

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.10.004

欢迎按以下格式引用:汪亚美,余兴厚.数字基础设施对城市碳排放的时空动态效应——基于“宽带中国”准自然实验的证据[J].重庆大学学报(社会科学版),2025(1):100-116. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.10.004.



**Citation Format:** WANG Yamei, YU Xinghou. The space-time dynamic effects of digital infrastructure on urban carbon emissions: Evidence based on the quasi-natural experiment of Broadband China[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2025(1): 100-116. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2024.10.004.

# 数字基础设施对城市 碳排放的时空动态效应 ——基于“宽带中国”准自然实验的证据

汪亚美<sup>1a,1b</sup>, 余兴厚<sup>2</sup>

(1. 西华师范大学 a. 商学院; b. 嘉陵江流域现代产业高质量发展研究中心, 四川 南充 637009;

2. 重庆工商大学 长江上游经济研究中心, 重庆 400067)

**摘要:**随着数字经济成为实现经济高质量发展和绿色低碳转型的大势之趋,数字基础设施建设也上升至国家战略层面。在此背景下,深入探讨数字基础设施对碳排放的内在影响机制,从理论和实证两方面系统分析“宽带中国”试点政策效果是否具有动态持续性和空间溢出效应,这对于进一步落实网络强国、数字中国等国家战略,深入推进数字基础设施建设,探索低碳绿色发展的新型城市发展模式和治理模式具有重要的现实意义。文章将数字基础设施和碳排放纳入同一框架,从理论层面探讨数字基础设施对碳排放的内在影响机制和时空动态效应,创新性地将双重差分的思想纳入空间矩阵的构建中,以“宽带中国”战略为准自然实验,基于2006—2019年中国地级市面板数据,利用渐进双重差分法、空间计量模型、中介效应模型对数字基础设施影响碳排放的内在机制及时空动态效应进行检验。研究结果表明:“宽带中国”示范城市建设对碳排放具有显著的抑制作用,这一结论在通过了工具变量法、三重差分法、PSM-DID等稳健性检验后仍成立。影响机制分析表明:数字基础设施既能直接影响碳排放,又能通过产业结构升级、绿色技术创新的中介渠道促进碳减排。时空动态效应分析表明:“宽带中国”试点政策对碳排放的影响具有时滞性,碳减排效果在政策实施后第二年才会发挥,但随着时间推移呈现出边际效应递增的趋势;并且,“宽带中国”试点政策对地理相近和经济相似地区的碳排放存在着正向空间溢出效

**基金项目:**重庆市教委人文社会科学重点项目“人口结构变化下重庆农村基本公共服务可及性提升机制研究”(22SKGH196);重庆市研究生科研创新项目“绿色发展理念下数字经济对长江经济带城市群碳排放的影响机理及实证研究”(CYB22270);重庆工商大学“学习贯彻党的十九届六中全会精神”专题重点课题“百年来党对中国式现代化道路探索的演进逻辑与经验启示研究”(ctbu1zqh07)

**作者简介:**汪亚美,西华师范大学商学院,Email:775137478@qq.com。

应。异质性分析发现:“宽带中国”政策的碳减排效应在西部地区不显著,在东部和中部地区更明显,并且中部地区的效果大于东部地区。因此,文章建议继续完善数字基础设施建设、加强“宽带中国”试点政策的推广;因地制宜,统筹考虑各城市不同发展特征,实施动态化、差异化策略;同时,加快产业结构转型升级、提升绿色技术创新水平,畅通数字基础设施促进碳减排的中间渠道。

**关键词:**数字基础设施;“宽带中国”战略;碳排放;时空动态效应;影响机制;双重差分模型

**中图分类号:**F49;X321 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2025)01-0100-17

现阶段,我国数字经济正处于规模扩张和价值创造的重要窗口期,以5G、人工智能、大数据中心、物联网、工业互联网等为核心的数字基础设施正不断完善,凭借其高渗透性、规模效应及网络效应影响着经济社会等诸多领域,对企业生产方式、居民生活方式和政府治理模式产生重大影响,推动经济发展迈向高级化。与此同时,“十四五”规划和2035年远景规划纲要提出“推动能源清洁低碳安全利用,深入推进工业、建筑、交通等领域低碳转型”,党的二十大报告也再次强调了绿色低碳的生产生活方式在实现经济高质量发展中的关键作用。党的二十届三中全会提出要健全绿色低碳发展机制。在“双碳”目标与大力发展数字经济的背景下,数字技术在能源、资源和环境领域深度嵌入与应用创新,与电力、工业、交通、建筑等重点碳排放传统产业实现深度融合,为经济绿色发展提供了新动能。随着数字经济成为实现经济社会绿色转型和低碳发展的大势之趋,数字基础设施建设也上升至国家战略层面。我国自2013年实施“宽带中国”战略以来,工信部和国家发改委于2014年、2015年和2016年分三个批次评选出了120个示范城市(城市群),国家信息化水平和数字经济发展基础取得突飞猛进的进展。那么,在具体实践过程中,“宽带中国”这种渐进式的示范城市建设是否促进了城市绿色低碳的发展?主要通过何种影响路径起作用?政策效果是否具有动态持续性和空间示范效应?探讨这些问题对于数字经济时代下实现绿色高质量发展具有重要现实意义。鉴于此,本文从理论层面构建数字基础设施影响碳排放的分析框架,从产业结构升级和绿色技术创新两方面,探讨数字基础设施建设对碳排放的直接及间接影响机制,以“宽带中国”战略试点为准自然试验,将双重差分法与空间计量模型相结合,评估数字基础设施的碳减排效应、时空动态效应及城市异质性。在现实意义上,为“宽带中国”试点政策的环境效应评估提供了实证依据,在一定程度上丰富和拓展了对互联网政策生态效益的评估研究;也为进一步落实网络强国、数字中国等国家战略,深入推进数字基础设施建设,探索低碳绿色发展的新型城市发展模式和治理模式提供有益借鉴。

## 一、文献综述与研究假说

### (一) 文献综述

关于数字基础设施的研究和效应评估,国内外学者大多关注数字基础设施的经济社会效应,如数字基础设施对经济增长<sup>[1]</sup>、产业结构升级以及社会福利等的影响<sup>[2-3]</sup>。对于数字基础设施的生态环境效应,学界发现其影响机制离不开经济效应的中间途径,多数学者主要从能源结构调整<sup>[4]</sup>、经济集聚<sup>[5]</sup>、产业结构升级<sup>[6]</sup>、技术进步<sup>[7]</sup>、市场化程度<sup>[8]</sup>等方面分析数字基础设施及其催生的数字经济对生态环境的影响机制。目前,研究数字基础设施对碳排放影响的文章较少,与本文密切相关的一类文献,聚焦于“宽带中国”战略对碳排放的影响。薛飞等把“宽带中国”战略视为数字基础设

施建设的准自然实验,检验其对碳减排的直接和间接影响,发现“宽带中国”战略主要通过绿色技术创新的途径降低碳排放<sup>[9]</sup>;郭劲光和王虹力基于285个城市的面板数据,实证发现“宽带中国”试点政策显著促进了碳排放绩效提升<sup>[10]</sup>。Dong等利用双重差分法分析了“宽带中国”政策实施对城市温室气体排放绩效的改善作用,并对技术创新、产业结构、要素配置和第三产业集聚等中间影响机制进行了验证<sup>[11]</sup>。Li和Wang关注到资源型城市的碳排放效率,发现“宽带中国”试点政策可以通过促进资源型城市产业结构升级、人力资本积累和创新水平提高来提升碳排放效率<sup>[12]</sup>。

多数研究只是简单的静态研究,忽略了时空效应。与本研究较为相似的另一类研究,关注数字经济对碳排放的空间效应和时间动态效应。徐维祥等发现数字经济有利于降低本地碳排放,却增大了经济相似和地理相近地区的碳排放<sup>[13]</sup>;刘婧玲和陈艳莹关注了数字技术发展与区域碳排放的时空动态效应,发现随着时间推移数字技术的碳减排效应呈逐渐增强的趋势<sup>[14]</sup>;Li等考察数字经济对碳排放的短期效应和长期效应,发现短期内主要是通过能源使用和非绿色技术进步增大碳排放,长期主要是通过产业结构升级和绿色技术进步减少碳排放<sup>[15]</sup>。

本文在既有研究的基础上进行了扩展。本文的边际贡献在于:在研究议题上,较早将数字基础设施和碳排放纳入同一分析框架,系统性考察其内在影响机制,在一定程度上丰富和拓展了对数字经济政策的生态效益评估研究。在识别策略上,以“宽带中国”战略为准自然实验,相较于传统的互联网用户数或邮电业务量等衡量数字基础设施的文献,本文避免了测量误差,方法上采用多期双重差分法,还关注到逆向因果问题,运用工具变量法对政策内生性问题进行缓解。在研究思路,本文创新性地双重差分的思想纳入空间矩阵的构建中,对数字基础设施影响碳排放的时空效应进行检验,分析“虹吸—扩散”效应导致的空间溢出差异,探讨数字基础设施对碳排放时间动态效应。

## (二) 理论分析与研究假说

### 1. 影响机制分析

有别于传统基础设施,以宽带为信息载体的数字基础设施具有时空压缩效应、数据创造效应、网络边际成本递减、规模报酬递增等优势。一方面,数字基础设施本身的运营和发展会直接影响生产生活中的能源消耗强度,对碳排放产生直接影响;另一方面,数字基础设施作为现代网络的“中枢节点”,将各个区域由点到面连成庞大的网络体系,整张网络加速推动信息、技术、人才、资本等要素资源优化配置,对产业结构、技术创新等方面产生强烈冲击,并进一步影响碳排放。图1绘制了数字基础设施对城市碳排放的影响机制。

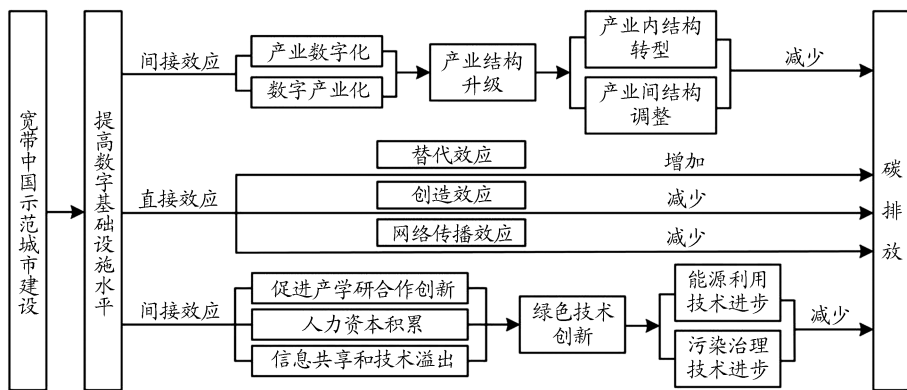


图1 影响机制图

数字基础设施对碳排放的直接影响体现在两点。第一,数字基础设施本身的运营和发展对能



源消耗强度存在正反两种影响:一方面是替代效应,网络信息技术替代了传统生产生活方式,如无纸化办公、远程会议、网络缴费、智能交通体系的建设等,通过减少木材消耗、减少交通运输而实现节能减排;另一方面是创造效应,数字基础设施建设及其催生的通信产业的快速发展刺激了新的能源消费需求,增加了社会能源消耗<sup>[16-17]</sup>。第二,数字基础设施发挥着网络传播效应,如互联网媒介中关于全球变暖的搜索量数据以及网络低碳舆论产生的非正式环境规制,通过提高公众的低碳环保意识,倡导全民从衣食住行等方面践行绿色低碳生活模式。总之,从数字基础设施对碳排放直接影响看,抑制作用多于促进作用,先假定总效应为负,以待后面验证。

数字基础设施通过产业结构升级的中介渠道影响碳排放。一方面,数字基础设施发展形成的数字产业化,“挤出”高能耗、高排放工业,加快城市产业“退二进三”进程,意味着以化石能源为主的能源结构发生较大改善,减少城市碳排放<sup>[13,18]</sup>。另一方面,数字基础设施的“渗透效应”加速产业数字化进程,如:在工业产业数字化过程中,借助数字技术而建立起来的能源综合监测系统,能对产品和能源的供给、生产、运输、消耗进行全流程监管,有利于提高能源利用效率,减少无序生产造成的资源浪费;在服务业产业数字化过程中,以数字基础设施为支撑的智慧物流、在线销售、在线教育等新型服务业取代线下服务,随之降低了能源消耗和污染排放<sup>[6]</sup>。此外,数据与劳动力、资本、土地等传统要素融合,有利于优化要素结构,促进产业结构由劳动密集型、资本密集型产业向技术密集型产业转型升级。因此,数字基础设施通过产业结构升级效应促进碳减排。

数字基础设施通过绿色技术创新的中介渠道影响碳排放。首先,数字基础设施打破了信息流动壁垒,促进企业、高校、科研机构等研发主体合作,加速了人力资本积累向高级化迈进的过程,为绿色技术创新提供了充分的智力支持<sup>[19-20]</sup>。其次,数字基础设施为搭建智能化网络技术平台提供坚实基础,提高了超大规模信息传送速度,降低了网络搜寻和信息传递成本,通过信息共享和知识技术溢出产生技术报酬递增效应,增强绿色技术创新的兼容性和延展性<sup>[21-22]</sup>。重要的是,以“宽带中国”战略为支撑的数字技术的应用,本身具有天然绿色性,如基于生物传感器、卫星遥感等数字技术,对企业能耗排污水平和生态环境进行跟踪监管与在线监测,缓解低碳管理中信息不对称问题<sup>[22]</sup>。关于科技进步促进节能减排,尤其是绿色技术创新通过提高能源利用效率、提升污染治理水平降低碳排放的观点在学界已得到广泛支持<sup>[23]</sup>。

文章提出假设1:数字基础设施能够降低碳排放,数字基础设施主要通过产业结构升级、绿色技术创新两种途径促进碳减排。

## 2. 动态效应分析

数字基础设施对城市碳排放的影响是动态演进的过程。由于数字基础设施影响碳排放的路径历程不同,其时间动态效应可能存在着差异。从短期看,数字基础设施的建设和运营对能源消耗强度产生直接影响,无论是数字基础设施通过替代效应(如无纸化办公、网络会议、在线购物)减少能耗,还是通过创造效应催生新的能源消费需求,都具有即时性;但是数字基础设施影响碳减排的最重要两个渠道,产业结构的调整和升级需要较长周期,绿色技术的研发投入与应用也不是短期能完成的。从长期看,随着时间推移,数字基础设施推动的产业结构升级和绿色技术创新路径逐渐显现,受“结构红利”和“技术红利”影响的碳减排是一个长期的过程<sup>[14]</sup>。

本文提出假设2:数字基础设施对碳排放的影响可能存在时滞性,但随着时间推移,数字基础设施对城市碳排放的抑制作用逐渐增强。

### 3. 空间溢出效应分析

数字基础设施具有跨空间、跨时点的网络传播效应和规模效应,会对其他地区的经济活动和生态环境产生显著的空间溢出效应。一方面,数字基础设施对区域间资本和创新要素流动产生“扩散效应”,促使“宽带中国”示范城市优质的资源、技术、经验等向相邻或相似地区溢出,有利于实现跨区域的资源整合和协同减排,为区域低碳发展带来良好的“示范作用”和正外部性<sup>[24]</sup>;另一方面,数字基础设施的完善极大程度上提升城市公共服务效率,对相邻或相似地区的人才、资本、技术等资源要素产生虹吸效应,进一步促进本地区产业结构升级和绿色技术创新水平的提高,并且在产业结构升级过程中,倾向于把污染企业转移到相邻或相似地区,在一定程度上增加了对转入地区的碳排放,因此,城市之间由于虹吸产生的“竞争效应”,使碳减排在空间上表现出负的外部性。这两种截然相反的力量也得到了诸多学者的证明<sup>[13-14,19]</sup>。总之,数字基础设施对区域碳排放总的空间溢出效应取决于扩散作用和虹吸作用的大小。

本文提出假设3:数字基础设施对于碳排放的影响存在空间溢出效应。

## 二、识别策略及变量说明

### (一) 政策背景

2013年8月,国务院发布《“宽带中国”战略及实施方案》,将“宽带中国”计划上升为国家战略。随后,工信部和国家发改委决定开展创建“宽带中国”示范城市(城市群)工作,分别于2014年、2015年和2016年分三个批次评选出了120个示范城市。我国扎实推进5G、千兆光网、数据中心、云计算等宽带基础设施建设部署,在政产学研的共同努力下,宽带网络在基础支撑能力、应用设施服务水平、网络投资规模、产业竞争实力、融合应用程度、普惠民生水平等各方面进一步增速提质,取得一系列标志性成果。可见,信息通信技术正处于系统创新和智能引领的重大变革期,传统以信息传输为核心的网络基础设施加速转变为综合性数字基础设施,为经济社会各行各业的数字化转型积极赋能,因此,“宽带中国”政策能够有效代表数字基础设施的发展。

### (二) 识别策略和模型假定

双重差分法(DID)是常用的政策效果评估方法,参考王桂军和卢潇潇<sup>[25]</sup>的研究,本文运用DID构建“宽带中国”对碳排放影响的模型如下:

$$\ln\text{co}_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{kdzg}_{it} + \alpha_2 \text{control}_{it} + \tau_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $\ln\text{co}_{2it}$ 表示碳排放; $\text{kdzg}_{it}$ 表示“宽带中国”战略试点政策虚拟变量,以此作为数字基础设施的外生冲击, $\text{kdzg}_{it} = \text{treat}_{it} \times \text{time}_{it}$ ,若该城市获批“宽带中国”示范城市,则 $\text{time}_{it}$ 为1,否则为0,获批当年及之后年份 $\text{time}_{it}$ 为1,其余为0;其系数值 $\alpha_1$ 反映“宽带中国”试点政策对碳排放的影响; $\text{control}_{it}$ 为控制变量; $\tau_i$ 为个体固定效应; $\nu_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 表示误差项。“宽带中国”试点名单来源于国家工信部于2014年、2015年、2016年分批设立的共120个“宽带中国”示范城市(城市群),剔除数据缺失最终获得104个“宽带中国”试点城市。

为进一步验证“宽带中国”试点政策对碳排放的时间动态效应,考虑到“宽带中国”试点政策分批实施,且在推动碳减排中可能具有缓冲期和动态持续性,故借鉴Beck等<sup>[26]</sup>的“事件分析法”思路,在模型(1)的基础上构建如下动态模型:

$$\ln\text{co}_{2it} = \alpha_0 + \sum_{k=-9}^{-1} \alpha_{\text{pre}} D_{\text{pre}ik} + \alpha_{\text{current}} D_{\text{current}} + \sum_{k=1}^5 \alpha_{\text{post}ik} D_{\text{post}ik} + \alpha_2 \text{control}_{it} + \tau_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $D_{\text{pre}ik}$ 、 $D_{\text{post}ik}$  是一系列虚拟变量。 $k$  表示“宽带中国”试点开始实施的第  $k$  年, 本文重点关注  $D_{\text{pre}ik}$ 、 $D_{\text{current}}$ 、 $D_{\text{post}ik}$  前的系数,  $\alpha_{\text{pre}}$ 、 $\alpha_{\text{current}}$ 、 $\alpha_{\text{post}}$ ,  $\alpha_{\text{pre}}$ 、 $\alpha_{\text{current}}$ 、 $\alpha_{\text{post}}$  分别表示“宽带中国”政策实施前第  $k$  年和政策实施后第  $k$  年的实验组与控制组之间的碳排放差异。其余变量设置与基准模型一致。

为验证研究假说 3, 参考 Delgado 和 Florax<sup>[27]</sup> 的方法, 构建如下空间双重差分模型, 探究“宽带中国”示范城市对地理和经济相似城市碳排放的空间溢出效应:

$$\ln\text{co}_{2it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln\text{co}_{2jt} \times w_{ij} + \alpha_1 \text{kdzg}_{it} + \alpha_2 \text{kdzg}_{jt} \times w_{ij} + \alpha_3 \text{control}_{jt} + \alpha_4 \text{control}_{jt} \times w_{ij} + \tau_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $w$  为空间权重矩阵, 其余变量与前文基准模型一致。本文综合考虑不同空间个体在地理区位与经济特征等方面因素, 基于引力模型构建经济地理权重矩阵如式(4)所示, 其中  $\bar{Q}_i$  和  $\bar{Q}_j$  分别表示两个城市实际人均 GDP,  $d_{ij}^2$  表示两城市距离的平方<sup>[28]</sup>。

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{\bar{Q}_i \times \bar{Q}_j}{d_{ij}^2} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (4)$$

### (三) 变量选择与数据说明

#### 1. 被解释变量与核心解释变量

借鉴 IPCC 组织推荐的测算方法, 得出城市历年碳排放量, 并对其进行了取对数处理( $\ln\text{co}_2$ ), 作为本文的被解释变量。城市碳排放的来源包括液化石油气、天然气、电能和热能消耗产生的碳排放, 按照能源的碳排放系数折算出这些能源消耗所产生的碳排放量加总, 具体公式为  $\text{co}_2 = \sum E_i \times C_i$ , 其中,  $E_i$  表示  $i$  类能源的消耗量,  $C_i$  表示  $i$  类能源的碳排放系数。核心解释变量为是否实施“宽带中国”试点政策( $\text{kdzg}$ )。在当年及以后年度设立为“宽带中国”示范城市,  $\text{kdzg}$  赋值为 1, 否则为 0。

#### 2. 中介变量

产业结构升级和绿色技术创新。产业结构( $\text{indu}$ )的衡量, 以第二产业产值占 GDP 比重表示。绿色技术创新( $\text{pergreeninno}$ )的衡量, 借鉴黎文靖和郑曼妮<sup>[29]</sup>的研究, 发明专利的申请必须符合“新颖性、创造性和实用性”的要求, 具有较高的新颖度和技术创造性, 而实用新型专利是策略性创新, 因此, 本文选取人均绿色发明专利申请量来衡量城市实质性绿色创新水平。

#### 3. 控制变量

基于 STIRPAT 理论模型, 城市碳排放的影响因素还包括人口、经济和技术等社会经济要素<sup>[30]</sup>。因此, 本文控制变量包括: (1) 经济发展水平——人均地区生产总值及其平方项( $\text{perGDP}$ 、 $\text{perGDP}^2$ )。根据“环境库兹涅茨”曲线<sup>[31]</sup>, 经济发展水平与环境污染可能呈倒“U”型曲线关系, 因此选择人均地区生产总值衡量经济发展水平, 并加入其平方项。(2) 人口密度( $\text{density}$ )——地区常住人口除以城市行政区面积。(3) 城镇化水平( $\text{urban}$ )——城市建成区面积占行政区面积的比重。(4) 财政支出水平( $\text{fdzb}$ )——地方一般预算支出除以 GDP。在财政支出压力大的地区, 可能出现以牺牲环境为代价追求经济增长的情况, 也可能存在加快经济发展绿色转型的情况, 倾向于将财政支

出资金投入环境治理、绿色项目等领域,以影响碳排放<sup>[32]</sup>。(5)对外开放程度(fdi)——外商直接投资占GDP的比重。“污染天堂”假说认为,发达国家或地区会通过向欠发达国家或地区转移高污染高排放产业,加剧转入地的碳排放;“污染光环”假说认为,外商投资会伴随绿色生产技术和环保理念,会降低碳排放<sup>[33]</sup>。(6)地区金融水平(fin)——金融机构年末贷款余额除以GDP。(7)投资强度(tzqd)——固定资产投资与GDP的比值。固定资产投资加大,可能会导致更多房屋建材消耗和以石油、电力为主的能源消费,从而影响碳排放<sup>[32]</sup>。(8)绿化覆盖率(greenland)——用建成区绿地面积与建成区面积之比来表示。

#### 4. 数据说明

本文使用的样本为2006—2019年中国271个地级市的面板数据,不含港澳台、西藏地区,以及数据严重缺失的城市。由于固定资产投资总额等指标在2005年以前缺失,因此以2006年作为样本起始年份。相关数据主要来自2007—2020年《中国城市统计年鉴》。计算碳排放所需的各区域电网排放因子数据来自《中国区域电网二氧化碳基准线排放因子》,本文对部分缺失数据用插值法进行了填补。各变量的描述性统计见表1。

表1 描述性统计分析

| 变量名称                | Observation | mean   | sd     | min    | max       |
|---------------------|-------------|--------|--------|--------|-----------|
| lnco <sub>2</sub>   | 3 794       | 6.141  | 1.202  | 2.019  | 9.533     |
| kdzg                | 3 794       | 0.138  | 0.345  | 0.000  | 1.000     |
| indu                | 3 794       | 47.893 | 10.681 | 11.700 | 90.970    |
| pergreeninno        | 3 794       | 0.522  | 1.484  | 0.000  | 26.818    |
| pergdp              | 3 794       | 4.315  | 3.270  | 0.010  | 46.775    |
| pergdp <sup>2</sup> | 3 794       | 29.311 | 61.219 | 0.000  | 2 187.891 |
| density             | 3 794       | 4.404  | 3.328  | 0.050  | 26.480    |
| urbantd             | 3 794       | 0.017  | 0.034  | 0.000  | 0.481     |
| fdzb                | 3 794       | 0.177  | 0.094  | 0.041  | 1.500     |
| fdi                 | 3 794       | 0.003  | 0.003  | 0.000  | 0.030     |
| fin                 | 3 794       | 0.892  | 0.582  | 0.075  | 9.595     |
| tzqd                | 3 794       | 0.752  | 0.338  | 0.012  | 2.887     |
| greenland           | 3 794       | 0.712  | 1.545  | 0.002  | 16.803    |

### 三、实证结果

#### (一) 基准回归分析

运用渐进双重差分法评估“宽带中国”试点政策对城市碳排放的影响。表2第(1)、(2)列分别为未加入控制变量的时间固定和双向固定效应回归结果,第(3)、(4)列分别为加入控制变量后的时间固定和双向固定效应回归结果。kdzg的系数均在1%水平上显著为负,表明“宽带中国”试点政策对城市碳排放具有显著抑制作用。从第(4)列双向固定回归结果看,“宽带中国”试点政策虚拟变量的系数为-0.159,表明“宽带中国”试点政策的实施使试点城市的碳排放相比非试点城市下降15.9个百分点,数字基础设施的碳减排效应成立。研究假说1的总效应得到验证。

从控制变量的回归结果看,控制变量结果也基本符合理论预期。经济发展水平的一次项系数(perGDP)显著为正,二次项系数(perGDP<sup>2</sup>)显著为负,说明在经济发展的不同阶段,碳排放出现先



增加后下降的变化趋势。人口密度(density)的系数为正且显著,说明人口密度的加大会加剧碳排放。城镇化水平(urban)和财政支出水平(fdzb)的系数均显著为负,表明当前城镇化发展阶段以及财政支出水平对碳排放具有明显的抑制作用。外商直接投资(fdi)和金融发展水平(fin)的系数为负但不显著,说明外商直接投资和金融发展对碳排放影响存在着不确定性。投资强度(tzqd)的系数显著为正,表明投资强度的加大会加剧碳排放。绿化覆盖率(greenland)的系数为负但不显著,说明城市环境基础设施对生态环境有着促进作用,但目前的效果还不明显。

表 2 基准回归

| 变量名称                | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                     |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| kdzg                | -0.188 ***<br>(-7.525) | -0.205 ***<br>(-8.269) | -0.206 ***<br>(-7.672) | -0.159 ***<br>(-6.216)  |
| perGDP              |                        |                        | 0.092 ***<br>(8.377)   | 0.037 ***<br>(3.309)    |
| perGDP <sup>2</sup> |                        |                        | -0.002 ***<br>(-7.386) | -0.001 ***<br>(-2.863)  |
| density             |                        |                        | 0.095 ***<br>(9.106)   | 0.049 ***<br>(3.096)    |
| urban               |                        |                        | -1.925 *<br>(-1.816)   | -10.784 ***<br>(-7.865) |
| fdzb                |                        |                        | -0.676 ***<br>(-3.975) | -0.279 *<br>(-1.684)    |
| fdi                 |                        |                        | 13.123 ***<br>(3.435)  | -1.019<br>(-0.274)      |
| fin                 |                        |                        | 0.078 ***<br>(3.417)   | -0.023<br>(-1.045)      |
| tzqd                |                        |                        | 0.149 ***<br>(4.533)   | 0.172 ***<br>(5.514)    |
| greenland           |                        |                        | 0.022 *<br>(1.850)     | -0.010<br>(-0.853)      |
| cons                | 5.591 ***<br>(89.822)  | 5.591 ***<br>(250.402) | 4.965 ***<br>(71.540)  | 5.426 ***<br>(69.638)   |
| 个体固定                | No                     | Yes                    | No                     | Yes                     |
| 时间固定                | Yes                    | Yes                    | Yes                    | Yes                     |
| $R^2$               |                        | 0.571                  |                        | 0.585                   |
| Obs                 | 3 794                  | 3 794                  | 3 794                  | 3 794                   |

注:1. \*  $P < 0.10$ , \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ;2. 括号中为  $t$  值。下表同。

## (二) 稳健性检验

### 1. 工具变量法

为缓解内生性问题,借鉴张华和冯烽<sup>[34]</sup>的思路,采用平均坡度(pjpd)作为“宽带中国”试点政策的工具变量,识别“宽带中国”对碳排放影响的净效应。一方面,平均坡度会影响网络基础设施的建设成本和信号质量,对其建设和运营产生负面影响,满足相关性条件;另一方面,地形坡度作为地理变量,一般与经济社会的碳排放不相关,满足外生性条件。两阶段最小二乘法的结果如表3所示。第一阶段回归结果表明,平均坡度与“宽带中国”试点呈负向关系,工具变量一阶段的  $F$  值大于10,排除了弱工具变量问题。第二阶段结果显示,“宽带中国”试点政策对城市碳排放水平具有显著



的抑制作用,并且与基准回归相比回归系数绝对值大小有了较大程度增长,表明在减弱内生性后,试点政策效应更大。

表3 工具变量法

| 变量名称                          | (1)                  | (2)                  |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|
| pjpd                          | -0.118***<br>(-6.67) | -0.058***<br>(-3.34) |
| 第二阶段                          | -1.328***<br>(-4.95) | -1.654***<br>(-2.70) |
| 控制变量                          | No                   | Yes                  |
| 时间固定                          | Yes                  | Yes                  |
| 个体固定效应                        | Yes                  | Yes                  |
| Cragg-Donald Wald F statistic | 44.518               | 11.170               |

## 2. 三重差分法

本文对于其他若干未考虑到的政策是否对实证结果有影响仍有疑虑。例如,2014年在北京市、上海市等实行碳排放权交易政策,2010年开始实行的低碳城市试点政策,2012年印发的《重点区域大气污染防治“十二五”规划》均可能影响试点地区的碳排放。为进一步排除这些政策可能的干扰,利用三重差分法控制这些城市,能将其他一些未能纳入考虑的政策进一步排除,从而得到“宽带中国”试点政策对碳排放的净影响<sup>[35]</sup>。

$$\ln co_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 ddd_{it} + \alpha_2 control_{it} + \tau_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)是在双重差分模型式(1)的基础上构建三重差分模型,  $ddd_{it}$  表示三重差分变量,包括  $kdzg \times tjysd$ 、 $kdzg \times ditan$ 、 $kdzg \times dqwrkzq$  三个虚拟变量,分别表示“宽带中国”试点政策对碳交易试点城市碳排放的影响、“宽带中国”试点政策在低碳试点城市碳排放的影响、“宽带中国”试点政策对处于大气污染控制区城市的影响。系数  $\alpha_1$  为三重差分估计量,衡量“宽带中国”试点政策对其他政策试点城市碳排放的影响程度。

表4中三重差分估计结果显示,  $kdzg \times tjysd$ 、 $kdzg \times ditan$ 、 $kdzg \times dqwrkzq$  系数均显著为负,说明在排除碳排放权交易政策、低碳城市试点政策、大气污染控制区政策因素之后,“宽带中国”试点政策仍能够对碳排放产生抑制作用,表明前文的研究结论是高度稳健的。

表4 三重差分法

| 变量名称                  | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $kdzg \times tjysd$   | -0.207***<br>(-4.177) |                       |                       |
| $kdzg \times ditan$   |                       | -0.167***<br>(-4.759) |                       |
| $kdzg \times dqwrkzq$ |                       |                       | -0.135***<br>(-3.013) |
| cons                  | 5.380***<br>(68.238)  | 5.401***<br>(69.027)  | 5.383***<br>(67.794)  |
| 控制变量                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 个体固定                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 时间固定                  | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| $R^2$                 | 0.582                 | 0.583                 | 0.581                 |
| Obs                   | 3 794                 | 3 794                 | 3 794                 |

### 3. 安慰剂检验

本文参考刘瑞明等<sup>[36]</sup>的做法,随机确立“宽带中国”试点城市名单进行安慰剂检验,即对所有的观测城市随机抽取一个年份作为政策时间,构建虚拟处理变量。利用 stata 软件对碳排放分别进行 1 000 次(图 2 左图)和 2 000 次(图 2 右图)回归,并将回归系数的  $t$  值绘制成直方图。由图 2 可以看出, $t$  值的绝对值远小于基准回归结果中的  $t$  值绝对值,证明在排除其他随机性因素对结果的干扰后,试点政策确实能够促进城市碳减排。

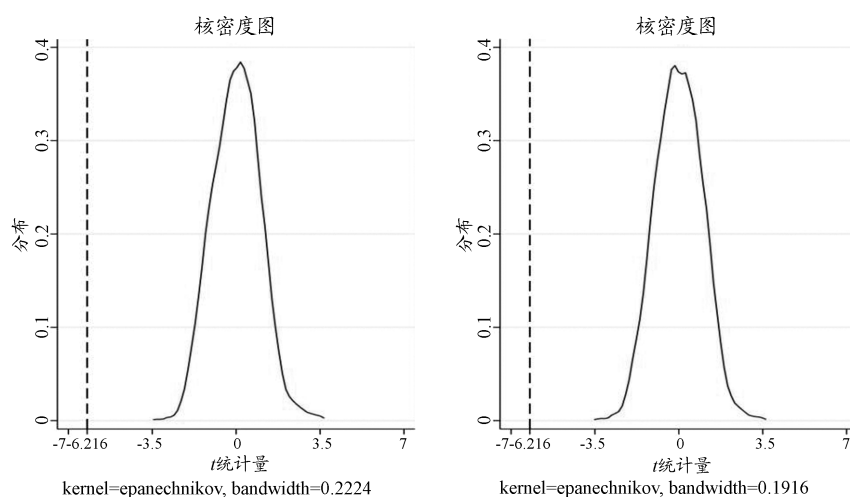


图 2 安慰剂检验

### 4. PSM-DID 方法

本文进一步利用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。参考曹翔和高瑀<sup>[37]</sup>的做法,将模型(1)中控制变量作为匹配变量,分别采用临近匹配、半径匹配和核匹配三种方法对样本进行匹配,回归结果见表 5。表 5 第(1)(2)(3)列中  $kdzg$  估计系数均显著为负,说明基准回归结果稳健。

表 5 PSM-DID 方法

| 变量名称   | (1) 邻近匹配              | (2) 半径匹配               | (3) 核密度匹配              |
|--------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| $kdzg$ | -0.083 **<br>(-2.526) | -0.149 ***<br>(-5.742) | -0.138 ***<br>(-5.333) |
| $cons$ | 5.320 ***<br>(37.467) | 5.171 ***<br>(55.284)  | 5.127 ***<br>(52.206)  |
| 控制变量   | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| 个体固定   | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| 时间固定   | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| $R^2$  | 0.540                 | 0.591                  | 0.594                  |
| Obs    | 2 126                 | 3 741                  | 3 724                  |

### (三) 异质性分析

受经济、历史以及地形等因素的影响,不同区域数字基础设施建设及其对碳排放的影响均有所不同,本文将样本划为东部、中部、西部三个区域,对“宽带中国”试点政策影响碳排放的区域异质性进行分析,表 6 报告了异质性回归结果。

第一,试点政策对东部和中部城市的碳排放影响系数分别为-0.106 和-0.221,均在 1%水平上

通过显著性检验。在西部城市,试点政策对碳排放的影响系数虽为负,但不显著,说明“宽带中国”试点政策的碳减排效果在中部和东部城市更明显。究其原因,西部属于欠发达地区,本身的铁路、公路等传统基础设施滞后,人力资本和科技水平较为落后,不利于网络基础设施及其延伸的数字经济的发展,同时,西部地区还承接来自发达地区的污染型产业转移,转移的高能耗企业也加大了碳减排工作的推进难度,这一观点在薛飞等<sup>[9]</sup>、Zhang等<sup>[38]</sup>的研究中也得到了证实。

第二,比较东部与中部地区系数的大小,发现中部地区试点政策对碳排放的抑制作用明显优于东部地区。可能的原因在于:一方面,数字基础设施的重要服务对象是广大中等收入群体和中小企业,并且由于数字基础设施的网络化、线上化特征,受实体经济发展基础的制约因素相对较弱,使得经济发展相对落后于东部的中部地区在低碳转型方面能更多地从数字经济发展中受益;另一方面,虽然中部地区本身的数字基础设施建设起步晚于东部地区,但不同于西部地区受制于要素禀赋,在中部地区资源要素和配套设施相对完善的情况下,其拥有较强的后发优势,数字基础设施发展的潜力和增长空间更大,在低碳发展方面释放的红利更多,而东部地区碳减排受数字技术红利影响的空间有限<sup>[39-40]</sup>。

表6 异质性分析

| 变量名称  | 东部                     | 中部                     | 西部                    |
|-------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| kdzg  | -0.106 ***<br>(-2.829) | -0.221 ***<br>(-5.833) | -0.051<br>(-0.846)    |
| cons  | 6.199 ***<br>(54.221)  | 5.324 ***<br>(39.253)  | 4.359 ***<br>(19.736) |
| 控制变量  | Yes                    | Yes                    | Yes                   |
| 个体固定  | Yes                    | Yes                    | Yes                   |
| 时间固定  | Yes                    | Yes                    | Yes                   |
| $R^2$ | 0.619                  | 0.618                  | 0.603                 |
| Obs   | 1 358                  | 1 386                  | 1 050                 |

#### 四、影响机制检验

基于前文的理论机制分析,本文对“宽带中国”试点政策通过产业结构升级、绿色技术创新途径影响碳排放的中介机制进行检验,借鉴温忠麟和叶宝娟<sup>[41]</sup>的中介效应经典方程,构建“宽带中国”试点政策影响碳排放的中介效应模型:

$$M_{it} = a_0 + a_1 \text{kdzg}_{it} + a_2 \text{control}_{it} + \tau_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln \text{co}_{2it} = b_0 + b_1 \text{kdzg}_{it} + b_2 M_{it} + b_3 \text{control}_{it} + \tau_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

方程(6)中, $M_{it}$ 代表中介变量, $a_1$ 表示试点政策对中介变量的影响系数,方程(7)的 $b_1$ 表示加入中介变量后的方程中试点政策对碳排放的影响系数, $b_2$ 表示中介变量对被解释变量碳排放的回归系数。

表7报告了中介机制检验结果。第(1)、(3)列和第(2)、(4)列分别对应中介方程(6)和(7)。第(1)、(2)列检验了产业结构升级(indu)的中介机制,第(3)、(4)列检验了绿色技术创新(pergreeninno)的中介机制。从产业结构升级的检验结果看,kd zg对indu的回归系数显著为负,indu对 $\ln \text{co}_2$ 的影响系数显著为正,表明“宽带中国”试点政策的实施通过减少第二产业的占比而降低了碳排放。从绿色技术创新的检验结果看,第(3)列中kd zg的回归系数都显著为正,第(4)列中

lngreeninno 的系数显著为负,说明“宽带中国”试点政策的实施有利于提升人均绿色发明专利申请量,数字基础设施能通过实质性绿色技术创新促进碳减排。研究假设 1 的中介影响机制得到验证。

表 7 中介效应检验

| 变量名称           | 产业结构升级                 |                          | 绿色技术创新                  |                          |
|----------------|------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
|                | (1)<br>indu            | (2)<br>lnco <sub>2</sub> | (3)<br>pergreeninno     | (4)<br>lnco <sub>2</sub> |
| kdzg           | -1.331 ***<br>(-4.742) | -0.146 ***<br>(-5.726)   | 0.384 ***<br>(7.948)    | -0.131 ***<br>(-5.120)   |
| indu           |                        | 0.010 ***<br>(6.307)     |                         |                          |
| pergreeninno   |                        |                          |                         | -0.073 ***<br>(-8.258)   |
| cons           | 47.372 ***<br>(55.344) | 4.969 ***<br>(46.827)    | -3.294 ***<br>(-22.347) | 5.185 ***<br>(62.849)    |
| 控制变量           | Yes                    | Yes                      | Yes                     | Yes                      |
| 个体固定           | Yes                    | Yes                      | Yes                     | Yes                      |
| 时间固定           | Yes                    | Yes                      | Yes                     | Yes                      |
| R <sup>2</sup> | 0.453                  | 0.589                    | 0.476                   | 0.593                    |
| Obs            | 3 794                  | 3 794                    | 3 794                   | 3 794                    |

## 五、时空动态效应检验

### (一) 平行趋势及时间动态效应检验

利用模型(2)进行平行趋势检验,如果  $k < 0$  期间,有  $\alpha_{pre}$  不显著异于 0,则满足平行趋势假设,反之,如果在  $k < 0$  期间,  $\alpha_{pre}$  显著异于 0,则证明实验组与控制组存在显著差异。由表 8 和图 3 可知,在“宽带中国”试点政策实施之前,试点城市和非试点城市的回归系数不显著异于 0,在政策实施之后,试点城市和非试点城市的回归系数显著异于 0 且差异不断变大,说明满足平行趋势假定满足,采用双重差分法是合理的。

表 8 平行趋势及动态效应检验

|          | (1)                |          | (2)                |          | (3)                    |
|----------|--------------------|----------|--------------------|----------|------------------------|
| 实施前第 9 年 | -0.034<br>(-0.434) | 实施前第 4 年 | -0.047<br>(-0.605) | 实施后第 1 年 | -0.118<br>(-1.490)     |
| 实施前第 8 年 | -0.052<br>(-0.691) | 实施前第 3 年 | -0.106<br>(-1.350) | 实施后第 2 年 | -0.152 *<br>(-1.921)   |
| 实施前第 7 年 | -0.082<br>(-1.052) | 实施前第 2 年 | -0.097<br>(-1.231) | 实施后第 3 年 | -0.317 ***<br>(-3.983) |
| 实施前第 6 年 | -0.072<br>(-0.918) | 实施前第 1 年 | -0.069<br>(-0.869) | 实施后第 4 年 | -0.437 ***<br>(-5.070) |
| 实施前第 5 年 | -0.041<br>(-0.525) | 实施当年     | -0.098<br>(-1.250) | 实施后第 5 年 | -0.559 ***<br>(-5.623) |

从动态效应看。“宽带中国”试点政策在施行当年和实施后第一年并未对碳排放产生显著影响,但已经显示出一定的碳减排趋势,在第二年的系数显著为负,说明试点政策的碳减排效果具有时滞性,在第二年后才明显发挥;还可看出越到后面年份,系数值逐渐增大,且越来越显著,表明政策效果的发挥呈现出时间动态增强效应。这是因为,在“宽带中国”政策影响碳排放的路径中,仅有数字基础设施本身的建设和运营以及对相关生产生活方式的替代作用具有即时性,而产业结构升



级和绿色技术创新的变化都需要一定过程,因此数字基础设施通过产业结构和绿色技术创新来影响碳排放的效应在当期最弱甚至为零,随着时间推移,数字基础设施推动产业结构逐渐向合理化和高级化转变、推动绿色技术应用于碳减排领域,进而对城市碳排放的抑制作用逐渐增强,研究假说2得到验证。

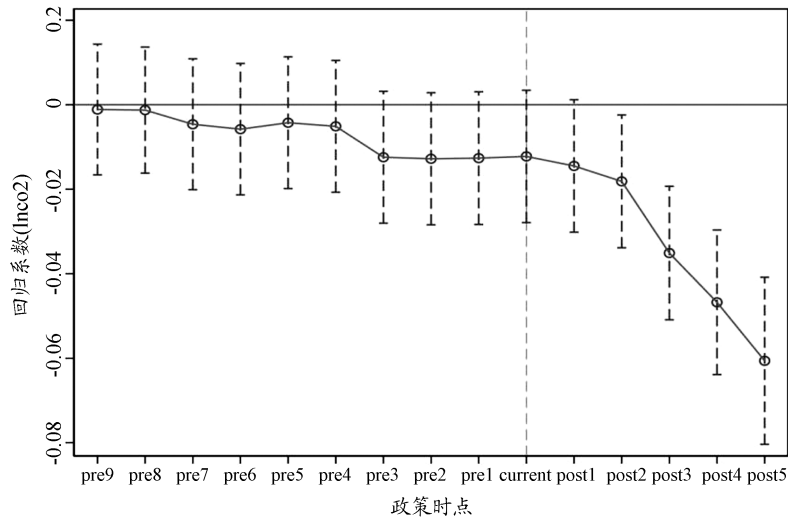


图3 平行趋势及动态效应检验

(二) 空间溢出效应检验

采用空间双重差分模型对数字基础设施影响碳排放的空间溢出效应进行检验。首先,采用Moran’s I 指数法计算地理经济联合矩阵下各年度的空间自相关系数,2006—2019 年城市碳排放的全局 Moran’s I 指数均大于0,且达到1%的显著性水平,说明具有显著的空间自相关性,对其进行空间溢出效应研究很有必要。其次,本文对模型选择进行了检验,如表9所示,Wald 检验和LR 检验结果表明,SDM 模型不能退化为SAR 和SEM 模型,同时,LR 检验结果显示,时间空间双固定效应模型最优,因此,本文应选择SDM 双向固定效应模型。

表9 空间溢出效应检验

| 变量名称              | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|-------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| kdzg              | -0.090**<br>(-2.169) | -0.160***<br>(-6.462) | -0.212***<br>(-9.002) | -0.170***<br>(-7.014) |
| w×kdzg            | 0.058<br>(0.475)     | 0.252***<br>(5.295)   | 0.356***<br>(5.237)   | 0.135*<br>(1.882)     |
| rho               | 0.160***<br>(4.721)  | 0.623***<br>(26.573)  | 0.197***<br>(5.815)   | 0.152***<br>(4.296)   |
| sigma2            | 0.505***<br>(41.490) | 0.126***<br>(43.052)  | 0.122***<br>(43.774)  | 0.116***<br>(43.416)  |
| 控制变量              | Yes                  | Yes                   | No                    | Yes                   |
| 个体固定              | No                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 时间固定              | Yes                  | No                    | Yes                   | Yes                   |
| Obs               | 3 794                | 3 794                 | 3 794                 | 3 794                 |
| wald_sptial_lag   | 105.16***            |                       |                       |                       |
| wald_sptial_error | 106.63***            |                       |                       |                       |
| LR_sptial_lag     | 133.42***            |                       |                       |                       |
| LR_sptial_error   | 130.17***            |                       |                       |                       |

表9报告了空间溢出效应检验结果,第(1)、(2)、(3)、(4)列分别为只固定年份、只固定城市、双向固定无控制变量、双向固定有控制变量的回归结果。主要对第(4)列结果进行分析,可看到空间滞后项系数在1%水平显著为正,说明城市间碳排放存在正向空间相关性。观察“宽带中国”政策对碳排放影响的空间滞后项系数,可以发现, $w \times kdzg$  回归系数显著为正(0.135),意味着“宽带中国”试点政策对距离较近和经济较相似地区的碳排放具有促进作用。可能的原因在于,“宽带中国”示范城市对人才、资本、技术等资源要素的产生吸引,并且“虹吸效应”大于“扩散效应”,产生加剧碳排放的空间溢出效应。

## 六、结论与启示

文章从理论层面分析了数字基础设施对碳排放的影响机制和时空动态效应,基于2006—2019年中国地级市面板数据,以“宽带中国”战略为准自然实验,利用渐进双重差分法实证检验了“宽带中国”试点政策对城市碳排放的影响机理与时空动态效果。主要结论如下:第一,“宽带中国”示范城市的设立具有显著的碳减排效果,并且该实证结论通过了工具变量法、三重差分法、PSM-DID等稳健性检验。第二,机制分析显示,数字基础设施既能直接影响碳排放,又能通过产业结构升级、绿色技术创新的中介渠道间接促进碳减排。第三,从时间动态效应看,“宽带中国”试点政策的碳减排效应具有时滞性,但随着时间推移,试点政策对城市碳排放的抑制作用存在边际效应递增的趋势。第四,从空间溢出效应看,“宽带中国”试点政策对地理经济相似地区的碳排放存在着正向空间溢出效应。第五,地区异质性方面,“宽带中国”战略的碳减排效应在西部地区不显著,在东部和中部地区更明显,并且中部地区的效果大于东部地区。

根据上述结论,得到如下政策启示。

第一,完善数字基础设施建设,加强“宽带中国”试点政策的推广。由于我国数字化进程尚处于发展初期,数字基础设施的边际效应递增的空间上限还很大,因此,应继续加快5G、人工智能、大数据中心、物联网、工业互联网等基础设施建设步伐,进一步优化数字基础设施供给模式和运营模式,并注重长期战略与短期计划相结合,分级分类推进实施,优先布局示范效应大、带动性强的建设项目,推进数字强国建设。第二,因地制宜,统筹考虑各城市发展的不同特征,实施动态化、差异化政策。加强地区间数字经济互助发展和协同减排,充分利用数字基础设施的时空压缩性、共享性特征,扩宽知识信息和技术溢出渠道,最大限度发挥数字基础设施促进碳减排的扩散作用和示范效应,减缓对其他地区的“虹吸效应”。东部地区应重点攻关核心技术,发挥带头作用;中部地区在承接绿色创新产业的过程中,降低数字技术使用门槛,继续发挥好东部和西部地区的“桥梁作用”;西部地区依靠自身资源优势,通过引进人才、利用数字技术打造特色产业,将数字技术应用于电网布局选址和清洁能源领域。第三,加快产业结构转型升级、提升绿色技术创新水平。继续支持电子商务、互联网产业等环境友好型产业发展,引导生产要素流向资源节约、环境优化的新兴产业,激发出更多的新业态和新模式,加快数字经济同三次产业的深度融合,推动资源型重工业向低碳化、绿色化转型。同时,加大对绿色技术研发项目的财政资金支持 and 人才队伍建设,加强绿色法律法规体系和知识产权制度供给体系建设,发挥财税工具、产业政策、金融体系等激发绿色创新,为绿色技术创新营造良好的政策环境。

## 参考文献:

- [1] CZERNICH N, FALCK O, KRETSCHMER T, et al. Broadband infrastructure and economic growth[J]. The Economic Journal, 2011, 121(552): 505-532.
- [2] 马青山, 何凌云, 袁恩宇. 新兴基础设施建设与城市产业结构升级: 基于“宽带中国”试点的准自然实验[J]. 财经科学, 2021(4): 76-90.
- [3] RAMPERSAD G, TROSHANI I. High-speed broadband: assessing its social impact[J]. Industrial Management & Data Systems, 2013, 113(4): 541-557.
- [4] LIN B Q, ZHOU Y C. Does the Internet development affect energy and carbon emission performance? [J]. Sustainable Production and Consumption, 2021, 28: 1-10.
- [5] 李治国, 王杰. 经济集聚背景下数字经济发展如何影响空间碳排放?[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2022(5): 87-97.
- [6] 韩晶, 陈曦. 数字经济赋能绿色发展: 内在机制与经验证据[J]. 经济社会体制比较, 2022(2): 73-84.
- [7] 郭丰, 杨上广, 任毅. 数字经济、绿色技术创新与碳排放: 来自中国城市层面的经验证据[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2022(3): 45-60.
- [8] 魏丽莉, 侯宇琦. 数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022(8): 60-79.
- [9] 薛飞, 周民良, 刘家旗. 数字基础设施降低碳排放的效应研究: 基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 南方经济, 2022(10): 19-36.
- [10] 郭劲光, 王虹力. 数字赋能下减排战略的创新性选择: 基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2022(4): 101-113, 142.
- [11] DONG F, LI Y F, QIN C, et al. Information infrastructure and greenhouse gas emission performance in urban China: A difference-in-differences analysis[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 316: 115252.
- [12] LI Z G, WANG J. The dynamic impact of digital economy on carbon emission reduction: Evidence city-level empirical data in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 351: 131570.
- [13] 徐维祥, 周建平, 刘程军. 数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J]. 地理研究, 2022(1): 111-129.
- [14] 刘婧玲, 陈艳莹. 数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放[J]. 科学学研究, 2023(5): 841-853.
- [15] LI B, LIU J, LIU Q, et al. The effects of broadband infrastructure on carbon emission efficiency of resource-based cities in China: A quasi-natural experiment from the “broadband China” pilot policy[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 19(11): 6734.
- [16] SALAHUDDIN M, ALAM K. Internet usage, electricity consumption and economic growth in Australia[J]. Telematics and Informatics, 2015, 32(4): 862-878.
- [17] HAMDI H, SBIA R, SHAHBAZ M. The nexus between electricity consumption and economic growth in Bahrain[J]. Economic Modelling, 2014, 38: 227-237.
- [18] 刘乃全, 邓敏, 曹希广. 城市的电商化转型推动了绿色高质量发展吗: 基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验[J]. 财经研究, 2021(4): 49-63.
- [19] 白雪洁, 宋培, 李琳, 等. 数字经济能否推动中国产业结构转型: 基于效率型技术进步视角[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021(6): 1-15.
- [20] 陶长琪, 丁煜. 数字经济政策如何影响制造业企业创新: 基于适宜性供给的视角[J]. 当代财经, 2022(3): 16-27.
- [21] 张杰, 付奎. 信息网络基础设施建设能驱动城市创新水平提升吗: 基于“宽带中国”战略试点的准自然试验[J]. 产业经济研究, 2021(5): 1-14, 127.
- [22] 韩晶, 陈曦, 冯晓虎. 数字经济赋能绿色发展的现实挑战与路径选择[J]. 改革, 2022(9): 11-23.
- [23] LEE K H, MIN B. Green R&D for eco-innovation and its impact on carbon emissions and firm performance[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 108: 534-542.
- [24] 余姗, 樊秀峰, 蒋皓文. 数字经济发展对碳生产率提升的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2022(7): 26-35.
- [25] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3): 43-61.
- [26] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J].

- The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637–1667.
- [27] DELGADO M S, FLORAX R J G M. Difference-in-differences techniques for spatial data: local autocorrelation and spatial interaction[J]. Economics Letters, 2015, 137: 123–126.
- [28] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗: 对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(3): 40–58.
- [29] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新: 宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016(4): 60–73.
- [30] SHAO S, YANG L L, YU M B, et al. Estimation, characteristics, and determinants of energy-related industrial CO<sub>2</sub> emissions in Shanghai (China), 1994 – 2009[J]. Energy Policy, 2011, 39(10): 6476–6494.
- [31] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental Impacts Of a North American free Trade Agreement[R]. NBER Working Paper, 1991.
- [32] 范建双, 周琳. 城镇化及房地产投资对中国碳排放的影响机制及效应研究[J]. 地理科学, 2019(4): 644–653.
- [33] 张明斗, 席胜杰. 资源型城市碳排放效率评价及其政策启示[J]. 自然资源学报, 2023(1): 220–237.
- [34] 张华, 冯峰. 绿色高铁: 高铁开通能降低雾霾污染吗?[J]. 经济学报, 2019(3): 114–147.
- [35] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017(2): 82–95.
- [36] 刘瑞明, 毛宇, 亢延钊. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展: 来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究, 2020(1): 115–131.
- [37] 曹翔, 高瑀. 低碳城市试点政策推动了城市居民绿色生活方式形成吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(12): 93–103.
- [38] ZHANG J N, LYU Y W, LI Y T, et al. Digital economy: An innovation driving factor for low-carbon development[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2022, 96: 106821.
- [39] 梁琦, 肖素萍, 李梦欣. 数字经济发展提升了城市生态效率吗: 基于产业结构升级视角[J]. 经济问题探索, 2021(6): 82–92.
- [40] YANG Z, GAO W J, HAN Q. Digitalization and carbon emissions: How does digital city construction affect China's carbon emission reduction?[J]. Sustainable Cities and Society, 2022, 87: 104201.
- [41] 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(5): 731–745.

## The space–time dynamic effects of digital infrastructure on urban carbon emissions: Evidence based on the quasi-natural experiment of Broadband China

WANG Yamei<sup>1a,1b</sup>, YU Xinghou<sup>2</sup>

(1. a. School of Business; b. High-Quality Development Research Center for  
Modern Industries of Jialing River Basin, China West Normal University, Nanchong 637009, P. R. China;  
2. Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River, Chongqing Technology and  
Business University, Chongqing 400067, P. R. China)

**Abstract:** As digital economy becomes a trend to achieve high-quality economic development and green low-carbon transformation, digital infrastructure also rises to the level of national strategy. In this context, in-depth exploration of the intrinsic impact mechanism of digital infrastructure on carbon emissions, and systematic analysis of whether the Broadband China policy has dynamic sustainability and spatial spillover effects from theoretical and empirical perspectives are of great practical significance for the further implementation of the national strategies of Network Power and Digital China, and for the advancement of the construction of digital infrastructure and the exploration of new urban development models and governance models for low-carbon development. This paper puts digital infrastructure and carbon emission into the same framework, explores the intrinsic influence mechanism and spatial-temporal dynamic effect of digital infrastructure on carbon emission



from the theoretical level, and innovatively incorporates double-difference into the construction of spatial matrices. Based on the Broadband China strategy as a quasi-natural experiment, using the panel data of prefecture-level cities in China from 2006 to 2019, this paper utilizes the asymptotic double difference method, spatial model and mediation effect model to test the intrinsic mechanism and spatial-temporal dynamic effect. The results show that the Broadband China policy has a significant inhibitory effect on carbon emissions, and this conclusion still holds after the robustness tests of instrumental variables method, triple difference method, and PSM-DID. Impact mechanism analysis shows that digital infrastructure can both directly affect carbon emissions and promote carbon emission reduction through industrial structure upgrading and green technology innovation. Spatial-temporal dynamic effects analysis shows that the impact of the Broadband China policy on carbon emissions has a time lag, and it will be played only in the second year, but the marginal effect shows an increasing trend over time. Moreover, the Broadband China policy has a positive spatial spillover effect on carbon emissions in geographically and economically similar regions. Heterogeneity analysis reveals that the carbon emission reduction effect of the Broadband China policy is not significant in the western region, but more obvious in the eastern and central regions, and the effect in the central region is larger than eastern region. Therefore, the article suggests continuing to improve the digital infrastructure, strengthening the promotion of the pilot policy of Broadband China; implementing dynamic and differentiated strategies according to local conditions; accelerating the transformation and upgrading of the industrial structure, improving the level of green technological innovation, and smoothing the intermediate channels of digital infrastructure for carbon emission reduction.

**Key words:** digital infrastructure; Broadband China strategy; carbon emissions; space-time dynamic effects; influence mechanism; double difference model

(责任编辑 傅旭东)