

数字基础设施建设提升了企业全要素生产率吗?

——基于“数字生产率悖论”的视角

周红根, 乔宪玲, 李欣先

(齐鲁工业大学(山东省科学院)经济与管理学部, 山东 济南 250353)

摘要:数字基础设施建设是“新基建”的核心与支柱,是连接物理世界和数字世界的桥梁,也是推动数字和实体深度融合的纽带和体现。利用 Python 文本分析测度 2015—2021 年省域数字基础设施水平,匹配样本期上市公司数据,检验数字经济背景下数字基础设施对企业全要素生产率是否同样存在索洛悖论。研究发现:数字基础设施对制造业全要素生产率有显著正向促进作用,这一结论在各类稳健性和内生性检验后依然成立,数字基础设施建设能够有效破解“数字生产率悖论”;数字基础设施建设促进区域创新能力提升,区域创新赋能制造业企业全要素生产率;当地方政府财政压力较大时,会通过发行地方债务弥补预算赤字,挤压企业有限信贷资源,增大企业融资约束,抑制数字基础设施建设对企业生产效率的正向影响;数字基础设施建设有利于提升大企业和高市场势力企业的全要素生产率,且数字基础设施建设对东部地区企业全要素生产率提升的促进作用更为显著。未来,应夯实新基建底座、整合数字基建与企业内部资源、聚焦财源建设与投融资方式创新,并为企业制定差异化发展策略。

关键词:数字基础设施;全要素生产率;财政压力;创新;数字生产率悖论

中图分类号:F061.3

文献标识码:A

文章编号:1008-7699(2025)04-0068-13

一、引言

数字基础设施建设(以下简称“数字基建”)是在传统基础设施基础之上催生出的新网络、新体系、新模式和新业态,是“新基建”(国家新型基础设施建设,以下简称“新基建”)的支柱与核心,是连接物理世界和数字世界的桥梁,^[1]也是推动数字和实体深度融合的纽带与体现,包括信息基础设施建设和对传统基础设施的数字化改造。截至 2023 年底,我国 5G 基站数达 337.7 万个,同比增长 46.1%,在用机架数达 810 万标准机架,国家级超算中心 14 个,算力总规模超 230E FLOPS,已初步建成以京津冀、长三角、成渝、贵州、内蒙古、甘肃、粤港澳大湾区和宁夏 8 大国家算力枢纽节点为基础的大数据中心体系,数字基建已成为经济高质量发展的重要基础。

“生产率悖论”也叫“索洛悖论”,指的是投入了大量信息与通信技术(information and communications technology, ICT)等要素,但从生产率提升等统计结果来看收效却微乎其微的现象。自“生产率悖论”提出以来,ICT 投资能否提升生产率就成为学界讨论的焦点,学者们尝试从不同角度进行解释,却未能得到一致结论^[2-4]。随着以云计算、大数据、人工智能等新一代信息技术为基础的数字经济快速发展,生产率悖论的研究从传统的 ICT 投资探讨转向以数字经济为背景的生产率悖论研究,即学术界开始关注“数字生产率悖论”。有学者发现,虽然数字经济发展迅猛,但全球范围内的生产率却始终呈现下降趋势,在人工

收稿日期:2024-09-19

基金项目:山东省社会科学规划研究项目(22CGLJ06)

作者简介:周红根(1979—),男,江西抚州人,齐鲁工业大学(山东省科学院)经济与管理学部教授、硕士生导师,博士;李欣先(1979—),男,山东青岛人,齐鲁工业大学(山东省科学院)经济与管理学部副教授,博士,本文通讯作者。

智能、“互联网+”等领域,“生产率悖论”仍然存在^[5]。有学者认为,“生产率悖论”产生的原因是生产者的错误预期与测度,以及滞后效应等,^[6]提出 ICT 与数据等各类要素的重新组合,以及与 ICT 匹配的供应链、销售端、组织机构、人力资源等的深度融合是打破“生产率悖论”的关键。数字基建是新基建的核心,具有强正外部性、低边际成本、网络平台化、精准匹配等特征,理论上而言,通过推进数字基建可以充分整合 ICT 投资、数据、人力、组织、管理实践等要素,纠正不同资源禀赋主体要素拥挤和稀缺资源错配,^[7]但其是否能够有效破解“数字生产率悖论”,尚未得到论证。加之,我国区域经济发展程度不一、资源禀赋差异显著,数字基建对不同企业全要素生产率的影响是否存在异质性,也有待进一步研究。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献在于以下方面:第一,现有文献主要是研究宏观层面数字基建与区域全要素生产率之间的关系,较少深入微观企业层面。本文利用 Python 文本分析测度省域数字基建水平,并匹配微观层面上市公司数据,验证二者之间关系,丰富了数字基建的相关文献。第二,在作用机制分析中,本文发现数字基建需要大量政府资金投入,而当前财政收支处于“紧平衡”状态。由此,将财政压力设置为核心调节变量,并通过研究证明:为解决数字基建的资金需求,地方政府会通过发行政府债等途径融资。这种行为在缓解基建资金压力的同时,加剧了企业融资约束,进而影响其生产效率。第三,本文在对数字基建与生产效率的研究中融入数字经济背景,发现数字基础设施通过深度融合数据要素与其他生产要素(如人力资本、管理创新、组织结构与经营策略),形成协同互补效应,这一机制突破了传统 ICT 单一技术驱动下的“生产率悖论”,证明在系统化推进数字化转型的框架下,“数字生产率悖论”并不成立,从而为破解“生产率悖论”提供了新视角。

二、理论分析与研究假设

(一)数字基建对企业全要素生产率的影响

数字基础设施是以信息网络、新一代数字技术为基础,对各行业数字技术赋能的新型基础设施,底层逻辑是技术和数据,以及二者形成的网络。数字基建对企业全要素生产率的影响,具体体现为:第一,与传统基建相比,数字基础设施功能的升级能够扩大信息沟通渠道,削弱信息不对称,助力企业价值链升级。数字基础设施还可增强区域企业间经济活动的广度和深度,降低信息搜索和沟通成本,^[8]聚集更多上下游企业加入平台网络,提高企业与平台间的耦合度,促进企业资源向研发设计、品牌营销、增值服务等价值链高端环节转移,最终提升产品与服务的附加值,^[9]加快企业转型升级和提高生产效率。例如,海尔卡奥斯工业互联网平台基于“共建共享”模式,有效链接和服务企业 106 万家;海尔合肥空调互联工厂打造数字孪生冲片一键换型等应用场景,实现人均效率提升 49%,单台制造费用下降 22%,提高供需双方生产效率。第二,数字基建可优化要素资源配置,提高企业生产率。伴随着人工智能、区块链、云计算等新技术广泛运用,数字基建在要素资源配置上发挥重要作用。一方面,数字基建会促进人才、技术和资本等传统要素向数字基建水平高的地区和企业集聚,为要素调配、产品创新和技术重塑奠定基础,可突破地域限制、拓宽市场边界、整合线上资源,提高企业生产率。另一方面,数据要素与算力、算法深入耦合推动人工智能快速发展,可高效打造各类应用场景,赋能企业新质生产力。例如,企业可利用数据资源、算法和算力,对市场潜力、研发、生产和测试等环节的海量数据进行分析,提取有价值的内容,提高企业全要素生产率^[10]。基于此,本文提出如下假设:

H1:数字基建对企业全要素生产率有着显著正向促进作用。

(二)区域创新的中介效应

数字基础设施作为推动经济高质量发展的新动能,为区域创新提供了基础设施保障,有助于提升区域创新能力。从供给侧看,数字基建呈现“设施部署与研发创新同步推进”的特征。依托大数据、云计算、区块链等新一代信息技术,投资结构持续向数字技术研发领域倾斜,有效激发企业及区域创新动能,提升全要素生产率。从需求侧看,数字基建赋能区域数字化水平,搭建了区域内企业、政府、金融、中介机构、

产业、科研院所等为一体的创新体系,提高区域创新水平。^[11]从网络价值视角看,遵循梅特卡夫法则与网络成本递减规律,数字基础设施的网络价值与用户规模呈非线性增长关系。随着用户规模扩大,企业边际成本持续下降而边际收益显著提升,形成强规模经济效应,有助于企业降低单位研发及制造成本,提升创新资源配置效率,加速区域创新进程。^[12]从创新模式看,数字基建可对区域内研发投入增长产生带动作用,既激励“双创”人员参与生产,也高效撬动社会资本投资科技创新型企业,充分激发民间投资与上下游行业投资,发挥投资乘数效应。从管理效率维度看,数字基础设施驱动新一代信息技术突破性发展,催生虚拟化组织、柔性化生产、模块化协同等新型组织形态,推动组织结构向扁平化、网络化演进,提高了专业化分工与协作水平,赋能区域创新体系效能提升。

区域创新为企业带来新工艺、新技术,提升组织效能,推动企业间创新要素流动,进而提升企业全要素生产率。熊彼特认为,创新或技术进步作为经济体系内生变量,通过技术进步的创造性破坏过程,构成经济发展的本质特征。创新不仅是技术革新还涉及要素重组,是一种新生产函数。具体来说,创新能够从技术和资源配置层面赋能企业全要素生产率提升。^[13]第一,技术赋能企业全要素生产率。以开发新产品为目的的技术创新,可通过新工艺、新技术有效改善设备效能,实现产品迭代升级。另外,以改进流程和管理效能为目的的技术创新,还可优化或重置企业生产流程,创新设计、研发、生产、销售和售后等各环节,通过数字转型优化企业商业模式,提升企业全要素生产率。第二,资源配置优化赋能企业全要素生产率。创新是各要素组合的生产函数,区域创新可发挥“市场无形之手”作用,使创新要素从低效率企业流向高效率企业,提高整个区域的生产率。基于此,本文提出如下假设:

H2:数字基础设施通过区域创新进一步提升企业全要素生产率。

(三)财政压力的调节效应

分税制改革使得央地关系呈现出“财权上收,事权下放”的特征,财权与事权的不对等导致地方政府面临巨大的财政压力。资金筹集和投入是数字基建的关键,多数学者认为资金对企业创新有重大影响,倾向于认同“资金投入越多,创新程度越高”的观点,^[14]为充分发挥数字基建对企业全要素生产率的正向促进效应,就需加大资金投入。2008年,国际金融危机全面爆发,国家出台了四万亿传统基建投资刺激计划;2020年实施国家新型基础设施建设战略,各省市相继推出万亿级投资规划。在经历经济新常态调整与新冠疫情后,面对复杂严峻的国际地缘环境,地方财政呈现“紧平衡”态势。数字基础设施作为新基建的核心支柱,其大规模投资资金来源问题直接影响企业全要素生产率的提升,财政可持续性对二者关系具有显著调节作用。具体而言,一方面,数字基础设施具有高投资性、低边际成本的特点,资金主要来源于财政预算、政府和社会资本合作(Public-Private-Partnership, PPP)、政府购买服务以及信贷支持等。^[15]而当前地方财政处于收支“紧平衡”状态;同时,受绩效考核周期与短期效益导向影响,部分地方政府存在投资行为短期化倾向,对数字基础设施等长周期项目投入意愿不足。财政预算约束与资本金筹措压力叠加,导致数字基建投融资难度显著提升,阻碍地区数字基建发展。另一方面,财政收支“紧平衡”状态下,地方政府往往会通过发行政府一般债、专项债和城投债等方式弥补预算赤字。大多数地方债特别是城投债被地方性银行吸收,这将挤占企业有限的信贷资源,加大企业融资约束,抑制企业生产效率。同时,为缓解财政压力,地方政府在招商引资中更倾向于引进当期经济贡献显著的项目,对需长期培育的科技创新企业支持力度相对不足,这容易削弱企业技术创新内生动力,影响区域全要素生产率持续提升。基于此,提出如下假设:

H3:财政压力会抑制数字基础设施对企业全要素生产率的促进作用。

三、研究设计

(一)模型构建

首先,为研究数字基建与企业全要素生产率的关系,构建基准回归模型:

$$TFP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{jt} + \sum \beta_k control_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中: TFP 为企业全要素生产率; $Digital$ 代表省域层面的数字基建水平, i, j, t 分别代表企业、省域和年份; $control$ 代表系列微观和宏观层面的控制变量向量集; β_0 为常数项, β_1, β_k 为待估系数; ϵ_{ijt} 为随机误差项(下同)。

其次,为进一步验证影响数字基建与企业全要素生产率的内在机理,选取能够代表区域创新能力的指标,构建如下中介效应模型:

$$Innov_{jt} = \beta_0 + \beta_2 Digital_{jt} + \sum \beta_k control_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \quad (2)$$

$$TFP_{ijt} = \beta_0 + \beta_3 Digital_{jt} + \beta_4 Innov_{jt} + \sum \beta_k control_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \quad (3)$$

其中: $Innov$ 为区域创新能力,其他变量释义同上。

最后,为考察财政压力对数字基建与企业全要素生产率关系的影响,对式(1)进行拓展,引入数字基建($Digital$)与财政压力($Stress$)的交叉项,分析财政压力对二者的调节效应:

$$TFP_{ijt} = \beta_0 + \beta_5 Digital_{jt} + \beta_6 Stress_{jt} + \beta_7 Digital_{jt} \times Stress_{jt} + \sum \beta_k control_{ijt} + \epsilon_{ijt}. \quad (4)$$

(二)数据来源

本文以省域数字基建水平为基础样本,匹配 2015—2021 年沪深 A 股制造业上市公司数据。根据中国证监会 2012 版行业分类,制造业大类涵盖运输设备、建筑安装、生态环保和生态治理、金属制品、农副食品加工、电气机械及器材、石油加工、医药、化学纤维、非金属矿物制品、电子设备、热力电力、汽车等 20 余个行业。剔除样本数据缺失严重的企业。为消除异常值影响,对所有连续性变量均进行了上下各 1% 的缩尾处理。通过与所在省域数字基建水平匹配,共得到 9 023 个样本观测值。核心解释变量数字基建水平来自统计期内各省一级的政府工作报告,区域创新能力来自国家知识产权局专利数据库,财政压力的相关表征数据来源于历年《中国财政年鉴》、各省政府或财政厅网站,其他控制变量数据来自国泰安数据库和历年《中国统计年鉴》。

(三)变量定义

1. 被解释变量:企业全要素生产率(TFP)。其测度方法主要有广义矩估计(Generalized method of moments, GMM)、OP(Olley-Pakes)方法、LP(Levinsohn-Petrir)方法和 ACF(Akerberg Caves Frazer)方法等。其中,LP 法将中间品投入作为代理变量以减少样本损失,缓解估计的内生性,故参考鲁晓东和连玉君^[16]的作法,采用 LP 法测算企业全要素生产率。具体而言,以公司营业收入、员工人数、固定资产净额和构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金,分别作为产出 Y 、劳动 L 、资本 K 和中间投入 M 指标,并进行价格指数平减。同时,运用 OP 法和 GMM 法进行稳健性检验。

2. 解释变量($Digital$)。考虑到数字基建资金主要来源于政府投入,具体规划更多体现政府意志,故手工整理 2015—2021 年各省份的政府工作报告,并利用 Python 爬虫功能统计数字基建相关词汇出现的频次,再将其与沪深 A 股制造业上市公司数据进行匹配。具体选取的词汇为:5G、信息技术、大数据、云计算、数据化、物联网、新一代数字技术、信息基础设施、数字基础设施、人工智能、云应用、云平台、区块链、大数据综合试验区、网络平台、信息网络、通信技术、计算机技术、数字化、工业互联网、大数据中心、智能化解决方案、数据化赋能、数字技术、信息技术、互联网数据中心、网络安全、网络化、虚拟化、基站、数字产业、移动支付、智慧医疗、智慧城市、智慧校园、智能工厂、云服务、智能化改造、数智化改造、数字化改造。

3. 中介变量($Innov$)。衡量区域创新能力的指标一般包括研发投入、专利数量等,综合考虑数据可获得性和完整性,参考卞元超等^[17]的作法,分别采用专利申请数和专利授权数进行基准回归和稳健性检验。 $Innov1$ 和 $Innov2$ 分别利用样本省份专利申请数、专利授权数的自然对数来衡量。

4. 调节变量($Stress$)。鉴于地方政府各类隐性债务未公开披露,若使用地方政府债务公开披露数据作为代理变量可能导致结果不准确。故借鉴祝继高等^[18]衡量财政压力的作法,采用各省级政府“(一般

公共预算支出—一般公共预算收入)/一般公共预算收入”的比值作为代理变量。

5. 控制变量。从宏观和微观两个层面对其他影响企业全要素生产率的因素进行了控制。具体选取投资机会(*TobinQ*),采用企业 *TobinQ* 衡量;股权集中度(*Top1*),采用第一大股东持股比例衡量;资产负债率(*level*),采用企业总负债与总资产的比例衡量;净资产收益率(*Roa*),采用企业净利润与平均净资产的比例衡量;企业成长性(*growth*),采用企业营业收入增长率测度;地区发展水平(*GDP*),采用各省份的人均 *GDP* 自然对数测度,具体见表 1。

(四)描述性统计

表 1 为各变量的描述性统计结果。采用 LP 法测算的企业全要素生产率(*TFP*)最大值为 9.331,最小值为 2.698,均值为 6.051,说明样本企业的全要素生产率水平差别较大。数字基建(*Digital*)最大值为 1,最小值为 0.024,说明不同地区数字基建水平存在较大的差异。利用所在省份专利申请数的自然对数衡量的区域创新能力(*Innov*)最大值为 13.795,最小值为 5.707,均值为 12.064,说明我国区域创新能力差距较大。财政压力(*Stress*)最大值为 9.18,最小值为 0.080,说明我国各地区面对的财政压力差距较大。此外,投资机会、股权集中度、资产负债率、净资产收益率、企业成长性、地区发展水平控制变量的统计信息均与以往研究相近。

表 1 主要变量定义及描述性统计

类型	符号	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>TFP_LP</i>	6.051	0.755	2.698	9.331
	<i>TFP_OP</i>	6.213	0.766	2.823	9.478
	<i>TFP_GMM</i>	5.901	0.747	2.515	9.185
解释变量	<i>Digital</i>	0.283	0.185	0.024	1
中介变量	<i>Innov1</i>	12.064	1.196	5.707	13.795
	<i>Innov2</i>	11.577	1.260	5.288	13.678
调节变量	<i>Stress</i>	0.908	0.943	0.080	9.18
控制变量	<i>TobinQ</i>	2.166	1.505	0.802	11.61
	<i>level</i>	0.435	0.195	0.064	1.005
	<i>Top1</i>	32.245	13.861	8.41	77.38
	<i>Roa</i>	0.036	0.219	-2.133	0.472
	<i>growth</i>	0.158	0.385	-0.6598	3.109
	<i>GDP</i>	2.009	0.424	0.925	2.912

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 2 为采用 LP 法测算全要素生产率(*TFP*)情形下的基准回归结果。数据表明,在分别将企业层面控制变量加入回归模型后,回归系数处于[0.561,0.729],且均在 1%水平下通过检验,表明数字基建与企业全要素生产率间显著正相关。列(7)显示,在继续加入代表地区层面的地区发展水平(*GDP*)控制变量后,回归系数为 0.079,并在 1%水平下通过了检验,表明“生产率悖论”并非普适性规律。工业化时代,ICT 对全要素生产率的提升效应可能因为错误预期、集中分配、错误测度和滞后效应等,而未能显著表现。随着我国由工业时代进入数字经济时代,ICT 投入不断累积并结合 5G、大数据中心、人工智能、工业互联网等新技术,加速数据等先进生产要素与人力资本、组织创新、管理要素、企业战略等重新组合,优化企业供需适配,提高企业产品和服务附加值,促进生产效率提升,假设 H1 得到验证。

表2 基准回归结果

变量	TFP_LP						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Digital</i>	0.729*** (35.72)	0.706*** (34.74)	0.697*** (33.55)	0.694*** (33.30)	0.687*** (33.29)	0.561*** (26.86)	0.079*** (3.00)
<i>TobinQ</i>		-0.007*** (-4.25)	-0.007*** (-4.27)	-0.010*** (-4.95)	-0.010*** (-4.86)	-0.004 (-1.54)	0.002 (0.93)
<i>Top1</i>			-0.002** (-2.00)	-0.002** (-2.06)	-0.002** (-2.32)	-0.0001 (-0.17)	0.002*** (2.85)
<i>level</i>				0.006** (2.50)	0.192*** (4.59)	0.137*** (2.97)	0.082* (1.88)
<i>Roa</i>					0.011*** (4.49)	0.009*** (3.65)	0.008*** (3.46)
<i>growth</i>						0.004*** (5.14)	0.004*** (5.48)
<i>GDP</i>							0.998*** (27.59)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	6.006*** (893.22)	6.034*** (746.02)	6.087*** (223.07)	6.092*** (222.61)	6.022*** (184.88)	6.043*** (169.03)	4.081*** (51.85)
<i>R</i> ²	0.1422	0.144	0.145	0.1453	0.154	0.117	0.213

注:括号内为t值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同。

(二)稳健性检验

为了验证上述研究结论的可靠性,分别采用替换被解释变量、利用系统GMM法、滞后效应检验和剔除ST公司样本四种方式进行稳健性检验。

1. 替换被解释变量。基准回归仅考察了数字基建对LP法下测算的全要素生产率的影响。现进一步利用OP法和GMM法测算全要素生产率并代入基本模型进行固定效应回归,估计结果见表3第(1)、(2)列。结果显示,在OP法和GMM法测算全要素生产率的情况下,回归系数分别为0.076和0.075,且均通过了1%的显著性检验,与基本回归结果一致。

2. 基于系统GMM的估计。广义系统矩估计(GMM)也是一种工具变量法,可以减少内生性的影响,回归结果更为可靠。故更换估计方法,采用GMM方法对基准回归进行检验,估计结果见表3第(3)列,数字基建系数为正,并在1%的显著性水平下通过了检验。

3. 考虑数字基础设施时滞性。数字基建是即时的产出反映,对企业全要素生产率的影响具有一定的时滞性,基准回归中却未给予考虑。故进一步将核心解释变量*Digital*滞后处理,并进行检验,估计结果见表3第(4)、(5)列。数据显示,在代入控制变量和未加入控制变量情况下,回归系数相较于基准回归结果虽有所降低但依然为正,分别为0.092和0.157且均通过了1%的显著性检验,表明数字基建能显著提升制造业企业全要素生产率,且具有一定的时滞性。

4. 剔除ST样本的检验结果。由于ST公司样本可能对结果产生噪音,为避免异常值影响基准回归结果的可靠性。剔除ST公司样本后,对数字基建与制造业企业全要素生产率进行再检验,具体结果见表3列(6),回归系数为正且在1%水平下显著,与基准回归结果一致。

综上,数字基建显著提升企业全要素生产率,该结论在系列稳健性检验后依然成立。

(三)内生性讨论

考虑模型可能存在互为因果或遗漏变量的问题,导致估计结果存在偏误。故采用工具变量法,运用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行内生性检验,缓解内生性对估计结果产生的干扰。主要从以下三个方面选取工具变量。一是借鉴牛子恒等^[19]的作法,选取外生性更强的“地形起伏度”构造地形起伏度与

样本期各年互联网宽带接入用户数的交叉项作为工具变量。基本逻辑在于,地形起伏度与数字基建具有较强的相关性,地形起伏度较大的地区通常难以建设完备的数字基础设施,满足工具变量相关性要求;从外生性来看,地形起伏度天然形成,基本不受经济、社会等方面的影响,满足外生性条件。二是借鉴肖土盛等^[20]的作法,选取省域数字基建滞后一期作为工具变量。这是因为,上文考虑数字基建时滞性的稳健性检验结果表明数字基建对企业全要素生产率的影响具有滞后性,且该变量满足工具变量的相关性和外生性条件。三是借鉴黄群慧等^[21]的作法,构建 1998 年每百万人邮局数量与样本期各年互联网宽带接入用户数的交叉项作为数字基建的工具变量^①。基本逻辑在于,在电话和互联网普及之前,邮寄信件是主要信息沟通方式,邮局数量和分布会影响电话和互联网普及程度,最终影响数字基础设施水平,符合工具变量法的相关性条件,工具变量用 *INV* 表示,具体见表 4。

表 3 稳健性检验估计结果

变量	替换被解释变量		系统 GMM 法	滞后效应检验		剔除 ST 公司样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_GMM</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>Digital</i>	0.076*** (2.90)	0.075*** (2.87)	0.761*** (31.74)			0.081*** (3.09)
<i>Innov1</i>			-0.148*** (-7.57)	0.157*** (5.47)		
<i>Innov2</i>			0.055* (1.77)		0.092*** (2.72)	
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	3.946*** (50.20)	3.810*** (48.54)	1.657*** (8.86)	4.953*** (54.83)	5.090*** (50.89)	3.985*** (50.70)
<i>R</i> ²	0.2094	0.2091	0.3250	0.1093	0.0929	0.2340

表 4 基于工具变量法的内生性检验

变量	地形起伏度		解释变量滞后一期		1998 年邮局数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段 <i>Digital</i>	第二阶段 <i>TFP_LP</i>	第一阶段 <i>Digital</i>	第二阶段 <i>TFP_LP</i>	第一阶段 <i>Digital</i>	第二阶段 <i>TFP_LP</i>
<i>INV</i>	-0.176* (-1.85)		0.789*** (82.07)		0.235* (1.89)	
<i>Digital</i>		0.377*** (3.04)		0.417*** (3.25)		0.499*** (3.76)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 F 值	103.21		68.85		92.06	
10%临界值	16.38	16.38	16.38		16.38	16.38
C-DWaldF 统计量	45.66***		68.301***		70.563***	
K-PrkLM 统计量	78.78***		95.312***		101.54***	
<i>R</i> ²		0.093 5		0.166 3		0.203 5

① 黄群慧(2019)使用 1984 年城市层面每百万人邮局数量作为工具变量。鉴于本文使用省域层面数字基础设施等相关数据,重庆直辖时间为 1997 年,海南建省时间为 1988 年。如使用 1984 年的每百万人邮局数量,将导致数据不易区分,影响结果的准确性。故本文使用 1998 年每百万人邮局数量与样本期各年互联网宽带接入用户数的交叉项作为工具变量。

表4呈现了工具变量2SLS的估计结果。首先,以地形起伏度与样本期各年互联网宽带接入用户数的交叉项作为工具变量,第一阶段估计结果显示,工具变量与数字基建的系数为-0.176,在10%的显著性水平下通过了检验。第二阶段回归结果为0.377,且在1%显著性水平下通过了检验。其次,以数字基建滞后一期作为工具变量,第一阶段回归结果显示,工具变量与数字基建具有较强的正相关性,第二阶段回归结果也表明数字基建对制造业企业全要素生产率有显著提升作用。最后,以1998年每百万人邮局数量与样本期各年互联网宽带接入用户数的交叉项作为工具变量时,第一阶段回归结果显示,工具变量与数字基础设施显著正相关。第二阶段估计结果显示,数字基建对制造业企业全要素生产率起到正向促进作用。同时,运用三种工具变量进行2SLS检验时发现,第一阶段F值均远超10%临界值(16.38),K-PrkLM统计量和C-DWaldF统计量显示不存在弱工具变量和识别不足问题。综上,运用工具变量法减少内生性影响后,数字基建对制造业企业全要素生产率的显著促进作用没有发生根本性改变,进一步表明本文的实证结果稳健。

(四)中介效应检验

表5给出了基于区域创新能力的中介效应检验结果。由列(1)和列(4)的回归结果可知,数字基建与区域专利申请数和授权数间显著正相关,表明数字基建对区域创新能力有显著正向促进作用。使用LP法测算全要素生产率,列(2)和列(3)的结果表明数字基建和区域创新能力对制造业企业全要素生产率的正向促进效应均通过了显著性检验。为了检验结果的稳健性,使用OP法和GMM法测算全要素生产率,列(5)~列(8)相关数据显示结果未发生较大改变。由此,假设H2得证。

表5 区域创新的中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Innov1</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Innov2</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_GMM</i>	<i>TFP_GMM</i>
<i>Digital</i>	0.224*** (19.10)	0.066*** (2.72)	0.059** (2.32)	0.548*** (33.71)	0.063*** (2.60)	0.057** (2.23)	0.062*** (2.58)	0.056** (2.20)
<i>Innov1</i>		0.054** (2.26)			0.052** (2.20)		0.052** (2.18)	
<i>Innov2</i>			0.034** (2.01)			0.033* (1.94)		0.033* (1.94)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	9.792*** (271.2)	3.448*** (14.15)	3.735*** (26.73)	6.949*** (138.62)	3.33*** (13.68)	3.612*** (25.89)	3.202*** (13.17)	3.479*** (24.96)
<i>R</i> ²	0.646	0.215	0.215	0.796	0.212	0.211	0.211	0.211

(五)调节效应检验

表6为财政压力对数字基建与企业全要素生产率之间关系的调节效应回归结果。列(1)是使用LP法测算全要素生产率时的回归结果,主效应回归系数为0.183,且在1%显著性水平下通过检验,调节效应(*Digital*×*Stress*)交叉项系数为负值(-0.145),并在1%水平下通过了检验,表明财政压力对二者关系存在负向调节作用。为检验结果的稳健性,使用OP法和GMM法对全要素生产率进行测算和回归,结果未发生较大变化,原假设成立。这表明,数字基础设施(如大数据中心、国家超级计算中心等)兼具“资金密集型”与“技术密集型”双重特征。其研发创新需要大规模资金投入,投入水平越高,创新程度与生产效率提升越显著。鉴于此类新型基础设施的政府财政投入占比较大,加大财政投入能够显著增强数字基建对企业全要素生产率提升的正向影响。与之相对,财政压力越大,其负向调节作用也越显著。由此,假设H3得证。

五、异质性分析

考虑到不同资源禀赋的企业,在创新能力、资源获取、核心竞争力等方面均有所差异,有必要进一步分析在纳入资源禀赋因素的基础上,数字基础设施对企业全要素生产率的影响是否同样具有异质性。由于企业规模、区域特征、市场势力是资源禀赋的重要影响因素,故从以上三个层面进行异质性分析。

(一)企业规模的异质性分析

信息技术变革强化了行业头部企业的生产率优势,使得利润日益集中于少数主导企业。在此背景下,大量中小企业面临数字化转型的“不会转、不敢转、不能转”困境,难以充分受益于数字基建浪潮^[22]。然而,值得关注的是,在多年政策引导下,市场上也涌现出一批具备竞争优势的“专精特新”“瞪羚”等中小企业,它们有望在数字基建发展中获取差异化收益。故以企业资产总额作为企业规模的划分依据,并以其中位数为基准将样本划分为大型企业和中小型企业两类,进行分组回归,检验规模异质性,具体见表 7。

表 7 基于企业规模的回归结果

变量	大型企业			中小企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM	TFP_LP	TFP_GMM	TFP_GMM
Digital	0.063 ** (2.10)	0.059 ** (2.01)	0.059 ** (1.98)	0.063 (1.39)	0.062 (1.37)	0.063 (1.38)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	4.350 *** (46.32)	4.204 *** (44.80)	4.061 *** (43.28)	4.055 *** (29.82)	3.923 *** (28.78)	3.784 *** (27.76)
R ²	0.245	0.241	0.240	0.167	0.165	0.166

从表 7 可知,分别使用 OP 法、LP 法和 GMM 法测算全要素生产率,数字基建与大型制造业企业全要素生产率显著正相关;与中小型制造业企业全要素生产率间的相关系数却未通过显著性检验,说明二者不相关。表明数字基建对全要素生产率的影响在不同规模的企业间存在异质性。可能原因是,在数字基建浪潮中,中小企业往往或是不会、或是不敢、或是不能充分利用工业互联网、云计算、人工智能、大数据中心等,优化升级公司人力、组织、管理实践等要素,造成了各类创新资源的低配错配,继而难以提升全要素生产率。

(二)区域特征的异质性分析

理论界普遍认为,数字经济发展水平的差异将导致城乡“数字鸿沟”。作为数字经济发展的基础,数字基础设施的布局明显受区域特征影响,对企业生产率的提升作用亦存在空间异质性。因此,有必要探究数字基建对不同区域企业生产率的促进作用是否存在显著差异。基于此,参照国家统计局对全国

表 6 财政压力的调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM
Digital	0.183 *** (5.94)	0.179 *** (5.81)	0.177 *** (5.76)
Stress	-0.059 ** (-2.47)	-0.061 ** (-2.50)	-0.061 ** (-2.52)
Digital×Stress	-0.145 *** (-5.53)	-0.144 *** (-5.49)	-0.143 *** (-5.44)
Control	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes
常数项	3.911 *** (52.76)	3.779 *** (51.06)	3.647 *** (49.33)
R ²	0.221	0.217	0.216

区域划分的规定,将样本划分为东部、中部和西部地区三类^①,进行分组回归,检验区域异质性,具体见表8。

表 8 基于区域特征的回归结果

变量	东部地区			西部地区			中部地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM
Digital	0.072** (2.23)	0.069** (2.14)	0.068** (2.14)	0.048 (0.79)	0.047 (0.77)	0.047 (0.78)	-0.002 (-0.03)	-0.005 (-0.07)	-0.008 (-0.12)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	3.72*** (31.2)	3.59*** (30.1)	3.46*** (29.11)	4.48*** (28.81)	4.35*** (27.9)	4.21*** (27.08)	4.41*** (32.48)	4.28*** (31.42)	4.14*** (30.36)
R ²	0.220	0.217	0.217	0.235	0.231	0.231	0.222	0.218	0.217

注:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、安徽、江西;西部地区包括内蒙古、重庆、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏。

从表8可知,分别使用OP法、LP法和GMM法测算企业全要素生产率。东部地区数字基建对制造业全要素生产率的影响显著为正,而中部地区和西部地区的数字基建与企业全要素生产率间相关系数均未通过显著性检验,说明两者间的正相关性不存在。表明数字基建对全要素生产率的影响在不同区域的企业间存在异质性。主要原因可能在于,东部地区制造业基础雄厚,且数字基建本身相对完善,催生人才、新兴资源、高附加值产业等向该区域集聚,对地区企业的全要素生产率提高起到“锦上添花”的作用。中部地区在“中部崛起”战略引导下,产业布局呈现“承东启西”“梯度转移”的典型特征,无论是数字技术发展、企业数字创新能力还是区域数字基建都在发展完善过程中,导致其对该地区企业全要素生产率的促进作用尚未充分发挥。西部地区则受限于资源禀赋和较低的数字基础设施水平,导致数字基建对该地区企业全要素生产率的提升作用不明显。

(三)市场势力的异质性分析

市场势力(Market Power)是指企业在市场中影响价格、排除或限制竞争的能力,通常源于其在价值链中的议价地位、核心技术、品牌优势、规模经济等因素。不同市场势力的企业在吸收转化数字基础设施所承载的创新要素方面存在系统性差异。故采用毛利率=((营业收入-营业成本)/营业收入)作为市场势力的代理变量,并依据其中位数将样本划分为市场势力高、低两组进行异质性分析,具体见表9。

表 9 基于市场势力的回归结果

变量	市场势力高			市场势力低		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM	TFP_LP	TFP_OP	TFP_GMM
Digital	0.091*** (2.83)	0.088*** (2.72)	0.087*** (2.70)	0.065* (1.72)	0.063* (1.67)	0.062* (1.65)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	4.003*** (38.30)	3.877*** (37.02)	3.752*** (35.81)	4.172*** (38.44)	4.029*** (37.18)	3.883*** (35.87)
R ²	0.299 2	0.292 4	0.288 7	0.215 7	0.213 6	0.214 3

① 考虑到台港澳地区相关数据的统计口径有所不同,故不予讨论。

从表9可知,无论是使用OP法、LP法还是GMM法测算全要素生产率,数字基建对制造业企业全要素生产率的影响,在市场势力高组均在1%水平上通过检验,市场势力低组则在10%的水平上通过了检验,表明市场势力高组的回归系数显著高于市场势力低组。在分别利用LP、OP和GMM法测算全要素生产率情况下进一步进行Chow test检验,其组间回归系数分别为0.001,0.016和0.001,均在1%水平上通过检验。表明市场势力高组和低组数字基建对全要素生产率的影响存在差异。主要原因在于市场势力高组的创新、组织、上下游企业议价等核心竞争力较高,无论是大企业还是中小企业,均能从数字基建中分得一杯羹。反之,市场势力低组,核心竞争力不强,对数字基建消化吸收甚至从政府招标获取数字基建合同的能力较差,数字基建对企业生产率的促进作用也相对较弱。

六、研究结论与政策建议

利用Python文本分析测度省域数字基础设施水平,匹配样本期上市公司数据,基于“数字生产率悖论”的视角,检验数字基建对制造业企业全要素生产率的影响。研究结论如下:(1)“数字生产率悖论”在数字基建大潮中并不符合中国实际,数字基建对企业全要素生产率具有显著促进作用。主要原因在于,数字经济高速发展的背景下,数字基建作为新基建的底座,能够将以数据为代表的先进生产要素与人力资本、管理创新、组织结构等创新组合,结合大数据、物联网、区块链等新技术助力企业供需适配,促进企业全要素生产率提升,使得工业化时代单纯由ICT引发的“生产率悖论”现象得到有效缓解。(2)区域创新在数字基建与企业全要素生产率之间发挥中介效应。从供需两端来看,数字基建具有“建研”同步特征,不仅能发挥投资乘数效应、提高区域数字化水平,还能搭建“政产学研金服用”的创新体系,促进区域创新,加速新工艺、新技术迭代升级,并推动产业链优化,从而双轮驱动企业全要素生产率提升。(3)财政压力对数字基建与企业全要素生产率的关系具有负向调节作用。企业研发创新投入越大,通常带来的创新程度越高,生产效率提升也越显著。然而,当财政压力增大时,政府往往会削减对数字基建的资金投入,并可能挤占企业信贷资源。这些因素共同作用,最终会阻碍企业全要素生产率的提升。(4)数字基建有利于提升大企业和高市场势力企业的全要素生产率,且对东部地区企业全要素生产率的提升效果更为显著。主要原因在于,中小企业和市场势力低组的企业通常存在不敢、不会和不能进行数字化转型的问题,导致其无法充分利用数字基建创新要素新组合,以至于对全要素生产率的提升效应不明显。从区域异质性来看,东部地区的数字基建本身较为完善,可对所在地区企业全要素生产率提升起到“锦上添花”的作用,而中西部地区由于资源禀赋较差、数字水平有限,数字基建在区域企业全要素生产率提升过程中未能达到“雪中送炭”的效果。基于上述研究结论,本文提出以下几点政策建议。

第一,夯实新基建底座,释放数据要素潜力。坚持政府与市场协同互动,引导全国大型数据中心、国家超算中心等枢纽节点城市布局;加大对交通、教育等公共数据和私人部门数据的确权、定价、入表与综合治理,提升数据可用性;依托大数据中心等信息基础设施与先进算法,打造通用及行业AI算法模型平台,并推进“双千兆”网络建设,建设如道路信息全天候实时采集等应用场景,助力企业全要素生产率提升。

第二,充分整合数字基建与企业内部要素资源,发挥互补效应,破解“生产率悖论”。企业应充分利用工业互联网、物联网、5G、人工智能等新技术,推动数字基建与人力资本、供应链、销售端、组织结构、管理实践和经营策略等内部要素深度融合,最终形成与ICT资本的互补效应,促进生产率增长。例如,借助工业互联网,可以链接供应链和销售端的海量客户资源,将公司组织结构扁平化,及时感知用户和供应商需求供给变化,精准匹配资源,提高异质化生产效率。

第三,聚焦财源建设与投融资方式创新,提升地方财政“造血”能力。地方政府应立足当地资源禀赋,深耕优势产业,加大招商引资力度,着力扩大一般公共预算收入。同时,创新融资机制,积极运用PPP、专项债、基础设施REITs、资产证券化和政府引导基金等多元化工具,加大对新型基础设施的投入力度,吸

引多主体参与供给,缓解地方政府财政压力,确保财政投入充分发挥对数字基建的正向促进作用,进而驱动企业生产率提升。

第四,加强顶层设计,针对不同资源禀赋的企业制定差异化策略。政府应持续推动产业、人才等配套措施向中西部地区转移,并对不同规模及市场地位各异的企业实行针对性政策倾斜。例如,在政府采购中,可设置面向中小企业及市场弱势企业的准入优惠措施。同时,注重区域平衡发展,在继续发挥东部地区数字技术创新优势的基础上,有序引导算力基础设施向西部地区布局。

参考文献:

- [1] 李琬,张国胜.跨越“数字鸿沟”的数字基础设施建设供给政策研究[J].当代经济管理,2022,44(11):24-30.
- [2] JORGENSON D W, HO M S, STIROH K J. A retrospective look at the US productivity growth resurgence[J]. Journal of economic perspectives, 2008(1): 3-24.
- [3] ACEMOGLU D, AUTOR D, DORN D, et al. Return of the Solow Paradox? IT, productivity, and employment in US manufacturing[J]. American economic review, 2014(5): 394-399.
- [4] GRAETZ G, MICHAELS G. Robots at work[J]. Review of economics and statistics, 2018(5): 753-768.
- [5] 李立威,成帆,黄艺涵.“数字化悖论”的内涵、产生机制与跨越路径:文献综述[J].科技管理研究,2023,43(12):128-136.
- [6] BRYNJOLFSSON E, ROCK D, SYVERSON C. Artificial intelligence and the modern productivity paradox: A clash of expectations and statistics[R]. Nber Working Paper, 2017.
- [7] 赵丽,胡植尧.数据要素、动态能力与企业全要素生产率——破解“数据生产率悖论”之谜[J].经济管理,2024,46(7): 55-72.
- [8] 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.
- [9] 魏遥,王雪.制造业服务化对企业全要素生产率的影响效应与机制检验[J].山东科技大学学报(社会科学版),2024,26(4):88-98.
- [10] 周红根,邱柯皓,李欣先.新型基础设施建设的生产率提升效应——基于“索洛悖论”的视角[J].经济与管理评论,2024,40(4):148-160.
- [11] 吴则粉,张骞,赵秋运,等.数字基建驱动区域创新的作用机制——基于中国省份面板数据的实证[J].科技管理研究,2024,44(2):12-19.
- [12] 吴玉鸣,李睿楠.数字基础设施建设能够促进城市绿色全要素生产率提升吗?——来自“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].华东理工大学学报(社会科学版),2024,39(1):133-148.
- [13] 胡德龙,巢文鸣.区域创新、数字经济与企业全要素生产率[J].现代经济探讨,2023(9):62-72.
- [14] 马有才,罗子娴.制造业企业社会责任、融资约束与企业创新绩效——研发创新投入的“倒U型”调节作用[J].山东科技大学学报(社会科学版),2023,25(5):101-112.
- [15] 高月.政府债如何影响了社会融资规模?——基于中国省级数据的验证[J].投资研究,2020,39(5):4-12.
- [16] 鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].经济学(季刊),2012,11(2):541-558.
- [17] 卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通是否促进了区域创新?[J].金融研究,2019(6):132-149.
- [18] 祝继高,岳衡,饶品贵.地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据[J].金融研究,2020(1):88-109.
- [19] 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,2022,39(10):133-148.
- [20] 肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等.企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J].管理世界,2022,38(12):220-237.
- [21] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [22] 孙雪娇,范润.数字经济对大中小企业全要素生产率影响的鸿沟效应[J].经济管理,2023,45(8):45-64.

Has the Construction of Digital Infrastructure Enhanced the Total Factor Productivity of Enterprises? A Perspective from the “Digital Productivity Paradox”

ZHOU Honggen, QIAO Xianling, LI Xinxian

(Faculty of Economics and Management, Qilu University of Technology, Jinan 250353, China)

Abstract: The construction of digital infrastructure is the core and pillar of the “new infrastructure”, the bridge connecting the physical world and the digital world, and the bond and embodiment of deep integration between digital and physical entities. This paper uses Python text analysis to measure the level of provincial digital infrastructure from 2015 to 2021, matches the data of listed companies in the sample period, and tests whether digital infrastructure has the same Solow Paradox on the total factor productivity of enterprises in the context of digital economy. The research findings are as follows: (1) Digital infrastructure has a significant positive promotion effect on the total factor productivity of manufacturing industry, which remains valid after various robustness and endogeneity tests. The construction of digital infrastructure can effectively solve the “digital productivity paradox”; (2) The construction of digital infrastructure promotes the improvement of regional innovation capacity, while regional innovation empowers the total factor productivity of manufacturing enterprises; (3) Local governments, if under great fiscal pressure, will compensate for the budget deficit by issuing local government debt, squeezing the limited credit resources of enterprises, increasing the financing constraints of enterprises, and suppressing the positive impact of digital infrastructure construction on enterprise productivity; (4) The construction of digital infrastructure is conducive to improving the total factor productivity of large enterprises and enterprises with high market power, and its effect on the total factor productivity of enterprises in the eastern region is more significant. In the future, it is essential to solidify the foundation of new infrastructure, integrate digital infrastructure with internal corporate resources, focus on fiscal capacity building and innovation in investment and financing methods, and formulate differentiated development strategies for enterprises.

Key words: digital infrastructure; total factor productivity; fiscal pressure; innovation; digital productivity paradox

(责任编辑:魏 霄)