

# 数字赋能中国经济绿色转型研究

## ——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验

姚璐<sup>1</sup> 王书华<sup>2</sup> 王小腾<sup>1</sup>

(1.山西财经大学金融学院,山西太原 030006;2.山西财经大学晋商学院,山西太原 030006)

**摘要:**基于我国数字技术快速发展以及“双碳”目标的背景,本文将“宽带中国”试点政策作为准自然实验,使用2007—2019年278个地级市的面板数据,通过构建渐进双重差分模型、空间杜宾双重差分模型来考察“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的影响。研究发现:“宽带中国”试点政策能够促进我国经济实现全面绿色转型;并且这种促进作用在不同资源禀赋、不同环境污染、不同地理区域的城市中表现出异质性。进一步机制检验结果表明,“宽带中国”试点政策主要是通过促进绿色创新能力的提升、推动城市产业结构升级来实现经济绿色转型。空间溢出效应检验显示,“宽带中国”试点政策还会对周边邻近地区的经济绿色转型产生正向空间溢出效应,即带动周边邻近地区的经济实现绿色转型。本文研究为建设数字中国以推动我国经济实现全面绿色转型提供了一定的参考。

**关键词:**数字技术;“双碳”目标;宽带中国;经济绿色转型

**中图分类号:**F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)02-0131-15

### 一、引言

工业革命以来,全球能源消耗量剧增,从而导致全球变暖、环境质量恶化等一系列问题,使我国在实现可持续发展目标时面临着前所未有的重大挑战。作为负责任、有担当的发展中大国,中国积极参与全球环境治理,习近平主席在2020年第七十五届联合国大会上首次提出“双碳”目标。党的二十大报告进一步提出要协同推进降碳、减污、扩绿、增长。在此背景下,我国将逐步实现经济增长与环境质量恶化的“解耦”,推动经济社会走低碳绿色发展道路。如何推进经济实现绿色转型成为社会各界关

**收稿日期:**2022-11-17

**基金项目:**国家自然科学基金项目“二元结构下中国金融资源配置与城乡居民收入差距动态传导机制研究”(71303142);山西省高等学校科学研究优秀成果培育项目“城乡居民家庭金融资产配置与收入差距的动态影响机制——基于状态空间系统的估计”(2019SK024);教育部人文社会科学研究青年项目“银行数字化转型影响全要素生产率的效应、机制及治理对策研究”(22YJC790024)

**作者简介:**姚璐(1993—),女,山西朔州人,山西财经大学金融学院博士生;

王书华(1978—),男,山东菏泽人,山西财经大学晋商学院教授;

王小腾(1991—),男,湖北安陆人,山西财经大学金融学院讲师。

注的焦点,已有研究分别从环境分权<sup>[1]</sup>、技术创新<sup>[2]</sup>、金融发展<sup>[3]</sup>等角度探讨了我国经济实现绿色转型的驱动因素,但是这些研究均是从传统经济视角出发探讨经济绿色转型的影响因素,关于数字经济赋能经济绿色转型的探究略显不足。

数字经济作为一种新型经济形态,成为重塑全球经济结构的关键力量,对于赋能经济绿色转型发挥着至关重要的作用。“十四五”规划明确指出要加快数字经济发展,构建数字化中国。2021年中共中央政治局第三十四次集体学习时习近平总书记进一步强调,要促进数字技术与实体经济的深度融合,不断做强做优做大我国数字经济。数字技术的发展作为实现数字经济的物质基础,是我国新型基础设施建设的核心<sup>[4]</sup>,尤其是与环境领域、能源领域的深度融合<sup>[5]</sup>,可以为我国经济实现绿色转型注入新动能。那么,如何通过数字技术助力我国经济全面绿色转型?

从现有研究成果来看,数字技术对经济绿色转型的影响可以从两支文献中得到支持,第一支文献是数字技术产生的宏观经济效应,第二支文献是数字技术产生的环境治理效应。关于数字技术产生的宏观经济效应,现有研究结论尚有分歧,大部分研究认为数字技术的发展能够促进信息的高效流动,降低交易成本,实现资源的优化配置,最终促进生产率的提升、经济增长<sup>[6][7]</sup>。也有部分研究认为当经济发展过度依赖数字技术时,将不利于生产效率的提升<sup>[8]</sup>,比如当经济发展水平、基础设施条件与数字技术的发展不相匹配时,将会出现“空心化”现象,此时数字技术的发展难以实现对经济增长的促进作用<sup>[9]</sup>。关于数字技术产生的环境治理效应,根据研究结论可将其细分为两类代表文献:第一类研究指出数字技术的发展有利于实现节能减排,提高环境质量<sup>[10][11]</sup>,这类研究主要认为数字技术的发展能够优化政府部门对环境质量的监测<sup>[12]</sup>、改进企业的生产技术<sup>[13]</sup>、促进社会公众形成绿色消费观念<sup>[14]</sup>。第二类研究指出数字技术的发展将会加剧环境污染,这类研究主要认为数字技术的发展将会加大电力等能源消耗,进一步增加碳排放量<sup>[15][16]</sup>。

因此,我国数字技术与经济绿色转型之间存在着密切关联,有必要进行深入探究与分析。数字技术的发展能否助力我国经济实现绿色转型?如果能,数字技术是通过怎样的传导机制推动经济绿色转型?另外,数字技术的发展除了对本地经济绿色转型产生影响之外,是否会对周边邻近地区的经济绿色转型产生溢出影响?解答上述问题,对于推动我国数字技术发展赋能经济绿色转型具有深远的学术意义和实践价值。因此,本文首先构建数字技术与经济绿色转型的理论分析框架,在此基础上将“宽带中国”试点政策作为准自然实验,使用2007—2019年我国278个地级市的宏观面板数据,通过构建渐进双重差分模型来检验“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的影响效应。进一步通过构建空间杜宾双重差分模型来检验“宽带中国”试点政策对周边邻近地区经济绿色转型产生的空间溢出效应,以期为实现数字技术赋能中国经济绿色转型提供理论指导和政策依据。

本文的边际贡献主要表现在以下两个方面:第一,现有研究忽略了绿色创新能力和产业结构优化升级在数字技术发展影响经济绿色转型过程中的重要作用,本文将绿色创新能力和产业结构优化升级引入数字技术发展影响经济绿色转型的理论框架中,探讨数字技术发展影响经济绿色转型的内在机制,拓展了数字技术发展影响经济绿色转型的机制研究;第二,现有研究较少关注数字技术发展的空间溢出影响,本文从新经济地理学的视角出发,进一步考察数字技术发展对周边邻近地区的经济绿色转型产生的空间溢出效应,丰富了数字技术发展影响经济绿色转型的研究视角。

## 二、理论分析

### (一)数字技术对经济绿色转型的直接影响效应

数字技术的发展通过促进居民形成绿色低碳的生活方式、推动企业形成绿色低碳的生产方式、完善政府环境治理的管理手段,从而直接促进经济实现绿色转型。

第一,数字技术的发展有利于促进居民形成绿色消费观念,养成绿色低碳的出行方式。一方面,数字技术的发展能够产生绿色节能的需求引致效应<sup>[17]</sup>,引导居民逐步使用绿色产品,转变传统的消费理念,实现居民消费观念的绿色转型。另一方面,数字技术的发展使得居民的一部分线下消费转变

为线上消费,从而减少居民使用交通工具进行线下消费的出行频次,在一定程度上能够降低能源的消耗以及污染物的排放,促进居民养成绿色低碳的出行方式。第二,数字技术的发展有利于推动企业形成绿色低碳的生产方式。一方面,数字技术的发展能够为企业节约人力成本,通过智能化的生产技术来替代企业原来过度依赖劳动力的生产环节,从而降低使用劳动力过程带来的能源消耗。另一方面,数字技术的发展使得智能化生产和智能化管理逐渐取代企业原来传统的生产和管理模式,减少企业生产和管理过程中的资源过度消耗问题以及污染物排放问题,从而促进企业形成绿色低碳的生产方式。第三,数字技术的发展有利于完善政府环境治理的管理手段。数字技术的应用能够实现对环境污染物的实时动态监测,搭建精准的环境污染物相关数据的服务平台,从而降低政府部门的信息搜寻成本,减少能源浪费,提升政府部门对环境质量的监管能力,并进一步提高政府制定相关环境规制制度的有效性,最终促进经济实现绿色转型。因此,本文提出假设 1:

H1:数字技术的发展有助于促进经济实现绿色转型。

## (二)数字技术对经济绿色转型的间接影响效应

数字技术的发展不仅能够直接促进经济实现绿色转型,还能够通过提升绿色创新能力、推动城市产业结构优化升级的间接途径,进一步实现经济绿色转型。

提升绿色创新能力是数字技术促进经济实现绿色转型的关键路径。一方面,数字技术的发展能够破除信息流动障碍,克服绿色创新主体进行信息交流时面临的地理时空障碍,使得绿色创新企业之间、绿色创新企业与高等学校、科研机构之间的交流更加方便,加快知识的溢出,实现信息的交换和共享,促进绿色创新技术在各创新主体之间的传播与扩散,实现绿色创新能力的整体提升。另一方面,数字技术的发展能够实时监测市场对绿色创新产品的需求,进一步提升绿色创新产品的供需匹配度,从而促进绿色创新要素在各创新主体间的高效流动以及优化配置,降低绿色创新主体面临的研发成本<sup>[18]</sup>。绿色创新能力的提升意味着企业将不断地优化生产工艺,实现生产技术的进步、管理效率的提升以及治污能力的改进,进而促进经济绿色转型。因此,本文提出假设 2a:

H2a:数字技术的发展通过促进绿色创新能力的提升进而推动经济实现绿色转型。

推动产业结构优化升级是数字技术促进经济实现绿色转型的关键路径。首先,数字技术的发展完善了信息网络设施建设,有助于优化信息传递效率,缓解信息不对称问题,降低信息交易成本,从而促进资本、劳动力和技术等生产要素在产业间的合理配置<sup>[19]</sup>。其次,数字技术的发展促进了服务业发展模式的变革,由数字技术发展带动的移动支付等服务提升了客户的体验感,并且能够更加精准地适应消费者的需求。最后,数字技术的发展将引导生产要素从劳动密集型产业向知识、技术密集型产业流动,带动高新技术产业的发展,同时催生新型产业,提升第三产业占比。城市产业结构优化升级意味着传统的能源消费逐渐向清洁能源转变,落后产能产业逐渐被淘汰,并且催生一系列技术、知识密集型新兴产业,引导原来传统粗放的发展模式向绿色低碳的发展模式转变,最终推动经济实现绿色转型。因此,本文提出假设 2b:

H2b:数字技术的发展通过推动城市产业结构优化升级进而促进经济实现绿色转型。

## (三)数字技术的空间溢出效应

数字技术的发展能够打破空间地域的限制,降低要素的流动成本,促进劳动力、资本和技术等生产要素跨区域流动,推动区域间的交流与合作,实现资源的优化配置,发挥区域协同效应。一方面,数字技术的发展能够加快绿色知识和绿色技术在区域间的传播与扩散,增强区域内的绿色知识和绿色技术对周边邻近地区的溢出效应,带动周边邻近地区绿色创新能力提升。另一方面,数字技术的发展使得生产要素在区域间的流动不再受地理距离的限制,实现区域间的共享式发展,改变区域产业空间布局,实现资源的跨区域整合<sup>[20]</sup>,从而带动周边邻近地区产业结构升级优化。因此,数字技术的发展可以发挥良好的示范效应和正向溢出效应,从而带动周边邻近地区的经济实现绿色转型。因此,本文提出假设 3:

H3:数字技术的发展在促进本地经济绿色转型的同时,还能够促进周边邻近地区实现经济绿色

转型。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

本文将“宽带中国”试点政策作为准自然实验,考察数字技术发展对我国经济绿色转型的影响。在我国基础设施建设的发展历程中,一直将“铁路、公路和基建”等传统基础设施建设作为建设重心,忽略了新型基础设施建设对中国经济社会发展的重要影响。新型基础设施主要包括数字技术等信息基础设施以及对传统基础设施进行数字化改造。新型基础设施建设将会涉及5G基站、云计算中心、物联网以及光纤宽带等领域,这些领域的发展均是以宽带网络作为主要载体。但是我国的宽带网络基础设施建设仍存在网速慢、区域发展不平衡等缺点,这将会在一定程度上限制信息化与工业化的深度融合发展。而“宽带中国”试点战略是这一问题的重要突破口。

21世纪以来,世界各国对宽带网络基础设施建设的重视程度与日俱增,中国也不例外。2013年颁布的《“宽带中国”战略及实施方案》,意味着宽带网络基础设施建设正式上升为国家重点战略。之后,我国工信部与发改委分别在2014年、2015年、2016年分三次推进“宽带中国”试点政策,先后遴选117个城市(群)作为“宽带中国”战略试点地区,旨在提升宽带接入能力、宽带用户的使用率,形成生产要素的高效流动网络,增强知识溢出效应,优化资源配置效率,从而深刻地影响中国经济的各个方面,成为疏通经济绿色转型发展堵点的关键。数字技术包括区块链、云计算等,数字技术的应用能够打破企业之间效率较低的平面连接,构建更加直接和高效的网络,使得整体的经济运行呈现高效率、低成本的特点。数字技术是以网络基础设施作为载体运行的,其发展程度依赖于宽带网络的建设运营<sup>[21]</sup>。可以看出,数字技术与“宽带中国”战略之间存在着密切关系。因此,本文将“宽带中国”试点政策作为一次良好的准自然实验,考察数字技术发展对我国经济绿色转型的影响作用。

考虑到“宽带中国”试点政策在我国是分三个批次推行的,试点时间分别是在2014年、2015年和2016年,因此,本文参考Wolff(2014)的做法<sup>[22]</sup>,构造渐进双重差分模型来评估“宽带中国”试点政策对我国城市经济绿色转型的影响效应。模型的具体构造方式如下:

$$GTFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \theta_1 X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,GTFP是经济绿色转型。did是“宽带中国”试点政策,是由treat与time的交乘项构成的,其中,treat是“宽带中国”的政策虚拟变量,即当城市*i*为试点城市时,其值为1,否则为0;time是“宽带中国”的时间虚拟变量,即当政策实施之前,其值为1,否则为0。X是控制变量, $\eta$ 是个体固定效应, $\mu$ 是时间固定效应, $\epsilon$ 是随机误差项。*i*表示城市,*t*表示年份。在下文的实证检验中,将标准误差聚类到城市层面。

进一步考察“宽带中国”试点政策对我国经济绿色转型影响的间接路径时,构建模型(2)和(3)与模型(1)共同构成中介效应模型:

$$M_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \theta_2 X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$GTFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \beta_2 M_{i,t} + \theta_3 X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(2)(3)中,M是中介变量,本文选取的中介变量主要是绿色创新能力和产业结构升级。

#### (二)变量选取

1.被解释变量。本文的被解释变量是经济绿色转型(GTFP)。绿色全要素生产率是指要同时实现经济增长和环境质量优化,这也是实现经济绿色转型的核心所在<sup>[23]</sup>。因此,本文用绿色全要素生产率来表示经济绿色转型。具体来说,本文采用非期望产出超效率的SBM模型结合GML指数来测算绿色全要素生产率,测算的过程中涉及投入、期望产出和非期望产出指标。投入指标包括城市的固定资本存量、从业总人数以及用电总量,其中固定资本存量是采用张军等(2004)的永续盘存法<sup>[24]</sup>计算所得,期望产出指标是指城市的实际生产总值,非期望产出包括工业二氧化硫、工业废水和工业烟(粉)尘的排放量。

2.中介变量。本文的中介变量主要包括绿色创新能力和产业结构升级。(1)绿色创新能力(gpa),考虑到发明专利作为知识要素的重要载体、创新活动的直接产出,并且绿色发明专利的申请门槛较高,故一个城市的绿色发明专利申请数量能够反映城市的绿色创新能力。因此本文参考陶锋等(2021)的做法<sup>[25]</sup>,用绿色发明专利申请数量作为绿色创新能力的替代指标。(2)产业结构升级(ais),产业结构高级化能够准确反映一个城市三个产业之间由低到高的动态演变过程,是产业结构升级优化的重要维度。因此本文参考干春晖等(2011)的做法<sup>[26]</sup>,使用各城市第三产业产值与第二产业产值之比作为产业结构升级的替代指标。

3.控制变量。本文参考周磊等(2022)、刘维林等(2022)等的做法<sup>[27][28]</sup>,引入以下六个控制变量:(1)政府干预(gov),用政府财政支出占GDP的比重作为政府干预的替代指标;(2)对外开放程度(fdi),用外商直接投资占GDP的比重作为对外开放程度的替代指标;(3)基础设施水平(tra),用人均城市道路面积作为基础设施水平的替代指标;(4)经济发展水平(PGDP),用价格平减后名义人均生产总值的对数作为经济发展水平的替代指标;(5)人口密度(peo),用每平方公里的人口数量作为人口密度的替代指标;(6)财政分权程度(fin),用财政收入与财政支出之比作为财政分权程度的替代指标。

### (三)数据来源

本文设定的样本研究期间为2007—2019年,选取278个地级市作为研究样本。研究数据来源于国家知识产权数据库和《中国城市统计年鉴》。对于个别年份的缺失数据,采取线性插值法对其进行补充。对于包含价格因素的指标,均以2000年为基期采用相应的价格指数进行平减。本文使用Stata进行数据分析。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量名	变量符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	GTFP	3614	1.256	1.764	0.038	38.265
政策虚拟变量	treat	3614	0.378	0.485	0.000	1.000
时间虚拟变量	time	3614	0.146	0.353	0.000	1.000
绿色创新能力	gpa	3614	3.830	1.857	0.000	10.182
产业结构高级化	ais	3614	1.056	0.638	0.094	5.900
政府干预	gov	3614	0.093	0.078	0.003	1.266
对外开放程度	fdi	3614	0.020	0.026	0.000	0.775
基础设施水平	tra	3614	10.241	8.225	0.020	108.370
经济发展水平	PGDP	3614	1.058	0.914	0.075	20.100
人口密度	peo	3614	5.744	0.915	1.571	7.882
财政分权程度	fin	3614	0.471	0.229	0.054	1.541

## 四、实证结果与分析

### (一)基准模型回归

为了检验“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的影响,本文采用渐进双重差分法进行回归。考虑到控制变量可能会对回归结果产生一定的影响,本文分别采用加入控制变量和不加入控制变量的方法进行回归检验。回归结果如表2所示,第(1)列是不考虑控制变量时的回归结果,回归结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数显著为正,这说明“宽带中国”试点政策的实施能够通过促进居民形成绿色低碳的生活方式、推动企业形成绿色低碳的生产方式、完善政府环境治理的管理手段,进而实现经济绿色转型。第(2)列是加入控制变量的回归结果,回归结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数仍然显著为正,再次验证了“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的促进作用。

关于控制变量的回归结果,政府干预(gov)的回归系数显著为负,表明政府干预会在一定程度上削弱市场在资源配置中发挥的关键作用,导致资源配置效率下降,不利于生产效率和环境质量的提升,从而抑制经济实现绿色转型。对外开放程度(fdi)的回归系数显著为负,这说明外商直接投资使得国外一部分高污染、高耗能产业引入国内,从而抑制国内实现经济绿色转型。基础设施水平(tra)的回归系数显著为负,可能因为基础设施水平的提升依赖于一部分高污染、高耗能的产业,而这些产业的发展不利于提升整体的生产效率,导致环境质量恶化,从而对经济绿色转型产生不利影响。经济发展水平(PGDP)的回归系数显著为负,这说明经济发展水平较高意味着污染物排放量增大,不利于绿色全要素生产率的提升。财政分权程度(fin)的回归系数显著为负,表明财政分权程度较高将会抑制政府对经济绿色转型的资助,不利于经济实现绿色转型。

## (二)平行趋势检验

借鉴 Sun 等(2020)的做法<sup>[29]</sup>,下面采用事件分析法来检验实验组和对照组在“宽带中国”试点政策实施之前是否满足平行趋势的假设,这也是双重差分法应用的前提条件,具体做法是构造模型(4):

$$GTFP_{i,t} = \gamma_0 + \sum_{\delta=-7}^{-1} \gamma_{\delta} pre_{i,t} + \gamma cru_{i,t} + \sum_{\tau=1}^5 \gamma_{\tau} post_{i,t} + \gamma_1 X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中,pre<sub>i,t</sub>表示试点政策实施之前的虚拟变量,γ<sub>δ</sub>反映的是“宽带中国”试点政策实施前1~7期的政策效应;cru<sub>i,t</sub>表示试点政策实施当期的虚拟变量,γ反映的是“宽带中国”试点政策实施当期的政策效应;post<sub>i,t</sub>表示试点政策实施之后的虚拟变量,γ<sub>τ</sub>反映的是“宽带中国”试点政策实施后1~5期的政策效应。本文选取“宽带中国”试点政策前七年、后五年的时间,并将试点政策实施前第七年作为基准年份,通过分析γ<sub>δ</sub>和γ<sub>τ</sub>的值是否显著异于0来判断试点政策实施之前实验组和对照组是否符合平行趋势。检验结果如图1所示,可以看出,在“宽带中国”政策实施之前,γ<sub>δ</sub>的95%置信区间包含0,实验组和对照组城市之间满足平行趋势假设。而在政策实施之后的第二年到第四年之间,γ<sub>τ</sub>的95%置信区间不包含0,实验组和对照组城市之间存在显著差异。政策实施之后的第五年,γ<sub>τ</sub>的95%置信区间包含0,说明政策效应在第五年开始消失。以上说明在“宽带中国”试点政策前实验组与对照组城市满足平行趋势。

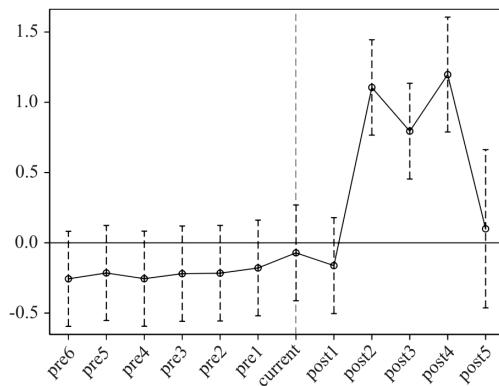


图1 平行趋势检验

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
did	0.611 *** (0.076)	0.594 *** (0.098)
gov		-4.325 *** (0.753)
fdi		-4.956 * (2.574)
tra		-0.113 *** (0.013)
PGDP		-0.193 *** (0.062)
peo		1.428 (0.882)
fin		-1.906 *** (0.412)
常数项	1.167 *** (0.011)	-4.276 (5.078)
固定效应	是	是
观测值	3614	3614
R <sup>2</sup>	0.011	0.120

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内数值为统计标准误,下表同。

### (三) 稳健性检验

1. PSM - DID 估计。为了确保基准回归结果的稳健性,本文采用 PSM - DID 方法进行稳健性检验。具体来说,将经济绿色转型作为结果变量,将政府干预、对外开放程度、基础设施水平、经济发展水平、人口密度以及财政分权程度作为匹配变量,并分别按照 1 : 1 近邻匹配、半径匹配和核匹配三种方式对实验组和对照组的城市进行匹配。基于倾向得分匹配后的样本,重新进行回归检验,检验结果如表 3 的第(1)~(3)列所示,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数均显著为正,与基准回归结果保持一致。

2. 更换被解释变量。为了避免由于被解释变量测度方式的选择对模型的回归结果产生影响,本文通过改变被解释变量经济绿色转型的测度方式来确保模型估计结果的稳健性。具体来说,参考蔺鹏等(2021)的做法<sup>[30]</sup>,采用非期望产出超效率的 SBM 模型结合 ML 指数对绿色全要素生产率进行测度,作为经济绿色转型的替代指标。回归结果如表 3 的第(4)列所示,结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数显著为正,与基准回归结果保持一致。

3. 在样本中剔除直辖市。考虑到直辖市的经济水平较高,市场相对活跃,网络基础设施水平和绿色经济发展水平相对要高于其他城市,可能会对模型的回归结果产生影响。因此,本文将研究样本中的直辖市进行剔除并重新进行回归检验。回归结果如表 3 的第(5)列所示,结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数显著为正,与基准回归结果保持一致。

表 3 稳健性检验结果(一)

变量	倾向得分匹配			更换被解释变量	剔除直辖市
	1:1 近邻匹配	核匹配	半径匹配		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	0.570*** (0.097)	0.569*** (0.097)	0.570*** (0.097)	0.707*** (0.096)	0.601*** (0.100)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-3.829 (4.956)	-3.852 (4.960)	-3.829 (4.956)	-4.915 (5.600)	-4.274 (5.087)
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3587	3586	3587	3614	3562
R <sup>2</sup>	0.123	0.122	0.123	0.131	0.120

4. 安慰剂检验。虽然在基准回归中加入了一系列影响经济绿色转型的控制变量,但是仍可能存在一部分不可观测的因素会对基准模型产生影响。因此,本文参考 Li 等(2016)的做法<sup>[31]</sup>,进行安慰剂检验以确保模型的稳健性。具体来说,通过随机选取“宽带中国”试点城市的方式,分别重复进行 500 次和 800 次的回归模拟。回归模拟的结果如图 2 所示,在 500 次和 800 次重复实验中,回归系数的核密度图均服从正态分布,在一定程度上确保了基准回归结果的稳健性。

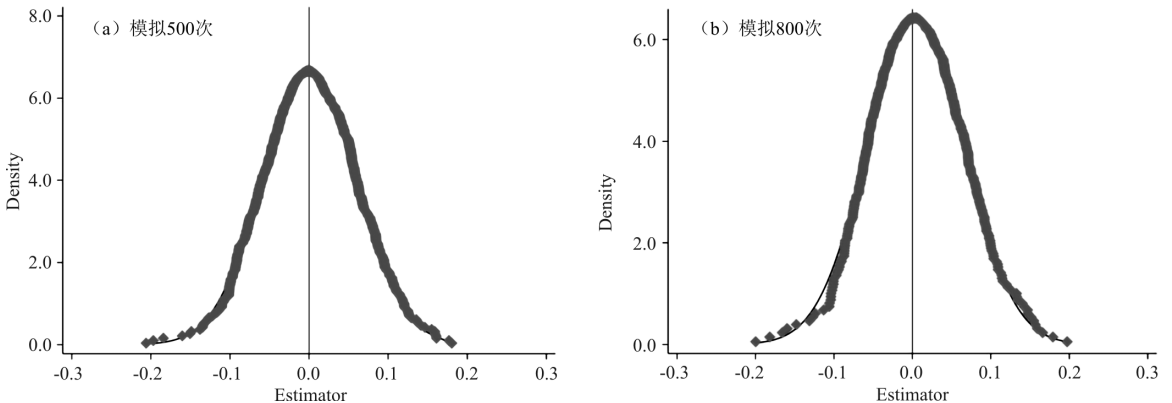


图 2 安慰剂检验

5.分批次检验。考虑到“宽带中国”试点政策是分2014年、2015年和2016年三个批次分别进行的,为了检验这三个批次的“宽带中国”试点政策是否都能够促进经济绿色转型,所以分别构造2014年第一批试点城市、2015年第二批试点城市以及2016年第三批试点城市的政策虚拟变量(treat)与时间虚拟变量(time)的交互项,即考虑第一批次“宽带中国”政策实施时,将其作为实验组,并将第二批和第三批的“宽带中国”政策实施城市予以剔除,其余未实施“宽带中国”政策的城市作为对照组,以此类推,按照单期双重差分模型进行回归。回归结果如表4的第(1)~(3)列所示,结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数均显著为正,说明基准模型的回归结果具有稳健性。

6.排除其他政策的影响。在样本研究期间,还存在其他政策会对经济绿色转型产生影响,已有研究证实了低碳城市试点政策对绿色经济的影响<sup>[32]</sup>以及智慧城市试点政策对绿色经济的影响<sup>[33]</sup>。为了控制其他政策对经济绿色转型的影响,并且考虑到低碳城市试点政策和智慧城市试点政策均是分批次推进的,分别将低碳城市试点政策和智慧城市试点政策构造的政策虚拟变量作为控制变量加入基准回归中。回归结果如表4的第(4)(5)列所示,结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数均显著为正,说明基准模型的回归结果具有稳健性。

表4 稳健性检验结果(二)

变量	分批次检验			排除其他政策影响	
	第一批次	第二批次	第三批次	(4)	(5)
did	0.179*	0.527***	0.969***	0.265**	0.417***
	(0.095)	(0.154)	(0.225)	(0.106)	(0.097)
控制变量	是	是	是	是	是
低碳试点城市				0.534***	
				(0.052)	
智慧城市					0.765***
					(0.111)
常数项	-2.813	-10.119	-9.994	5.555	-2.000
	(6.342)	(7.318)	(6.889)	(4.561)	(4.781)
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2730	2691	2691	3614	3614
R <sup>2</sup>	0.118	0.116	0.121	0.150	0.133

(四)内生性检验

为了缓解模型可能存在的内生性问题,本文参考刘奥等(2022)的做法<sup>[34]</sup>,选用地形起伏度和1984年固定电话数量作为工具变量并采用两阶段最小二乘法进行回归检验。

选取地级市的地形起伏度以及1984年固定电话数量作为工具变量的原因在于,“宽带中国”战略在设立网络基础设施时更加倾向于选择地形比较平坦、信息发展水平较高的城市,满足“相关性”要求。地级市的地形起伏度属于自然数据、地级市在1984年的固定电话数量属于历史数据,满足“外生性”要求。工具变量的检验结果如表5所示,检验结果表明,两个工具变量均不存在不可识别以及弱工具变量问题,工具变量的选择比较合理。使用工具变量采用两阶段最小二乘法进行内生性检验的回归结果如表6所示,回归结果表明,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数均显著为正,基准模型的回归结果具有稳健性。

表5 工具变量的检验结果

检验类型	地形起伏度作为工具变量	城市固定电话数量作为工具变量
不可识别检验	K-P LM 统计量 617.491	308.919
	P 值 0.000	0.000
弱工具变量检验(C-DW 统计量)	56.970(21.100)	25.857(21.100)

注:括号内为弱工具变量检验的临界值。



变量	地形起伏度作为工具变量	1984 年固定电话数量作为工具变量
did	4.075 *** (0.249)	1.092 *** (0.290)
控制变量	是	是
常数项	3.253 *** (0.248)	2.560 *** (0.215)
观测值	3614	3614
R <sup>2</sup>	0.065	0.036

### (五)异质性检验

基准回归结果表明,“宽带中国”试点政策能够促进经济实现绿色转型。进一步考虑到我国各地区之间的资源分布不均衡、环境质量差距较大等一系列问题,那么在不同资源禀赋、不同环境污染和不同地理区位的城市中,“宽带中国”试点政策对于经济绿色转型产生的促进作用是否会表现出异质性?

第一,资源禀赋异质性。参考杨桐彬等(2020)的做法<sup>[35]</sup>,将各地级市采矿业从业人数占总从业人数的比重作为资源禀赋的替代指标。进一步以年度中位数为划分依据,将各年度资源禀赋在中位数以上的城市划分为资源禀赋较高的城市,反之则为资源禀赋较低的城市,重新进行回归检验。表 7 所示结果表明,在资源禀赋较低和资源禀赋较高的城市中,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数均显著为正,并且在资源禀赋较低的城市中其回归系数为 0.321,在资源禀赋较高的城市中则为 0.894,这说明“宽带中国”试点政策对资源禀赋较高城市的促进作用要更大一些。究其原因,资源禀赋较高的城市通常以发展资源型产业为主,环境污染更为严重,绿色经济发展水平较低,经济实现绿色转型更加依赖于“宽带中国”试点政策的刺激作用。而对于资源禀赋较低的城市来说,一般享有较多发展绿色经济的优惠政策,这就使得在资源禀赋较低的城市中,“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的刺激作用相对较低。本文进一步使用似不相关回归模型(SUR)对组间差异进行检验,根据 SUEST 检验统计量的 P 值,两组回归的组间系数存在显著差异。

第二,环境污染程度异质性。参考吴建新等(2016)的做法<sup>[36]</sup>,第一步,根据 IPCC2006 提供的转化因子与城市的年末用电量来计算地级市消耗电能产生的碳排放量;第二步,根据城市中各类运输方式的客运、货运量的单位能源消耗与总的客运、货运量来计算城市交通产生的碳排放量;第三步,根据城市的集中供热量、热效率系数、原煤发热量系数以及 IPCC2006 提供的原煤碳排放系数来计算热能消耗产生的碳排放量;第四步,将电能、交通运输和热能产生的碳排放量进行加总,进而得到各城市的碳排放量。碳排放量的值越高,表示环境污染程度越高。进一步以年度中位数为划分依据,将各年度碳排放量在中位数以上的城市划分为环境污染程度较高的城市,反之则为环境污染程度较低的城市,重新进行回归检验。表 7 所示结果表明,在环境污染程度较低的城市和环境污染程度较高的城市中,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数均显著为正,并且在环境污染程度较低的城市中其回归系数为 1.113,在环境污染程度较高的城市中则为 0.460,这说明“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的促进作用在环境污染程度较低的城市中要更大一些。究其原因,在环境污染较高的城市中,聚集着大量的高污染、高耗能的产业,在短期内“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的边际影响较小。而在环境污染较低的城市中,“宽带中国”试点政策能够在短期内促进技术创新和实现产业结构升级,发挥的经济效益和环境效益要更加明显。本文进一步使用似不相关回归模型(SUR)对组间差异进行检验,根据 SUEST 检验统计量的 P 值,两组回归的组间系数存在显著差异。

第三,分布区域异质性。根据各地级市的分布区域将城市划分为东部和中西部城市。东部城市地处沿海地区,交通基础设施相对发达,加上近几年我国的对外开放水平不断提高,使得东部地区的区位优势更加明显。而中西部城市地处内陆,经济发展水平相对较低,市场机制不够完善。因此,

这种区位差异可能会使得“宽带中国”试点政策对于经济绿色转型的影响在东中西部城市之间存在明显差异,重新进行回归检验。表7所示结果,表明在东部城市中,“宽带中国”试点政策(did)的回归系数不显著,而在中西部城市中,其回归系数显著为正。这说明“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的促进作用在中西部城市中是显著的,而在东部城市中是不显著的。究其原因,东部地区经济发展水平较高,享有较多刺激经济绿色转型的优惠政策,并且东部地区中粗放产业的比重较低,“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的影响相对有限。近年来随着中西部地区的经济发展,“宽带中国”试点政策实施可以得到较好的条件支持和保障,使得中西部地区更加受益于“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的促进作用。另外,根据SUEST检验统计量的P值,两组回归的组间系数存在显著差异。

表7 异质性检验结果

变量	资源禀赋异质性		环境污染异质性		区域异质性	
	资源禀赋较低的城市	资源禀赋较高的城市	环境污染较低的城市	环境污染较高的城市	东部城市	中西部城市
did	0.321*** (0.103)	0.894*** (0.163)	1.113*** (0.240)	0.460*** (0.084)	0.137 (0.122)	0.821*** (0.135)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-4.458 (8.507)	-5.651 (6.222)	-19.057** (7.924)	1.885 (5.839)	-7.746 (9.542)	-4.263 (6.023)
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1806	1808	1794	1820	1469	2145
R <sup>2</sup>	0.113	0.150	0.149	0.114	0.160	0.114
组间回归系数	chi2(1) = 7.99		chi2(1) = 7.01		chi2(1) = 16.92	
差异性检验	Prob > chi2 = 0.005		Prob > chi2 = 0.008		Prob > chi2 = 0.000	

## (六) 机制检验

将绿色创新能力和产业结构升级作为中介变量,使用中介效应模型进行机制检验,回归结果如表8所示。当绿色创新能力作为中介变量时,回归结果如表8的第(1)~(2)列所示,第(1)列中“宽带中国”试点政策(did)的回归系数显著为正,第(2)列中绿色创新能力(gpa)的回归系数显著为正;另外,参考蔡庆丰等(2021)的做法<sup>[37]</sup>,进一步进行sobel检验,检验结果显示sobel的系数显著为正,验证了

表8 机制检验结果

变量	模型(2)	模型(3)	模型(2)	模型(3)
	gpa	GTFP	ais	GTFP
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	1.037*** (0.078)	0.020 (0.113)	0.218*** (0.029)	0.401*** (0.108)
gpa		0.554*** (0.049)		
ais				0.885*** (0.195)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-22.886*** (5.914)	8.398* (4.328)	-0.181 (1.098)	-4.116 (4.886)
固定效应	是	是	是	是
观测值	3614	3614	3614	3614
R <sup>2</sup>	0.393	0.183	0.245	0.143
sobel 检验		0.113*** (3.094)		0.068*** (4.494)

注:sobel 检验括号内为Z值。

绿色创新能力是“宽带中国”试点政策促进经济实现绿色转型的一个作用路径。当产业结构升级作为中介变量时,回归结果如表 8 的第(3)~(4)列所示,第(3)列中“宽带中国”试点政策(did)的回归系数显著为正,第(4)列中产业结构升级(ais)的回归系数显著为正;同样参考蔡庆丰等(2021)的做法<sup>[37]</sup>,进一步进行 sobel 检验,检验结果显示 sobel 的系数显著为正,验证了产业结构升级是“宽带中国”试点政策促进经济实现绿色转型的另一个作用路径。

### 五、拓展性分析：“宽带中国”试点政策的空间溢出效应

为了判断“宽带中国”试点政策的空间溢出效应,首先通过 LR 检验来选择合适的空间计量模型。LR 检验结果如表 9 所示,结果表明无论是采用地理距离矩阵还是经济距离矩阵,原假设均被拒绝,即空间杜宾模型不会退化为空间滞后模型或者空间误差模型。因此,使用空间杜宾模型更为合适。

表 9 空间杜宾模型适用性检验结果

检验类型	地理距离矩阵		经济距离矩阵	
	统计量	P 值	统计量	P 值
LR spatial lag	108.54	0.00	148.50	0.00
LR spatial error	104.09	0.00	215.50	0.00

为了验证“宽带中国”试点政策对经济绿色转型产生的空间溢出效应,借鉴 Sunak 等(2016)的做法<sup>[38]</sup>,本文构建以下空间杜宾双重差分模型:

$$GTFP_{i,t} = \rho \sum W_{ij} * GTFP_{i,t} + \beta did_{i,t} + \gamma \sum W_{ij} * did_{i,t} + \theta X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

式(5)中, $W_{ij}$ 表示空间权重矩阵,本文选取的空间权重矩阵分别是地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵。具体的构造方式如下所示:

$$\text{地理距离空间权重矩阵: } W_{ij} = \begin{cases} 0, & i=j \\ \frac{1}{d_{ij}^2}, & i \neq j \end{cases} \quad (6)$$

$$\text{经济距离空间权重矩阵: } W_{ij} = \begin{cases} 0, & i=j \\ \frac{1}{|GDP_i - GDP_j|}, & i \neq j \end{cases} \quad (7)$$

式(6)、(7)中, $d_{ij}$ 表示两个地级市之间的地理距离, $GDP_i$ 和  $GDP_j$ 分别表示城市  $i$  和城市  $j$  的 GDP。

在使用空间杜宾模型进行实证检验之前,有必要考察经济绿色转型是否存在空间依赖。本文以地理距离空间权重矩阵为例,对城市经济绿色转型的莫兰指数和吉尔里指数进行检验。检验结果如表 10 所示,结果显示经济绿色转型(GTFP)的莫兰指数均显著,且大于零,吉尔里指数均显著,且小于 1,这说明城市经济绿色转型具有显著的正向空间集聚特征,同时验证了本文使用空间计量模型来检验空间溢出效应的必要性。

接下来对空间杜宾双重差分模型进行回归,结果如表 11 所示。回归结果表明,无论是以地理距离还是经济距离作为权重矩阵进行空间杜宾双重差分模型进行回归,空间自回归系数  $\rho$  均显著为正,进一步证明了城市经济绿色转型具有显著的正向空间自相关性。以地理距离空间权重矩阵为例,空间杜宾双重差分模型中的间接效应能够准确度量“宽带中国”试点政策产生的空间溢出效应,在间接效应中“宽带中国”试点政策(did)的回归系数显著为正,表明“宽带中国”试点政策不仅可以促进所在城市的经济实现绿色转型,还能对周边邻近城市的经济实现绿色转型产生促进作用。究其原因,“宽带中国”试点政策的实施进一步加强了城市的网络基础设施建设,通过互联网等数字平台使得城市之间的联系更加紧密,更加有利于促进生产要素的流动及配置,进一步产生空间溢出效应,促进周边邻近地区实现经济绿色转型。同样,以经济距离矩阵作为空间权重矩阵时,结果仍然稳健。

表 10

空间自相关检验结果

	2008	2011	2014	2017	2019
莫兰指数	0.073 *** (4.085)	0.052 *** (2.918)	0.045 *** (2.640)	0.098 *** (5.304)	0.088 *** (4.920)
吉尔里指数	0.945 * (-1.598)	0.964 * (-1.381)	0.946 * (-1.323)	0.901 *** (-4.426)	0.899 *** (-2.811)

注:括号内数值为 Z 统计量。

表 11

空间杜宾双重差分模型检验结果

变量	地理距离矩阵			经济距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
did	-0.260 *** (0.090)	5.444 *** (1.380)	5.185 *** (1.372)	-0.041 (0.097)	2.468 *** (0.468)	2.427 *** (0.472)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$\rho$		0.769 *** (0.035)			0.518 *** (0.039)	
固定效应		是			是	
观测值		3614			3614	
R <sup>2</sup>		0.225			0.065	

在验证了“宽带中国”试点政策对经济绿色转型产生的正向空间溢出效应之后,进一步检验“宽带中国”试点政策对经济绿色转型随着地理距离变化的空间衰减边界。参考袁华锡等(2019)的做法<sup>[39]</sup>,设定不同的地理距离阈值空间权重矩阵,当两个城市的地理距离在阈值范围之外时,其值为地理距离平方的倒数,否则为 0。具体的计算方式如下:

$$W_d = \begin{cases} 0, & d_{ij} < d \\ \frac{1}{d_{ij}^2}, & d_{ij} \geq d \end{cases} \quad (8)$$

本文首先将 20 km 作为阈值进行回归,然后再逐次递增 40 km 进行回归,最后比较在不同阈值下对应的  $W * did$  的回归系数,结果如表 12 所示。检验结果表明, $W * did$  的回归系数在 20~380 km 范围内时是显著为正的,当阈值大于 380 km 时, $W * did$  的回归系数将不再显著。这说明“宽带中国”试点政策对周边邻近地区的经济绿色转型产生的空间溢出效应符合地理距离衰减规律。具体来说,在阈值介于 100~380 km 时  $W * did$  的回归系数要大于当阈值小于 100 km 时  $W * did$  的回归系数,这说明地理上的邻接有助于促进生产要素的高效流动,实现信息共享。但同时地理距离太近会导致“宽带中国”试点城市对周边地区的数字技术产生吸附作用,这些距离较近城市中的数字技术有流出该地区并进

表 12 空间溢出效应随地理距离的变化结果

阈值	$W * did$	
	系数	Z 值
20	115.359 ***	5.66
60	106.355 ***	4.46
100	155.119 ***	4.77
140	223.274 ***	5.00
180	333.245 ***	4.70
220	509.423 ***	4.62
260	766.675 ***	5.14
300	908.21 ***	4.57
340	913.946 ***	3.57
380	615.039 *	1.91
420	12.072	0.02

一步向数字技术发展更好的城市集中的倾向,从而对周边较近地区产生的极化作用相对比较明显,所以也会在一定程度上削弱周边邻近地区经济绿色转型的动力。而周边邻近地区与“宽带中国”试点城市的距离稍远时,一方面,“宽带中国”试点政策在完善网络基础设施时对周边邻近地区的极化作用相对会有所减弱;另一方面,外围地区会模仿试点地区的网络基础设施建设,并且试点地区也有向外围地区扩张的欲望,从而使得“宽带中国”试点政策的空间溢出效应相对较强。当阈值大于 380 km 时,“宽带中国”试点政策的溢出效应不再显著,这也说明“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的空间溢

出效应受到地理边界分割的阻碍。总的来说,“宽带中国”试点政策对周边邻近地区经济绿色转型的空间溢出效应会随着地理距离的增加而逐渐衰减。

## 六、研究结论与政策启示

基于我国发展数字技术以及实现“双碳”目标的背景,本文将“宽带中国”试点政策作为数字技术发展的准自然实验,使用2007—2019年278个地级市的面板数据,构建渐进双重差分模型、中介效应模型以及空间杜宾双重差分模型分别考察“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的直接影响效应、间接影响渠道以及空间溢出效应。研究发现:第一,“宽带中国”试点政策的实施有助于促进经济绿色转型;第二,“宽带中国”试点政策对经济绿色转型的促进作用在资源禀赋较高的城市、环境污染程度较低的城市以及中西部城市中更明显;第三,“宽带中国”试点政策主要是通过促进绿色创新能力的提升、推动产业结构优化来实现经济绿色转型;第四,“宽带中国”试点政策对于经济绿色转型具有显著的正向空间溢出效应,并且“宽带中国”试点政策对周边邻近地区经济绿色转型的空间溢出效应会随着地理距离的增加而衰减。

以上研究结论对于建设数字中国以进一步推动我国经济实现全面绿色转型具有重要的政策启示:(1)积极推动建设数字中国,赋能城市绿色转型。政府部门应统筹全局,明确数字技术的发展方向,有序推进网络基础设施建设,加强数字技术与环境领域的深度融合,完善政府对环境治理的监管手段。推动企业进行数字化转型,促进数字技术与传统生产制造的融合发展,实现智能控制、精准生产。(2)因地制宜地推进“宽带中国”战略。考虑到各地级市的资源禀赋、环境污染程度以及地理区域的不同,各地区应根据自身的实际情况合理有序地推进“宽带中国”战略,最大化其赋能效果。对于资源禀赋不同的城市来说,应增强各城市产业结构与数字技术的适配性,利用数字化技术催生新业态,推动资源型产业进行数字转型和绿色转型。对于环境污染程度不同的城市来说,政府部门应采取目标约束的方式来推动数字技术应用在节能减排过程中发挥的作用,同时还要避免目标约束程度过高导致的过度投资问题。对于地理区域不同的城市来说,应结合地理区位优势充分发挥数字技术在绿色经济发展中的关键作用,形成数字技术与当地产业相融合的数字产业试点,营造良好的数字经济氛围,实现绿色低碳与经济增长协同推进。(3)充分重视绿色技术创新和产业结构升级在数字技术赋能经济绿色转型过程中的重要作用,强化“宽带中国”战略的政策效果。加大政府部门对绿色创新的支持力度,缓解绿色创新活动面临的融资约束问题,发挥绿色创新能力在实现经济绿色转型过程中的正外部性。加快数字技术对传统产业的渗透,促进数字技术与服务业的深度融合,引导生产要素流向绿色低碳的产业,助推城市经济绿色转型。(4)充分把握“宽带中国”战略的空间外溢红利,探索绿色发展新路径。政府应积极鼓励区域间进行数字技术发展 with 低碳绿色转型的相关交流与合作,打破生产要素在区域间的流动壁垒,优化地区间的资源配置,打造数字技术发展水平较高、绿色经济效率较高的城市群,在区域间发挥良好的示范效应。

### 参考文献:

- [1] 彭星. 环境分权有利于中国工业绿色转型吗?——产业结构升级视角下的动态空间效应检验[J]. 产业经济研究,2016(2):21—31.
- [2] 岳鸿飞,徐颖,吴璘. 技术创新方式选择与中国工业绿色转型的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境,2017(12):196—206.
- [3] 张建鹏,陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究,2021(11):78—93.
- [4] 田秀娟,李睿. 数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J]. 管理世界,2022(5):56—74.
- [5] Weigel, P., Fishedick, M. Review and Categorization of Digital Applications in the Energy Sector[J]. Applied Sciences,2019,9(24): 5350.
- [6] Acemoglu, D., Dorn, D., Hanson, G. H., et al. Return of the Solow Paradox? IT, Productivity, and Employ-

ment in US Manufacturing[J]. American Economic Review,2014,104(5): 394—399.

[7] 肖旭,戚聿东. 产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J]. 改革,2019(8):61—70.

[8] 唐未兵,傅元海,王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究,2014(7):31—43.

[9] Brynjolfsson, E., Rock, D., Syverson, C. Artificial Intelligence and the Modern Productivity Paradox: A Clash of Expectations and Statistics[M]. The Economics of Artificial Intelligence: An agenda. University of Chicago Press,2018: 23—57.

[10] Asongu, S. A. ICT, Openness and CO<sub>2</sub> Emissions in Africa[J]. Environmental Science and Pollution Research,2018,25(10): 9351—9359.

[11] Chen, L. How CO<sub>2</sub> Emissions Respond to Changes in Government Size and Level of Digitalization? Evidence from the BRICS Countries[J]. Environmental Science and Pollution Research,2022,29(1): 457—467.

[12] 解春艳,丰景春,张可. 互联网技术进步对区域环境质量的影响及空间效应[J]. 科技进步与对策,2017(12): 35—42.

[13] Moyer, J. D.,Hughes, B. B. ICTs: Do They Contribute to Increased Carbon Emissions? [J]. Technological Forecasting and Social Change,2012,79(5): 919—931.

[14] 许宪春,任雪,常子豪. 大数据与绿色发展[J]. 中国工业经济,2019(4):5—22.

[15] Andrae, A. S. G.,Edler, T. On Global Electricity Usage of Communication Technology: Trends to 2030[J]. Challenges,2015,6(1): 117—157.

[16] Salahuddin, M.,Alam, K.,Ozturk, I. The Effects of Internet Usage and Economic Growth on CO<sub>2</sub> Emissions in OECD Countries: A Panel Investigation [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016 (62): 1226—1235.

[17] 白雪洁,孙献贞. 互联网发展影响全要素碳生产率:成本、创新还是需求引致[J]. 中国人口·资源与环境, 2021(10):105—117.

[18] 孙早,徐远华. 信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗? ——基于2002—2013年高技术17个细分行业面板数据的经验分析[J]. 南开经济研究,2018(2):72—92.

[19] Forman, C.,Goldfarb, A.,Greenstein, S. How did Location Affect Adoption of the Commercial Internet? Global Village vs. Urban Leadership[J]. Journal of Urban Economics,2005,58(3): 389—420.

[20] 黎新伍,黎宁,谢云飞. 数字经济、制造业集聚与碳生产率[J]. 中南财经政法大学学报,2022(6):131—145.

[21] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65—76.

[22] Wolff, H. Keep Your Clunker in the Suburb: Low-emission Zones and Adoption of Green Vehicles[J]. The Economic Journal,2014,124(578): F481—F512.

[23] 汪克亮,庞素勤. “一带一路”倡议实施对中国沿线城市绿色转型的影响[J]. 资源科学,2021(12): 2475—2489.

[24] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35—44.

[25] 陶锋,赵锦周,周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济,2021,(2):136—154.

[26] 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,(5):4—16.

[27] 周磊,龚志民. 数字经济水平对城市绿色高质量发展的提升效应[J]. 经济地理,2022(11):133—141.

[28] 刘维林,王艺斌. 数字经济赋能城市绿色高质量发展的效应与机制研究[J]. 南方经济,2022(8):73—91.

[29] Sun, C.,Zhan, Y.,Du, G. Can Value-added Tax Incentives of New Energy Industry Increase Firm's Profitability? Evidence from Financial Data of China's Listed Companies[J]. Energy Economics,2020(86): 104654.

[30] 蔺鹏,孟娜娜. 绿色全要素生产率增长的时空分异与动态收敛[J]. 数量经济技术经济研究,2021(8): 104—124.

[31] Li, P.,Lu, Y.,Wang, J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics,2016(123): 18—37.

[32] 韦东明,顾乃华. 城市低碳治理与绿色经济增长——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 当代经济科学,2021(4):90—103.

[33] 范洪敏,米晓清. 智慧城市建设与城市绿色经济转型效应研究[J]. 城市问题,2021(11):96—103.

[34] 刘奥,张双龙. 数字经济发展对财政透明度的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 产业经济研究,2022(4):46—58.

- [35] 杨桐彬,朱英明,刘梦鹤,周波. 资源型城市产业协同集聚、市场化程度与环境污染[J]. 产业经济研究,2020(06):15—27.
- [36] 吴建新,郭智勇. 基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J]. 统计研究,2016(1):54—60.
- [37] 蔡庆丰,王瀚佑,李东旭. 互联网贷款、劳动生产率与企业转型——基于劳动力流动性的视角[J]. 中国工业经济,2021(12):146—165.
- [38] Sunak, Y., Madlener, R. The Impact of Wind Farm Visibility on Property Values: A Spatial Difference-in-Differences Analysis[J]. *Energy Economics*, 2016, 55(3): 79—91.
- [39] 袁华锡,刘耀彬,封亦代. 金融集聚如何影响绿色发展效率? ——基于时空双固定的 SPDM 与 PTR 模型的实证分析[J]. 中国管理科学,2019(11):61—75.

## Research on Green Transformation of Chinese Economy with Digital Empowerment

YAO Lu<sup>1</sup> WANG Shuhua<sup>2</sup> WANG Xiaoteng<sup>1</sup>

(1. School of Finance, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;

2. Shanxi Business College, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

**Abstract:** Based on the background of the rapid development of digital technology and the "Dual Carbon Goals" in China, this paper takes the pilot policy of "Broadband China" as a quasi-natural experiment. Using the panel data of 278 prefecture-level cities from 2007 to 2019, this paper examines the impact of the pilot policy of "Broadband China" on the green economic transformation by constructing a progressive difference difference model and a spatial Dubin Difference difference model. The results show that the pilot policy of "Broadband China" can promote the comprehensive green transformation of Chinese economy; And the promotion effect is heterogeneous in cities with different resource endowments, different environmental pollution and different geographical regions. The further mechanism test results show that the pilot policy of "Broadband China" mainly realizes the green economic transformation by promoting the improvement of green innovation ability and promoting the upgrading of urban industrial structure. The test of spatial spillover effect shows that the pilot policy of "Broadband China" will also have positive spatial spillover effect on the economic green transformation of neighboring areas, that is, drive the economic green transformation of neighboring areas. This paper provides some reference for the construction of digital China to promote the comprehensive green transformation of Chinese economy.

**Key words:** Digital Technology; Dual Carbon Goals; Broadband China; Green Economic Transformation

(责任编辑:姜晶晶)