效应。构建以城市群为核心载体的绿色协同发展机制，搭建跨区域产业协作与环境综合治理平台；支持示范城市依托技术扩散、产业链分工协作、低

碳标准输出等路径,辐射带动周边城市协同提升碳解锁效率;健全跨区域环境规制协同与信息共享机制,防范“污染转移”与“政策洼地”等问题。推动试点示范城市与周边城市组建跨区域碳解锁联盟,通过核心技术联合攻关、低碳技术转移转化、绿色供应链协同共建等形式,实现周边区域碳解锁效率的协同提升。

## 参考文献

- [1] Kalkuhl, M. and Wenz, L. (2020) The Impact of Climate Conditions on Economic Production. Evidence from a Global Panel of Regions. *Journal of Environmental Economics and Management*, **103**, Article ID: 102360. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2020.102360>
- [2] 刘燕华, 等. 中国实现“双碳”目标的挑战、机遇与行动[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(9): 1-5.
- [3] 王伟龙, 王健龙, 谢成兴, 等. “中国制造 2025”试点示范城市建设对城市绿色发展效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(9): 147-158.
- [4] Unruh, G.C. (2000) Understanding Carbon Lock-In. *Energy Policy*, **28**, 817-830. [https://doi.org/10.1016/s0301-4215\(00\)00070-7](https://doi.org/10.1016/s0301-4215(00)00070-7)
- [5] Weng, S., Benkraiem, R., Nghiem, X., Zhao, X. and Xu, J. (2025) Market Tools for Achieving Carbon Unlocking: Is China's Energy-Consumption Trading Policy Effective? *Journal of Environmental Management*, **389**, Article ID: 126162. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2025.126162>
- [6] Tao, W., Weng, S., Chen, X. and Song, M. (2025) Breaking the Inertia of Traditional Economic Development: Does Network Infrastructure Construction Achieve Urban Carbon Unlocking? *Sustainable Cities and Society*, **121**, Article ID: 106197. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2025.106197>
- [7] Zhao, F., Hu, Z. and Zhao, X. (2023) Does Innovative City Construction Improve Urban Carbon Unlocking Efficiency? Evidence from China. *Sustainable Cities and Society*, **92**, Article ID: 104494. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2023.104494>
- [8] 周济. 智能制造——“中国制造 2025”的主攻方向[J]. 中国机械工程, 2015, 26(17): 2273-2284.
- [9] 张跃, 燕梦珂. “中国制造 2025”试点示范城市建设对城市碳排放效率的影响研究[J]. 成都理工大学学报(社会科学版), 2025, 33(1): 61-73.
- [10] 倪外, 吴桂全. 数字化转型对中国制造业企业绿色生产力的影响[J]. 资源科学, 2025, 47(4): 864-875.
- [11] 肖仁桥, 陈小婷, 钱丽. 异质环境规制、政府支持与企业绿色创新效率——基于两阶段价值链视角[J]. 财贸研究, 2022, 33(9): 79-93.
- [12] 李鹏, 李响, 袁永娜. 低碳城市试点政策对城市能源强度的影响机制及空间溢出效应[J]. 科技管理研究, 2024, 44(19): 221-232.
- [13] Li, J., Yuan, L., Dai, M. and Chen, H. (2025) New Quality Productive Forces, Technological Innovations, and the Carbon Emission Intensity of the Manufacturing Industry: Empirical Evidence from Chinese Provincial Panel Data. *Sustainability*, **17**, Article No. 9641. <https://doi.org/10.3390/su17219641>
- [14] 刘小丽, 王永利. 基于 LMDI 分解的中国制造业碳排放驱动因素分析[J]. 统计与决策, 2022, 38(12): 60-63.
- [15] 屠西伟, 张平淡. 数字化转型与企业碳边际减排成本[J]. 世界经济, 2025, 48(9): 146-175.
- [16] 陈冲, 吴炜聪. 消费结构升级与经济高质量发展: 驱动机理与实证检验[J]. 上海经济研究, 2019(6): 59-71.
- [17] 王洪庆, 郝雯雯. 高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J]. 中国软科学, 2022(8): 172-183.
- [18] Xu, J., Wang, J., Yang, X. and Xiong, C. (2022) Peer Effects in Local Government Decision-Making: Evidence from Urban Environmental Regulation. *Sustainable Cities and Society*, **85**, Article ID: 104066. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2022.104066>
- [19] Weng, S., Song, M., Tao, W., Chen, J. and Chen, H. (2025) Breaking the Inertia of Urban Energy Systems: Does the New Energy Demonstration City Construction Improve Carbon Unlocking Efficiency? *Renewable Energy*, **244**, Article ID: 122672. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2025.122672>
- [20] 李卫兵, 涂蕾. 中国城市绿色全要素生产率的空间差异与收敛性分析[J]. 城市问题, 2017(9): 55-63.
- [21] Zhang, S., Dou, W., Wu, Z. and Hao, Y. (2023) Does the Financial Support to Rural Areas Help to Reduce Carbon Emissions? Evidence from China. *Energy Economics*, **127**, Article ID: 107057. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107057>
- [22] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16+31.

- 
- [23] Goodman-Bacon, A. (2021) Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, **225**, 254-277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>
- [24] Xu, T., Kang, C. and Zhang, H. (2022) China's Efforts towards Carbon Neutrality: Does Energy-Saving and Emission-Reduction Policy Mitigate Carbon Emissions? *Journal of Environmental Management*, **316**, Article ID: 115286. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.115286>
- [25] Ma, S., Gao, Y. and Li, H. (2024) Digital Economic, Resource Curse and the Development of Low-Carbon Transformation. *Resources Policy*, **91**, Article ID: 104931. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104931>
- [26] 杜然, 刘柯, 方齐云. 绿色制造与企业 ESG 表现——基于绿色工厂评定的证据[J]. 工业技术经济, 2025, 44(5): 53-61.
- [27] Wang, R., Feng, F., Khalid, Z. and Nisar, U. (2025) China's Urban Agglomerations as Drivers of Synergistic Pollution and Carbon Reduction. *Frontiers in Environmental Science*, **13**, Article ID: 1685581. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2025.1685581>
- [28] Zhang, Y., Bian, R., Liu, Y., Wang, J. and Zhao, J. (2025) Study of the Impact of Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones on Total-Factor Carbon Productivity in Chinese Cities. *Frontiers in Environmental Science*, **13**, Article ID: 1687405. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2025.1687405>
- [29] 李宪印, 王凤芹, 杨博旭, 等. 人力资本、政府科技投入与区域创新[J]. 中国软科学, 2022(11): 181-192.
- [30] 蒋润南, 金成晓, 赵宇. 绿色金融对低碳经济的非线性影响与区域异质性分析[J]. 经济纵横, 2025(3): 116-128.
- [31] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021(9): 118-136.
- [32] 王培鑫, 吕长江. 环境保护与经济发展能否和谐共进——来自创新的经验证据[J]. 南开管理评论, 2023, 26(1): 67-83.