

数字基础设施建设赋能新质生产力提升

——来自准自然实验的经验证据

李晓龙,朱子诺

(贵州财经大学应用经济学院)

摘要:数字基础设施建设是驱动传统生产力改造升级的重要因素,厘清其如何赋能新质生产力提升具有重要意义。利用中国277个地级城市2011—2022年的样本数据,在科学测度新质生产力水平的基础上,将2014年起陆续开展的“宽带中国”试点政策作为“准自然实验”,借助多期双重差分模型,实证考察数字基础设施建设对新质生产力的基准影响、异质性影响、作用机制以及空间溢出效应。结果表明:数字基础设施建设显著提升新质生产力,这一结论在内生性问题处理和多种稳健性检验中亦得到验证;相较于中西部城市和规模较小城市,数字基础设施建设对新质生产力的提升效应在东部城市和规模较大城市更加显著;经济集聚和产业升级是数字基础设施建设影响新质生产力的重要机制,即数字基础设施建设可以通过促进经济集聚和推动产业升级提升新质生产力;数字基础设施建设存在明显的空间溢出效应,试点城市的数字基础设施建设能够带动地理邻近或经济相似的其他城市新质生产力水平的提升。

关键词:数字基础设施建设;宽带中国;新质生产力;多期DID;空间溢出效应

一、引言

习近平总书记在《求是》发文提出要整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力^[1]。传统生产方式依赖资源和劳动力的投入,而新质生产力则更注重知识、技术和创新的驱动^[2]。通过加强科技创新,可以实现关键性、颠覆性技术的突破,产业结构实现从劳动密集型向知识密集型转变,从而带动生产力的质量变革、效率变革和动力变革,进而推动整体经济的转型升级^[3]。新质生产力不仅能提升经济效益,还对社会福利和生活质量有积极影响。智能化、数字化技术的广泛应用,大幅提高了公共服务的效率和

质量,为社会提供了更多就业机会,形成了新的收入增长点。然而,当前提升新质生产力面临诸多挑战。一方面,存在资金投入不足、高端人才短缺、关键技术受制于人、市场需求不稳定等难题;另一方面,面临政策执行力度不够、法律法规滞后、体制机制僵化等障碍。因此,如何有效优化政策环境,加快推动新质生产力水平提升,成为当下亟待深入研究的重要课题。

随着经济全球化的持续深化和科技的快速发展,数字化转型已经成为各国经济发展的主要趋势之一。在数字化时代,数字基础设施建设愈发重要,它不仅是连接人与人、人与信息的桥梁,更是驱动新质生产力提升的关键要素。近年来,中国积极推进“宽带中国”试点政策,

引用文本:李晓龙,朱子诺.数字基础设施建设赋能新质生产力提升——来自准自然实验的经验证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2025,27(2):133-146.

基金项目:贵州省哲学社会科学规划课题(24GZYB84)

作者简介:李晓龙(1990—),男,副教授,博士,主要从事数字金融与数字经济研究。E-mail:lixiaolong9005@163.com

加快数字基础设施建设,显著提高了互联网连接速度和质量,为探究数字基础设施建设对新质生产力的提升效应提供了独特的实证场景。一方面,数字基础设施建设能提升信息流通和资源配置效率,不仅有助于深入理解数字化转型进程中的经济发展机制,为经济集聚和产业升级筑牢根基,还为后续政策制定和实践操作提供重要参考。另一方面,凭借提供更广泛的接入途径和更优质的服务,数字基础设施建设让更多地区和人口融入数字经济,充分释放生产力潜力,有力推动新质生产力的提升。

当前,关于数字基础设施建设与新质生产力的研究主要集中于两个方面:一是数字基础设施建设的经济效应。在宏观层面,Koutroumpis 较早提出以宽带为代表的数字基础设施建设的促进经济增长方面发挥积极作用的观点^[4]。之后,邓荣荣等进一步指出,数字基础设施建设有助于缩小地区经济差距,促进经济包容性增长^[5]。此外,数字基础设施建设还在金融包容性发展、国内市场一体化、出口产业升级以及全球价值链升级中发挥了正向作用^[6-9]。在微观层面,温湖炜等认为数字基础设施建设有利于提升企业全要素生产率,对国有企业、劳动密集型企业 and 大型企业的提升作用尤为明显^[10-11]。方晓晖等发现,数字基础设施建设能够推动企业数字化发展,并通过提高资源配置效率进一步促进企业技术创新^[12-13]。此外,薛成等还提出数字基础设施建设有助于加快企业内部知识技术扩散、加强对外技术合作,拓宽企业市场和技术信息获取渠道,拓展企业创新边界^[14-15]。二是新质生产力的发展路径。新质生产力的发展演化是一个全方位、系统性、持续性的变革过程^[16]。已有研究主要从推动科技创新、优化产业政策、增强数据赋能、创新体制机制这几方面探索了新质生产力的跨越式发展路径^[17-20]。

由上可知,现有研究聚焦于数字基础设施建设的经济效应与新质生产力的发展路径,缺乏对两者关系的深入探讨。本研究借助“宽带中国”试点政策这一“准自然实验”,从理论和实证两个层面系统检验数字基础设施建设对新质生产力的潜在影响及其作用机制,以期有助

力新质生产力发展提供经验启示。本研究的主要贡献如下:其一,从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三方面,系统衡量了新质生产力水平,丰富、完善了新质生产力内涵;其二,既讨论了数字基础设施建设对新质生产力的直接作用效果,又从经济集聚和产业升级两个方面考察了其传导机制,为深入理解数字基础设施建设与新质生产力的关系提供了经验证据;其三,在异质性分析中,考虑地理区位与城市规模差异,对东中西部 and 规模大小不同的城市进行区分,基于国家区域战略视角考察了政策效果的异质性,揭示了不同区域和城市规模下政策效果的差异;其四,探究了数字基础设施建设影响新质生产力的空间溢出效应,为理解区域间数字基础设施建设的联动效应提供了科学依据。

二、理论分析与研究假设

1. 数字基础设施建设对新质生产力的直接影响

新质生产力的内涵可从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个维度进行概括^[19]。其一,科技生产力。科技生产力强调创新生产力和技术生产力对生产力的推动作用。创新生产力体现为科技创新对传统生产方式的颠覆和重构,科技创新不仅催生了新的生产工具和方式,还显著提升了生产效率和质量。技术生产力则体现在提高生产自动化和智能化水平、推动新材料和新工艺的研发应用、助力信息技术的广泛应用以及促进产业结构优化升级。其二,绿色生产力。绿色生产力是一种新型的生产力形态,它强调在生产过程中节约资源和保护环境。在节约资源方面,绿色生产力通过优化资源配置、提高资源利用效率减少资源消耗和浪费^[21];在保护环境方面,绿色生产力侧重于减少生产活动对环境的负面影响,通过采用清洁生产技术、推广循环经济模式等措施,实现生产过程的无害化和生产产品的生态化。这两方面共同构成了绿色生产力的核心内容,旨在实现经济发展与环境保护的双赢目标。其三,数字生产力。数字生产力包括数字产业生产力和产业数字生产力两方面。数字产业生产力强

调数字化技术对生产力的直接贡献,即通过数字技术的应用提升生产效率和创新能力^[22]。产业数字生产力侧重于传统产业通过数字化转型实现生产力的提升,包括利用数字技术改造传统生产流程、优化资源配置以及提高产业链整体效率^[23]。科技生产力、绿色生产力与数字生产力均标志着生产力水平质的跃迁,三者相互影响、相互作用,共同构成新质生产力。因此,数字基础设施建设对新质生产力的直接影响主要体现在以下三个方面。

第一,数字基础设施建设助力科技生产力提升。从创新生产力来看,一方面,完善的数字基础设施加快了信息传播与共享,不仅提高了企业和科研机构的决策效率,还推动了知识的积累和技术的不断进步,加速科技成果转化;另一方面,数字基础设施建设有利于构建良好的数字环境,吸引创新人才和创新资源聚集,营造创新的良好氛围,进一步激发创新生产力。从技术生产力来看,先进的数字设施可支持大规模数据的采集和处理,推动了人工智能、机器学习等前沿技术的进步,助力技术创新和产品开发,带动技术生产力提升。

第二,数字基础设施建设促进绿色生产力提高。在节约资源方面,数字基础设施可提高生产过程的自动化和智能化程度,使企业获得先进的数字技术,从而精确监测和控制生产过程中的各项资源消耗,提高企业生产系统的效率、增强可持续性,最终实现资源的高效利用和生产过程的优化。在保护环境方面,数字基础设施建设推动环境监测技术与清洁能源技术的快速发展。依托数字化的环境管理和控制系统,可以实时监测和控制企业对外的污染物排放。同时,数字基础设施还支持可再生能源的利用,从而减少对传统能源的依赖,降低碳排放量。因此,数字基础设施通过优化能源结构和提高能源利用效率,为保护环境提供了重要支撑。

第三,数字基础设施建设夯实数字生产力根基。在数字产业生产力方面,数字基础设施建设为新兴数字产业提供技术支持和发展平台,借助网络连接、云计算和大数据,推动数字产业的快速发展,加快新兴技术与应用商业化

步伐,增强企业技术研发能力和市场竞争力,促进技术进步和产业融合,带动数字产业链扩展升级,最终促进数字产业生产力的快速发展。在产业数字生产力方面,数字基础设施建设通过提升信息流通和数据处理能力,优化企业资源配置和运营流程,加速传统产业数字化转型进程,提高生产效率和创新能力,最终全面提升产业数字生产力水平。

基于上述分析,提出假设 H1:数字基础设施建设有助于提升新质生产力。

2. 数字基础设施建设影响新质生产力的传导机制

经济集聚和产业升级能够充分彰显数字基础设施建设在推动经济高效发展和产业结构优化方面的关键作用。其中,经济集聚体现了数字基础设施建设在资源整合和区域协同中对提升新质生产力水平的重要性,产业升级则强调了其在推动技术进步、提高生产效率,促进生产力实现质的飞跃方面的积极贡献。本研究拟从经济集聚与产业升级两个维度出发,剖析数字基础设施建设影响新质生产力的传导机制。

(1) 数字基础设施建设影响新质生产力的经济集聚效应

一方面,数字基础设施建设通过提高信息流通效率和资源配置能力,显著促进了经济集聚。数字基础设施使企业与机构间的信息交流更加便捷,减少了地理距离带来的沟通障碍,促进了区域内资源的高效整合。同时,数字基础设施通过提供高效的数据处理和分析工具,能够助力企业更精准地进行市场定位和战略决策,从而吸引更多企业和人才向经济发达区域聚集,形成经济集聚效应。此外,数字基础设施还推动了创新网络的形成,促使知识和高新技术在区域内快速传播,进一步强化了经济集聚效应^[24]。另一方面,经济集聚通过提高资源利用效率、加速技术创新扩散、推动生产模式和商业模式更新提升新质生产力。其一,经济集聚通过对资源的集约配置,有效提升了生产效率并激发了创新能力,进而使新质生产力显著提升。其二,经济集聚所形成的高密度产业链和创新链,有助于技术和知识的快速扩散与应用,

加速新技术研发和产业化进程,从而提升新质生产力。其三,经济集聚通过强化区域内企业与机构间的合作与竞争,激发了生产模式和商业模式的持续创新,进一步提升了新质生产力的层次和质量。

基于上述分析,提出假设 H2:数字基础设施建设通过促进经济集聚提升新质生产力。

(2)数字基础设施建设影响新质生产力的产业升级效应

一方面,数字基础设施建设通过提高信息运用效率、支持数字技术应用和促进产业协同集聚,推动了产业升级。其一,数字基础设施建设有助于增强信息传递和数据处理的效能,使产业主体能够及时捕捉市场动态和技术前沿信息,迅速调整生产和经营策略,进而加速产业升级进程。其二,数字基础设施建设支持智能制造与自动化生产,借助前沿的数字技术,企业可以实现生产流程优化和效率提升,引领传统产业向高附加值、高技术含量的领域转型升级。其三,数字基础设施建设促进了产业链上下游企业间的深度协作,加快了产业协同集聚进程,为产业升级提供了平台支撑^[25]。另一方面,产业升级通过提高生产效率、促进新技术应用、培育新兴产业和新商业模式,提升新质生产力。其一,产业升级依托技术创新与工艺迭代,促

进了生产效能的系统性优化,有效降低了人为失误率与资源冗余度,形成了精准可控的可持续生产模式,推动了整体生产力水平跃升。其二,产业升级促进了新技术应用与推广,推动了产业链延伸和价值链提升,使新质生产力在更广泛的领域得到应用和发展。其三,产业升级通过培育新兴产业和创新商业模式,拓展了经济发展新空间,使经济结构更加多元化、现代化,催生了经济发展的新动能,为新质生产力的跃升注入了强劲且持续的驱动力。

基于上述分析,提出假设 H3:数字基础设施建设通过推动产业升级提升新质生产力。

三、变量、模型与数据

1. 变量选择

(1)被解释变量

本研究借鉴李晓龙等的研究方法^[19,26],结合前文新质生产力的内涵,从科技生产力、绿色生产力与数字生产力三个维度出发,选取 17 个具体指标构建新质生产力评价指标体系(表 1)。在此基础上,利用熵值法计算出各项指标的权重大小,获得 2011—2022 年中国地级城市层面的新质生产力水平。

表 1 新质生产力评价指标

一级指标	二级指标	三级指标	指标解释	属性
科技生产力	创新生产力	创新专利	人均专利授权数	正
		创新人才	科学研究和技术服务业从业人数占比	正
		创新资金	财政科技支出占比	正
	技术生产力	技术进步	全要素生产率的技术进步贡献(Malmquist 法)	正
		技术效率	全要素生产率的技术效率贡献(Malmquist 法)	正
绿色生产力	资源节约型生产力	能源强度	全社会用电量与国内生产总值之比	负
		用水强度	供水总量与国内生产总值之比	负
		废物利用	工业固体废物综合利用量与产生量之比	正
	环境友好型生产力	污水处理	污水处理厂集中处理率	正
		垃圾处理	生活垃圾无害化处理率	正
数字生产力	数字产业生产力	废气排放	工业 SO ₂ 排放量与国内生产总值之比	负
		数字产业基础	每百人互联网宽带用户接入数	正
		数字产业从业	信息传输、计算机服务和软件业从业人数占比	正
	产业数字生产力	数字产业收益	人均邮电业务量	正
		农业数字化	人均数字农业企业数	正
		工业数字化	人均工业互联网产业企业数	正
		服务业数字化	人均电子商务企业数	正

(2)解释变量

采用“宽带中国”试点政策作为数字基础设施建设的代理变量,具体表示样本城市是否在 2014 年、2015 年、2016 年进入试点政策名单。参考邓荣荣等的研究^[5,13],虚拟变量 NET 赋值为 1 时,表示样本城市在 t 年及之后年度成为“宽带中国”示范城市;虚拟变量 NET 赋值为 0 时,表示样本城市没有成为“宽带中国”示范城市。

(3)控制变量

为了准确分析数字基础设施建设对新质生产力的影响,避免遗漏变量造成回归结果估计偏误,进一步引入以下控制变量:① 金融发展水平(LOA),以金融机构人民币贷款余额与国内生产总值之比衡量;② 创业活跃程度(ACT),以每万人中新创企业数表示;③ 经济增长水平(ECO),以国内生产总值的增长比率表示;④ 对外开放水平(EXT),以人均外资金额的对数值衡量;⑤ 教育投入力度(INV),以人均财政教育支出的对数值表示;⑥ 人力资本水平(HUM),以城镇非私营单位在岗职工平均工资的对数值衡量。

2. 模型设定

将“宽带中国”试点政策作为一项“准自然实验”。由于试点政策是在 2014 年、2015 年、2016 年分批设立的,即“宽带中国”战略分阶段提出引导目标,本研究采用多期双重差分法进行模型估计。具体模型为

$$NQP_{it}=\alpha_0+\alpha_1NET_{it}+\alpha_2X_{it}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 为城市; t 为年份; NQP 为新质生产力;

NET 为数字基础设施建设,用“宽带中国”试点政策的虚拟变量来表示; X_{it} 为影响新质生产力的一系列控制变量; μ_i 、 τ_t 分别为城市、年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

3. 数据来源

样本数据包括 2011—2022 年中国 277 个地级城市^①,主要来源于《中国城市统计年鉴》、各省(自治区、直辖市)《统计年鉴》、企研社科大数据平台以及 EPS 全球统计数据分析平台。对本研究主要变量进行描述性统计,结果如表 2 所示。其中,被解释变量新质生产力的均值为 0.249 3,标准差为 0.045 9。同时,解释变量数字基础设施建设的均值为 0.243 7,说明有近四分之一的样本受到试点政策的影响。

四、实证检验与结果分析

1. 基准回归分析

根据模型(1)进行基准回归,结果如表 3 所示。表 3 列(1)是以数字基础设施建设作为解释变量且不加入任何控制变量的回归结果,数字基础设施建设(NET)的回归系数为 0.011 0,通过了 1%的显著性水平检验,这说明数字基础设施建设可以显著促进新质生产力的提升。逐步加入控制变量后的回归结果如列(2)至列(4)所示,数字基础设施建设的回归系数依旧在 1%的显著性水平下为正,说明在“宽带中国”政策冲击下数字基础设施建设对新质生产力的正向效应具有稳健性,即数字基础设施建设有助于提升新质生产力,假设 H1 得以验证。正如前文理论分析所述:首先,数字基础

表 2 主要变量描述性统计结果

变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
新质生产力	NQP	3 324	0.249 3	0.045 9	0.170 7	0.589 5
数字基础设施建设	NET	3 324	0.243 7	0.429 4	0.000 0	1.000 0
金融发展水平	LOA	3 324	1.041 7	0.599 2	0.118 0	9.622 1
创业活跃程度	ACT	3 324	1.273 0	0.883 9	0.163 1	12.000 1
经济增长水平	ECO	3 324	0.076 9	0.044 1	-0.206 3	1.090 0
对外开放水平	EXT	3 324	5.631 0	1.965 1	0.000 0	9.564 7
教育投入力度	INV	3 324	7.307 3	0.367 1	5.796 4	8.605 7
人力资本水平	HUM	3 324	10.984 0	0.362 9	8.885 3	13.647 8

① 考虑到样本的一致性和数据的可获得性,不包括北京、上海、重庆和天津 4 个直辖市,同时剔除了海南、青海、新疆、西藏等《中国城市统计年鉴》中地级城市数量较少的省(自治区)。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NET</i>	0.011 0 ^{***} (0.002 8)	0.010 9 ^{***} (0.002 6)	0.010 8 ^{***} (0.002 6)	0.011 6 ^{***} (0.002 6)
<i>LOA</i>		0.001 9 (0.001 7)	0.002 3 (0.001 7)	0.002 6 (0.001 7)
<i>ACT</i>		0.005 4 ^{***} (0.001 0)	0.005 3 ^{***} (0.001 0)	0.005 2 ^{***} (0.001 0)
<i>ECO</i>			0.008 6 (0.010 0)	0.006 2 (0.009 7)
<i>EXT</i>			0.001 3 ^{***} (0.000 4)	0.001 0 ^{**} (0.000 4)
<i>INV</i>				0.008 7 ^{**} (0.003 9)
<i>HUM</i>				0.016 7 ^{***} (0.004 9)
常数项	0.223 6 ^{***} (0.001 2)	0.218 5 ^{***} (0.002 1)	0.209 8 ^{***} (0.003 8)	-0.021 6 (0.058 1)
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
拟合优度 <i>R</i> ²	0.616 7	0.631 5	0.634 0	0.640 4
观测值	3 324	3 324	3 324	3 324

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；括号内为稳健标准误。下同。

设施建设能够加速信息的传播和共享,并支持大规模数据的处理,为人工智能等前沿技术的发展提供了坚实的基础,有助于将科技成果迅速转化为生产力,从而实现科技生产力的发展;其次,数字基础设施通过提供强大的环境监测能力,可以及时发现和治理污染问题,同时数字技术的应用可以显著提高资源利用效率,减少环境污染,推动绿色生产力发展;最后,通过高速可靠的数字连接,企业能够优化资源调度,提高生产效率,降低运营成本,从而推动数字经济和整个产业链的发展,带动数字生产力的提升。

从回归结果来看,创业活跃程度(*ACT*)、对外开放水平(*EXT*)、教育投入力度(*INV*)和人力资本水平(*HUM*)对新质生产力有着显著的正向作用,这是因为创业活跃催生了新的商业模式和技术,推动了市场竞争,增强了经济多样性;对外开放促进了国际技术交流与合作,拓展了市场空间,吸引了外资流入;高强度的教育投入提高了教育质量,有利于培养人才;高水平的人力资本提升了劳动者的技能和效率,推动了技术创新和生产力的提升。这些因素的综合作

用,营造了一个有利于新质生产力提升的优良环境。但是经济增长水平(*ECO*)和金融发展水平(*LOA*)对新质生产力的提升并没有显著的正向作用,可能有以下原因:第一,经济增长主要依赖于资源消耗、低端制造业或传统产业,而非创新驱动和高附加值产业。这种增长模式对新质生产力的投入和重视程度不够,致使新质生产力难以获得充足的发展空间和资源支持。第二,金融资源配置的低效率导致资金未能流向最具创新潜力与生产效率的产业或企业,限制了新质生产力的发展。第三,金融产品和服务的创新较为滞后,无法满足新质生产力发展的多样化需求。

2. 内生性问题处理

为了解决“宽带中国”试点政策与新质生产力提升之间可能存在的内生性问题,借鉴罗奇等的做法^[27],选取地形起伏度与平均坡度的倒数作为解释变量的工具变量。一方面,复杂地形不仅会加大数字基础设施建设的难度,还会影响信号强度和覆盖范围。此外,地形复杂区域通常人口密度较低,投资回报率低,也将影响宽带网络建设的积极性;另一方面,地形起伏

度和平均坡度属于地理数据,不会影响新质生产力。将地形起伏度与平均坡度的倒数分别与时间趋势进行交乘构建面板工具变量,工具变量估计结果如表 4 所示。

表 4 列(1)和列(3)的结果显示,无论是地形起伏度倒数与时间趋势的交乘项,还是平均坡度倒数与时间趋势的交乘项,其估计系数均显著为正,意味着在地形越简单的地区,越容易推行“宽带中国”试点政策。列(2)和列(4)的结果显示,NET 的回归系数至少在 5%的水平下显著为正,表明在处理内生性问题后,“宽带中国”试点政策的实行能够显著提升新质生产力。此外,Cragg-Donald Wald F 值均大于经验临界值 10,且 Kleibergen-Paap rk LM 统计 P 值均小于 0.01,排除了弱工具变量和工具变量识别不足的可能。

3. 稳健性检验

(1)平行趋势检验

采用多期 DID 模型来分析“宽带中国”试点政策的影响,一个重要假设是,试点城市与非试点城市在政策实施前的发展趋势相似,即在没有政策干预的情况下,处理组与对照组的发展趋势应一致。如果两组城市在政策实施前的新质生产力水平存在系统性差异,这将影响本研究的结论。为此,对多期 DID 模型进行平行趋势检验(图 1)。由图 1 可知,政策实施前,试点城市和非试点城市的新质生产力水平无显著差异;政策实施后,差异逐渐增大,表明平行趋势假设成立,适宜采用双重差分法评估政策效果。

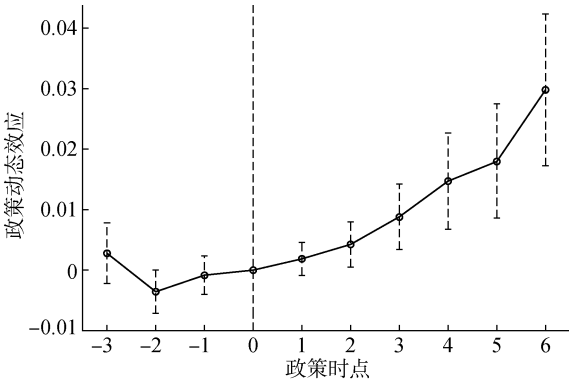


图 1 平行趋势检验

(2)安慰剂检验

从 277 个城市中随机选取 101 个城市作为“伪处理组”,重新估计模型(1),重复上述过程进行 500 次安慰剂检验,结果如图 2 所示。图 2 报告了“宽带中国”试点政策对新质生产力回归的 500 个估计系数的 P 值和核密度图,估计系数基本服从正态分布,并且均集中在 0 附近,绝大多数估计系数不显著。基准回归结果报告

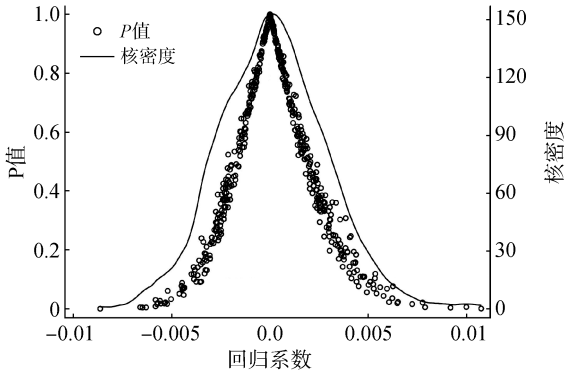


图 2 安慰剂检验结果

表 4 工具变量估计结果

变量	IV1:地形起伏度的倒数		IV2:平均坡度的倒数	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)NET	(2)NQP	(3)NET	(4)NQP
NET		0.082 7** (0.032 4)		0.076 7*** (0.017 5)
IV1	0.000 1** (0.000 0)			
IV2			0.124 0*** (0.022 2)	
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
观测值	3 324	3 324	3 324	3 324

了“宽带中国”试点政策对新质生产力的估计系数为0.011 6,在安慰剂检验中属于极小概率事件。因此,除了已经考虑的因素外,其他不可观测的因素并没有影响到“宽带中国”试点政策对新质生产力的提升作用。

(3)异质性处理效应检验

考虑到异质性处理效应可能导致 DID 双向固定效应估计量存在潜在偏误,借助 Bacon 分解方法对此予以诊断分析。根据 Goodman-Bacon 的研究^[28],将所有的 2x2-*DID* 估计值分为三类:“时变处理组”“从未处理 VS 时变处理”以及“两者之间”。由于第三类中已包含处理效应,因此并不科学。异质性处理效应检验结果如表 5 所示,可以看出,时变处理组将从未处理组别当作对照组的权重高达 91.10%,而不合适的处理效应所占权重仅为 1.04%,证明 DID 双向固定效应估计量整体偏误较小。

表 5 异质性处理效应检验结果

类型	估计系数	权重
时变处理组	-0.011 3	0.078 6
从未处理 VS 时变处理	0.012 9	0.911 0
两者之间	0.072 9	0.010 4

(4)PSM-DID 回归

为了克服选择偏差对研究的影响,采用倾向得分匹配法,以便更有效地评估数字基础设施

施建设对新质生产力的作用效应。对控制变量进行倾向得分匹配,结果如图 3 所示。从图 3 可以看出,倾向得分匹配法有效地减少了个体差异,各个控制变量在匹配之后的偏差显著缩小。基于匹配后的数据和模型(1)的设定,重新评估数字基础设施建设对新质生产力的影响。表 6 列(1)汇报了相应的回归结果,*NET* 的回归系数依旧为正且显著,支持了前文研究结论的可靠性。

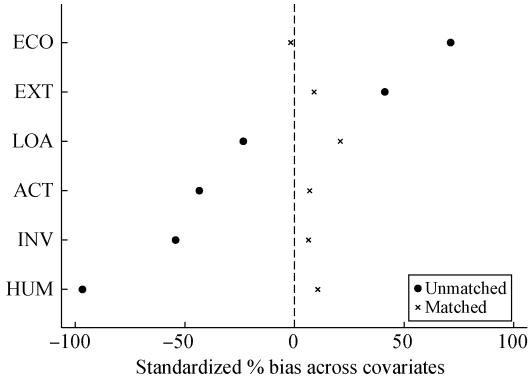


图 3 控制变量标准化偏差

(5)更换核心变量

考虑到全要素生产率的大幅提升是新质生产力形成的核心标志,将全要素生产率作为被解释变量重新进行回归。采用基于混合距离的全局参比 Malmquist 指数测算全要素生产率,其投入指标包括资本存量、劳动力和能源^①,产出指标为实际 GDP。更换被解释变量的回归

表 6 稳健性检验结果

变量	PSM-DID 回归 (1)	更换被解释变量 (2)	调整样本时间区间 (3)	控制省份时间固定效应 (4)	排除竞争性假说 (5)
<i>NET</i>	0.008 3*** (0.002 4)	0.144 7** (0.062 8)	0.007 4*** (0.002 0)	0.010 6*** (0.002 6)	0.011 7*** (0.002 6)
<i>BIG</i>					0.007 9* (0.004 4)
常数项	-0.074 9 (0.064 1)	1.697 4 (1.351 6)	0.064 0 (0.060 1)	0.169 4*** (0.060 5)	-0.029 6 (0.059 6)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
省份时间固定	否	否	否	是	否
拟合优度 <i>R</i> ²	0.625 5	0.420 3	0.454 7	0.912 6	0.644 0
观测值	2 829	3 324	2 493	3 324	3 324

① 资本存量使用永续盘存法计算得到,劳动力以全社会从业人员表示,能源以全社会用电量衡量。

结果如表 6 列 (2) 所示, NET 的回归系数为 0.144 7, 在 5% 的水平下显著, 表明基准回归结论较为稳健。

(6) 调整样本区间

考虑到 2020 年新型冠状病毒感染可能对新质生产力发展产生影响, 重新定义时间窗口为 2011-2019 年, 并在新的时间窗口内重新进行回归。调整样本时间区间的回归结果见表 6 列 (3), 数字基础设施建设的估计系数为 0.007 4, 且在 1% 的水平下显著, 表明即使调整了样本时间区间, 数字基础设施建设仍对新质生产力提升产生积极的影响。

(7) 控制省份时间趋势

中国各省份均出台针对性政策以加速推动新质生产力发展, 但由于地域间政策差异显著, 这些政策对新质生产力发展的推动作用亦展现出不同的效果。为此, 在计量模型 (1) 中进一步控制省份时间固定效应, 回归结果见表 6 列 (4)。数字基础设施建设仍然对新质生产力产生了积极的提升作用, 进一步验证了前文研究结论的稳健性。

(8) 排除竞争性假说

第一批“宽带中国”试点政策于 2014 年启动, 为了排除其他试点政策可能带来的干扰, 对“国家大数据综合试验区政策”予以控制。表 6 列 (5) 汇报了相应的回归结果, 可以发现, 即使控制了“国家大数据综合试验区政策”, 核心变量 NET 的回归系数也仍然在 1% 的水平下显著为正, 再次表明基准回归结果是可靠的。

4. 异质性分析

(1) 地理区位异质性

根据惯例将样本城市分为东部、中西部城市两类^①, 并据此标准进行异质性分析。从地理位置来看, 由表 7 列 (1) 和列 (2) 可知, 数字基础设施建设对新质生产力的影响系数在东部城市和中西部城市均显著为正, 且至少通过了 5% 的显著性水平检验, 系数数值分别为 0.015 2 和 0.010 6, 表明东部城市数字基础设施建设对新质生产力水平的提升效果要强于中西部城市。这可能是因为东部城市具有更好的经济基础和更高的技术水平, 因此能够更快地吸收和利用数字基础设施带来的优势。第一,

东部城市的经济发展水平较高, 政策支持力度更大, 资金投入能力更强, 相较于中西部城市具有更充足的资金保障, 能够支持大规模的数字基础设施建设和维护。第二, 东部城市集聚了更多高素质人才和创新资源, 形成了良好的创新生态系统, 而中西部城市在这些方面相对薄弱, 导致新技术的应用和推广速度较慢。第三, 东部城市的市场需求更加旺盛, 企业对数字化转型的需求更为迫切, 推动了新质生产力的快速提升。

(2) 城市规模异质性

依据平均常住人口数量将样本城市划分为规模较大、较小城市两类, 其中, 规模较大城市为常住人口数量大于中位数的城市, 反之则为规模较小城市。从城市规模来看, 如表 7 列 (3) 和列 (4) 所示, 数字基础设施建设对新质生产力的影响系数在规模较大城市和规模较小城市均显著为正, 且至少通过了 5% 的显著性水平检验, 系数数值分别为 0.012 1 和 0.008 7, 表明规模较大城市数字基础设施建设对新质生产力的提升效果要强于规模较小城市。这可能是因为规模较大的城市通常具有更高的经济规模和更多的商业机会, 良好的数字基础设施可以提升商业活动的效率和便捷性, 促进市场的繁荣和创新的蓬勃发展。同时, 规模较大的城市往往能够吸引更多的人才和创新者, 良好的数字基础设施可以为这些人才提供更多的机会和平台, 促进知识交流和合作创新, 从而推动新质生产力的不断发展。

5. 传导机制检验

考虑到常规的“三段式”机制检验模型存在因果推断缺陷, 参考曾国安等的研究^[29], 通过增加机制变量单独对被解释变量的回归设计“四段式”机制检验模型, 以检验数字基础设施建设影响新质生产力的传导机制。具体模型为

$$TRS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NET_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NQP_{it} = \delta_0 + \delta_1 TRS_{it} + \delta_2 X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$NQP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 NET_{it} + \gamma_2 TRS_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

① 本研究样本涉及的东部地区包括河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东和广东; 中西部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃和宁夏。

表 7 异质性分析结果

变量	地理区位		城市规模	
	东部城市	中西部城市	规模较大城市	规模较小城市
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NET</i>	0.015 2** (0.006 0)	0.010 6*** (0.002 7)	0.012 1*** (0.003 8)	0.008 7** (0.003 4)
常数项	-0.214 4 (0.247 7)	0.036 7 (0.051 3)	-0.020 5 (0.086 1)	0.010 0 (0.076 7)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
拟合优度 <i>R</i> ²	0.701 4	0.634 3	0.669 2	0.627 8
观测值	1 140	2 184	1 656	1 668

式中:*TRS* 为机制变量,包括经济集聚(*NIG*)和产业升级(*UPS*)。借鉴黄徐亮等的研究^[30-31],分别以夜间灯光数据均值和第三产业企业占新增企业比重衡量经济集聚与产业升级,其余变量与式(1)相同。传导机制检验结果如表 8 所示。

表 8 列(1)至列(3)汇报了数字基础设施建设影响新质生产力的经济集聚机制检验结果。由列(1)结果可知,数字基础设施建设(*NET*)对经济集聚的影响系数在 1%的水平下显著为正,意味着数字基础设施建设有利于促进经济集聚。从列(2)和列(3)结果来看,经济集聚(*NIG*)的回归系数均在 1%的水平下显著为正,说明经济集聚是提升新质生产力的重要因素;同时,列(3)中数字基础设施建设的回归系

数相比于表 3 列(4)有所减小,表明在数字基础设施建设影响新质生产力的过程中,经济集聚发挥了部分中介效应。从 Sobel 检验和 Bootstrap 检验的结果来看,Sobel *Z* 统计值为 7.706 9 且通过了 1%的显著性水平检验,Bootstrap 中介效应的置信区间不包含 0,表明上述检验结果有效,即数字基础设施建设可以通过促进经济集聚进而提升新质生产力,假设 H2 得以验证。

表 8 列(4)至列(6)汇报了数字基础设施建设影响新质生产力的产业升级机制检验结果。从列(4)结果可以看出,数字基础设施建设(*NET*)对产业升级的影响系数在 10%的水平下显著为正,表明数字基础设施建设有助于推动产业升级。由列(5)和列(6)结果可知,产

表 8 传导机制检验结果

变量	经济集聚机制			产业升级机制		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>NIG</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>	<i>UPS</i>	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>NET</i>	0.358 2*** (0.097 3)		0.007 1*** (0.002 0)	0.007 9* (0.004 3)		0.010 9*** (0.002 6)
<i>NIG</i>		0.013 2*** (0.002 2)	0.012 8*** (0.002 1)			
<i>UPS</i>					0.094 2*** (0.014 3)	0.088 8*** (0.013 8)
常数项	-2.567 8 (1.732 1)	0.026 6 (0.046 9)	0.011 1 (0.047 5)	0.784 5*** (0.102 3)	-0.072 8 (0.057 2)	-0.091 3 (0.057 7)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
Sobel <i>Z</i>		7.706 9***			3.233 6***	
Bootstrap(500 次)置信区间		[0.003 1, 0.006 1]			[0.000 3, 0.001 2]	
拟合优度 <i>R</i> ²	0.296 9	0.716 4	0.720 4	0.150 9	0.641 0	0.650 6
观测值	3 324	3 324	3 324	3 324	3 324	3 324

业升级(UPS)的回归系数均在1%的水平下显著为正,说明产业升级也是提升新质生产力的重要因素;同时,列(6)中数字基础设施建设的回归系数相比于表3列(4)有所减小,这意味着产业升级在数字基础设施建设影响新质生产力的过程中,同样发挥了部分中介效应。从Sobel检验和Bootstrap检验的结果来看,Sobel Z统计值在1%的水平下显著,并且Bootstrap中介效应的置信区间未包括0在内,说明检验结果有效,即产业升级是数字基础设施建设影响新质生产力的另一重要机制,假设H3得以验证。

五、空间溢出效应检验

地区之间的要素流动现象意味着数字基础设施建设不仅可以对本地产生影响,还可能显著作用于邻近地区。为此,参考于志慧等的研究^[32],进一步采用空间杜宾—双重差分模型验证数字基础设施建设影响新质生产力的空间溢出效应。具体模型为

$$NQP_{it} = \beta_0 + \rho W_{ij}NQP_{it} + \beta_1 NET_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_1 W_{ij}NET_{it} + \lambda_2 W_{ij}X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中: W_{ij} 为空间权重矩阵,下标*i j*表示城市,为了确保结论的稳健性,构建三种空间权重矩阵^①; ρ 表示空间自相关系数,其余变量与模型

(1)相同。

空间溢出效应检验结果如表9所示,在三种空间权重矩阵下,空间自相关系数 ρ 均显著为正,且都通过了1%的显著性水平检验,表明新质生产力的发展具有空间依赖性。数字基础设施建设对新质生产力的直接效应、间接效应和总效应的回归系数至少在5%的水平下显著为正,表明数字基础设施建设不仅能够直接带动本地区新质生产力水平的提升,还可以通过空间溢出效应推动地理邻近或经济相似的其他城市新质生产力水平的提升。这意味着,在地方层面,数字基础设施的改善能有效促进本地区经济活动,进而带动科技进步和产业升级,促进了新质生产力的发展;在区域层面,通过资源共享、技术扩散、信息流动和市场联动,邻近城市或具有相似经济结构的城市也会从中受益。这不仅推动了区域整体生产力水平的提升,还促进了区域经济的协调发展和共同进步。

六、研究结论与政策建议

本研究以中国277个地级城市2011—2022年的数据为研究样本,将“宽带中国”试点政策视为一项“准自然实验”,采用多期双重差分模型研究了数字基础设施建设对新质生产力

表9 空间溢出效应检验结果

变量	W ₁ (1)	W ₂ (2)	W ₃ (3)
直接效应	0.010 0*** (0.002 5)	0.011 4*** (0.002 5)	0.007 8*** (0.002 3)
间接效应	0.016 0*** (0.004 2)	0.024 9** (0.011 2)	0.032 1*** (0.009 4)
总效应	0.026 0*** (0.005 6)	0.036 3*** (0.011 4)	0.039 9*** (0.010 3)
ρ	0.310 9*** (0.030 2)	0.441 3*** (0.066 8)	0.381 2*** (0.052 5)
控制变量	是	是	是
城市固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
拟合优度 R ²	0.572 6	0.568 8	0.356 1
观测值	3 324	3 324	3 324

① 第一种为地理邻接空间权重矩阵(W₁),即相邻城市取值为1,不相邻或自身则取值为0;第二种为地理距离空间权重矩阵(W₂),采用基于城市之间球面距离平方的倒数来表示;第三种为经济距离空间权重矩阵(W₃),使用2011—2022年各城市人均GDP均值之差的倒数来测度。

的影响及作用机制,并拓展讨论了数字基础设施建设的空间溢出效应。研究发现:其一,数字基础设施建设有助于提升新质生产力,该结论在经过内生性问题处理和系列稳健性检验后依旧成立;其二,在东部城市和规模较大城市,数字基础设施建设对新质生产力的提升效应相对更强;其三,数字基础设施建设主要通过促进经济集聚和推动产业升级提升新质生产力;其四,数字基础设施建设对新质生产力的影响存在明显的空间溢出效应,试点城市的数字基础设施建设会促进地理邻近或经济相似城市新质生产力水平的提升。基于上述结论,本研究提出以下政策建议:

第一,持续加大数字基础设施建设投入力度,优先推进高标准、高质量的数字基础设施建设。其一,加大政府财政投入力度,积极引导社会资本参与数字基础设施建设。尤其对于中西部城市和规模较小城市,鉴于其经济基础相对薄弱,数字基础设施建设进程较为缓慢,政府应通过税收优惠、专项资金支持等方式鼓励企业和社会资本投资数字基础设施建设。其二,优先部署高速宽带网络、5G 基站及数据中心等核心数字基础设施,增强数字经济的承载能力。通过优化数字基础设施布局,提高数据传输速率和拓宽网络覆盖范围,有效弥合城乡间、区域间的数字鸿沟。其三,强化政府监管职能,确保数字基础设施建设的质量和可持续性,避免出现重复建设和资源浪费现象,构建起合理且高效的数字基础设施网络,充分释放其对新质生产力的促进效能。

第二,加快促进经济集聚和产业升级,畅通数字基础设施建设赋能新质生产力的传导渠道。其一,依托数字基础设施优化产业布局,鼓励企业利用数字技术开展协同创新活动,深化数字产业链上下游企业的紧密合作,形成更具竞争力的产业集群,为新质生产力的跃升提供坚实支撑。政府在此过程中可通过设立产业创新孵化平台、提供财政资助等措施,吸引高科技企业和创新型企业入驻,全面激发产业链的创新潜能。其二,推进传统产业的数字化转型,鼓励传统制造业、农业、服务业等广泛采用大数据、人工智能、物联网等前沿技术,提高生产效

率和管理水平。其三,加强对新兴数字产业的政策扶持,特别是智能制造、金融科技、电子商务等领域,以促进产业结构优化与升级,使数字基础设施切实成为驱动新质生产力提升的核心力量。

第三,制定跨区域协调政策,深化数字基础设施的共享与合作,强化空间溢出效应。其一,出台针对数字基础设施建设的跨区域协调政策,推动不同地区间数字资源的互联互通,借助数字基础设施的高效连接能力,激发更广泛、更深层次的区域产业联动效应,为新质生产力的涌现注入强劲动力。其二,推动建立跨区域数字基础设施共享机制,打破行政区域阻隔,重视城市间地理、经济联系,依托试点建设的空间溢出效应为其他城市提升新质生产力提供载体与实践范例,增强区域整体经济竞争力。其三,不断完善相关法律法规,以规范数字基础设施的跨区域运营模式,确保数据安全与隐私保护,为区域新质生产力协同发展筑牢制度根基。

参考文献:

- [1] 习近平.发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[J].求是,2024(11):4-8.
- [2] 蒲清平.加快形成新质生产力的着力点[J].人民论坛,2023(21):34-37.
- [3] 周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
- [4] KOUTROUMPIS P. The economic impact of broadband on growth: a simultaneous approach[J]. Telecommunications Policy, 2009, 33(9): 471-485.
- [5] 邓荣荣,吴云峰.有福同享:城市数字基础设施建设与经济包容性增长[J].上海财经大学学报,2023,25(1):3-18.
- [6] 王奇,牛耕,李涵.数字基础设施建设与金融包容性发展:中国经验[J].财贸经济,2023,44(7):91-107.
- [7] 逯海勇,宋培,李琳,等.数字基础设施与国内市场一体化——对加快建设国内统一大市场的启示[J].南方经济,2023(12):128-142.
- [8] 沈和斌,邓富华.数字基础设施建设对出口产业升级的影响研究[J].中国软科学,2023(12):59-69.
- [9] 魏方,周杰.数字基础设施建设对全球价值链升

- 级的影响——来自共建“一带一路”国家的实证检验[J]. 亚太经济, 2024(3): 86-95.
- [10] 温湖炜, 钟启明. 数字基础设施与企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 软科学, 2022, 36(8): 64-71.
- [11] 郭金花, 郭檬楠, 郭淑芬. 数字基础设施建设如何影响企业全要素生产率? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 证券市场导报, 2021(6): 13-23.
- [12] 方晓晖, 郭鸿儒, 刘冲, 等. 数字基础设施如何助力企业数字化转型? ——来自企业业绩说明会的证据[J]. 产经评论, 2023, 14(5): 61-81.
- [13] 郑玉. 数字基础设施建设对企业创新影响机理探究——基于“宽带中国”战略试点准自然实验的实证检验[J]. 中央财经大学学报, 2023(4): 90-104.
- [14] 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.
- [15] 沈坤荣, 林剑威, 傅元海. 网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界[J]. 中国工业经济, 2023(1): 57-75.
- [16] 曾立, 谢鹏俊. 加快形成新质生产力的出场语境、功能定位与实践进路[J]. 经济纵横, 2023(12): 29-37.
- [17] 谢梅. 科技创新为新质生产力“蓄势赋能”[J]. 人民论坛, 2024(5): 66-68.
- [18] 刘志彪. 加快发展新质生产力的主要措施与产业政策转型[J]. 上海师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 53(3): 5-12.
- [19] 李晓龙, 魏启帆. 数据要素市场建设提升新质生产力研究——基于城市数据交易平台设立的准自然实验[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(6): 72-87.
- [20] 熊峰, 王岩. 以全面深化改革赋能新质生产力的塑造[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2024, 26(5): 10-20.
- [21] 石峰, 秦书生. 绿色技术对发展绿色生产力的支撑[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2012, 14(6): 477-481.
- [22] 王静田, 付晓东. 数字经济的独特机制、理论挑战与发展启示——基于生产要素秩序演进和生产力进步的探讨[J]. 西部论坛, 2020, 30(6): 1-12.
- [23] 杜庆昊. 数字产业化和产业数字化的生成逻辑及主要路径[J]. 经济体制改革, 2021(5): 85-91.
- [24] 杨浩昌, 李廉水, 刘军. 高技术产业聚集对技术创新的影响及区域比较[J]. 科学学研究, 2016, 34(2): 212-219.
- [25] 胡彬, 王媛媛. 网络基础设施建设、产业协同集聚与城市产业升级——基于“人”和“地”要素的分析[J]. 财经研究, 2023, 49(11): 95-109.
- [26] 郑威, 赵艺. 大数据综合试验区能否促进新质生产力发展? ——基于政府治理水平与市场交易效率的双重视角[J]. 电子政务, 2025(1): 100-112.
- [27] 罗奇, 陈梁, 赵永亮. 数字基础设施建设与企业产能利用率——来自“宽带中国”战略的经验证据[J]. 产业经济研究, 2022(5): 1-14.
- [28] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [29] 曾国安, 苏诗琴, 彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济, 2023(8): 155-173.
- [30] 黄徐亮, 徐海东, 倪鹏飞. 大数据治理对数字产业发展的影响研究[J]. 经济体制改革, 2024(1): 97-104.
- [31] 朱奕蒙, 毕青苗, 徐现祥, 等. 商事制度改革与产业结构变迁: 微观视角[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 189-208.
- [32] 于志慧, 何昌磊. 信息基础设施建设能否提升城市绿色创新水平——基于长江经济带 108 个地级市的实证分析[J]. 长江流域资源与环境, 2023, 32(9): 1834-1848.

(编辑:余迪)

How Does Digital Infrastructure Construction Empower the Enhancement of New Quality Productive Forces——Empirical Evidence of a Quasi-Natural Experiment /LI Xiaolong, ZHU Zinuo (School of Applied Economics, Guizhou University of Finance and Economics)

Abstract: Digital infrastructure construction is an important driver for the transformation and upgrading of traditional productive forces, so it is of great significance to clarify how it enables the improvement of new quality productive forces. Based on panel data from 277 prefecture-level cities in China from 2011 to 2022, this paper establishes a scientifically validated metric for new quality productive forces. Leveraging the phased implementation of the “Broadband China” pilot policies initiated in 2014 as a “quasi-natural experiment”, it employs a multi-period difference-in-differences (DID) design to estimate the benchmark impact, heterogeneity impact, mechanism, and spatial spillover effects of digital infrastructure construction on new quality productive forces. The results show that digital infrastructure construction has significantly improved the level of new quality productive forces, and this conclusion is verified in the treatment of endogeneity problems and various robustness tests. Compared with central and western cities and smaller cities, the positive effect of digital infrastructure construction on new quality productive cities is more significant in eastern cities and larger cities. Economic agglomeration and industrial upgrading are important mechanisms for the impact of digital infrastructure construction on new quality productive forces, that is, digital infrastructure construction can promote economic agglomeration and industrial upgrading, and then enhance new quality productive forces. Digital infrastructure construction exhibits pronounced spatial spillover effects, with initiatives in pilot cities enhancing new quality productive forces in geographically adjacent or economically similar neighboring areas.

Key words: digital infrastructure construction; Broadband China; new quality productive forces; multi-period DID; spatial spillover effects