

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2026.01.016

周利平, 辛婷. 新型城镇化建设的城市碳减排效应研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2026, 48(1): 201-215.

新型城镇化建设的城市碳减排效应研究

周利平, 辛婷

江西农业大学 人文与公共管理学院, 南昌 330045

摘要: 基于 2010—2019 年我国 223 个地级市面板数据, 运用双重差分模型和倾向得分匹配—双重差分模型实证检验了新型城镇化建设对城市碳排放的影响, 并探讨了该政策影响碳排放的具体路径。基准回归结果显示, 新型城镇化对降低碳排放强度存在显著的正向影响, 表明推动新型城镇化建设与降低碳排放强度可以实现二者得兼。机制分析表明, 该政策能够通过加强环境规制、优化产业结构和吸引人才集聚 3 个方面降低碳排放。异质性分析得出, 政策效果会随着新型城镇化城市的不同区域位置、不同人口规模和不同经济发展水平而产生差异。

关键词: 新型城镇化; 碳排放; 双重差分

中图分类号: X321; F322 **文献标识码:** A

文章编号: 1673-9868(2026)01-0201-15

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Research on the Urban Carbon Emission Reduction Effect of New-Type Urbanization Construction

ZHOU Liping, XIN Ting

College of Humanities and Public Administration, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China

Abstract: Based on the panel data of 223 prefecture-level cities in China spanning from 2010 to 2019, this study employed difference-in-differences(DID) model and propensity score matching DID model to empirically assess the impact of new-type urbanization construction on urban carbon emissions, and explored the specific pathways through which this policy influenced carbon emissions. The findings suggested that, according to the benchmark regression, the new-type urbanization had a significant positive impact on reducing carbon emission intensity, indicating that the promotion of new-type urbanization construction can go hand in hand with decreasing carbon emission intensity. Mechanism analysis revealed that the policy can lower carbon emissions by enhancing environmental regulations, optimizing industrial structures, and

收稿日期: 2025-03-05

基金项目: 国家自然科学基金项目(72264013, 42467067); 教育部人文社科基金项目(22YJA790094)。

作者简介: 周利平, 教授, 主要从事农业农村政策研究。

attracting talent concentration. Heterogeneity analysis showed that policy effects vary among new-type urbanization cities with distinct regional positions, population scales, and levels of economic development.

Key words: new-type urbanization; carbon emissions; difference-in-differences

改革开放以来,中国城镇化水平迅速提高,1978—2023年,全国城镇化率由17.92%跃升至66.16%,成为推动国民经济持续增长与就业市场稳定的重要驱动力。然而,高速发展的城镇化使中国成为世界上最大的温室气体排放国,年均二氧化碳排放量逾60亿t当量,由此引发的气候变暖、海平面异常上升及极端气象事件频发等问题已构成重大环境挑战。在此背景下,探索以人为核心、统筹兼顾经济增长与生态保护的城镇化路径,成为应对环境挑战、实现低碳转型的重要研究方向。那么,新型城镇化建设如何影响城市碳减排?新型城镇化建设主要通过哪些机制对城市碳排放产生影响?不同特征的城市在低碳建设效果上有什么差异?系统研究这些问题既有助于为国家进一步推进新型城镇化建设提供科学依据,又可以为城市通过新型城镇化建设实现碳减排提供决策参考,无疑具有重要的现实意义。

目前,国内外相关研究主要集中在以下3个方面:第一,碳排放水平的测算研究。当前测量碳排放量的方法众多,常用的包括能源平衡表^[1-2]、投入产出模型^[3]、生命周期法^[4]和空间数据法^[5]等。第二,碳排放的影响因素与减排政策的效果研究。关于中国碳排放的影响因素一直是学术领域的研究重点,学者们致力于研究影响碳排放的各种因素,并据此探究切实可行的减排方案。一方面,已有研究表明经济发展^[6-7]、人口增长^[8]、能源消耗^[9]和环境规制^[10]等因素对碳排放具有显著影响;另一方面,部分学者运用准自然实验方法评估中国当前相关政策的减排效果,结果显示低碳城市试点^[11-13]、碳排放交易试点^[14-17]、绿色金融发展^[18]等政策显著降低了碳排放。第三,关于城镇化对碳排放的影响。从以往文献来看,城镇化对碳排放的影响主要集中在以下3个方面:一是城镇化有助于降低碳排放,如新型城镇化发展对农业碳排放具有抑制作用^[19],城市化率与碳排放呈负相关^[20];二是城镇化会导致碳排放增加,如中国的城市化增加了碳排放,但人均收入的增加可以在一定程度上控制这种趋势^[21];三是城镇化水平与碳排放之间存在非线性关系,如中国碳排放效率呈现先下降后上升的动态演变特征,且城市化水平与碳排放效率之间存在显著的U型非线性关联^[22]。可见,关于城镇化对碳排放的影响,学术界尚未达成共识。

从现有文献来看,学者从不同尺度、不同角度,采用多种方法对城镇化、碳排放以及二者关系进行了广泛而全面的研究,为本文开展相关研究提供了重要基础,但仍有以下几个方面值得进一步深入研究:第一,研究数据需要进一步挖掘。已有研究在评估新型城镇化建设的碳排放效应时,大多基于国家级和省级层面的数据进行分析,忽视对地市级的关注。第二,现有研究侧重于探讨碳排放权交易、碳排放交易试点、经济发展、能源利用和技术进步等因素对碳排放的影响,但将新型城镇化建设与碳排放放在同一框架下研究的文献相对较少。第三,作用机制需要进一步明晰。已有关于新型城镇化的碳排放效应研究主要局限于存在性检验,而对城镇化如何影响碳排放的内在机制尚不明确。因此,本研究基于2010—2019年我国223个地级市面板数据,运用双重差分模型和倾向得分匹配—双重差分模型实证检验了新型城镇化建设对城市碳排放的影响。同时,从环境规制、产业结构升级、人才集聚3个方面对作用机制进行深入研究。

相较于以往研究,本研究的贡献主要体现在以下3个方面:第一,在研究视角上,将新型城镇化建设与碳排放纳入统一研究框架,不仅可以为减少城市碳排放、促进城市绿色低碳发展提供新的视角和理论支撑,还可以拓展新型城镇化建设的研究视野。第二,进一步拓宽了新型城镇化建设的经济后果研究。通过对相关文件和文献的梳理,多维度深入探讨新型城镇化建设对城市碳排放的影响机制,为优化新型城镇化建设提供科学依据。第三,在研究数据和方法上,运用中国223个地级市面板数据,采用了双重差分模型

和倾向得分匹配相结合的方法评估新型城镇化战略对政策实施城市碳减排的影响,从而能够有效缓解内生性问题,提高了研究的准确性和可信度。

1 理论分析与研究假设

1.1 新型城镇化建设对碳排放的直接政策效应分析

新型城镇化建设具有绿色经济转型效应,是改善城市环境质量的重要抓手。在宏观层面上,新型城镇化建设以绿色低碳发展规划为引领,通过制定全面的碳减排目标和政策措施,促进各地区产业结构、能源结构以及交通出行方式等的优化调整,从根本上减少碳排放。而在微观层面上,新型城镇化建设作为一项正规的环境法规,不可避免地会对企业的生产行为造成冲击,并由此降低碳排放。一方面,根据“遵循成本”假说,新型城镇化建设区的环保力度加强,传统产业的排污成本提高,环境污染的负外部性内化成生产成本挤占其他生产要素的投入,迫使碳排放得到有效控制;另一方面,依据“波特理论”,适当的环境管控能够激发企业资源配置的最佳化,提升经济效益并促进新技术在生产中的创新应用。文献[23]对政府环境管控工具进行了分类,包括低碳技术创新的投入补贴、碳税以及碳排放权交易,认为这些管控工具的合理组合能够有效推动低碳技术的创新。因此,“双碳目标”必须纳入新型城镇化建设的整体规划,以实现经济社会的可持续高质量发展。据此,提出如下假说:

H₁: 新型城镇化建设对降低城市碳排放强度有积极作用。

1.2 新型城镇化建设对碳排放的间接政策效应分析

新型城镇化建设主要通过吸引人才集聚、推动产业结构优化升级,并利用政府规制手段克服市场外部性,最终实现规模经济效应,减少碳排放。

1.2.1 环境规制效应

新型城镇化战略通过推动传统产业技术升级、淘汰落后产能及培育战略性新兴产业,强化环境规制约束力并建立产业筛选机制,从而显著提升碳减排效率。一方面,环境规制促进了环境成本的内部化。政府通过采取强制命令、设定节能减排目标等措施,增加了传统企业的生产成本,迫使企业优化管理模式和开展绿色技术创新,以提高资源利用效率,减少碳排放,防止“绿色悖论”现象的发生。另一方面,环境规制推动了生产要素向新兴产业的转移。政府对传统产业的环境规制和对新兴产业的鼓励,提高了传统产业的生产要素成本,降低了新兴产业的要素使用成本,从而促使生产要素向新兴产业或高科技产业转移,间接实现碳减排。因此,提出如下假说:

H_{2a}: 新型城镇化建设能够加强环境规制,进而减少城市碳排放。

1.2.2 产业结构升级效应

新型城镇化建设是推动产业结构优化升级的关键动力。一方面,与传统依赖劳动力和资本的密集型产业不同,新型城镇化建设引导城市产业向技术含量高、附加值高、污染低的方向转型升级,淘汰高耗能和高污染企业,并进一步壮大节能环保等战略性新兴产业,建立以低污染、低排放为特征的绿色产业体系,加速环境库兹涅茨曲线倒U形拐点的产生。另一方面,合理配置要素资源对于推动产业结构升级至关重要。新型城镇化建设有助于提升城市基础设施和服务水平,为产业发展提供更良好的环境,为优化城市资源配置创造条件,推动能源结构和产业结构的深度调整和优化。

产业升级是国民经济高质量发展的主要推动力,也是解决区域发展中“稳增长、减排放”难题的有效途径^[24]。产业转型升级通常伴随着产业结构的优化和调整,有助于企业提高清洁能源利用率。如今,可再生能源如太阳能、风能、水能等清洁能源的应用逐渐成熟,逐步取代了部分传统的化石燃料能源,而化石燃料能源的绝大部分需求来自于传统产业。通过逐渐淘汰高能耗、高污染的传统产业,壮大节能环保等战略

性新兴产业,可以显著降低工业生产过程中的碳排放量。因此,在城镇建设探索绿色转型发展路径的背景下,探讨产业转型升级视角下新型城镇化建设对城市低碳发展的影响变得至关重要,对于促进碳排放减少和生态文明建设具有重要意义,也是推动经济可持续发展的重要支撑。据此,提出如下假说:

H_{2b} : 新型城镇化建设能够优化产业结构,进而减少城市碳排放。

1.2.3 人才集聚效应

人才是区域发展和城市创新的核心力量,对于推动碳减排具有重要作用。一方面,新型城镇化建设为吸引和培养科研人才提供了更多的机会,促进了绿色技术的研发与应用,帮助试点地区脱离原有的高能耗、高排放经济增长模式,推动了长期绿色技术创新,从而推动地区实现经济的绿色转型。另一方面,经济社会的绿色低碳转型离不开长期的技术创新,而人才队伍的建设是关键所在。绿色技术创新需要不断的学习、消化、吸收和再创新,科研人才的集聚有助于加强这一过程的各个环节,提升再创新能力。因此,为了建设强大的绿色技术研发人才队伍,新型城镇化地区通常通过增加研发投入、制定有利于科研人才发展的政策等方式优化绿色技术,提高对科研人才的吸引力,尤其是针对低碳科研人才,进而降低碳排放。因此,提出如下假说:

H_{2c} : 新型城镇化建设能够吸引人才集聚,进而减少城市碳排放。

2 数据来源与研究设计

2.1 模型设定

基于新型城镇化试点政策的准自然试验,本研究以 2014 年首批新型城镇化试点政策实施城市为处理组,未实施新型城镇化试点政策的城市为对照组,通过使用双重差分模型检验新型城镇化试点政策对城市碳减排的影响。具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \sum \theta Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: Y_{it} 表示城市 i 在时间 t 的人均碳排放; i 、 t 分别表示个体和时间虚拟变量; $Controls$ 为控制变量,控制影响人均碳排放的其他因素,包括人口密度、土地城镇化水平、固定资产投资、基础设施建设、政府规模等; θ 为控制变量的系数,即每个控制变量对人均碳排放的影响程度; μ_i 、 γ_t 为城市个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 为残差; DID 表示新型城镇化建设实施后的城市虚拟变量(新型城镇化建设示范区政策); β_1 是核心关注系数,用于衡量新型城镇化试点政策实施前后城市碳排放的平均差异。

2.2 变量说明

被解释变量: 人均碳排放。本研究采用的 2010—2019 年碳排放数据引自文献[25]的研究成果,其通过核算 17 类化石能源燃烧的能源活动碳排放及水泥生产工艺过程碳排放构建数据集,测算方法经严格校验且数据精度较高,已被收录至中国碳核算数据库(Carbon Emission Accounts and Datasets, CEADs),可直接引用。

核心解释变量: 新型城镇化试点政策。为了能够充分反映新型城镇化建设对碳排放的影响,对于新型城镇化试点城市,自 2014 年起将其标记为 1,而对于非新型城镇化试点城市则标记为 0。若该城市为新型城镇化建设试点城市,且处在政策实施后的时间,则政策虚拟变量取值为 1,否则为 0。

控制变量: 人口密度,人口集聚产生的各类生产活动会增加二氧化碳排放,人口密度可以直观地反映人口集聚的程度,用城市常住人口与区域总面积的比值表示;政府规模,政府财政支出规模的大小直接影响新型城镇化建设的力度,从而对碳减排产生影响,使用政府财政支出的对数表示;土地城镇化水平,随着城市化区域的扩大,需要相应的基础设施建设,这既减少了碳汇又增加了碳源,通过建成区面积与行政用地面积的比值来衡量;固定资产投资,投资采用节能环保的生产技术和设备,如高效能源利

用的设备、清洁生产工艺等, 能够减少能源消耗和碳排放, 以全社会固定资产投资占地区生产总值的比例来衡量; 基础设施建设, 以人均道路面积的对数表示, 这能更全面地反映一个城市交通的拥挤程度, 进而影响当地的碳排放强度。

2.3 样本与数据选择

2014 年, 随着新型城镇化规划的颁布, 将江苏、安徽两省, 宁波、大连和青岛 3 个计划单列市以及 25 个地级城市列为国家新型城镇化综合试点地区。由于后续第二、三批新型城镇化试点多在县、镇一级开展, 对城市整体影响有限, 故本研究只将第一批新型城镇化试点城市作为研究重点^[26]。考虑到部分地级市在某些年份数据的缺失以及行政区划变更等因素, 再次删除部分地级城市, 最终选取 2010—2019 年总共 223 个地级市的面板数据为研究对象, 其中 55 个地级市作为处理组, 其余的 168 个地级市为对照组。数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、中国知识产权数据库以及各省市统计年鉴, 部分缺失数据使用线性差值法进行了填补。相关变量的描述性统计如表 1 所示。可以观察到方差膨胀因子均低于 5, 表明不存在严重的多重共线性问题。

表 1 变量描述性统计和多重共线性检验

自变量	描述性统计					多重共线性检验	
	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值	方差膨胀因子	容忍度
人均碳排放	2 230	0.394 0	0.653 8	0.008 1	10.110 3		
人口密度	2 230	0.099 9	0.108 7	0.001 3	2.754 3	2.000 0	0.500 3
土地城镇化水平	2 230	0.096 3	0.097 9	0.000 2	0.971 8	2.210 0	0.452 6
基础设施建设	2 230	2.452 5	0.590 0	-1.966 1	4.685 6	1.170 0	0.854 3
政府规模	2 230	14.656 9	0.753 3	10.101 3	17.642 8	1.170 0	0.853 2
固定资产投资	2 230	0.786 7	0.418 1	-2.128 5	5.513 8	1.020 0	0.978 0

3 新型城镇化建设对碳排放的直接政策效应分析

3.1 平行趋势检验

在政策执行前, 处理组和对照组之间的差异无统计学意义是采用双重差分法的前提。本研究将基准年份设定为政策发生前 1 年, 验证双重差分模型的适用性结果见图 1。新型城镇化建设实施前, 处理组与对照组碳排放趋势的差异无统计学意义, 处理效应系数趋近于 0 且无统计学意义, 满足平行趋势假设。政策实施后两组之间的碳减排差异逐步显现: 政策实施初期呈现显著负向处理效应, 而政策实施第 4~5 年的效应值无统计学意义, 说明新型城镇化试点政策对城市碳减排的驱动作用具有短期时效性特征, 其政策效果随时间推移呈现边际递减规律。

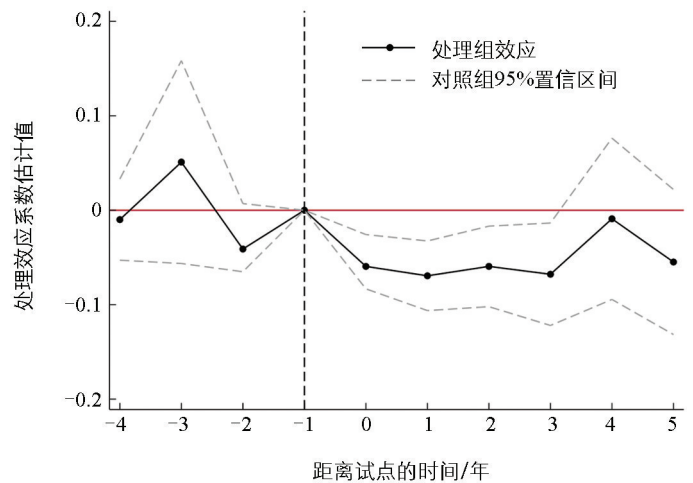


图 1 平行趋势检验

然而, 最新的双重差分理论表明, 政策前趋势检验对于双重差分的有效性既不充分也没有必要^[27], 传统的政策前趋势检验在统计学上具有较低的功效, 会导致估计和推断中的偏差和扭曲。为此, 文献

[28]提出了一种违反平行趋势假设的检验方法, 其核心思想是对处理后点估计量的置信区间进行推断

和敏感性分析。检验包含两个部分：一是根据研究背景选择平行趋势假设的偏差度；二是构建每个偏差度对应的置信区间。如果处理后点估计量的置信区间在最大偏差度处不包含 0，则说明处理效应对平行趋势的偏离具有较强的稳健性。本研究参考文献[29]的方法来检验试点政策实施后处理效应平行趋势的敏感性。除对政策实施年进行平行趋势敏感性检验，还对政策实施后第 2 期、第 3 期、第 4 期进行敏感性检验，结果如图 2 所示。检验结果表明，即使平行趋势存在一定程度的偏离，新型城镇化建设仍然对碳减排具有显著的推动作用。

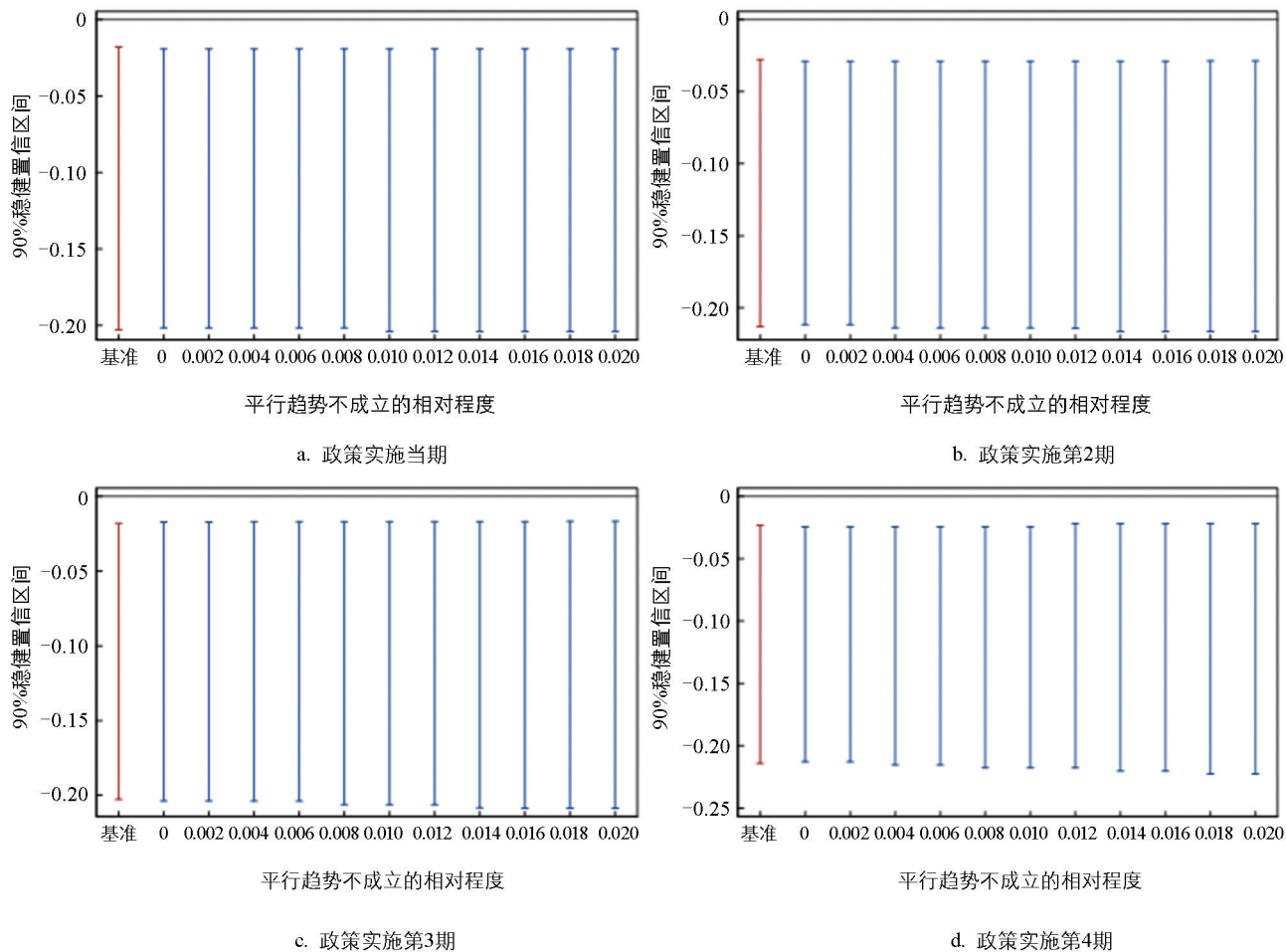


图 2 平行趋势假设敏感性检验

3.2 新型城镇化建设对碳排放的基准回归分析

为了排除区域差异和时间效应对碳减排的影响，采用固定效应模型进行双重差分检验，详细结果参见表 2。模型(1)为基准回归结果，测算的新型城镇化建设系数在 $p=0.05$ 水平上显著为负，说明新型城镇化建设有利于降低碳排放，即试点城市的碳减排效果相较于非试点城市平均减少了约 4.1%。模型(2)至模型(6)为逐步添加控制变量后的回归结果，系数虽然有所减少，但依旧保持在一 0.034 左右。模型结果表明，新型城镇化试点政策显著提高了碳减排力度，假说 H_1 成立。

人口密度在模型(2)中对减少碳排放产生积极影响，与预期相反，这可能是由于随着城镇化的推进，人均受教育水平提高，居民节能减排意识增强，形成了良好的社会氛围，从而减少了碳排放。在模型(3)中，土地城镇化水平与碳排放呈正相关，可能是由于土地扩张速度远超城镇化速度，带来土地的低效利用，造成土地资源配置的不合理。模型(4)中，基础设施建设的扩大意味着更多的车辆能够行驶，这导致交通量的增加，进而扩大总体的碳排放量。模型(5)中政府规模的系数显著为负，对减少碳排放产生积极影响，可能

是由于政府财政支出通过增加对可再生能源和清洁能源的投资, 减少对高碳排放的传统能源的依赖, 从而降低了整体碳排放。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新型城镇化建设	-0.041** (0.019)	-0.043** (0.019)	-0.039** (0.018)	-0.040** (0.018)	-0.034* (0.018)	-0.034* (0.018)
人口密度		-0.155** (0.065)	-0.320** (0.142)	-0.314** (0.145)	-0.320** (0.144)	-0.322** (0.145)
土地城镇化水平			0.561*** (0.132)	0.496*** (0.131)	0.477*** (0.130)	0.483*** (0.130)
基础设施建设				0.067*** (0.015)	0.066*** (0.015)	0.065*** (0.015)
政府规模					-0.052** (0.023)	-0.052** (0.023)
固定资产投资						-0.015 (0.013)
常数项	0.399*** (0.005)	0.415*** (0.010)	0.377*** (0.011)	0.218*** (0.037)	0.990*** (0.332)	0.991*** (0.334)
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.899	0.899	0.900	0.901	0.902	0.902
观测值	2 230	2 230	2 230	2 230	2 230	2 230

注: *、**、*** 分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平上差异有统计学意义。下同。

3.3 基于倾向得分匹配—双重差分模型的估计

新型城镇化试点政策在地级市层面的实施具有非随机性特征, 其试点城市选择通常取决于地理区位条件、资源禀赋差异及经济发展水平等前置因素, 因而采用双重差分法进行政策效应评估时可能引发自选择偏差。为缓解样本选择偏差对因果识别的干扰, 采用倾向得分匹配法将处理组与对照组进行配对, 其基本模型设定如下:

$$PS_i = P(X_i) = P_i(D_i | X_i) = f[h(x_i)] \quad (2)$$

式中: PS_i 代表倾向匹配得分, 体现了第 i 个城市为处理组的概率大小; f 为 Logistic 分布函数, $h(x_i)$ 为第 i 个城市地区协变量 x 的线性函数; X_i 为第 i 个城市的特征变量; D_i 表示处理组虚拟变量。通过评估第 i 个城市作为处理组的概率, 在控制组中找到与其特征最相近的地级市作为其对照组。匹配过程要求处理组和对照组的概率值尽可能相近, 并且匹配变量中处理组和对照组之间差异无统计学意义, 满足平衡性原则。

3.3.1 倾向得分匹配的共同支撑检验和平衡性检验

在使用倾向得分匹配—双重差分模型之前, 需对倾向得分匹配的有效性进行检验。首先验证共同支撑假设, 选取人口密度、土地城镇化水平、基础设施建设、政府规模和固定资产投资作为协变量。表 3 汇报了

各协变量平衡性检验的结果,匹配后共同支撑域内处理组与对照组样本分别为 272 和 1 947 个,样本损失量少,且除人口密度外各协变量标准偏差较匹配前显著降低。图 3 的概率分布密度表明,匹配后两组倾向得分分布高度重叠,满足平衡性要求。综合检验结果证实,本研究采用的倾向得分匹配—双重差分模型具有统计合理性。

表 3 倾向得分匹配前后各变量的平衡性检验

变量	匹配	处理组均值	对照组均值	标准偏差	t 统计量	p 值
人口密度	匹配前	0.096	0.100	-4.800	-0.610	0.544
	匹配后	0.095	0.094	1.100	0.190	0.852
土地城镇化水平	匹配前	0.105	0.095	10.800	1.580	0.114
	匹配后	0.101	0.106	-4.900	-0.570	0.571
基础设施建设	匹配前	2.649	2.425	39.200	5.950	0.000
	匹配后	2.641	2.673	-5.700	-0.660	0.512
政府规模	匹配前	15.150	14.588	69.900	11.970	0.000
	匹配后	15.124	15.102	2.600	0.310	0.757
固定资产投资	匹配前	0.856	0.777	19.800	2.930	0.003
	匹配后	0.863	0.871	-2.000	-0.200	0.840

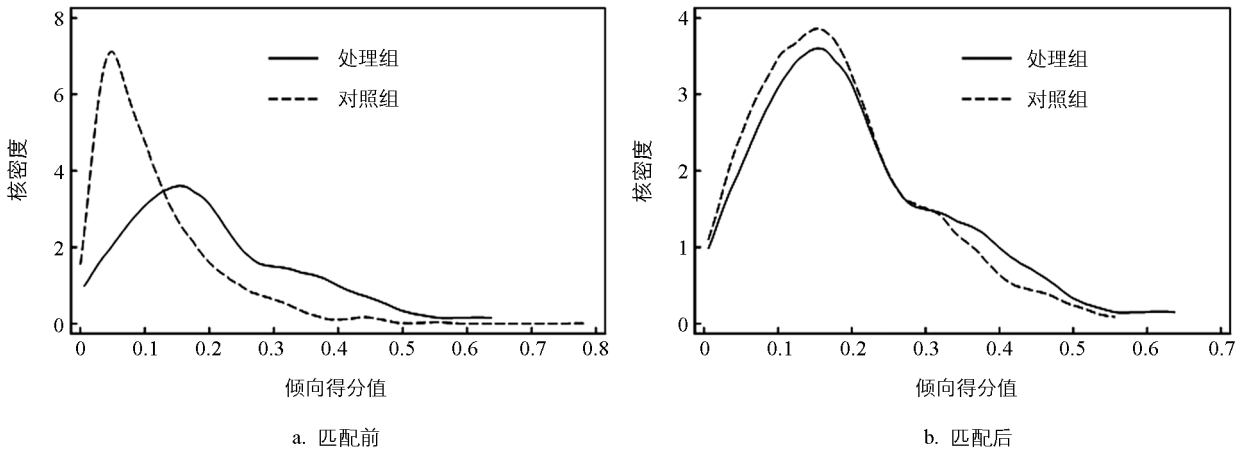


图 3 倾向得分匹配值概率分布密度函数图

3.3.2 基于倾向得分匹配—双重差分模型的回归分析

新型城镇化试点政策存在自选择偏差,采用双重差分方法评估政策效应存在一定局限性。为此,本研究使用倾向得分匹配法对处理组和对照组城市样本进行匹配,使得非随机化实验(准自然实验)近似随机。具体地,先对样本进行一对一近邻匹配,然后保留满足共同支撑假设的样本进行检验,回归结果见表 4 模型(1)。在运用倾向得分匹配—双重差分模型缓解样本偏差以及由此产生的内生性问题后,新型城镇化建设对降低碳排放依然有显著的推动作用,进一步支撑了前文结论的可靠性。

3.3.3 平均处理效应的估计

在前文的分析中采用一对一近邻匹配构建对照组,为检验估计结果的稳健性,本研究进一步采用半径卡尺匹配、核匹配及局部线性回归匹配等多种匹配方法进行稳健性检验,如表 4 模型(2)–(5)所示,不同匹配方法下,核心系数均显著为负,表明新型城镇化建设对降低碳排放有积极作用,证实了基准回归结果的稳健性。

表 4 倾向得分匹配—双重差分模型回归结果

变量	1:1 近邻匹配 (1)	1:4 近邻匹配 (2)	半径卡尺匹配 (3)	核匹配 (4)	局部线性回归匹配 (5)
新型城镇化建设	-0.031* (0.017)	-0.031* (0.017)	-0.031* (0.017)	-0.031* (0.017)	-0.031* (0.017)
人口密度	-0.727*** (0.182)	-0.727*** (0.182)	-0.730*** (0.180)	-0.725*** (0.181)	-0.725*** (0.181)
土地城镇化水平	0.739*** (0.175)	0.739*** (0.175)	0.729*** (0.172)	0.740*** (0.175)	0.740*** (0.175)
基础设施建设	0.063*** (0.014)	0.063*** (0.014)	0.064*** (0.014)	0.063*** (0.014)	0.063*** (0.014)
政府规模	-0.061** (0.026)	-0.061** (0.026)	-0.063** (0.027)	-0.061** (0.026)	-0.061** (0.026)
固定资产投资	-0.026 (0.017)	-0.026 (0.017)	-0.023 (0.017)	-0.026 (0.017)	-0.026 (0.017)
常数项	1.161*** (0.378)	1.161*** (0.378)	1.188*** (0.394)	1.154*** (0.376)	1.153*** (0.376)
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.903	0.903	0.903	0.903	0.903
观测值	2 230	2 230	2 230	2 230	2 230

3.4 稳健性检验

3.4.1 安慰剂检验

为了进一步排除其他外生政策冲击和不可观测的随机因素的影响,本研究采用随机设置的实验组和对照组进行安慰剂检验,并保持政策实施时间不变,然后重新估计基准回归模型,重复模拟 1 000 次以得到估计系数。图 4 显示,随机构造的虚拟政策系数估计值以 0 为中心呈正态分布,且基准回归中核心解释变量的估计系数位于绝大部分虚拟系数分布之外,证实虚拟政策未产生显著影响。该检验结果排除了随机干扰的系统性偏误,证实了基准结果的稳健性。

3.4.2 控制后续试点政策影响

考虑到后续第二、三批新型城镇化试点多在县、镇一级开展,对城市整体影响有限,本研究只将第一

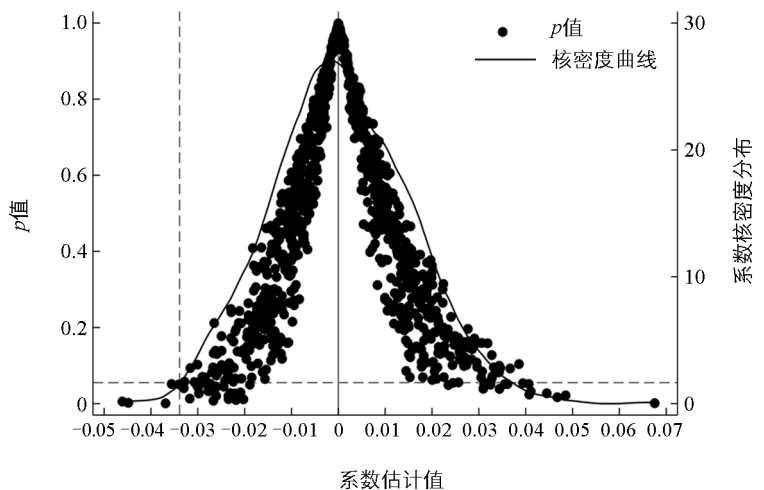


图 4 安慰剂检验

批新型城镇化试点城市作为研究重点。为控制后续试点政策对实证结果产生潜在干扰,在基准模型中加入第二批、第三批试点县、镇所在的地级市与时间虚拟变量的交互项作为控制变量,回归结果如表 5 模型(1)所示,加入后续试点政策虚拟变量后,核心估计系数仍然显著为负,验证了基准回归结果的稳健性。

3.4.3 排除其他试点政策的干扰检验

为排除与所探讨政策时间点高度重合的其他政策对碳减排的影响,减少政策效应识别过程中的偏差,本研究排除了 2010 年受低碳城市试点政策影响的地级市样本,并保留了 2012 年的名单,结果见表 5 模型(2)。在排除了受上述政策影响的城市样本后,新型城镇化建设对于碳排放的抑制作用依然明显。估计结果与基准回归结果一致,表明本研究的结论具有稳健性。

3.4.4 增加控制变量

为了进一步降低选择性偏误,本研究增加了更多控制变量,具体包括:市场化程度,使用城镇私营和个体从业人员与城镇单位从业人员期末人数的比值来表示;绿色碳汇水平,利用城市建成区绿化覆盖率的对数形式表示;经济发展水平,用城市实际人均地区生产总值的对数形式表示。将这些控制变量纳入回归模型,如表 5 模型(3)所示,新型城镇化建设依然显著促进了碳减排。这说明基准回归结果保持稳健,不会受到遗漏变量问题的影响。

3.4.5 降低极端值的干扰

为了进一步确保回归结果的稳健性,对所有连续变量进行了缩尾检验。具体地,分别对地级市数据进行 1%和 5%缩尾处理,然后对模型(1)重新进行回归分析,结果见表 5 模型(4)和(5),核心系数的符号与显著性依然与基准回归结果保持一致,没有发生本质性的改变,这进一步验证了本研究核心结论的可靠性,表明极端值对回归结果的影响较小。

表 5 稳健性检验结果

变量	控制后续试点政策影响	排除其他政策影响	增加控制变量	缩尾检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
新型城镇化建设	-0.032* (0.019)	-0.033** (0.015)	-0.034* (0.018)	-0.030* (0.017)	-0.032* (0.017)
常数项	0.987*** (0.330)	0.502** (0.229)	1.055** (0.488)	1.077*** (0.403)	1.071** (0.524)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	2 230	1 990	2 230	2 230	2 230

4 新型城镇化建设对碳排放的中介效应分析

基于上述实证结果,新型城镇化建设对城市碳排放具有显著抑制作用。为解析其内在作用机理,需进一步识别政策传导路径。既有理论分析表明,潜在机制可能包括环境规制强化效应、产业结构升级效应与人才集聚效应。为此,借鉴文献[30]的中介效应检验框架,构建如下递归方程模型:

$$\begin{cases} Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID + \sum \theta Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \\ M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \sum \theta Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \\ Y_{it} = x_0 + x_1 DID + x_2 M_{it} + \sum \theta Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

式中: Y_{it} 和 DID 分别为人均碳排放和新型城镇化建设示范区政策; M_{it} 为新型城镇化建设影响碳减排的

中介变量, 具体包括以下 3 个变量: 环境规制、产业结构和人才集聚; 其余变量设置与基准回归模型一致。结果见表 6。

表 6 新型城镇化建设影响城市碳排放的机制检验

变量	环境规制效应(1)		产业结构优化效应(2)		人才集聚效应(3)	
	环境规制	人均碳排放	产业结构	人均碳排放	人才集聚	人均碳排放
新型城镇化建设	0.008** (0.003)	-0.031* (0.017)	0.008** (0.003)	-0.031* (0.017)	0.579** (0.225)	-0.032* (0.017)
环境规制		-0.366*** (0.130)				
产业结构				-0.354* (0.197)		
人才集聚						-0.004** (0.001)
常数项	0.759*** (0.045)	1.269*** (0.369)	2.397*** (0.045)	1.840*** (0.702)	-0.875 (3.951)	0.988*** (0.334)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.609	0.902	0.939	0.902	0.981	0.902
观测值	2 230	2 230	2 230	2 230	2 230	2 230

表 6 中模型(1)报告了环境规制效应的检验结果。为验证新型城镇化建设是否通过强化环境规制实现碳减排, 本研究基于熵权法构建环境规制综合指数(涵盖工业固废综合利用率、污水集中处理率及生活垃圾无害化处理率)。回归结果显示, 新型城镇化建设对环境规制强度具有显著正向作用, 而环境规制强度提升显著抑制碳排放水平, 符合中介效应传导路径。这说明新型城镇化建设通过提高环境规制水平实现碳减排, 上述证据表明, 试点政策通过环境准入标准与碳配额交易制度, 倒逼企业技术清洁化转型, 验证了环境规制传导机制的有效性, 假说 H_{2a} 得以成立。

表 6 中模型(2)报告了产业结构效应的检验结果。参照文献[31]的研究设计, 本研究采用产业结构高级化指数来衡量产业结构的调整程度。回归结果显示, 新型城镇化建设显著驱动产业结构升级, 且产业结构高级化对碳排放强度具有显著抑制作用。这表明试点政策通过引导传统产业清洁化转型与提升能源效率, 形成产业结构优化的碳减排路径, 假说 H_{2b} 得以成立。

表 6 中模型(3)报告了人才集聚效应的检验结果。本研究采用普通高等学校在校学生数来衡量人才集聚。回归结果中, 新型城镇化建设对人才集聚具有显著正向驱动效应, 而人力资本密度提升显著抑制碳排放强度。这是因为试点城市通过人才引进政策与创新载体建设, 形成人力资本—技术创新的循环累积因果效应, 这一机制推动低碳技术专利产出增长, 并通过知识溢出效应降低清洁技术应用成本, 从而降低碳排放, 假说 H_{2c} 得以成立。

5 异质性分析

5.1 不同城市人口规模下政策效应分析

为检验不同城市人口规模下新型城镇化建设对碳减排的影响是否存在差异, 根据年底平均人口密度

的大小将城市划分为低人口规模城市、中等人口规模城市和高人口规模城市 3 类。考虑到在进行分组回归时,可能会损失一部分信息,导致分析结果不够全面或准确,因此采用了引入虚拟变量与核心解释变量的交互项进行异质性回归的方法,以此捕捉不同群体对核心解释变量的反应差异,从而更全面地理解不同群体之间的异质性。详细过程是生成 3 个虚拟变量:低人口规模城市、中等人口规模城市、高人口规模城市,属于该类别城市为 1,否则为 0。然后将核心解释变量与这 3 个虚拟变量相乘,生成 3 个交互项:新型城镇化建设 \times 低人口规模城市、新型城镇化建设 \times 中等人口规模城市、新型城镇化建设 \times 高人口规模城市,并将其代入模型(1)中进行回归。回归结果如表 7 所示,随着人口集聚程度的不断提高,新型城镇化试点政策抑制碳排放的效果愈加显著。相反地,人口集聚程度较低的地区,新型城镇化试点政策的碳减排效果不显著。

可能的原因是:人口集聚程度较高的城市通常拥有更大的资源和规模优势,能够实施更多、更大规模的碳减排项目和措施,这种规模效应使得高人口规模城市更容易引入和推广低碳技术、绿色能源,从而降低碳排放。而对于低人口规模的小城市,由于自身发展的需要,会加大建筑、基础设施和交通等发展需求,导致能源消耗增加,进而增加碳排放。

5.2 不同区域下政策效应分析

基于我国不同区域之间在自然环境、产业结构、经济发展水平等方面存在较大差异,地理位置可能是影响新型城镇化建设减少碳排放的重要因素。本研究从地理区域分布这个维度将样本城市划分为东部地区、中部地区和西部地区。回归结果如表 7 所示,新型城镇化建设在东部地区对碳排放的回归系数为 -0.065 ,在西部地区为 -0.075 ,且均在 $p=0.01$ 水平有统计学意义,意味着试点政策在东部和西部地区均具有显著的碳减排效果。而在中部地区,试点政策对碳排放的回归系数为 -0.001 ,且无统计学意义,意味着试点政策在中部地区碳减排效果不显著。

原因可能在于:东部地区经济发达,拥有较为完善的产业结构和技术基础,能够更好地适应低碳经济转型的需求,这些地区的新型城镇化建设更趋向于清洁能源、高科技产业等低碳产业,因此新型城镇化政策的推行更容易实现碳减排目标;西部地区拥有丰富的可再生资源,如太阳能、风能等,在新型城镇化政策的实施过程中,该地区的传统工业可以利用当地丰富的资源进行转型升级,发展新型产业,推动低碳经济的发展;中部地区作为经济欠发达地区,长期以来经济发展主要依赖于大量消耗煤炭等化石能源的传统产业和重工业,由于这些产业的负面影响,新型城镇化政策所带来的碳减排效果被抵消,导致政策的作用不再显著。

5.3 不同城市经济规模下政策效应分析

不同城市经济规模可能影响新型城镇化建设抑制碳排放的效果。本研究将样本城市根据国内生产总值平均值进行排序,划分为高经济规模、中等经济规模和低经济规模 3 类,具体结果见表 7。从回归结果可以看出,随着经济发展规模的不断提高,新型城镇化建设的碳减排效果愈加显著。相反地,经济规模较低的地区,新型城镇化建设的碳减排效果不显著。

原因可能是:在经济发展初期阶段,市场需求导向下能源消费结构呈现高碳化特征,主要依赖化石能源驱动生产扩张,导致碳排放量处于高位;随着经济规模增长与产业结构调整,能源消费逐步向多元化转型,清洁能源与低碳技术形成替代效应,边际减排效率显著改善;当经济发展达到高水平时,财政资源向环保领域倾斜,高新技术产业与新兴产业对传统高碳行业的替代效应增强,其低能耗特性与循环经济模式共同驱动碳减排效应的强化。

表 7 异质性分析

变量	城市规模异质性检验	地理区位异质性检验	经济规模异质性检验
新型城镇化建设×低人口规模城市	0.051 (0.045)		
新型城镇化建设×中等人口规模城市	-0.053*** (0.016)		
新型城镇化建设×高人口规模城市	-0.062*** (0.023)		
新型城镇化建设×东部地区		-0.065*** (0.017)	
新型城镇化建设×中部地区		-0.001 (0.028)	
新型城镇化建设×西部地区		-0.075*** (0.019)	
新型城镇化建设×低经济规模			0.052 (0.045)
新型城镇化建设×中等经济规模			-0.025* (0.014)
新型城镇化建设×高经济规模			-0.075*** (0.021)
常数项	0.955*** (0.335)	0.985*** (0.334)	0.971*** (0.334)
控制变量	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.902	0.902	0.902
观测值	2 230	2 230	2 230

6 研究结论与政策启示

在全球经济朝向绿色转型的时代背景下,我国经济发展必然选择低碳发展作为绿色高质量发展的路径。在这一过程中,新型城镇化建设扮演着重要角色,是实现碳达峰与碳中和战略目标的重要途径。为此,本研究以 2010—2019 年我国 223 个地级市的面板数据为样本数据,借助倾向得分匹配法和双重差分模型对新型城镇化试点政策的城市碳减排效应进行了实证检验。主要研究结论如下:新型城镇化建设是驱动低碳转型的关键路径,试点政策可显著降低城市碳排放强度,且通过安慰剂检验与多重稳健性检验验证了结果的可靠性;新型城镇化建设主要通过强化环境规制约束、推动产业结构优化及吸引人才集聚来降低城市碳排放;政策效果呈现多维异质性,城市人口规模与经济发展水平均呈现边际效应递增特征,东部与西部地区减排效应显著而中部地区不显著。上述结论为推进城镇化高质量发展与绿色低碳目标的协同机制构建提供了以下启示:

① 全面总结新型城镇化试点示范区工作,构建优势互补的绿色协调发展经济格局,将区域碳减排经验推广到全国。要充分发挥示范区的引领作用,推动全国城市生态文明全面有序建设,形成环境规制、产业结构升级和人才集聚的路径依托,为实现碳达峰、碳中和目标以及可持续发展贡献力量。

② 新型城镇化建设需以环境规制为核心抓手,针对区域异质性特征实施差异化治理。东部地区应完善智能监测体系,推动高耗能行业碳排放动态管控,建立与生态保护相衔接的碳预算制度;中部地区需加强跨区域政策协同,探索碳排放权市场化交易机制,将减排目标深度融入地方政绩考核体系;西部地区可创新生态补偿模式,促进清洁能源开发与产业转移有机结合,形成东、西部联动的长效补偿机制。

③ 建立高碳产业动态退出机制与绿色技术协同创新体系,通过产业结构优化升级的中介路径实现碳减排目标。具体而言,应建立负面清单管理机制,加速钢铁、水泥等高碳行业清洁化转型,配套差异化碳税政策与绿色信贷定向支持,引导生产要素向低碳领域流动;同步布局数字孪生技术与碳捕集利用封存融合创新平台,完善“研发—中试—产业化”全链条转化体系,推动战略性新兴产业占比的提升。

④ 建立清晰的“双碳”人才培养路径,重点培养大数据、系统架构、人工智能等领域专业技能人才,为城市低碳转型提供专业人才储备。鼓励设立“双碳”继续教育基地,选取具有“双碳”从业背景的单位作为培训机构,制定培训计划和考核办法,分类进行“双碳”管理人员及专业技术人员知识更新工程。同时,高校专业设置应考虑跨学科、跨领域特点,培养“双碳”行业专业创新人才,建立本、硕、博贯通培养机制,支持国家“双碳”重大科研项目,培养“双碳”领域科技领军人才和创新团队。

⑤ 基于城市资源禀赋与功能定位构建差异化低碳治理框架,将碳生产率目标分层嵌入空间规划体系,驱动经济增长与碳排放深度脱钩。针对资源约束型中小城市,需强化基础设施绿色化改造与技能型人才引育机制,依托环境规制组合政策激活内生低碳潜力;而对于要素集聚型超大城市,应发展多层次智慧生态架构,通过数字孪生系统优化能源代谢网络,形成规模经济与绿色技术创新的协同放大效应。

参考文献:

- [1] HUANG H Q, ZHOU J. Study on the Spatial and Temporal Differentiation Pattern of Carbon Emission and Carbon Compensation in China's Provincial Areas [J]. Sustainability, 2022, 14(13): 7627.
- [2] 刘鹏振, 张力元, 董会忠. 京津冀及周边“2+26”城市碳排放强度时空演变规律及影响因素分析 [J]. 环境污染与防治, 2022, 44(6): 772-776, 810.
- [3] JIANG T Y, HUANG S J, YANG J. Structural Carbon Emissions from Industry and Energy Systems in China: An Input-Output Analysis [J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 240: 118116.
- [4] YANG J M, HUA Y C, YE J R, et al. CO₂ Emissions Accounting and Carbon Peak Prediction of China's Papermaking Industry [J]. Forests, 2022, 13(11): 1856.
- [5] WANG S J, LIU X P. China's City-Level Energy-Related CO₂ Emissions: Spatiotemporal Patterns and Driving Forces [J]. Applied Energy, 2017, 200: 204-214.
- [6] LI Y, YANG X D, RAN Q Y, et al. Energy Structure, Digital Economy, and Carbon Emissions: Evidence from China [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, 28(45): 64606-64629.
- [7] 邓荣荣, 张翱翔. 中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究 [J]. 南方经济, 2022(2): 18-37.
- [8] ANSER M K, ALHARTHI M, AZIZ B, et al. Impact of Urbanization, Economic Growth, and Population Size on Residential Carbon Emissions in the SAARC Countries [J]. Clean Technologies and Environmental Policy, 2020, 22(4): 923-936.
- [9] GORUS M S, AYDIN M. The Relationship Between Energy Consumption, Economic Growth, and CO₂ Emission in MENA Countries: Causality Analysis in the Frequency Domain [J]. Energy, 2019, 168: 815-822.
- [10] 孙佳. 环境规制、新型城镇化与低碳技术创新 [J]. 技术经济与管理研究, 2023(1): 21-26.
- [11] 张华. 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 [J]. 经济管理, 2020, 42(6): 25-41.

- [12] 禹湘,陈楠,李曼琪. 中国低碳试点城市的碳排放特征与碳减排路径研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(7): 1-9.
- [13] YU Y T, ZHANG N. Low-Carbon City Pilot and Carbon Emission Efficiency: Quasi-Experimental Evidence from China [J]. Energy Economics, 2021, 96: 105125.
- [14] 周朝波,覃云. 碳排放交易试点政策促进了中国低碳经济转型吗?——基于双重差分模型的实证研究 [J]. 软科学, 2020, 34(10): 36-42, 55.
- [15] 李治国,王杰. 中国碳排放权交易的空间减排效应: 准自然实验与政策溢出 [J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 26-36.
- [16] 张彩江,李章雯,周雨. 碳排放权交易试点政策能否实现区域减排? [J]. 软科学, 2021, 35(10): 93-99.
- [17] 张建锋,伍旺,张应良. 碳交易促进地方环境治理投资降低研究——基于碳交易试点的准自然实验 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2025, 47(5): 128-140.
- [18] 张梓榆,陈辰,易红,等. 环境规制视角下绿色金融发展对碳排放的影响研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(8): 1-11.
- [19] 何婷婷,张丽琼. 新型城镇化对农业碳排放强度影响的空间效应和门槛特征 [J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(4): 23-37.
- [20] ZHANG S X, LI Z F, NING X, et al. Gauging the Impacts of Urbanization on CO₂ Emissions from the Construction Industry: Evidence from China [J]. Journal of Environmental Management, 2021, 288: 112440.
- [21] SARWAR S. Role of Urbanization and Urban Income in Carbon Emissions: Regional Analysis of China [J]. Applied Ecology and Environmental Research, 2019, 17(5): 10303-10311.
- [22] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察 [J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69, 4-10.
- [23] 孟凡生,韩冰. 政府环境规制对企业低碳技术创新行为的影响机制研究 [J]. 预测, 2017, 36(1): 74-80.
- [24] 黄和平,谢云飞,黎宁. 智慧城市建设是否促进了低碳发展?——基于国家智慧城市试点的“准自然实验” [J]. 城市发展研究, 2022, 29(5): 105-112.
- [25] SHAN Y L, GUAN Y R, HANG Y, et al. City-Level Emission Peak and Drivers in China [J]. Science Bulletin, 2022, 67(18): 1910-1920.
- [26] 陈林. 自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析 [J]. 经济研究, 2018, 53(1): 81-96.
- [27] BIASI B, SARSONS H. Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2021, 137(1): 215-266.
- [28] RAMBACHAN A, ROTH J. A More Credible Approach to Parallel Trends [J]. The Review of Economic Studies, 2023, 90(5): 2555-2591.
- [29] 许文立,孙磊. 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 [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(7): 133-155.
- [30] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [31] 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.

责任编辑 廖坤

崔玉洁

