

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2023.04.003

# 数字基础设施建设促进了能源效率提升吗？

## ——基于“宽带中国”示范城市建设的准自然实验

陈怡安, 刘津利

(西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

**摘要:**数字基础设施建设不仅能够促进数字经济发展,还会产生诸多积极的经济社会效应。以三批次开展的“宽带中国”示范城市建设为准自然实验,采用 2006—2019 年 282 个城市的面板数据,通过渐进 DID 模型评估数字基础设施建设对能源效率的政策效应,结果发现:“宽带中国”示范城市建设显著促进了示范城市的能源效率提升,但也存在显著的城市异质性,表现为对非资源型城市、非老工业基地城市、东部城市的能源效率具有显著的提升作用,而对资源型城市、老工业基地城市、中西部城市的能源效率没有显著影响;“宽带中国”示范城市建设可以通过促进绿色技术创新来提高能源效率,并会强化能源效率提升的经济增长促进效应。可见,数字基础设施的完善不仅能够直接促进经济增长,而且可以提高能源效率,还会强化能源效率提升对经济增长的促进作用。因此,应进一步加大数字基础设施建设力度,并充分发挥其各种积极效应;不同的城市应基于自身的资源禀赋及发展条件寻求差异化的发展路径,并促使数字基础设施建设能够切实有效地提高发展质量。

**关键词:**数字基础设施;“宽带中国”;能源效率;绿色技术创新;资源型城市;老工业基地;异质性—稳健估计量

中图分类号:F206;F294 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2023)04-0032-15

**引用格式:**陈怡安,刘津利.数字基础设施建设促进了能源效率提升吗?——基于“宽带中国”示范城市建设的准自然实验[J].西部论坛,2023,33(4):32-46.

CHEN Yi-an, LIU Jin-li. Can digital infrastructure construction promote energy efficiency?: a quasi-natural experiment based on the pilot policy of “Broadband China” [J]. West Forum, 2023, 33(4): 32-46.

\* 收稿日期:2023-04-16;修回日期:2023-06-12

基金项目:重庆市教委人文社科项目(22SKGH017);重庆市教委科学技术研究计划项目(KJQN202300303);西南政法大学 2021 年度校级科研项目(2021XZXS-325)

作者简介:陈怡安(1984),女,四川成都人;教授,博士,主要从事劳动经济研究;E-mail:chenyian1984@126.com。刘津利(1997),女,广西玉林人;硕士研究生,主要从事环境经济、劳动经济研究;E-mail:liujinli0104@163.com。

## 一、引言

改革开放后,中国经济持续快速增长,创造了世界经济增长的奇迹。然而,传统的粗放型经济发展方式也导致资源环境约束凸显,经济增长与环境污染及资源消耗之间的矛盾日益凸显。目前,中国成为全球最大的能源消费国家,能源供给的流量约束和存量约束并存,严重制约了经济的可持续发展;同时,中国的能源利用效率相对较低,远不及欧美等发达经济体。因此,在新发展阶段,提升能源利用效率是实现高质量发展的关键抓手之一。与此同时,基于数字技术迅猛发展的数字经济成为经济增长的新形态和新动能,数字经济发展对能源效率的影响以及如何通过数字经济提升能源效率成为社会各界关注的焦点问题。相关理论和实证研究成果也不断涌现。其中,国内文献的相关经验分析主要集中于探讨数字金融和数字经济发展对能源效率的影响(汪克亮等,2021;张云辉等,2022;刘建江等,2023;程云洁等,2023;李磊等,2023)<sup>[1-5]</sup>,而关于数字基础设施建设对能源效率的影响鲜有涉及。

在新一轮科技革命中,数字基础设施建设助力“万物互联”,加速了数字经济的发展,可以说数字基础设施的数量和质量决定了数字经济发展的速度和高度。现有文献对数字基础设施建设的各种经济社会效应进行了广泛探讨,资源和环境效应是其中的重点之一,且大多认为数字基础设施建设促进了资源利用效率的提升和生态环境的改善。数字基础设施建设催生了一大批新业态新模式(如互联网+、大数据等),这些新业态新模式凭借固有的“绿色”属性,淘汰能耗过高、污染严重的落后行业,表现出一定的环境改善效应(石大千等,2018)<sup>[6]</sup>。由于互联网是数字经济发展的基础之一,互联网发展的经济社会效应也受到众多学者关注,相关研究发现,互联网发展有利于节能减排(Wu et al, 2020; Lin et al, 2021)<sup>[7-8]</sup>,并能显著提升企业的能源效率(邱信丰等,2022)<sup>[9]</sup>。而宽带又是互联网发展的基础,因而不少文献选择从宽带建设的角度来分析数字基础设施的经济社会效应,比如 Koutroumpis (2009)采用2002—2007年22个OECD国家数据的分析表明宽带基础设施与经济增长具有正相关性<sup>[10]</sup>。在国内,“宽带中国”示范城市建设则为研究数字基础设施建设对经济社会发展的积极作用提供了很好的素材,既有文献也对此展开了丰富的讨论,包括对全要素生产率(刘传明等,2020)<sup>[11]</sup>、知识溢出(薛成等,2020)<sup>[12]</sup>、产业结构(马青山等,2021)<sup>[13]</sup>、劳动力就业与配置(夏海波等,2021;牛子恒等,2022)<sup>[14-15]</sup>、创新绩效(张杰等,2021;邱洋冬,2022)<sup>[16-17]</sup>以及经济高质量发展(赵涛等,2020)<sup>[18]</sup>等的影响。但尚没有文献关注数字基础设施建设对能源效率的影响。

基于上述梳理,本文在已有研究的基础上,进一步探讨数字基础设施建设对能源效率的影响及其机制,并以“宽带中国”示范城市建设为准自然实验,采用渐进双重差分模型评估示范城市建设对城市能源效率的政策效应。相比已有文献,本文的边际贡献主要在于:一是直接分析了数字基础设施建设对能源效率的影响,拓展了数字基础设施建设的经济社会效应研究,并对能源效率的影响因素研究进行了新的补充。二是从资源禀赋、工业属性以及地理区位3个方面分析了数字基础设施建设影响能源效率的城市异质性,探究了数字基础设施建设通过促进绿色技术创新提升能源效率的传导机制,并检验了数字基础设施建设对能源效率提升的经济增长促进效应的调节作用,有助于深入认识数字基础设施建设对高质量发展的积极作用,并为各地充分利用数字红利促进能源效率提升提供了经验借鉴和政策启示。三是运用培根分解诊断以及异质性—稳健估计量检验(交互加权估计、加总估计、插补两步回归法)等方法检验了渐进DID模型分析结果的稳健性。

## 二、理论分析与研究假说

### 1. 数字基础设施与城市能源效率

现有研究表明,数字经济的发展能显著促进地区能源效率的提升(Zhang et al, 2022; 方东莉, 2023; 刘建江 等, 2023)<sup>[19-20][3]</sup>,数字基础设施的完善不仅能推动数字经济的发展,而且对城市能源效率的提升也有直接的促进作用。第一,数字基础设施建设所产生的正外部性会提升城市能源效率。一方面,数字基础设施建设会拉动企业和消费者的投资需求,通过收入效应、价格效应等途径影响能源产业结构转型,构建能源数字化全产业链,进而提升城市能源效率。另一方面,数字基础设施建设有助于改造并升级能源生产、经营和销售服务流程,拓展能源的获取渠道,优化能源配置效率,从而带动提升产业链更多环节的能源效率提升。第二,数字基础设施的完善会减少能源生产、运输、储存、消费等过程中的信息不对称(邓荣荣 等, 2022)<sup>[21]</sup>,降低交易成本,进而提高产出效率,降低单位产出能耗,有助于能源效率的提升。第三,相较于物质要素投入(资本、劳动等),数据要素投入更为清洁高效。根据摩尔定律,数字基础设施建设在优化区域要素投入的同时,所带来的替代效应愈发凸显,有利于提高能源效率。根据流程再造理论,数字基础设施建设可以推动能源产业信息与要素资源的互通共享(Goldfarb et al, 2019)<sup>[22]</sup>,使得中上游的能源产品服务与下游的差异化需求更相匹配,从而推动供应链整体的能源效率提升。

基于上述分析,本文提出假说1:数字基础设施建设会促进能源效率提升。

### 2. 不同特征城市的异质性

我国各地区之间的资源分布不均衡,环境质量差异显著,经济发展水平差距明显,数字基础设施建设和数字经济发展水平也参差不齐,而资源禀赋和发展状况的差异会导致数字基础设施建设对能源效率的影响具有异质性表现。对此,本文主要基于资源禀赋、工业属性以及地理区位3个城市特征进行初步分析。(1)从城市资源禀赋的异质性来看,资源型城市往往拥有丰富的能源资源储备量,可能因“资源诅咒”而在提高能源效率方面动力不足;同时,其第二产业通常也较发达,也可能因“路径依赖”而较难在短期内显著提高能源效率。而非资源型城市由于资源较为匮乏会更为积极地提高能源效率,并从多方位寻求资源约束的化解。因而,相比资源型城市,非资源型城市会更加充分地利用数字基础设施的完善来提高其能源效率。(2)从城市工业属性的异质性来看,老工业基地城市对能源的使用通常较为密集,粗放型的发展模式压缩了其短期内能源效率的下降空间,较为严重的路径锁定效应也削弱了企业对绿色技术创新的内在需求,许多企业在研发和生产的进程中依旧重复进行高污染和高消耗的项目,出现了“绿色创新惰性”;而非老工业基地城市的经济发展往往更为多元化,市场化程度也较高,并具有良好的绿色技术创新环境和活力(史丹 等, 2020)<sup>[23]</sup>。因此,相对于老工业基地城市,数字基础设施建设对非老工业基地城市能源效率的提升作用更为显著。(3)从地理区位的异质性来看,相比中西部城市,东部城市具有显著的经济优势和市场优势,对能源的依赖和消费也较高,在具有更强的能源效率提升动机的同时拥有更高的能源效率提升能力,因而数字基础设施的完善可能会产生更为显著的能源效率提升效应。

基于上述分析,本文提出假说2:数字基础设施建设的能源效率提升效应具有城市异质性,表现为对非资源型城市(相对于资源城市)、非老工业基地城市(相对于老工业基地城市)、东部城市(相对于中西部城市)具有更为显著的能源效率提升作用。

### 3. 数字基础设施建设、绿色技术创新与能源效率提升

根据波特的创新驱动理论,技术创新活动通过提高生产效率驱动经济增长。已有研究表明,技术创新可以显著促进能源效率提升(张志雯等,2017;李格等,2021)<sup>[24-25]</sup>,尤其是绿色技术创新能够从生产端和消费端减少能源消耗,有利于能源产业结构绿色化转型,进而提升能源效率。同时,绿色技术创新在能源领域的使用有助于光伏、风电以及可再生能源的开发,推动清洁能源的有效利用,对能源效率的提升产生积极影响。而数字基础设施的完善对绿色技术创新具有积极影响。首先,数字基础设施建设提高了环境检测系统、大数据平台的信息透明度,降低了公众参与环境治理的成本和门槛,可以通过地方政府的环境治理和公众监督促使企业大力开展绿色技术创新活动;其次,数字基础设施的升级完善使得创新要素流动的边际成本下降,进而通过优化创新资源配置推动绿色技术创新的整体发展(李凯杰等,2020;韩晶等,2021)<sup>[26-27]</sup>。最后,数字基础设施建设可以通过降低信息沟通成本激发微观经济主体的创新活力并优化其创新路径,从而促进生产技术变革并提高能源效率;还可以通过催生新的生产方式和经济业态改进经济主体的发展路径,引领绿色技术创新的发展方向,最终推动能源效率的持续提升。因此,数字基础设施建设以促进绿色技术创新作为关键传导机制,赋予经济高质量发展新动能,并通过降低能源消耗、优化能源结构等促进能源效率的不断提升。

基于上述分析,本文提出假说3:数字基础设施建设可以通过促进绿色技术创新提升能源效率。

### 4. 能源效率提升、数字基础设施建设与经济增长

基础设施建设的目的是实现更好更快的经济社会发展,而能源效率的提高可以用同样的能源消耗实现更多的经济产出。基础设施落后会使资源因流动受阻而得不到有效配置,也会导致生产经营过程中的资源利用效率低下;高投入、高耗能、高污染的粗放型发展模式则使得经济增长带来资源枯竭和环境恶化等问题,能源效率低下将严重阻碍经济社会的可持续发展;因而,完善基础设施和提高能源效率都是促进经济高质量发展的重要路径。数字基础设施建设为技术、资金以及人力等生产要素的自由流动和有效配置提供了便利,推动产业的重新布局与整合升级,进而促进地区经济增长。能源效率是影响经济增长的重要因素(汪克亮等,2013)<sup>[28]</sup>,而且通过能源效率提升实现的产出增长是高质量的增长(与通过增加能源消费实现的产出增长相比)。如前文所述,数字基础设施的完善能有效降低单位产出的能耗,因而数字基础设施建设除了本身有利于经济增长外,还可以通过提高能源效率促进高质量的产出增长。与此同时,数字基础设施的不断完善不仅缓解了资源要素的错配,还会通过数字经济的发展驱动经济发展方式的转变,促使经济增长对能源的依赖程度降低,从而使得能源效率的提升可以带来更多的经济增长。因此,数字基础设施建设不仅可以提高能源效率,而且可以强化能源效率提升对经济增长的促进作用,从而有效助力高质量发展。

基于上述分析,本文提出假说4:数字基础设施对能源效率影响经济增长具有正向调节作用,即数字基础设施的完善可以强化能源效率提升对经济增长的促进作用。

## 三、实证检验方法

数字经济的发展离不开宽带,宽带网络速度和宽带网络服务质量在一定程度上决定了数字经济发展的广度和深度,因而宽带建设是完善数字基础设施的重要内容之一。目前,我国的宽带网络接入速率、互联网普及率等与欧美等发达国家仍有一定差距。为了加快宽带建设,2013年8月国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》(国发[2013]31号),旨在推动我国宽带基础设施建设的良性发展。随后,工

业和信息化部、国家发展改革委于2014、2015、2016年分三批发布了“宽带中国”示范城市(城市群)名单。根据“宽带中国”示范城市的建设标准,经审批通过的“宽带中国”示范城市应满足以下条件(至少4项):城市家庭20 Mbps及以上宽带的接入能力达到85%,农村家庭4 Mbps及以上宽带接入能力达到90%,固定宽带家庭普及率达到55%,3 G/LTE移动电话人口普及率达到40%,4 Mbps及以上宽带用户渗透率达到80%,8 Mbps及以上宽带用户渗透率达到35%。这意味着示范城市本身具备较好的宽带发展基础,而且通过创建示范城市要实现本地区宽带发展水平大幅提升,且整体宽带发展水平及发展模式对于全国同类地区具有较大的示范和引领作用。因此,“宽带中国”示范城市建设将大力推动示范城市的宽带建设和发展,也为验证数字基础设施建设的各种经济社会效应提供了有效样本。有鉴于此,本文将“宽带中国”示范城市建设作为一项准自然实验,通过分析其政策效应来实证检验数字基础设施建设对能源效率的影响。

### 1. 基准模型构建与变量测度

为检验“宽带中国”示范城市建设是否促进了示范城市的能源效率提升,本文构建如下渐进双重差分模型:

$$LnEEI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别代表城市和年份,被解释变量( $LnEEI$ )为“能源效率”,核心解释变量( $policy$ )“宽带示范城市”为是否进行“宽带中国”示范城市建设的虚拟变量(即双重差分项,若 $i$ 城市在 $t$ 年实施“宽带中国”示范城市建设赋值为1,否则赋值为0),控制变量( $Control$ )包括“政府干预程度”“技术创新能力”“人口规模”“经济发展水平”等, $\phi_t$ 表示时间固定效应, $\mu_i$ 表示城市固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

(1)被解释变量“能源效率”。在考虑环境生产技术异质性的情况下,以城市为决策单元(DMU),每个决策单元都包含投入(能源、资本、劳动力)和产出(合意产出、非合意产出)。借鉴师傅和沈坤荣(2013)、王锋和冯根福(2013)、林伯强和刘泓汛(2015)以及于斌斌(2017)等的研究<sup>[29-32]</sup>,本文基于非径向方向距离函数(NDDF),采用Global DEA法测算样本城市的能源效率。其中,能源消耗总量为市辖区天然气、液化石油气和电力的工业用量按照“各种能源折标准煤参考系数”统一折算的标准煤使用量之和(万吨),资本存量采用永续盘存法以2003年不变价格计算(折旧率为9.6%),劳动力规模为城镇私营和个体加上单位从业人员数之和,合意产出为地区生产总值,非合意产出为地区二氧化硫排放量。该方法计算的能源效率取值范围为 $[0,1]$ ,越大则能源效率越高,取值为1时能源效率位于前沿面上。本文将计算得到的能源效率值取自然对数后作为被解释变量“能源效率”。

(2)核心解释变量“宽带示范城市”。若样本城市成为“宽带中国”示范城市后取值为1,否则取值为0。“宽带中国”示范城市包括省直管县、城市群和地级市及以上城市,为了避免由于行政级别差异造成估计偏误,本文仅保留了地级及以上城市样本;此外,林芝市、拉萨市等数据缺失严重,也一并剔除。最终,本文的处理组包括110个城市,其余172个城市作为对照组。

(3)控制变量。在借鉴相关研究分析结论的基础上(史丹等,2008;师博等,2013;林伯强等,2015)<sup>[33][29][31]</sup>,结合数据的可获取性,本文选取以下控制变量:一是“政府干预程度”,采用财政预算支出与地区生产总值的比值来衡量;二是“人口规模”,采用年末总人口数来衡量;三是“对外开放度”,采用实际使用外资金额(根据汇率换算成人民币)与地区生产总值的比值来衡量;四是“经济发展水平”,采用人均地区生产总值来衡量;五是“技术创新能力”,采用发明专利申请授权量来衡量。同时,所有控制变量进行对数化处理以减少异方差的影响。

## 2. 样本选取与数据处理

基于数据的连续性和可获得性,本文以 2006—2019 年 282 个城市的面板数据为研究样本。固定资产投资额数据来自《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》以及各城市的统计公报,能源消耗总量数据来自《中国能源统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》,专利申请数来自国家知识产权局官网,其他数据均来自《中国城市统计年鉴》,部分缺失数据采用线性插值法补齐。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果

| 变量     | 均值     | 标准误   | 最小值    | 最大值   | 观测值   |
|--------|--------|-------|--------|-------|-------|
| 能源效率   | -1.560 | 0.510 | -3.830 | 0     | 3 948 |
| 宽带示范城市 | 0.140  | 0.340 | 0      | 1     | 3 948 |
| 对外开放度  | 0.830  | 1.350 | -7.850 | 3.810 | 3 738 |
| 政府干预程度 | 2.780  | 0.460 | 1.450  | 5     | 3 948 |
| 人口规模   | 5.870  | 0.700 | 2.870  | 8.140 | 3 948 |
| 经济发展水平 | 10.42  | 0.720 | 4.600  | 13.06 | 3 948 |
| 技术创新能力 | 6.270  | 2.230 | 0      | 12.97 | 3 948 |

## 四、基准模型回归与稳健性检验

### 1. 基准模型估计结果

采用 DID 模型需要满足平行趋势假设,即在政策实施前对照组与处理组应具有平行的变化趋势。借鉴 Beck 等(2010)的做法<sup>[34]</sup>,本文采用事件研究法(Event Study)进行平行趋势检验和政策实施的动态效应分析。设定如下模型:

$$LnEEI_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{t=-7}^{-1} \psi_{-t} pre_{it} + \sum_{t=0}^5 \psi_t post_{it} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中,  $pre_{it}$  和  $post_{it}$  为一系列的虚拟变量,  $pre_{it}$  表示实施政策前的第  $t$  年,  $post_{it}$  表示实施政策后的第  $t$  年。本文以政策实施前的第 7 期作为基期,将研究时间范围缩尾至政策实施前 7 年和实施后 5 年,进行动态效应回归(采用聚类稳健标准误)。检验结果的系数值( $\psi$ )如图 1 所示(置信区间为 95%),在政策实施前各期的估计系数均不具有统计显著性,表明本文的样本满足平行趋势假设;从政策实施当期开始,估计系数显著为正且总体呈现上升趋势,表明“宽带中国”示范城市建设与能源效率提升具有正相关性,初步支持了本文的假说 1。

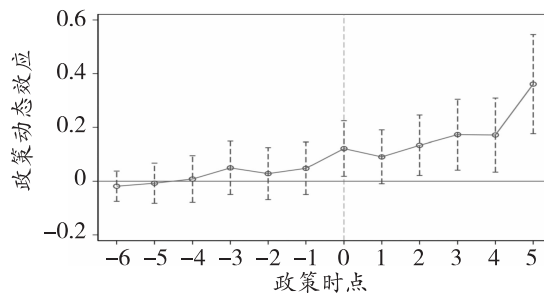


图 1 平行趋势检验结果

基准模型的估计结果见表2。在逐步纳入控制变量的过程中,“宽带示范城市”的估计系数始终在1%的水平上显著为正,表明“宽带中国”示范城市建设显著促进了示范城市的能源效率提升,本文提出的假说1得到验证。为进一步保证基准模型分析结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验,包括改变检验方法、安慰剂检验、PSM-DID 检验等。

表2 基准模型回归结果

| 变 量            | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 宽带示范城市         | 0.129***<br>(0.042)  | 0.099**<br>(0.040)   | 0.121***<br>(0.041)  | 0.115***<br>(0.040)  | 0.112***<br>(0.040)  | 0.128***<br>(0.041)  |
| 政府干预程度         |                      | -0.465***<br>(0.077) | -0.323***<br>(0.077) | -0.310***<br>(0.077) | -0.299***<br>(0.076) | -0.311***<br>(0.080) |
| 经济发展水平         |                      |                      | 0.279***<br>(0.055)  | 0.286***<br>(0.055)  | 0.306***<br>(0.055)  | 0.311***<br>(0.073)  |
| 人口规模           |                      |                      |                      | 0.331**<br>(0.148)   | 0.367**<br>(0.146)   | 0.360**<br>(0.149)   |
| 技术创新能力         |                      |                      |                      |                      | -0.024**<br>(0.012)  | -0.025*<br>(0.014)   |
| 对外开放度          |                      |                      |                      |                      |                      | 0.017*<br>(0.010)    |
| 常数项            | -1.322***<br>(0.029) | 0.092<br>(0.233)     | -3.393***<br>(0.713) | -5.463***<br>(1.233) | -5.716***<br>(1.213) | -5.708***<br>(1.373) |
| 年份和城市固定效应      | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| 观测值            | 3 948                | 3 948                | 3 948                | 3 948                | 3 948                | 3 738                |
| R <sup>2</sup> | 0.177                | 0.209                | 0.224                | 0.226                | 0.228                | 0.237                |

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著水平,括号内的数值为城市层面的聚类标准误,下表同。

## 2. 改变因果效应识别方式

由于本文的数字基础设施建设代理变量——“宽带示范城市”具有时变性,是典型的多时点交错政策冲击变量,而政策冲击时间的先后可能影响因果检验结果(Goodman-bacon, 2021)<sup>[35]</sup>,也就是说,用渐进 DID 方法可能存在不恰当对照组(将早期处理组作为晚期处理组的对照组),从而导致回归结果存在“负权重”问题(Goodman-bacon, 2021; Sun et al, 2021; Borusyak et al, 2021; Callaway et al, 2021)<sup>[35-38]</sup>。对此,本文通过培根分解诊断进行稳健性检验(Goodman-bacon, 2021)<sup>[35]</sup>。培根分解法主要是对不同分组在估计系数中所占的权重进行诊断,根据表3的分解结果可以看出,以较早实施“宽带中国”示范城市建设的城市作为对照组的这一类“坏组别”所占的权重仅为 2.4%,而以从未实施“宽带中国”示范城市建设的城市作为对照组的“好组别”的权重为 92.9%。因此,在本文的分析中,多时点政策冲击带来的 DID 估计偏误对估计结果的影响不大,即“宽带示范城市”对“能源效率”的正向影响主要来源于“以从未实施‘宽带中国’示范城市建设的城市为对照组、实施‘宽带中国’示范城市建设的城市为处理组”这一类组别的处理效应。

表 3 培根分解诊断结果

| 对照组种类         | 平均处理效应 | 权重    |
|---------------|--------|-------|
| “尚未接受处理组”为对照组 | 0.003  | 0.047 |
| “较早接受处理组”为对照组 | -0.002 | 0.024 |
| “从未接受处理组”为对照组 | 0.138  | 0.929 |

此外,本文还使用最新的三种异质性—稳健估计量对因果效应重新进行识别,若存在异质性处理效应,则可修正存在异质性处理效应下的 TWFE 估计偏误问题,若不存在异质性处理效应,则表明本文分析结果可靠。具体来讲,采用 Sun 和 Abraham(2021)提出的交互加权(IW)估计、Callaway 和 Sant’ Anna(2021)提出的加总估计、Borusyak 等(2021)提出的插补(Imputation Method)两步回归法构建稳健 DID 估计量<sup>[36-38]</sup>,三种估计量检验与基准模型回归的结果基本一致(见图 2),进一步表明本文的分析结果是稳健的。

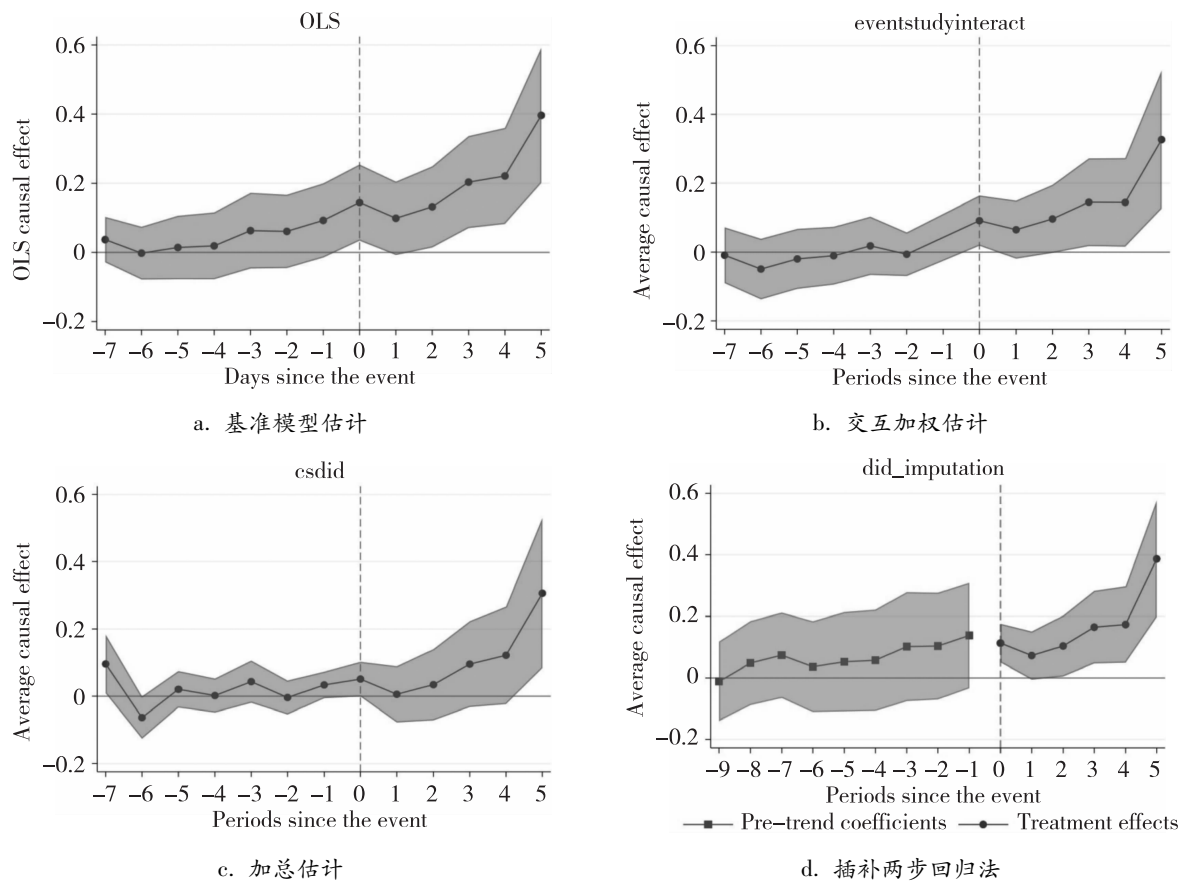


图 2 异质性—稳健估计量检验结果

### 3. 安慰剂检验

本文通过随机选择处理组和随机构造政策实施时间虚拟变量进行安慰剂检验。从 282 个样本城市中随机选择 110 个城市作为处理组(剩余的城市作为对照组),并随机为处理组城市设定政策实施年份,



对新样本进行模型回归,重复进行 500 次,将所得到的 500 个 DID 估计系数与基准模型的 DID 估计系数进行对比。图 2 绘制了 500 个估计系数的核密度分布及其 P 值,估计系数大多数分布在零点附近,P 值大多数大于 0.1,表明大多数估计系数都是不显著的。此外,基准模型的估计系数(0.128,虚线标识)与这 500 个估计值的距离较远,是明显的异常值,表明“宽带示范城市”对“能源效率”的正向影响是其他因素造成的可能性极小。

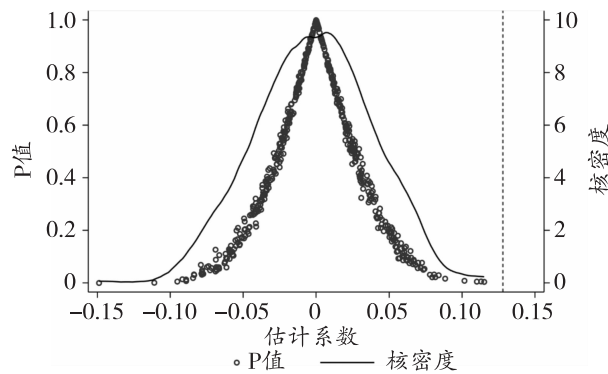


图 3 安慰剂检验结果

#### 4. PSM-DID 检验

“宽带中国”示范城市并非随机选择的结果,而是有针对性地遴选一批经济发展条件好、网络基础设施水平高的城市进行示范,存在“选择性偏差”。为缓解“选择性偏差”对估计结果的影响,本文采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验:以前述控制变量为匹配变量,采用 logit 模型通过 1 : 1 近邻匹配得到倾向得分值,平衡性检验结果显示(限于篇幅,平衡性检验结果略,备索),相较于匹配前,所有协变量在匹配后的标准化偏差绝对值明显下降,均小于 10%,且 T 检验结果支持处理组和对照组不存在显著差异,满足平衡性假设,因此采用 PSM-DID 方法是可靠的。此外,为进一步保证 PSM-DID 方法的有效性,在得到配对的处理组和对照组前,进行共同支撑检验,大部分观测值都落在共同取值范围内,同样支持 PSM-DID 检验有效。分别用匹配样本和满足共同支撑假设的样本重新进行模型检验,回归结果见表 4,“宽带示范城市”的估计系数依然在 1%的水平上显著为正,再次表明本文的分析结果是稳健的。

表 4 PSM-DID 检验结果

| 变 量            | 匹配样本              | 满足共同支撑假设样本        |
|----------------|-------------------|-------------------|
| 宽带示范城市         | 0.131 *** (0.041) | 0.090 *** (0.024) |
| 常数项            | 5.405 *** (1.399) | 6.163 *** (0.887) |
| 控制变量和双固定效应     | 控制                | 控制                |
| 观测值            | 3 738             | 3 438             |
| R <sup>2</sup> | 0.235             | 0.650             |

#### 5. 其他稳健性检验

一是控制同期其他政策影响。在“宽带中国”示范城市建设过程中,还实施了其他可能影响城市能源效率的试点政策,如智慧城市试点、低碳城市试点政策、创新型城市试点以及节能减排财政政策综合

示范城市等。为了更准确地识别“宽带中国”示范城市建设的政策效应,本文构造了上述四种政策的虚拟变量(入选相应的试点城市后赋值为1,否则赋值为0),分别纳入基准模型中以控制同期政策的影响。二是删除特殊样本。考虑到直辖市的特殊性,删除直辖市样本后重新进行模型检验。三是更换被解释变量。采用地区生产总值与能源消耗的比值作为被解释变量,重新进行模型检验。上述稳健性检验结果见表5,“宽带示范城市”的估计系数均显著为正,表明本文基准模型的分析结果具有良好的稳健性。

表5 其他稳健性检验结果

| 变 量                  | 控制其他政策影响             |                      |                      |                      | 删除特殊样本               | 替换被解释变量             |                     |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 宽带示范城市               | 0.125***<br>(0.041)  | 0.126***<br>(0.041)  | 0.120***<br>(0.041)  | 0.128***<br>(0.041)  | 0.118***<br>(0.041)  | 0.121***<br>(0.042) | 0.108**<br>(0.046)  |
| 国家智慧城市试点             | 0.034<br>(0.037)     |                      |                      |                      | 0.029<br>(0.038)     |                     |                     |
| 国家低碳城市试点             | 0.026<br>(0.033)     |                      |                      |                      | 0.023<br>(0.033)     |                     |                     |
| 国家创新型城市试点            | 0.055<br>(0.037)     |                      |                      |                      | 0.049<br>(0.036)     |                     |                     |
| 国家节能减排财政政策<br>综合示范城市 | -0.003<br>(0.064)    |                      |                      |                      | -0.018<br>(0.065)    |                     |                     |
| 常数项                  | -5.687***<br>(1.382) | -5.703***<br>(1.368) | -5.758***<br>(1.361) | -5.710***<br>(1.369) | -5.738***<br>(1.364) | 5.405***<br>(1.399) | 6.163***<br>(0.887) |
| 控制变量和双固定效应           | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                  |
| 观测值                  | 3 738                | 3 738                | 3 738                | 3 738                | 3 738                | 3 682               | 3 738               |
| R <sup>2</sup>       | 0.237                | 0.237                | 0.238                | 0.237                | 0.238                | 0.231               | 0.065               |

## 五、进一步分析:异质性、中介效应与调节作用

### 1. 异质性分析

为检验假说2,本文采用分组回归方法进行异质性分析。具体的分组为:一是根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》(国发[2013]45号)将样本城市划分为“资源型城市”和“非资源型城市”两个子样本,二是根据《全国老工业基地调整改造规划(2013—2022年)》将样本城市划分为“老工业基地城市”和“非老工业基地城市”两个子样本,三是将样本城市划分为“东部城市”和“中西部城市”两个子样本。其中,东部地区包括辽宁、北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中西部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、广西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海以及新疆。分组检验结果见表6。在“非资源型城市”“非老工业基地城市”“东部城市”子样本中,“宽带示范城市”的估计系数在1%的水平上显著为正;而在“资源型城市”“老工业基地城市”“中西部城市”子样本中,“宽带示范城市”的估计系数不显著。上述分析结果表明,对于非资源型城市、非老工业基地城市和东部城市,“宽带中国”示范城市建设对能源效率提升具有显著的促进作用,而资源型城市、老工业基地城市和中西部城市的“宽带中国”示范城市建设未能产生显著的能源效率提

升效应,假说2得到验证。

表6 异质性分析结果

| 变量             | 资源型城市               | 非资源型城市               | 老工业基地城市              | 非老工业基地城市            | 东部城市                 | 中西部城市                |
|----------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 宽带示范城市         | -0.022<br>(0.070)   | 0.194***<br>(0.051)  | 0.054<br>(0.060)     | 0.143***<br>(0.053) | 0.263***<br>(0.064)  | 0.032<br>(0.051)     |
| 常数项            | -3.916**<br>(1.963) | -6.331***<br>(1.890) | -7.112***<br>(2.037) | -3.364**<br>(1.692) | -7.550***<br>(2.354) | -6.211***<br>(1.778) |
| 控制变量和双固定效应     | 控制                  | 控制                   | 控制                   | 控制                  | 控制                   | 控制                   |
| 观测值            | 1,471               | 2,267                | 1,254                | 2,484               | 1,399                | 2,339                |
| R <sup>2</sup> | 0.194               | 0.283                | 0.220                | 0.265               | 0.297                | 0.238                |

## 2. 绿色技术创新的中介效应

技术创新对效率提升具有直接的促进作用,而绿色技术创新作为清洁生产领域及末端治理环节的技术创新,可以通过减少能源消耗和提高能源利用技术有效推动能源效率提升,且绿色技术创新对能源效率提升的积极影响已被大多数相关研究所证实。因此,本文采用江艇(2022)提出的中介效应检验建议<sup>[29]</sup>,通过分析“宽带中国”示范城市建设对示范城市绿色技术创新的影响来进行中介效应检验。构建如下模型:

$$Innov_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 policy_{i,t} + \delta Control_{i,t} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中,被解释变量(*Innov*)为绿色技术创新,设置两个具体变量:一是“绿色专利申请量”,采用样本城市的绿色专利申请量来衡量(取自然对数);二是“绿色发明专利申请量”,采用样本城市的绿色发明专利申请量来衡量(取自然对数)。检验结果见表7,“宽带示范城市”对“绿色专利申请量”和“绿色发明专利申请量”的估计系数均在1%的水平上显著为正,表明“宽带中国”示范城市建设显著促进了示范城市的绿色技术创新,从而可以通过促进绿色技术创新的路径提升能源效率,假说3得到验证。

表7 “宽带中国”示范城市建设对绿色技术创新的影响检验结果

| 变量             | 绿色专利申请量          |                      | 绿色发明专利申请量           |                      |
|----------------|------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                | 宽带示范城市           | 0.643***<br>(0.171)  | 0.545***<br>(0.146) | 0.606***<br>(0.160)  |
| 对外开放度          |                  | 0.030*<br>(0.017)    |                     | 0.028*<br>(0.016)    |
| 政府干预程度         |                  | -0.521***<br>(0.196) |                     | -0.460***<br>(0.173) |
| 人口规模           |                  | 2.997**<br>(1.393)   |                     | 2.575**<br>(1.202)   |
| 经济发展水平         |                  | -0.300*<br>(0.172)   |                     | -0.302*<br>(0.162)   |
| 技术创新能力         |                  | -0.071<br>(0.046)    |                     | -0.052<br>(0.040)    |
| 常数项            | 0.040<br>(0.043) | -13.147<br>(8.127)   | 0.034<br>(0.040)    | -10.889<br>(7.074)   |
| 年份和城市固定效应      | 控制               | 控制                   | 控制                  | 控制                   |
| 观测值            | 3 948            | 3 738                | 3 948               | 3 738                |
| R <sup>2</sup> | 0.151            | 0.216                | 0.161               | 0.220                |

### 3. 调节效应检验

为检验数字基础设施对能源效率影响经济增长的调节作用,构建如下调节效应模型:

$$GDP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{i,t} + \alpha_2 policy_{i,t} \times LnEEI_{i,t} + \alpha_3 LnEEI_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中,被解释变量( $GDP$ )为“GDP 总量”,采用地区生产总值来衡量。检验结果见表 8,“宽带示范城市”和“能源效率”的估计系数均在 1%的水平上显著为正,表明数字基础设施的完善和能源效率的提升均可显著促进经济增长,与理论预期相符;同时,“宽带示范城市”与“能源效率”交互项(“宽带示范城市×能源效率”)的估计系数也显著为正,表明数字基础设施在能源效率影响经济增长中具有显著的正向调节作用,随着数字基础设施的完善能源效率提升对经济增长的促进作用也会增强,假说 4 得以验证。

表 8 数字基础设施对能源效率影响经济增长的调节效应检验结果

| 变 量            | GDP 总量           | GDP 总量            |
|----------------|------------------|-------------------|
| 能源效率           | 0.030*** (0.009) | 0.022** (0.009)   |
| 宽带示范城市         | 0.432*** (0.087) | 0.399*** (0.081)  |
| 能源效率×宽带示范城市    | 0.212*** (0.046) | 0.203*** (0.045)  |
| 对外开放度          |                  | 0.002 (0.003)     |
| 政府干预程度         |                  | -0.128*** (0.036) |
| 人口规模           |                  | 0.416** (0.181)   |
| 经济发展水平         |                  | -0.036 (0.039)    |
| 技术创新能力         |                  | -0.009 (0.006)    |
| 常数项            | 0.304*** (0.015) | -1.304 (1.176)    |
| 年份和城市固定效应      | 控制               | 控制                |
| 观测值            | 3 948            | 3 738             |
| R <sup>2</sup> | 0.477            | 0.525             |

## 六、结论与启示

数字基础设施是数字经济发展的基石,完善数字基础设施不仅能够促进数字经济发展,还会产生诸多积极的社会经济效应。本文以“宽带中国”示范城市建设为自然实验,运用渐进 DID 模型检验数字基础设施建设对城市能源效率的影响,分析结果显示:(1)“宽带中国”示范城市建设显著提升了示范城市的能源效率,这一结论在进行改变检验方法、安慰剂检验、PSM-DID 检验、控制同期其他政策影响、删除特殊样本、替换被解释变量等一系列稳健性检验后依然成立。(2)“宽带中国”示范城市建设的能源效率效应存在城市异质性,对非资源型城市、非老工业基地城市、东部城市的能源效率具有显著的提升作用,而对资源型城市、老工业基地城市、中西部城市的能源效率没有显著影响。(3)“宽带中国”示范城市建设可以通过促进绿色技术创新的路径提升示范城市的能源效率,并且能够强化能源效率提升对经济增长的促进作用。可见,数字基础设施的完善不仅能够直接促进经济增长,而且可以通过促进绿色技术创新提高能源效率,还会强化能源效率提升对经济增长的促进作用,数字基础设施建设是有效推动经济高质量发展的重要驱动力。

基于上述结论,得到以下两点启示:第一,应进一步加大数字基础设施建设力度,并充分发挥数字基

基础设施建设的各种积极效应。数字基础设施建设不仅是推动数字产业发展及数字经济与实体经济融合的重要途径,还是实现经济社会高质量发展的重要保障。因此,应加大“5G”、数据中心、人工智能(AI)等新型基础设施建设投资和技术研发投入,为数字经济发展提供有力的基础设施支撑;同时还要不断赋能和改造传统基础设施,将数字化渗透到传统产业,拓宽以数据为核心要素的经济社会发展领域,通过数字经济的充分平衡发展推动实现经济高质量发展。第二,不同的城市应基于自身的资源禀赋及发展条件寻求差异化的发展路径,并促使数字基础设施建设能够切实有效地提高发展质量。比如,资源型城市在优化资源配置的同时,更要致力于资源利用效率的持续提升,并积极利用数字经济催生的新业态新模式探索多元化发展路径,主动摆脱“资源诅咒”,避免形成发展模式的资源锁定;老工业基地城市需要加快推进传统产业的数字化转型,数字基础设施建设也应契合数字化转型的要求,助力老工业基地的转型发展;中西部地区城市要加快数字基础设施建设,通过数字基础设施的提质增量逐步缩小与发达地区的差距,并深化市场化改革,以充分发挥数字基础设施对高质量发展的促进作用。

本文的研究为数字基础设施建设的能源效率促进效应提供了经验证据,也为通过发展数字经济消除能源供给的“流量约束”和“存量约束”双重威胁提供了政策启示,但还存在一些不足,值得未来继续深入研究。比如:所分析的政策效应主要反映了宽带建设的积极作用,而其他方面的数字基础设施建设体现不足;只考察了数字基础设施建设通过绿色技术创新路径影响能源效率的机制,而事实上还存在其他的影响机制值得探究;异质性分析也不够全面,有待更为细致深入的探讨。

#### 参考文献:

- [1] 汪克亮,赵斌.“双碳”目标背景下数字金融对能源效率的影响研究[J].南方金融,2021(9):20-31.
- [2] 张云辉,李少芳.数字金融发展能提升能源效率吗[J].财经论丛,2022(3):47-55.
- [3] 刘建江,李渊浩.数字经济如何赋能全要素能源效率提升?[J].财经理论与实践,2023,44(2):105-113.
- [4] 程云洁,张志芳,刘娴.双碳目标下数字经济对中国绿色能源效率的影响[J].商业研究,2023(2):65-72.
- [5] 李磊,蒋沁怡.数字经济发展与我国城市能源效率的提升[J].贵州大学学报(社会科学版),2023,41(3):72-83.
- [6] 石大千,丁海,卫平,等.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
- [7] WU H, XUE Y, HAO Y, REN S. How does internet development affect energy-saving and emission reduction? evidence from China[J]. Energy Economics, 2020, 91(September), 104880.
- [8] LIN B, ZHOU Y. Does the internet development affect energy and carbon emission performance? [J]. Sustainable Production and Consumption, 2021, 28(6):1-10.
- [9] 邱信丰.互联网发展与企业能源效率提升——基于中国企业污染数据的新证据[J].企业经济,2022,41(11):94-104.
- [10] KOUTROUMPIS P. The economic impact of broadband on growth: a simultaneous approach [J]. Telecommunications Policy, 2009, 33(9):471-485.
- [11] 刘传明,马青山.网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].中国人口科学,2020(3):75-88+127-128.
- [12] 薛成,孟庆玺,何贤杰.网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].财经研究,2020,46(4):48-62.
- [13] 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.
- [14] 夏海波,刘耀彬,沈正兰.网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地—邻地”的视角[J].中国人口科学,2021(6):96-109+128.
- [15] 牛子恒,崔宝玉.网络基础设施建设与劳动力配置扭曲——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].统计研究,2021(6):96-109+128.

- 2022,39(10):133-148.
- [16] 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(05):1-14+127.
- [17] 邱洋冬. 网络基础设施建设提升企业创新绩效的路径与异质性——来自“宽带中国”示范城市的经验证据[J]. 西部论坛,2022,32(4):89-107.
- [18] 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,2020,36(10):65-76.
- [19] ZHANG L, MU R Y, ZHAN Y F, et al. Digital economy, energy efficiency, and carbon emissions: evidence from provincial panel data in China[J]. The Science of the Total Environment, 2022.
- [20] 方冬莉. 数字经济对中国城市能源利用效率的影响——基于技术赋能和技术外溢视角[J]. 资源科学, 2023, 45(2): 296-307.
- [21] 邓荣荣,张翱翔. 中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J]. 南方经济,2022(2):18-37.
- [22] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature. 2019, 57(1):3-43.
- [23] 史丹,李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济,2020(9):5-23.
- [24] 张志雯,王子龙. 碳约束下技术创新对能源效率影响的空间计量分析[J]. 中国科技论坛,2017(4):164-171.
- [25] 李格,高达. 技术创新、环境规制与城市绿色全要素能源效率——基于动态面板门槛模型的实证分析[J]. 城市问题,2021(5):94-103.
- [26] 李凯杰,董丹丹,韩亚峰. 绿色创新的环境绩效研究——基于空间溢出和回弹效应的检验[J]. 中国软科学,2020(7):112-121.
- [27] 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.
- [28] 汪克亮,杨力,杨宝臣等. 能源经济效率、能源环境绩效与区域经济增长[J]. 管理科学,2013,26(3):86-99.
- [29] 师博,沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. 管理世界,2013(10):6-18+187.
- [30] 王锋,冯根福. 基于DEA窗口模型的中国省际能源与环境效率评估[J]. 中国工业经济,2013(7):56-68.
- [31] 林伯强,刘泓汛. 对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例[J]. 经济研究,2015,50(9):127-141.
- [32] 于斌斌. 产业结构调整如何提高地区能源效率?——基于幅度与质量双维度的实证考察[J]. 财经研究,2017,43(1):86-97.
- [33] 史丹,吴利学,傅晓霞,等. 中国能源效率地区差异及其成因研究——基于随机前沿生产函数的方差分解[J]. 管理世界,2008(2):35-43.
- [34] 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.
- [35] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):254-277.
- [36] SUN L, ABRAHAM S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):175-199.
- [37] BORUSYAK K, JARAVEL X, PLESS J. Revisiting event study designs: robust and efficient Estimation[J]. Review of Economic Studies, 2021, 1-33.
- [38] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):200-230.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

# Can Digital Infrastructure Construction Promote Energy Efficiency?: A Quasi-natural Experiment Based on the Pilot Policy of “Broadband China”

CHEN Yi-an, LIU Jin-li

(School of Economics, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China)

**Abstract:** Digital infrastructure is an important cornerstone of the development of the digital economy and a strong support for accelerating the construction of a manufacturing powerhouse, a network powerhouse, and a digital China. The systematic evaluation of the causal relationship and impact mechanism between digital infrastructure construction and urban energy efficiency is of great practical significance for promoting the construction of a digital power and winning the battle against pollution prevention and control. However, existing literature on understanding digital infrastructure construction from the perspective of energy efficiency is relatively scarce, especially the lack of in-depth research on how digital infrastructure construction affects urban energy efficiency.

This paper uses data from the China Energy Statistical Yearbook, China Urban Statistical Yearbook, and China Statistical Yearbook, draws on the approach of Beck, et al. (2010), uses the “Broadband China” pilot policies implemented in three batches since 2014 as a quasi-natural experiment, and uses the progressive DID model to evaluate the causal effect of digital infrastructure construction on urban energy efficiency. The results show that the implementation of the “Broadband China” urban pilot policy significantly improves urban energy efficiency, and this conclusion is still valid under various robustness tests. Heterogeneity analysis shows that pilot policies have a more significant improvement effect on energy efficiency in non-resource-based cities, non-old industrial bases, and eastern cities. Mechanism testing indicates that the “Broadband China” pilot policy enhances urban energy efficiency through green innovation. Furthermore, this paper finds that the improvement of urban digital infrastructure will strengthen the promotion of energy efficiency to economic growth.

This paper contributes to the existing literature in the following aspects: firstly, from the perspective of energy efficiency, it explores how digital infrastructure construction promotes the improvement of urban energy efficiency. It is a supplement to existing research on the environmental effects of infrastructure under the unique background of China. Secondly, this paper makes a robust estimation of the heterogeneity of staggered DID to avoid serious potential errors caused by the two-way fixed effect model and event study estimation in the case of heterogeneous processing effects. Thirdly, this paper explores new influencing factors of energy efficiency and explores the mechanism of digital infrastructure construction on urban energy efficiency from the perspective of green innovation. Fourthly, this paper analyzes the regulatory role of digital infrastructure in promoting regional economic growth through energy efficiency, which will help enhance our understanding of digital infrastructure construction and energy efficiency in improving economic performance.

Our research, to a certain extent, reveals the inherent logic of digital infrastructure construction and urban energy efficiency, helps the government departments formulate more targeted policy measures, and provides new ideas for achieving a “win-win” situation of energy conservation, emission reduction, and economic growth.

**Key words:** digital infrastructure; “Broadband China”; energy efficiency; green technology innovation; resource-based cities; old industrial bases; heterogeneity-robust estimator

**CLC number:** F206; F294

**Document code:** A

**Article ID:** 1674-8131(2023)04-0032-15

(编辑:刘仁芳)