# 新质生产力对区域碳排放影响的空间效应研究兼对杰文斯悖论的再验证

高峻峰**[[1]](#footnote-0)** 李振宇 张准

摘要：本文基于2009—2021年251个地级市的面板数据，在传统的IPAT模型基础上进行拓展，引入无残差完全分解模型，添加新质生产力效应并分离对环境压力的技术制约效应构建IPANT模型，对全国及七大城市群碳排放的反弹效应进行拆解。分解结果显示，影响我国碳排放增加的主要因素是财富规模效应和新质生产力效应，其次是人口增长效应；而环境治理技术进步带来的对碳排放的技术制约效应是碳排放下降的主要原因。此外，采用传统固定效应面板回归和空间杜宾模型，从全国范围以及七大城市群的异质性角度对新质生产力对碳排放的影响路径及空间差异进行分析。实证结果表明，就全国范围来看，新质生产力提高会显著提高碳排放水平，证实存在杰文斯悖论，但其空间溢出效应不明显。从区域异质性来看，新质生产力对珠三角城市群、京津冀城市群碳排放水平具有显著正向作用，同样支持杰文斯悖论的存在；对长三角城市群、中原城市群碳排放水平具有显著负向作用，表明杰文斯悖论不成立；对长江中游城市群、成渝城市群、哈长城市群碳排放水平的作用显著性不足。本文研究结论对于我国优化新质生产力结构以及发挥新质生产力对地区经济发展与碳排放平衡的作用具有启发意义。

关键词：新质生产力 碳排放 IPAT模型 空间计量 异质性

## 一、引言及文献综述

2023年9月习近平总书记在黑龙江考察调研期间首次提出新质生产力的概念。新质生产力区别于传统生产力，是以新技术深化应用为驱动，以新产业、新业态和新模式快速涌现为重要特征，进而构建起新型社会生产关系和社会制度体系的生产力。新质生产力是推动人类文明进步的根本动力。伴随着新质生产力的提出，学术界也掀起了一股新质生产力的研究热潮，新质生产力与碳排放主题的研究是其中热点之一。2020年，习近平总书记在第七十五届联合国大会上，首次提出中国在2030年前达到“碳达峰”、2060年前实现“碳中和”的目标，是中国对全球气候行动的重要承诺。深入研究新质生产力对碳排放的影响路径，分析新质生产力对碳排放的影响区域性差异，对于推动经济绿色转型，指导地区差异化政策制定，实现新质生产力发展与碳排放的平衡协调，对于实现经济的高质量发展、积极应对气候变化以及构建人类命运共同体具有重要意义。那么，在此背景下，新质生产力的发展对碳排放的影响是如何的？是会减少碳排放还是伴随着碳排放的增加？当前中国经济是否还存在“杰文斯悖论”？不同区域特征的城市经济在新质生产力对碳排放的影响路径上是否存在差异，又存在怎样的规律性？针对以上问题的探究，有助于深刻理解新质生产力推动经济增长、作用碳排放的影响路径，对于指导地区差异性协调新质生产力发展与碳排放之间的关系具有指导性意义。

从目前的研究来看，对于新质生产力如何影响碳排放的研究多集中在2024年，胡山鹰、金涌等（2024）认为新质生产力是一种以创新为核心的先进生产力形式，具有高科技、高效率和高质量的特点，而实现“双碳”目标需要依靠大幅度、颠覆性的科技创新，就需要充分发展高端制造业等新质生产力。罗寒、岳强（2024）认为新质生产力作为以绿色生产力为底色的生产力新质态，能够通过加速科学技术创新、促进产业结构优化调整、深度优化要素资源配置等途径，为实现“双碳”目标提供“新动力”、激发“新活力”。王洪艳（2024）基于279个地级市的面板数据，从新质劳动者（受教育水平、科技人力投入、劳动生产率）、新质劳动对象（产业创新、环境改善）和新质劳动资料（基础设施、数字水平）三个维度通过熵值法构建新质生产力指标，发现新质生产力对于碳排放效率有显著的正向影响，并且在大城市、非资源型城市和创新型城市的影响更为显著。李娟、刘爱峰（2024）从劳动者（劳动者数量、劳动者质量）、劳动资料（物质生产资料、无形生产资料）、劳动对象（数字核心产业、未来产业）三个角度构建数字新质生产力，分别运用面板Tobit模型、非线性回归模型和系统GMM模型来分析数字新质生产力对碳排放的影响，发现数字新质生产力与碳排放之间存在非线性的倒U型关系，并且这种影响关系存在南北地区差异。董志良、姜书强等（2024）基于京津冀地区的城市面板数据，对新质生产力对地区碳排放量和碳排放效率的影响分析，研究结果表明，新质生产力水平的提高能够显著降低京津冀地区的碳排放水平并提高碳排放效率，并能够通过区域产业结构、区域科技创新水平影响区域的碳排放量和碳排放效率。冯英杰、任歆钰（2024）从农业劳动者、劳动对象和劳动资料三个方面构建农业新质生产力评价指标体系，实证检验了农业新质生产力对农业碳排放的影响机制，发现，农业新质生产力的提高有利于农业碳排放强度的下降，并可以通过加强城乡之间的协调发展，能够间接强化这种减排效果。

对于影响碳排放的作用机制和作用路径的研究，目前的研究主要集中在产业结构优化、技术进步、绿色金融、全球产业价值链等众多维度，并且区域差异在碳排放中扮演重要角色，不同区域的碳排放效率存在显著差异，这与产业结构、经济增长模式和资源禀赋有关（Wu, Y. et al. , 2021）。杨志安和胡博（2024）基于空间杜宾和中介效应模型，研究发现，财政分权对本地、邻地的碳排放均具有显著的促进作用，区域差异上显示，东、中、西部的直接效应、间接效应存在异质性。产业结构高级化对碳排放的影响表现出明显的阶段性特征，显示出先促进后抑制的作用关系（杨镒泽和邓琨，2024），此外，产业结构升级对碳排放的空间效应显著，对本地区和周围地区均存在负向作用（赵玉焕、钱之凌等，2022）。绿色技术创新、绿色金融、绿色财政等“绿色”因素均是影响碳排放水平的重要影响因素，不少研究者证实绿色技术创新对碳排放的影响呈先促进后抑制的倒“U”型关系，这种关系受到城市发展水平、地理位置、低碳政策、城市产业结构以及城市规模的影响（吴康、耿一睿等，2024），绿色技术创新能够通过优化能源消费结构降低碳排放，也能够通过阻碍产业结构升级而增加碳排放（徐俊武和陈钊雄，2024），绿色技术创新通过采用节能技术、实现环保生产和推动传统行业的绿色转型显著减少工业碳排放（Cheng S. et al. , 2023）；绿色财政收入比重提高会显著提高碳排放水平，绿色财政支出比重增加会显著减少碳排放水平（张晖、李光龙等，2024）；张颖和邹国昊（2024）构建空间双重差分模型对绿色金融政策对碳排放的空间溢出效应进行研究，发现绿色金融政策对试点城市具有显著的减排降碳作用，且能够通过空间溢出对周边地区产生邻地协同效应，影响阈值约为300公里。对于科技创新对碳排放的影响作用研究，人工智能技术创新显著降低了碳排放强度，通过改变能源效率间接促进碳减排（孙振清和杨锐，2024）；工业机器人的应用对碳排放强度影响的能源效率效应和人工替代效应主要表现为减排作用，而产出规模效应则表现为增排作用（余心滢、蔡道成等，2023）；此外，智慧城市建设能够明显提升碳排放效率网络的指标效能，促进城市间合作，保证资源的合理分配利用（王宁宁、王勤升等，2024）。新基础设施对东部、中部和西部的碳排放影响存在区域差异，在东部和中部地区，新基础设施规模对碳排放强度有线性的负效应，但对于西部地区不显著（Liu, B. et al. , 2021）。人口老龄化同样是碳排放的重要影响因素，人口老龄化对碳排放绩效有正向影响，且城镇化率在此过程中表现出门槛效应（王丽霞、王艺等，2024），此外老龄化通过减少居民消费、加强新型城镇化进程以及增强环境规制等途径降低碳排放水平（李卓群、吉雪强等，2024）。全球价值链嵌入对贸易经济体以及国内产业的碳排放均有重要影响作用，林娟和林玲（2024）以全球56个经济体的数据为基础，研究发现全球价值链嵌入对碳排放水平呈现U型影响，并且能源结构和能源效率在这一影响路径中起到中介变量的作用；武杰（2024）研究发现，数字全球价值链能够显著降低制造业企业碳排放，且低碳密度企业嵌入全球数字价值链的碳减排效应最为显著。

杰文斯悖论（或称“反弹效应”），是由英国经济学家威廉·斯坦利·杰文斯（William Stanley Jevons）于19世纪提出，当时的背景是蒸汽机的技术改进提高了能源利用率，但这非但没有使得英国的煤炭消耗量下降，反而大幅增加，原因是生产效率改进降低了单位产出的资源成本，刺激了需求扩张，并通过经济增长、需求扩大进而间接带动了更大的能源消耗。这一现象揭示了“效率改进”并不等同于“资源节约”的逻辑悖论。在对杰文斯悖论的研究方面，黄纯灿和胡日东（2013）测算了中国1979—2009年的能源反弹效应，其平均值为 132%，有着明显的“回火效应”，证明单纯的技术进步并不能完全达到节能减排的目标。类似的，陈星星和何德旭（2019）研究发现，当能源效率从 1%提升至 15%时，煤炭、石油天然气、电力需求量均呈现先下降再上升的“V”形走势，且能源密集型产业的能源效率反弹效应更为显著；滕颖和郑宇航（2023）基于上市公司的企业数据研究发现，制造企业数字化与企业碳排放总量之间存在 杰文斯悖论， 即企业数字化会增加企业碳排放量。姜苗苗和杨来科（2015）对数字产品进口的研究发现，数字产品进口与企业污染排放量之间呈倒 U 型关系，存在杰文斯悖论。路正南等（2016）居民消费质量的提高导致了能源消费反弹效应的变化。刘宇等（2016）认为，经济活动中提高一次能源使用效率和提高二次能源使用效率均存在反弹效应，且提高一次能源使用效率的反弹效应更明显。谢里和陈宇（2021）从区域异质性出发，发现不论是从全国还是从地区层面看，节电技术创新不仅刺激了城市的总电力消费，也刺激了工业和生活电力消费，我国节能技术与能源消费之间存在着“杰文斯悖论”。此外，也有部分学者认为技术进步并非导致杰文斯悖论的主要原因，规模效应、人口增加等也是重要原因，梁日忠和张林浩（2013）对1990年-2008年工业二氧化碳研究发现，规模效应是中国化学工业CO2排放量大量上升的主要原因，并且其作用大于技术效率；王颖婕和廖茂林（2017）认为人口增加是能源消费增长的最主要推动因素，反弹效应的存在使得能源消费总量不断增加。

综上，目前在新质生产力对碳排放影响路径这一方向研究尚不充分，少数学者通过构建新质生产力评价指标体系，研究了其与碳排放之间的作用关系，但多使用传统计量回归，忽视了碳排放以及新质生产力在空间上的差异性。由于我国地域辽阔，不同区域在地理特征差异的作用下形成不同的产业、经济特征，且不同区域经济往往以核心城市为经济中心形成产业和经济的聚集特征，故区分新质生产力对碳排放的影响的空间异质性差异非常重要。本文的边际创新是从新经济地理学的角度对新质生产力影响碳排放的路径以及空间溢出效应、空间滞后效应做出分析，并从城市群的角度对影响路径的区域异质性特征进行探索。

基于2009-2021年251各地级市的面板数据，采用传统固定效应面板回归和空间杜宾模型，本文对新质生产力对碳排放的影响路径进行分析，并从城市群的角度做出异质性分析。研究发现，第一，就全国范围来看，新质生产力提高会显著提高碳排放水平，证实存在杰文斯悖论，但其空间溢出效应不明显。第二，从区域异质性来看，新质生产力对珠三角城市群、京津冀城市群碳排放水平具有显著正向作用，同样支持杰文斯悖论的存在。第三，对长三角城市群、长江中游城市群以及中原城市群碳排放水平具有显著负向作用，表明杰文斯悖论不成立。此外，对成渝城市群、哈长城市群碳排放水平的作用不具备显著影响。

## 理论假说

### 杰文斯效应的经验验证——基于拓展IPAT模型的反弹效应研究

1970年学术界围绕环境问题的根源，展开了“人口—技术”之争，Ehrlich、Holdren等学者提出IPAT模型，用于解释人口增长、经济发展和技术进步对环境的影响（钟兴菊和龙少波，2016）。模型的核心思想是将环境影响（I）分解为人口（P）、富裕程度（A）和技术（T）三个因素的乘积，即I = P x A x T，它强调了人口规模、经济活动和技术水平在环境压力中的作用。

但随着经济发展和社会对环境保护的重视，技术的目标不再单一地服务于生产力提高，越来越的技术进步体现在环保、低碳、可持续等方面，尤其在当下新质生产力替代传统生产力，塑造高质量发展新动能的新阶段，不加区分的对技术的反弹效应进行分析已不适用当下经济实际。借鉴苑清敏等（2014）在经济增长与资源和环境关系中对IPAT模型的分解思路，本文以碳排放这一环境压力作为研究对象，在传统IPAT模型的基础上进行拓展，构建IPARN模型，即I = P x A x R x N，表示对碳排放（I）的影响因素由人口（P）、富裕程度（A）、对碳排放的技术制约（R）和新质生产力（N）构成。富裕程度（A）用人均GDP衡量，即GDP/P；对碳排放的技术制约（R）用单位GDP·新质生产力的碳排放衡量，即。即构成如下分解式：



在上述模型的基础上，本文参考Sun（1998）提出的无残差完全分解模型，根据“共同导致，平等分配”的原则对决定碳排放的各因素的影响作用进行分解。以下对其内在逻辑进行简单的推导演示：

，碳排放I在时间[0, t]时间内的变化量可以根据如下公式计算：



然后从上式中分别分离出人口增长效应（）、财富规模效应（）、技术制约效应（）和新质生产力效应（），分别如下：









式中，、、、分别表示基期的人口水平、人均GDP水平、对碳排放的技术制约水平和新质生产力水平。、、、分别表示末期相对于基期的人口变化量、人均GDP变化量、对碳排放的技术制约变化以及新质生产力水平变化。

### 新质生产力的提高会对全国碳排放水平产生加强作用

新质生产力提升的实现路径包括技术创新、生产要素优化配置、产业转型升级等多种路径。从马克思主义生产力理论视角看，新质生产力是传统生产力在数字技术、绿色技术等革命性突破下的跃迁（戴翔，2023）。创新技术的研发和应用可能伴随高能耗基础设施建设和短期能源需求激增，产业升级并非一蹴而就，而是存在阶段效应，产能扩张需消耗大量资源。数据要素流通效率的提升在放大经济规模效应、驱动生产与消费需求同步增长的同时，会进一步刺激对传统能源的需求，从而抵消能源效率改进的减排效果，这一点符合“杰文斯悖论”（徐国泉等，2006）。此外，新质生产力提高伴随着技术进步、效率提升以及碳排放效率的提升，但是对于不同的经济发展水平，新质生产力对碳排放的影响存在差异。经济的发展，产业结构往往要经历从劳动密集型产业为主、资本密集型产业为主向技术、知识密集型产业为主转变的发展过程。整体上，我国正处于从高速发展向高质量发展的过渡阶段，产业结构仍然以资本密集型特征明显的制造业为主，同时向以技术、知识密集型产业为代表的服务业为主转变。在这一过程中，一方面，就全国范围而言，新质生产力的发展意味着产业从经济发达地区向欠发达地区的产业迁移链的建立，欠发达地区资本密集型产业占比的提高以及碳排放水平的增加；另一方面，新质生产力的发展往往需要大量的前期投资，包括基础设施的建设，我国作为基建大国，在铁路、公路、地铁、电力设施、水利设施、通信设施等方面的基础设施建设，均会暂时性地提高碳排放水平。

因此，本文提出：

假设1：从全国范围看，新质生产力一定程度上将提高碳排放水平，符合杰文斯悖论。

### 由于地区经济发展差异，新质生产力对碳排放水平的影响存在空间差异

新经济地理学认为，地理位置相关的地区的经济数据往往会相互影响。一个地区的经济活动会对周围地区的经济活动产生影响，同样的，周围地区的经济活动也会对本地区的经济活动产生影响。我国地区辽阔，涵盖高原、山岭、平原、丘陵等多种地貌，各地区地理环境、地貌特征差异巨大，这奠定了不同区域经济发展和产业结构上的差异性，这种差异性也决定了新质生产力构成上的不同。例如，东部地区在资本、人力资本和技术要素上要明显优于中西部地区，技术进步和资源配置效率的区域差距导致增长质量差异（李静等，2006；傅晓霞和吴利学，2006）；中国制度的变迁和完善过程同样存在区域的差异性，东部地区的经济发展与制度变迁已经实现良性循环互动，而中西部地区各项制度变量值相对偏低。此外，资源型省份（如山西、内蒙古）依赖传统能源产业（史丹，2006），导致能源效率低于东南沿海，长三角、珠三角的研发投入强度远高于中西部地区，形成强大的技术壁垒（傅晓霞和吴利学，2006）。综上而言，构成新质生产力的资本、人力资源、产业结构、技术要素、研发投入等均存在显著的地域差异，因此新质生产力对碳排放的影响应存在区域异质性。

因此，本文提出：

假设2：新质生产力对于区域碳排放水平的影响存在差异性，同时也存在一定规律性。

## 指标选取、数据来源及模型构建

### （一）指标选取及数据来源

本文研究对象为新质生产力对城市碳排放量的影响，分别从传统计量模型和空间计量模型进行构建，并分析空间上的溢出效应差异。数据的研究时间跨度为2009—2021年共13个年度，为消除数据量纲的影响，更直观地从回归系数大小对变量的影响差异进行判断，所有数据在计量回归中均采用归一化处理。本文数据来源为《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各省份的统计年鉴，对于少量缺失数据，采取线性插补以及均值插补的填充方式。

本文研究对象共包括251个地级市，并参考国家城市群的划分标准，区分长三角城市群、珠三角城市群、京津冀城市群、成渝城市群、长江中游城市群、中原城市群、哈长城市群共7个城市群。各城市群包含的城市如下表所示：

表 1 七大城市群范围

|  |  |
| --- | --- |
| 城市群 | 城市范围 |
| 长三角城市群 | 上海市、南京市、无锡市、常州市、苏州市、南通市、盐城市、扬州市、镇江市、泰州市、杭州市、宁波市、温州市、嘉兴市、湖州市、绍兴市、金华市、舟山市、台州市、合肥市、芜湖市、马鞍山市、铜陵市、安庆市、滁州市、池州市、宣城市 |
| 珠三角城市群 | 广州市、深圳市、珠海市、佛山市、江门市、肇庆市、惠州市、东莞市、中山市 |
| 京津冀城市群 | 北京市、天津市、石家庄市、唐山市、秦皇岛市、邯郸市、邢台市、保定市、张家口市、承德市、沧州市、廊坊市、衡水市 |
| 成渝城市群 | 重庆市、成都市、自贡市、泸州市、德阳市、绵阳市、遂宁市、内江市、乐山市、南充市、宜宾市、达州市 |
| 长江中游城市群 | 南昌市、景德镇市、九江市、新余市、鹰潭市、吉安市、宜春市、上饶市、武汉市、黄石市、襄阳市、宜昌市、鄂州市、荆门市、孝感市、荆州市、黄冈市、咸宁市、长沙市、株洲市、湘潭市、衡阳市、岳阳市、常德市、益阳市、娄底市、萍乡市 |
| 中原城市群 | 长治市、晋城市、运城市、蚌埠市、淮北市、阜阳市、宿州市、亳州市、聊城市、菏泽市、郑州市、开封市、洛阳市、平顶山市、安阳市、鹤壁市、新乡市、焦作市、濮阳市、许昌市、漯河市、三门峡市、南阳市、商丘市、信阳市、周口市、驻马店市 |
| 哈长城市群 | 长春市、吉林市、四平市、辽源市、松原市、白城市、哈尔滨市、齐齐哈尔市、大庆市、佳木斯市、牡丹江市 |

### （二）计量模型构建

#### 1.模型设定

首先，本文建立如下的双向固定效应面板模型：

 (1)

其中，代表城市，代表时间；是碳排放水平；是新质生产力；为尽可能避免遗漏变量引起的内生性问题，引入控制变量;表示个体固定效应（城市）；表示时间固定效应（年份）；代表服从正态分布的随机误差项；为常数项；和分别为新质生产力和控制变量对碳排放效率的影响系数。

在此基础上，引入自变量空间滞后项和因变量空间滞后项，构建空间杜宾模型，如下：

 (2)

其中，为空间权重矩阵，为空间自相关系数。

本文中，考虑到碳排放与经济活动密切相关，地区经济活动往往以某一经济发达城市为核心向周围地区辐射，表现出空间距离上的密切相关性。因此，本文选择距离倒数权重矩阵作为模型的空间权重矩阵。

#### 2.变量选择

##### （1）被解释变量

碳排放水平（）。本文对各地级市碳排放水平的测算，参考丛建辉、刘学敏等（2014）的处理方式，统计碳排放的范围主要包括三个范围：一是城市辖区内的所有直接排放，主要包括交通和建筑、工业生产过程、农林业与土地利用变化、废弃物处理活动产生的温室气体排放；二是发生在城市辖区外的与能源有关的间接排放，主要包括为满足城市消费而外购的电力、供热和/或制冷等产生的排放；三是由城市内部活动引起，产生于辖区之外，但不包括于第二范围的其他间接排放，包括城镇从辖区外购买的所有物品在生产、运输、使用和废弃物处理环节的温室气体排放。

##### 解释变量

新质生产力（）。本文对于新质生产力的构建和测度，参考韩文龙、张瑞生等（2024）构建方式，从新劳动者、新劳动资料、新劳动对象、新技术、新生产组织、新数据要素六个方面构建新质生产力指标框架，采取熵值法对各指标进行赋权，具体评价指标体系构架如下表所示：

表 2 新质生产力评价体系

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 评价维度 | 一级指标 | 二级指标 | 计算方式 |
| 新劳动者 | 新劳动者数量 | 新产业员工数 | 战略性新兴产业和未来产业上市公司的员工数，按注册地汇总到地级市。数据来源于企业年报。 |
| 新劳动者结构 | 新产业员工教育结构 | 战略性新兴产业和未来产业上市公司本科及以上学历员工占比。数据来源于企业年报。 |
| 新产业员工技能结构 | 战略性新兴产业和未来产业上市公司技术部门员工占比。数据来源于企业年报。 |
| 新劳动资料 | 新生产工具 | 工业机器人渗透度 | 数据来源于IFR。 |
| 集成电路产量 | 数据来源于工信部。 |
| 新基础设施 | 5G移动用户数 | 数据来源于工信部。 |
| 国家重大科技基础设施建设 | 数据根据官方文件自行整理。 |
| 新劳动对象 | 新能源 | 新能源发电比重 | 新能源发电量/总发电量，其中新能源包括水力、核能、风力、太阳能，可衡量新能源供给水平。数据来源于国家统计局。 |
| 特高压输电线路数 | 可衡量新能源消纳水平。数据根据官方文件自行整理。 |
| 新能源利用效率 | GDP/新能源发电量。数据来源于国家统计局。 |
| 新材料 | 新材料产业产值 | 新材料相关上市公司的营业收入。数据来源于企业年报。 |
| 新材料上市企业数 | 新材料相关上市公司的个数。数据来源于企业年报。 |
| 新技术 | 技术研发 | 高技术研发人员 | 高技术企业的研发人员数。数据来源于《中国科技统计年鉴》。 |
| 高技术研发经费投入 | 高技术企业的研发经费投入。数据来源于《中国科技统计年鉴》。 |
| 高技术研发机构数 | 高技术企业的研发机构数。数据来源于《中国科技统计年鉴》。 |
| 创新产出 | 高技术发明专利申请数 | 高技术企业的发明专利申请数。数据来源于《中国科技统计年鉴》。 |
| 高技术新产品销售收入 | 高技术企业的新产品销售收入数。数据来源于《中国科技统计年鉴》。 |
| 新生产组织 | 智能化 | 电子商务企业数 | 有电子商务交易活动的企业数。数据来源于各省统计年鉴。 |
| 人工智能企业数 | 数据来源于天眼查。 |
| 绿色化 | 工业污染治理完成投资 | 数据来源于各省统计年鉴。 |
| 融合化 | 两化融合水平 | 衡量信息化与工业化融合发展水平。数据来源于工信部。 |
| 数据要素 | 大数据生成 | 移动互联网接入数据流量 | 衡量大数据生成规模。数据来源于工信部。 |
| 大数据处理 | 数据处理和运营服务收入 | 衡量大数据处理规模。数据来源于工信部。 |
| 大数据交易 | 数据交易所数量 | 衡量大数据交易规模。数据根据官方文件自行整理。 |

##### 控制变量

借鉴相关参考文献的做法，本文选取如下控制变量：①人均GDP（PGDP），计算方式为GDP/总人口。人均GDP高的地区往往经济活动更加活跃，多数研究表明，地区人均GDP与碳排放之间存在明显的环境库兹涅茨曲线（EKC）关系，即随着人均GDP水平提高，碳排放呈现出“先升后降”的倒U型特征。但根据杨娟等（2024）对江浙沪地区的研究，目前所有地市均处于拐点左侧。②城镇化水平（UR），计算方式为城镇人口/总人口。城镇化是地区人口、经济、土地等多要素融合过程，李建豹等（2019）对长三角地区城市研究发现，长三角城市建成区面积与碳排放呈现显著的正相关趋势，城镇化对城市土地与碳排放耦合协调具有驱动和制动的作用。③外商直接投资水平（FDI），计算方式为外商直接投资/GDP。一方面，在“污染避难所”的作用下，FDI可能利用东道国宽松的环境标准转移污染企业（李子豪和刘辉煌，2011）；另一方面，高质量FDI倾向于引入绿色技术从而推动产业结构向低碳化转型（Ma W et al，2022）。④金融发展水平（FI），计算方式为金融机构各项贷款余额/GDP。传统的金融规模扩张（如信贷增长）会推动高耗能产业的发展，短期内会加剧碳排放（陈碧琼和张梁梁，2014）；但绿色金融规模增长（如绿色债券发行）可以通过推广清洁技术应用降低碳排放强度（Liu, H. et al，2024）。⑤教育支出水平（ED），计算方式为财政教育支出/政府财政支出。教育投入能够通过提高居民受教育水平，增强环保意识，推动低碳行为。DB Rahut等（2017）研究发现，教育程度高的家庭更倾向于使用电力等清洁能源，减少煤油等传统能源的使用。⑥第三产业发展水平（TI），计算方式为第三产业产值/GDP。产业结构与低碳经济存在内在的联系，由于第三产业主要以技术密集型的服务型企业为主，地区经济越发达往往第三产业占比越高，第三产业单位产值能耗相对较低，促进第三产业发展是推动节能减排、降低碳排放的主要手段之一（邵帅等，2022）。

对于变量的定义与计量方法如表3所示：

表 3 变量定义与描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量分类 | 变量 | 变量符号 | 样本量 | 平均值 | 标准误 |
| 被解释变量 | 碳排放 | CE | 3,263 | 4374.699 | 8754.874 |
| 解释变量 | 新质生产力 | NQP | 3,263 | 0.054 | 0.076 |
| 控制变量 | 第三产业发展水平 | TI | 3,263 | 41.929 | 10.218 |
| 教育支出水平 | ED | 3,263 | 17.790 | 4.326 |
| 金融发展水平 | FI | 3,263 | 101.422 | 61.833 |
| 外商直接投资水平 | FDI | 3,263 | 0.299 | 0.365 |
| 城镇化水平 | UR | 3,263 | 55.577 | 14.984 |
| 人均GDP | PGDP | 3,263 | 5.743 | 5.277 |

## 实证分析结果及解释

### 基于IPARN模型的对碳排放反弹效应的各个来源拆解

根据理论假说部分提出的IPARN模型，我们基于2009-2021年间的碳排放、新质生产力、年末总人口、人均GDP数据，对我国2009-2021年的碳排放反弹效应的各个来源进行拆解，如下表所示：

表4 碳排放的反弹效应分解

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 人口增长效应 | 财富规模效应 | 技术制约效应 | 新质生产力效应 |
| 2010 | -83.6525 | 1910.7869 | -128.9722 | 45.8872 |
| 2011 | 54.8291 | -703.6427 | -184.4322 | 46.0881 |
| 2012 | 7.9870 | 51.4895 | -141.2640 | 52.3204 |
| 2013 | 6.8889 | 64.8030 | -114.8725 | 58.8072 |
| 2014 | 5.9803 | 56.4220 | -126.6176 | 84.9770 |
| 2015 | 3.3457 | 54.5376 | -105.8509 | 76.8152 |
| 2016 | 8.3501 | 55.2682 | -125.5851 | 88.4363 |
| 2017 | 3.8519 | 49.1947 | -171.0206 | 147.8650 |
| 2018 | 8.2975 | 69.0568 | -97.7681 | 43.7981 |
| 2019 | -2.9201 | 110.0350 | -99.4671 | 29.3596 |
| 2020 | -15.1285 | 38.9464 | -59.1761 | 71.5291 |
| 2021 | 70.6000 | 43.3368 | -165.3666 | -2.6247 |

从上表可以看出，从2010年到2021年，人口增长效应、财富规模效应和新质生产力效应均以正向为主，技术制约效应全部为负向效应。这说明，在对碳排放的反弹效应的分解中，财富规模效应和新质生产力效应起到主要的正向加强作用，人口增长效应偏弱，即经济增长带来的碳排放增加主要来源为财富规模效应、新质生产力效应和人口增长效应；而技术制约效应起到主要的负向抑制作用，反映出随着技术进步和GDP的增加，导致资源消耗强度的降低。（其他七大城市群的反弹效应分解可参考附录）

### 传统计量模型分析

#### 多重共线性检验

从各变量的多重共线性检验结果来看，所有变量的VIF值均在合理范围内，平均VIF为1.98，条件指数最大值为24.8468，均未超过临界值。因此，可以得出结论：自变量和控制变量之间不存在显著的多重共线性问题。

多重共线性检验结果如表5所示：

表 5 多重共线性检验

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | VIF | R-Squared |
| 新质生产力（NQP） | 2.11 | 0.5265 |
| 人均GDP（PGDP） | 1.10 | 0.0941 |
| 城镇化水平（UR） | 2.15 | 0.5348 |
| 外商直接投资水平（FDI） | 1.16 | 0.1356 |
| 金融发展水平（FI） | 2.57 | 0.6113 |
| 教育支出水平（ED） | 2.65 | 0.6221 |
| 第三产业发展水平（TI） | 2.13 | 0.5300 |
| Mean VIF | 1.98 | |
| 条件指数最大值 | 24.8468 | |

#### 固定效应面板回归

从表6回归结果来看，新质生产力对全国范围以及珠三角城市群、京津冀城市群碳排放水平的作用为正向且通过显著性检验，对长三角城市群、长江中游城市群以及中原城市群碳排放水平的作用为负向且通过显著性检验，对成渝城市群、哈长城市群碳排放水平的作用效果不显著。由此证明，在全国范围内以及部分城市群地区，新质生产力的提高会提高碳排放水平，符合“杰文斯悖论”。

原因可能是，珠三角城市群和京津冀城市群拥有大量的制造业和重工业，特别是能源密集型产业如钢铁、化工等，这些地区城市的新质生产力水平提高的同时，可能推动本地产业结构向绿色化转型，但同时伴随产业迁移导致周围城市碳排放的增加；长三角城市群、长江中游城市群及中原城市群近年来积极进行产业结构调整，大力发展低能耗、高附加值的新兴产业，长江中游城市群和中原城市群在交通、电力等基础设施方面进行了较大规模的升级改造，提高了能源利用效率；成渝城市群和哈长城市群都表现出城市发展分化较大的特征，成渝城市群的成都、重庆发展水平远远超过其他城市，哈长城市群的长春、哈尔滨等城市也领先同区域其他城市较大距离，因此成渝城市群和哈长城市群在新质生产力对碳排放的影响路径上表现出较大的个体差异，从而使得回归结果不显著。

因此，在考虑地区空间关系的基础上，进一步采取空间计量模型分析空间异质性。

表 6 面板回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 全国 | 长三角 | 珠三角 | 京津冀 | 成渝 | 长江中游 | 中原 | 哈长 |
| 新质生产力 | 0.014\*\*  （0.007） | -0.084\*\*\*  （0.020） | 0.424\*\*\*  （0.089） | 0.248\*\*\*  （0.035） | -0.001  （0.051） | -0.659\*\*\*  （0.194） | -0.594\*\*\*  （0.211） | 0.266  （0.194） |
| 人均GDP | 0.092\*\*\*  （0.006） | 0.180\*\*\*  （0.015） | 0.502\*\*\*  （0.111） | 0.354\*\*\*  （0.016） | 0.109\*\*  （0.043） | 0.751\*\*  （0.101） | 0.338\*\*\*  （0.122） | 0.180\*\*  （0.070） |
| 城镇化水平 | -0.003  （0.003） | -0.124\*\*\*  （0.013） | 0.663\*\*\*  （0.198） | -0.075\*\*\*  （0.011） | 0.047  （0.038） | 0.422\*\*  （0.084） | 0.708\*\*\*  （0.103） | 0.136\*\*  （0.057） |
| 外商直接投资水平 | -0.017\*\*\*  （0.003） | 0.004  （0.008） | -0.104\*\*  （0.050） | -0.079\*\*\*  （0.009） | -0.181\*\*\*  （0.031） | -0.047  （0.044） | 0.024  （0.047） | 0.082  （0.057） |
| 金融发展水平 | 0.014\*\*\*  （0.005） | -0.015  （0.017） | 0.253\*\*\*  （0.071） | 0.068\*\*\*  （0.014） | 0.057  （0.041） | 0.132  （0.099） | 0.105  （0.082） | 0.187\*\*\*  （0.051） |
| 教育支出水平 | -0.007  （0.005） | -0.028\*\*\*  （0.010） | 0.007  （0.044） | 0.017  （0.007） | -0.027  （0.018） | -0.066\*  （0.036） | -0.038  （0.038） | 0.027  （0.035） |
| 第三产业发展水平 | 0.012\*\*\*  （0.003） | 0.029\*\*  （0.012） | 0.035  （0.080） | -0.047  （0.020） | -0.101\*\*\*  （0.021） | 0.201\*\*\*  （0.051） | 0.053  （0.068） | 0.204\*\*\*  （0.051） |
| \_cons | 0.020\*\*\*  （0.002） | 0.079\*\*\*  （0.008） | -0.435\*\*\*  （0.121） | 0.050\*\*\*  （0.006） | 0.093\*\*\*  （0.016） | 0.145\*\*\*  （0.041） | -0.004  （0.033） | -0.034  （0.048） |
| 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R-Squared | 0.2385 | 0.4402 | 0.8208 | 0.9063 | 0.4663 | 0.7418 | 0.6359 | 0.6357 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

### 空间计量模型分析

空间杜宾模型的回归结果包括主效应（Main）、空间滞后效应（Wx）、直接效应（Direct）、间接效应（Indirect）和总效应（Total）五个部分。**主效应**反映自变量对因变量的直接效应，但没有考虑空间滞后项的影响，因此只是局部效应。**自变量的空间滞后效应（Wx）**反映自变量的空间滞后项对因变量的影响，从现实意义上讲，衡量的是邻近地区的自变量如何影响本地的因变量。**因变量的空间滞后效应（Rho）**反映因变量的空间滞后项对因变量的影响，从现实意义上讲，衡量的是邻近地区的因变量如何影响本地的因变量。

直接效应、间接效应和总效应是对空间溢出效应的进一步分解。**直接效应**反映的是本地自变量对本地因变量的直接影响；**间接效应**，也称为溢出效应，反映的是其他地区的自变量变化对本地区因变量产生的影响；**总效应**，是自变量对因变量影响的全部效果，等于直接效应加上间接效应。

依据城市的经济发展水平、一体化程度以及国家战略定位等，《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》等政策文件对我国城市划分了京津冀城市群、长三角城市群、成渝城市群等多个城市群。考虑到我国地区差异性、相似性以及城市聚集特征，本文参考高书国（2024）、徐毅等（2024）在对新质生产力的区域异质性分析中的做法，对全国范围以及长三角城市群、珠三角城市群、京津冀城市群、成渝城市群、长江中游城市群、中原城市群、哈长城市群共7个城市群分组回归，进行异质性分析。分析结果如表6-表13所示。

#### 全国范围

从表7中全国范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，全国范围内新质生产力对碳排放的影响整体为正，在10%的显著性水平下成立。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，周围新质生产力水平的提高能够增加本地区碳排放的水平，但影响不显著；周围地区的城镇化水平和金融发展水平在1%的显著性水平下对本地区的碳排放产生扩大作用。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间相关系数不显著，说明从全国范围来看，碳排放的空间相关性不强。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应为正且在10%的水平下显著，间接效应和总效应不显著，说明从全国层面来看，新质生产力对于碳排放具有一定的加强作用，但作用并不显著；人均GDP的直接效应为正、间接效应为负，且均在1%的显著性水平下成立，但总效应较小且不显著，说明一方面人均GDP的直接效应和间接效应存在相互抵消。另一方面，可能受全国范围异质性影响较大；城镇化水平的直接效应为负、间接效应和总效应为正且均在1%的显著性水平下成立，总体上对碳排放具有正向加强作用；金融发展水平的间接效应和总效应均为正，间接效应和总效应在1%的显著性水平下成立。整体上，人均GDP、城镇化水平和金融发展水平的空间溢出效应较为明显。

表 7 空间杜宾模型回归结果（全国）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | 0.012\*  （0.007） | 0.020  （0.056） | 0.012\*  （0.007） | -0.013  （0.046） | 0.021  （0.046） |
| 人均GDP | 0.088\*\*\*  （0.007） | -0.081  （0.051） | 0.087\*\*\*  （0.006） | -0.053\*\*  （0.036） | 0.011  （0.035） |
| 城镇化水平 | -0.022\*\*\*  （0.003） | 0.157\*\*\*  （0.023） | -0.022\*\*\*  （0.004） | 0.147\*\*\*  （0.027） | 0.125\*\*\*  （0.025） |
| 外商直接投资水平 | -0.017\*\*\*  （0.004） | 0.045\*\*  （0.021） | -0.017\*\*\*  （0.004） | 0.047\*\*  （0.023） | 0.028  （0.022） |
| 金融发展水平 | -0.003\*\*\*  （0.005） | 0.138\*\*\*  （0.038） | -0.004  （0.006） | 0.125\*\*\*  （0.036） | 0.128\*\*\*  （0.035） |
| 教育支出水平 | -0.000  （0.005） | 0.004  （0.044） | 0.000  （0.005） | 0.009  （0.041） | 0.002  （0.035） |
| 第三产业发展水平 | -0.006  （0.004） | 0.029  （0.024） | -0.006  （0.003） | -0.019  （0.022） | 0.024  （0.020） |
| Rho | -0.084 (0.137) | | | | |
| R-Squared | 0.2391 | | | | |
| Log-likelihood | 11011.3775 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 长三角城市群

从表8中长三角城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对长三角地区碳排放的影响整体表现为抑制作用，且在1%的显著性水平下成立。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，周围地区新质生产力的提高能够提高本地区碳排放的水平但不显著；除人均GDP和城镇化水平外，其他控制变量的空间滞后效应均不显著。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数显著为负，说明长三角城市群的碳排放表现出显著的空间负相关，可能是受到污染转移产生的空间替代效应影响。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应为负，通过1%的显著性水平检验，间接效应和总效应为正但不显著，说明本地区新质生产力水平的提高对本地区的碳排放水平有明显的抑制作用，但周围地区的新质生产力水平会加大本地区碳排放水平。原因可能是长三角地区城市新质生产力水平的提高会通过产业外迁将部分高污染高排放的企业转移到地区发展水平较低的城市，从而会减少本地区碳排放水平，同时产业外迁会引发产业链协同上的需求，导致运输活动增加；而发展水平较低的城市的新质生产力水平的提高更多反映在岗职工平均工资的提高、环境污染治理投资额的增加、碳交易使用权交易排污权交易金额的增加上，这些与碳排放具有一定正相关性，因此导致总效应为正。

表 8 空间杜宾模型回归结果（长三角）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | -0.075\*\*\*  （0.024） | 0.188  （0.196） | -0.089\*\*\*  （0.021） | 0.122  （0.075） | 0.033  （0.083） |
| 人均GDP | 0.234\*\*\*  （0.020） | 0.374\*\*  （0.152） | 0.230\*\*\*  （0.019） | 0.025  （0.063） | 0.255\*\*\*  （0.062） |
| 城镇化水平 | -0.132\*\*\*  （0.013） | -0.189\*  （0.109） | -0.132\*\*\*  （0.013） | 0.002  （0.052） | -0.130\*\*  （0.051） |
| 外商直接投资水平 | 0.007  （0.008） | 0.001  （0.037） | 0.008  （0.010） | -0.005  （0.021） | -0.003  （0.016） |
| 金融发展水平 | 0.012  （0.019） | 0.016  （0.125） | 0.008  （0.023） | 0.003  （0.058） | 0.011  （0.058） |
| 教育支出水平 | -0.299\*\*\*  （0.011） | 0.090  （0.074） | -0.036\*\*\*  （0.011） | 0.063\*  （0.035） | 0.027  （0.033） |
| 第三产业发展水平 | 0.068\*\*\*  （0.016） | 0.080  （0.121） | 0.068\*\*\*  （0.018） | -0.003  （0.050） | 0.065  （0.047） |
| Rho | -1.459\*\*\*  (0.299) | | | | |
| R-Squared | 0.3373 | | | | |
| Log-likelihood | 1039.2299 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 珠三角城市群

从表9中珠三角城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对珠三角地区碳排放的影响整体表现为加强作用，且在1%的显著性水平下成立。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，各变量均没有明显显著性，表明周围地区对本地区的碳排放水平的影响有限。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数显著为负，说明珠三角城市群的碳排放表现出显著的空间负相关，可能是受到污染转移产生的空间替代效应影响。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应为正且通过1%水平的显著性检验，间接效应为负、总效应为正但不显著，说明本地区新质生产力水平的提高对本地区的碳排放水平有明显的加强作用，但周围地区的新质生产力水平会减少本地区碳排放水平。原因可能是珠三角城市群的发展差距较大，除深圳、广州、佛山等城市新质生产力水平较高之外，大多数城市处于由劳动密集型向技术知识密集型转型的阶段，因此形成各城市在新质生产力方面的竞争特征。本地区新质生产力水平的提高会提高碳排放水平，而在产业转移的作用下，周围地区新质生产力水平的提高会降低本地区的碳排放水平。

表 9 空间杜宾模型回归结果（珠三角）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | 0.442\*\*\*  （0.120） | 0.194  （0.437） | 0.455\*\*\*  （0.109） | -0.084  （0.266） | 0.370  （0.309） |
| 人均GDP | -0.040  （0.219） | -0.023  （1.127） | -0.062  （0.142） | -0.016  （0.742） | -0.078  （0.792） |
| 城镇化水平 | 0.508\*  （0.278） | 0.754  （0.749） | 0.475  （0.293） | 0.367  （0.551） | 0.842  （0.657） |
| 外商直接投资水平 | 0.142\*\*  （0.065） | 0.480\*  （0.267） | 0.110  （0.069） | 0.294  （0.191） | 0.404\*\*  （0.203） |
| 金融发展水平 | -0.167\*  （0.095） | -0.135  （0.359） | -0.184\*  （0.105） | -0.044  （0.277） | -0.227  （0.302） |
| 教育支出水平 | -0.053  （0.050） | -0.213  （0.180） | -0.033  （0.044） | -0.136  （0.117） | -0.169  （0.128） |
| 第三产业发展水平 | -0.079  （0.094） | -0.358  （0.519） | -0.047  （0.078） | -0.191  （0.336） | -0.237  （0.350） |
| Rho | -0.616\*\*\*  (0.193) | | | | |
| R-Squared | 0.3712 | | | | |
| Log-likelihood | 196.2079 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 长江中游城市群

从表10中长江中游城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对长江中游城市群碳排放的影响整体表现为加强作用但不显著。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，人均GDP、金融发展水平和教育支出水平对空间滞后效应显著为负，说明周围地区人均GDP、金融发展水平和教育支出水平对本地区的碳排放水平产生抑制作用。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数为负但不显著，说明长江中游城市群的碳排放相关性不强。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应、间接效应和总效应为正，且在5%的水平下显著，表明在长江中游地区，新质生产力对碳排放有明显的正向空间溢出效应。长江中游地区作为长三角地区产业转移的承接地，长江中游地区产业结构以重工业、资源密集型产业为主，新质生产力驱动的本地产业升级可能迫使低端产能向周边扩散，从而导致碳排放上升。尽管新质生产力推动清洁能源使用，但区域间能源网络（如电力调配）的依赖可能导致周边地区仍以煤炭等高碳能源为主，如本地新能源发电占比提升，但电力外输需求促使周边地区扩大火电产能以满足能源供应。

表 10 空间杜宾模型回归结果（长江中游）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | 0.086  （0.208） | 2.710  （1.099） | 0.046  （0.203） | 2.133\*\*  （0.892） | 2.179\*\*  （0.981） |
| 人均GDP | 0.074  （0.136） | -1.290\*\*  （0.586） | 0.085  （0.122） | -1.121\*\*  （0.470） | -1.036\*  （0.534） |
| 城镇化水平 | 0.075  （0.082） | 0.946\*  （0.525） | 0.066  （0.879） | 0.786  （0.497） | 0.852\*  （0.492） |
| 外商直接投资水平 | -0.003  （0.040） | 0.134  （0.208） | -0.002  （0.045） | 0.115  （0.197） | 0.113  （0.190） |
| 金融发展水平 | -0.168  （0.107） | -1.745\*\*\*  （0.532） | -0.159  （0.125） | -1.438\*\*\*  （0.482） | -1.597\*\*\*  （0.476） |
| 教育支出水平 | 0.007  （0.039） | -0.419\*\*  （0.167） | 0.017  （0.039） | -0.364\*\*\*  （0.138） | -0.346\*\*  （0.145） |
| 第三产业发展水平 | -0.097  （0.062） | 0.534\*  （0.297） | -0.106\*  （0.063） | 0.489\*  （0.266） | 0.383  （0.252） |
| Rho | -0.217  (0.157) | | | | |
| R-Squared | 0.0106 | | | | |
| Log-likelihood | 474.5364 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 成渝城市群

从表11中成渝城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对成渝城市群碳排放的影响整体表现为抑制作用，但不显著。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，周围地区新质生产力水平的变化不会对本地区的碳排放水平有显著影响。周围地区人均GDP、外商直接投资水平和教育支出水平对本地区碳排放有明显的抑制作用。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数显著为负，说明成渝城市群的碳排放表现出显著的空间负相关，可能是受到污染转移产生的空间替代效应影响。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应、间接效应和总效应均不显著，说明成渝地区新质生产力对碳排放的空间溢出效应不明显；人均GDP、教育支出水平的间接效应为负且在1%水平下显著，说明周围地区人均GDP的提高会降低本地区的碳排放水平。原因可能是，成渝地区各城市发展水平差异大，成都、重庆等核心城市的发展大幅领先于其他城市，区域间的技术扩散机制或尚未完全建立，或者周边地区在吸收新技术方面的准备不足，导致新质生产力的间接效应不明显。

表 11 空间杜宾模型回归结果（成渝）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | -0.054  （0.067） | 0.399  （0.430） | -0.081  （0.053） | 0.256  （0.245） | 0.175  （0.274） |
| 人均GDP | 0.154\*  （0.086） | -0.765\*\*\*  （0.498） | 0.204\*\*\*  （0.068） | -0.592\*\*  （0.287） | -0.388  （0.313） |
| 城镇化水平 | 0.081\*\*  （0.036） | 0.204  （0.302） | 0.073\*\*  （0.035） | 0.091  （0.194） | 0.165  （0.192） |
| 外商直接投资水平 | -0.184\*\*\*  （0.036） | -0.119\*\*\*  （0.264） | -0.184\*\*\*  （0.031） | 0.022  （0.182） | -0.162  （0.194） |
| 金融发展水平 | 0.077  （0.073） | 0.795  （0.359） | 0.013  （0.058） | 0.464\*\*  （0.206） | 0.478\*\*  （0.235） |
| 教育支出水平 | 0.057\*\*\*  （0.018） | -0.175\*\*  （0.080） | 0.073\*\*\*  （0.020） | -0.150\*\*\*  （0.057） | -0.077  （0.053） |
| 第三产业发展水平 | -0.147\*\*\*  （0.041） | 0.285  （0.260） | -0.135\*\*\*  （0.033） | 0.098\*\*  （0.154） | -0.234  （0.172） |
| Rho | -0.764\*\*\*  (0.283) | | | | |
| R-Squared | 0.1829 | | | | |
| Log-likelihood | 437.3738 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 中原城市群

从表12中中原城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对中原地区碳排放的影响整体表现为抑制作用，且在5%的显著性水平下成立。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，周围地区新质生产力水平的变化不会对本地区的碳排放水平有显著影响。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数显著为负，说明中原城市群的碳排放表现出显著的空间负相关，可能是受到污染转移产生的空间替代效应影响。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应和总效应均为负，直接效应通过5%的显著性检验，说明本地区新质生产力的提高会显著抑制本地区的碳排放；城镇化水平的直接效应为正，说明本地区城镇化水平提高会提高本地区碳排放水平。原因可能是，随着新质生产力的提升，中原城市群通过产业结构优化，淘汰落后产能，抑制本地区碳排放水平；同时随着城镇化水平的提高，经济活动和消费水平提高会提高本地区碳排放水平。

表 12 空间杜宾模型回归结果（中原）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | -0.492\*\*  （0.205） | 0.377  （3.551） | -0.499\*\*  （0.204） | 0.041  （2.146） | -0.458  （2.133） |
| 人均GDP | 0.152  （0.133） | 0.351  （0.951） | 0.135  （0.125） | 0.156  （0.614） | 0.291  （0.606） |
| 城镇化水平 | 0.367\*\*  （0.151） | -0.465  （1.126） | 0.395\*\*  （0.158） | -0.447  （0.839） | -0.052  （0.828） |
| 外商直接投资水平 | 0.000  （0.059） | -0.491  （0.366） | 0.015  （0.060） | -0.326  （0.274） | -0.311  （0.289） |
| 金融发展水平 | 0.075  （0.076） | -0.095  （0.626） | 0.066  （0.087） | -0.114  （0.461） | -0.048  （0.474） |
| 教育支出水平 | 0.002  （0.040） | 0.067  （0.283） | 0.003  （0.038） | -0.044  （0.202） | 0.047  （0.205） |
| 第三产业发展水平 | -0.070  （0.081） | 0.828  （0.625） | -0.094  （0.076） | 0.603  （0.383） | 0.510  （0.390） |
| Rho | -0.603\*\*\*  (0.222) | | | | |
| R-Squared | 0.5632 | | | | |
| Log-likelihood | 442.4977 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 京津冀城市群

从表13中京津冀城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对京津冀地区碳排放的影响整体表现为加强作用，且在1%的显著性水平下成立。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，周围地区新质生产力水平的变化会对本地区的碳排放水平有显著的加强作用。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数显著为负，说明京津冀城市群的碳排放表现出显著的空间负相关，可能是受到污染转移产生的空间替代效应影响。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应和总效应为正，直接效应通过1%的显著性检验，说明本地区新质生产力水平的提高能够对本地区的碳排放水平产生加强作用，同时周围地区新质生产力水平的变化会对本地区碳排放水平产生显著加强作用。人均GDP、金融发展水平、教育支出水平的直接效应在1%水平下显著为正；城镇化水平、外商直接投资水平和第三产业发展水平的直接效应在1%水平下显著为负。原因可能是，京津冀城市群是中国重要的工业基地之一，拥有大量的能源密集型产业，新质生产力水平的提高，一方面会推动产业结构升级，另一方面也会带来产能扩张和能源消耗，导致碳排放上升。

表 13 空间杜宾模型回归结果（京津冀）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | 0.211\*\*\*  （0.033） | 0.387\*\*\*  （0.146） | 0.199\*\*\*  （0.032） | 0.166\*\*  （0.078） | 0.365\*\*\*  （0.091） |
| 人均GDP | 0.318\*\*\*  （0.018） | 0.211  （0.134） | 0.315\*\*\*  （0.017） | 0.019  （0.072） | 0.334\*\*\*  （0.067） |
| 城镇化水平 | -0.066\*\*\*  （0.015） | 0.020  （0.077） | -0.068\*\*\*  （0.015） | 0.047  （0.047） | -0.021  （0.054） |
| 外商直接投资水平 | -0.096\*\*\*  （0.009） | -0.220\*\*\*  （0.059） | -0.088\*\*\*  （0.009） | -0.106\*\*\*  （0.039） | -0.194\*\*\*  （0.043） |
| 金融发展水平 | 0.070\*\*\*  （0.016） | -0.076  （0.105） | 0.072\*\*\*  （0.017） | -0.086  （0.080） | 0.014  （0.087） |
| 教育支出水平 | 0.022\*\*\*  （0.007） | 0.035  （0.039） | 0.021\*\*\*  （0.007） | -0.013  （0.025） | 0.034  （0.026） |
| 第三产业发展水平 | -0.037\*  （0.019） | 0.462\*\*\*  （0.117） | -0.059\*\*\*  （0.021） | 0.350\*\*\*  （0.105） | 0.291\*\*\*  （0.112） |
| Rho | -0.635\*\*\*  (0.226) | | | | |
| R-Squared | 0.6966 | | | | |
| Log-likelihood | 566.4192 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

#### 哈长城市群

从表14中哈长城市群范围内地级市样本的空间杜宾模型回归结果来看：

从主效应来看，新质生产力对哈长地区碳排放的影响整体表现为加强作用，在10%的水平下显著。从自变量的空间滞后效应（Wx）来看，周围地区新质生产力的提高会提高本地区的碳排放水平，但作用不显著。从因变量的空间滞后效应（Rho）来看，空间滞后项的系数显著为负，说明哈长城市群的碳排放表现出显著的空间负相关，可能是受到污染转移产生的空间替代效应影响。

从空间溢出效应的结果来看，新质生产力的直接效应在5%水平下显著为正，说明周围地区新质生产力水平的提高会显著降低本地区的碳排放水平。原因可能是，哈长城市群以重工业为主，如钢铁、煤炭等行业，这些行业的技术更新换代虽然提高了生产效率，但在初期阶段可能因规模扩大而导致碳排放上升；此外，周围地区新质生产力水平的提高会通过技术扩散作用减少本地区碳排放，周围地区和本地区形成整体环保意识，环保方面的政策协同度提高，从而间接降低碳排放。

表 14 空间杜宾模型回归结果（哈长）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 实证回归结果 | | 空间溢出效应 | | |
| 主效应(Main) | 空间滞后效应(Wx) | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 新质生产力 | 0.336\*  （0.183） | 0.423  （0.944） | 0.342\*\*  （0.153） | -0.039  （0.436） | 0.303  （0.498） |
| 人均GDP | -0.288\*\*\*  （0.084） | -0.895\*  （0.477） | -0.247\*\*\*  （0.060） | -0.291  （0.198） | -0.538\*\*  （0.215） |
| 城镇化水平 | 0.560  （0.075） | 0.682  （0.459） | 0.005  （0.067） | 0.330  （0.240） | 0.336  （0.254） |
| 外商直接投资水平 | 0.029  （0.054） | 0.014  （0.353） | 0.034  （0.051） | -0.005  （0.191） | 0.029  （0.191） |
| 金融发展水平 | 0.015  （0.083） | -0.161  （0.489） | 0.024  （0.069） | -0.111  （0.245） | -0.087  （0.277） |
| 教育支出水平 | 0.048  （0.034） | -0.140  （0.188） | 0.069\*  （0.040） | -0.119  （0.106） | -0.050  （0.089） |
| 第三产业发展水平 | -0.105\*  （0.060） | -0.268  （0.411） | -0.100\*  （0.056） | -0.051  （0.192） | -0.151  （0.190） |
| Rho | -1.224\*\*\*  (0.294) | | | | |
| R-Squared | 0.8428 | | | | |
| Log-likelihood | 257.8512 | | | | |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示P<0.1，P<0.05，P<0.01。

## 结论与政策建议

本文基于2009—2021年251个地级市及以上城市的面板数据，在传统的IPAT模型基础上进行拓展，构建IPANT模型，对全国及七大城市群碳排放的反弹效应进行拆解。分解结果显示，影响我国碳排放增加的主要因素是财富规模效应和新质生产力效应，其次是人口增长效应；而环境治理技术进步带来的对碳排放的技术制约效应是碳排放下降的主要原因。本文构建新质生产力评价指标体系并采用熵值法测算新质生产力水平，分别构建传统固定效应面板回归模型及双固定效应的空间杜宾模型进行验证。从实证回归结果得出如下结论：一是从全国范围来看，新质生产力水平的提升整体上会拉高全国的碳排放水平，表现出“杰文斯悖论”的特点，这主要是因为我国产业结构中制造业占比较高，且区域间经济发展差距较大，发展较为落后的地级市数量占比较大，高耗能、高碳排放的制造业仍是大部分城市的支柱性产业。二是从城市群的异质性来看，新质生产力对不同区域碳排放的影响差异较大，新质生产力对珠三角城市群、京津冀城市群碳排放水平具有显著正向作用，对长三角城市群、中原城市群碳排放水平具有显著负向作用，对长江中游城市群、成渝城市群、哈长城市群碳排放水平的作用显著性不足，这与不同城市群的产业结构、经济水平、地理特征等有着深刻的联系。珠三角城市群和京津冀城市群城市发展水平分化水平较大，北京、天津、深圳、广州等城市发展大幅领先于周边城市，且产业结构上重工业占比较高，因此从过去10多年的经济活动来看，新质生产力的发展会通过产业迁移加大周围地区的碳排放水平进而提高整体的碳排放水平。长三角城市群形成了完整顺畅的产业转移链条，各城市经济发展水平差异相对较小，同时经济的外向特征明显，能够通过引进国外先进技术推动本地产业结构升级，新质生产力的提高整体上能够降低区域碳排放水平；中原城市群的各城市间发展水平差异相对较小，新质生产力发展带动产业转移产生的碳排放较少，且中原城市群通过产业结构优化，淘汰落后产能，抑制本地区碳排放水平。长江中游城市群、成渝城市群范围内区域发展差异较大，虽然新质生产力的提高能够降低本地区的碳排放水平，但对周围地区的碳排放影响不明显；哈长城市群以重工业为主，同时近年来高科技农业和新兴产业的发展方兴未艾，整体上新质生产力对于碳排放的影响不明显。

本文关于新质生产力对地区碳排放的空间效应探究以及对杰文斯悖论的再验证，具有一定的理论和实践意义。第一，本文在以往研究对影响碳排放的各类影响因素的基础上，创新性的探索并验证了新质生产力对碳排放的影响路径，并从空间效应的角度做出剖析。在从新质生产力对碳排放的影响对“杰文斯悖论”进行验证的同时，拓展了影响路径的空间滞后和空间溢出效应研究。第二，本文舍弃传统的按照东中西部进行区域异质性分析的方式，从更加符合区域经济集群特征的城市群角度出发，验证了在七大城市群中影响路径的差异，有助于更好地指导不同区域特征下的城市更好地协调发展新质生产力与地区碳排放之间的关系。

基于此，本文提出差异化区域发展的建议。对于珠三角和京津冀城市群，在保持核心城市创新推动新质生产力的同时，应充分释放核心城市对周边城市的带动作用，更多将产业向周围地区转移，加强周围地区的基础设施建设和公共服务供给，促进区域协调发展，以保证在经济发展的同时能够控制碳排放的增加。对于长三角和长江中游城市群，要继续深化产业转移链条建设，畅通与国际经济的交流合作，不断推动新质生产力与降碳减排的协同发展；对于中原城市群，要在平衡区域内城市发展的基础上，着力提高核心城市的新质生产力水平。对于成渝城市群和哈长城市群，加速其产业升级步伐，形成更多高质量的新质生产力增长点。对于区域内较为落后的地级市，加大扶持力度，使其逐步摆脱对传统高耗能产业的依赖。

**参考文献**

1. Cheng, S.; Qu, G. Research on the Effect of Digital Economy on Carbon Emissions under the Background of “Double Carbon”. Int. J. Environ. Res. Public Health 2023, 20, 4931.
2. Liu, B.; Nie, B.; Wang, Y.; Han, X.; Li, Y. Does New Infrastructure Affect Regional Carbon Intensity? Empirical Evidence from China.Sustainability 2023, 15, 16842.
3. Liu, H., Yang, J., Zhao, F., Jiang, L., & Li, N. (2024). Can Green Finance Mitigate China’s Carbon Emissions and Air Pollution? An Analysis of Spatial Spillover and Mediation Pathways. Sustainability, 16(4), 1377.
4. Ma W, Liu K, Li Y and Zhang H (2022), The impact of FDI quality characteristics on carbon emission intensity: Evidencefrom China. Front. Environ. Sci. 10:998915.
5. Rahut D B , Mottaleb K A , Ali A .Household Energy Consumption and Its Determinants in Timor-Leste[J].Asian Development Review, 2017, 34(1):167-197.
6. Sun J. Changes in energy consumption and energy intensity：A complete decomposition model[J]. Energy Economics，1998，20（1）：85-100.
7. Wu, Y.; Zheng, H.; Li, Y.; Delang, C.O.; Qian, J. Carbon Productivity and Mitigation: Evidence from Industrial Development and Urbanization in the Central and Western Regions ofChina. Sustainability 2021, 13, 9014.
8. 陈碧琼,张梁梁. 动态空间视角下金融发展对碳排放的影响力分析[J]. 软科学,2014,28(7):140-144.
9. 陈星星,何德旭.能效提升不同情境下中国能源效率的经济反弹效应研究[J].西部论坛,2019,29(02):99-112.
10. 丛建辉,刘学敏,赵雪如.城市碳排放核算的边界界定及其测度方法[J].中国人口·资源与环境, 2014, 24(4):8.
11. 戴翔. 以发展新质生产力推动高质量发展[J]. 天津社会科学,2023,6(6):103-110.
12. 董志良,姜书强,赵燕娜.新质生产力对京津冀区域碳排放的影响机制[J/OL].环境科学,1-18.
13. 冯英杰,任歆钰.农业新质生产力对农业碳排放强度的影响机制研究[J/OL].郑州航空工业管理学院学报(社会科学版),1-11.
14. 傅晓霞,吴利学. 技术效率、资本深化与地区差异——基于随机前沿模型的中国地区收敛分析[J]. 经济研究,2006,41(10):52-61.
15. 韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究, 2024, 41(6):5-25.
16. 黄纯灿,胡日东.技术进步、能源效率及反弹效应——基于索洛中性技术进步的再检验[J].宏观经济研究,2013,(04):44-52+111.
17. 胡山鹰,金涌,张臻烨.发展新质生产力，实现碳中和[J/OL].发电技术,1-8.
18. 姜苗苗,杨来科.数字产品进口、吸收能力与制造业企业污染排放——“杰文斯悖论”再检验与破解路径探索[J/OL].兰州学刊,1-20[2025-03-02]
19. 李建豹,黄贤金,孙树臣,等.长三角地区城市土地与能源消费CO2排放的时空耦合分析[J].地理研究,2019,38(09):2188-2201.
20. 李静,孟令杰,吴福象. 中国地区发展差异的再检验:要素积累抑或TFP[J]. 世界经济,2006,29(1):12-22.
21. 李娟,刘爱峰.数字新质生产力对碳排放效率的影响[J/OL].统计与决策,2024,(24):23-28.
22. 李卓群,吉雪强,李豪豪,等.人口老龄化对碳排放强度的时空效应与影响路径研究[J].经济问题探索,2024,(11):58-77.
23. 李子豪,刘辉煌. 外商直接投资、技术进步和二氧化碳排放——基于中国省际数据的研究[J]. 科学学研究,2011,29(10):1495-1503.
24. 林娟,林玲.全球价值链嵌入对碳排放水平的影响[J].统计与决策,2024,40(23):75-80.
25. 刘宇,周梅芳,王毅.基于能源类型的中国反弹效应测算及其分解[J].中国人口·资源与环境,2016,26(12):133-139.
26. 梁日忠,张林浩.1990年-2008年中国化学工业碳排放脱钩和反弹效应研究[J].资源科学,2013,35(02):268-274.
27. 路正南,冯阳,何枚蔚.中国城镇居民能源消费反弹效应动态分析与政策研究[J].生态经济,2016,32(07):78-82.
28. 罗寒,岳强.以新质生产力推进“双碳”战略:内在逻辑·现实困囿·实践指向[J/OL].西安建筑科技大学学报(社会科学版),1-7.
29. 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(02):46-69+4-10.
30. 滕颖,郑宇航.制造企业数字化对企业碳排放量的影响研究——基于微观视角的“杰文斯悖论”再检验[J].工业技术经济,2023,42(11):48-56.
31. 苑清敏,邱静,秦聪聪.天津市经济增长与资源和环境的脱钩关系及反弹效应研究[J].资源科学,2014,36(05):954-962.
32. 王洪艳.新质生产力对碳排放效率的影响——基于产业结构高度化和合理化的双重视角[J].统计与决策,2024,40(17):24-29.
33. 王丽霞,王艺,兰雅新,等.人口老龄化对碳排放绩效的影响效应研究[J].科学决策,2024,(02):93-104.
34. 王宁宁,王勤升,冯尊.中国智慧城市建设对碳排放效率影响机制研究[J].地域研究与开发,2024,43(02):131-138.
35. 王颖婕,廖茂林.基于杰文斯悖论的我国节能减排问题分析[J].生态经济,2017,33(10):53-57.
36. 史丹. 中国能源效率的地区差异与节能潜力分析[J]. 中国工业经济,2006(10):49-58.
37. 孙振清,杨锐.人工智能技术创新对区域碳排放的影响——机制识别与回弹效应[J].科技管理研究,2024,44(05):168-177.
38. 吴康,耿一睿,郭涛.城市群绿色技术创新对碳排放的影响——基于人力资本的调节效应[J].自然资源学报,2024,39(09):2121-2139.
39. 武杰.数字全球价值链嵌入对制造业企业碳排放的影响研究[J].经济经纬,2024,41(05):92-106.
40. 谢里,陈宇.节能技术创新有助于降低能源消费吗?——“杰文斯悖论”的再检验[J].管理科学学报,2021,24(12):77-91.
41. 徐国泉,刘则渊,姜照华. 中国碳排放的因素分解模型及实证分析:1995-2004[J]. 中国人口·资源与环境,2006,16(6):158-161.
42. 徐俊武,陈钊雄.绿色技术创新对碳排放的影响效应——非线性中介效应与调节效应分析[J].科技进步与对策,2024,41(08):22-32.
43. 杨志安,胡博.财政分权的碳排放效应：空间溢出与机制检验[J].东北大学学报(社会科学版),2024,26(03):34-42.
44. 余心滢,蔡道成,袁智炜,等.工业机器人对碳排放强度的影响及其传导机制——基于中国制造业的理论与实证分析[J].科技管理研究,2023,43(24):196-204.
45. 赵玉焕,钱之凌,徐鑫.碳达峰和碳中和背景下中国产业结构升级对碳排放的影响研究[J].经济问题探索,2022,(03):87-105.
46. 张晖,李光龙,李增来.绿色财政抑制了碳排放吗？[J].财政科学,2024,(01):48-61.
47. 张颖,邹国昊.绿色金融政策对碳排放的空间溢出效应研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2024,77(05):60-72.
48. 钟兴菊,龙少波.环境影响的IPAT模型再认识[J].中国人口·资源与环境, 2016, 26(3):8.

1. 第一作者：高峻峰，副教授，四川师范大学经济与管理学院，电子邮箱：526830247@qq.com；

   第二作者：李振宇，成都杰科力科技有限公司；

   第三作者：张准，副教授，四川师范大学经济与管理学院，电子邮箱：1652670076@qq.com；

   本文获得中国国家留学基金项目（CSC202408510229）、国家社科基金项目（17BJL022）资助。 [↑](#footnote-ref-0)