

DOI: 10.19361/j.er.2024.01.02

基础设施与中国城市全要素生产率

骆文月 随洪光*

摘要: 本文基于 2003—2017 年间中国城市面板数据,从经济效率的角度分解全要素生产率并考察基础设施对技术进步、技术效率和规模经济的影响。研究结果表明:基础设施、传统基础设施和数字基础设施整体上促进技术进步、提高技术效率、抑制规模经济。区分流量效应和存量效应发现:传统基础设施的存量效应和流量效应均提高技术进步、抑制规模经济;在技术效率方面,传统基础设施流量效应显著提高技术效率,存量效应不显著。数字基础设施的存量效应促进技术进步、提高技术效率、抑制规模经济,流量效应促进规模经济、抑制技术进步和技术效率。交互效应说明不同类型基础设施的存量和流量在影响全要素生产率时存在相互作用。本文的研究结论有助于为政府制定差异化的基础设施建设政策改善全要素生产率提供参考。

关键词: 传统基础设施;数字基础设施;TFP 分解;经济效率;随机前沿分析
中图分类号: F061.2

一、引言

改革开放以来,中国较高的经济增长率与更高的基础设施投资增长率长期并存。1981—2017 年,中国国内生产总值(GDP)的年均增长率约为 9.7%,人均 GDP 的年均增长率约为 8.6%,基础设施投资的年均增长率高达 22.2% (郭凯明、王藤桥,2019),显著高于 GDP 增长率。大量文献已经证实基础设施投资一度显著促进中国的经济增长,为中国经济腾飞提供必不可少的支撑。但随着数字经济的兴起和数字化转型的推进,传统基础设施对经济增长的影响力不可避免地逐步让位于数字基础设施^①,基于异质性视角分别研究传统基础设施和数字基础设施是否还能以及如何促进生产率的改进,对推动中国经济高质量发展具

* 骆文月,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:luo.wendy@foxmail.com;随洪光(通讯作者),山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:hongguang.sui@sdu.edu.cn。

本文获得国家自然科学基金面上项目“OFDI 对中国企业出口产品质量的影响:企业和集群双重视角的分析”(批准号:71873077)、山东省社科规划基金重点项目“资本账户开放、数字化跃迁与出口表现”(批准号:23BJJJ03)、国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’国家金融生态多样性对中国海外投资效率的影响研究”(批准号:17ZDA040)资助。作者特别感谢匿名审稿专家和编辑部提出的建设性意见,当然文责自负。

①Bennett 等(2020)将传统意义的基础设施称为基本或核心基础设施(basic or core infrastructure),包括交通、能源等五类实物资本,本文称之为传统基础设施,数字基础设施为通讯和云相关(communication- and cloud related)的虚拟设施及其载体。

有重要意义。本文将基于定量分析展开相关研究。

全要素生产率(TFP)的提高是经济持续增长的关键,学界对基础设施是否促进 TFP 的探讨历久弥新且存在一定程度的争议。Aschauer(1989)开创性地探讨了基础设施对 TFP 的影响,发现净基础设施减少是美国在 1971—1985 年间全要素生产率降低的重要原因。Fuente(2010)认为适当的基础设施是经济增长的关键投入,基础设施对尚未达到饱和点的国家的 TFP 贡献显著,但对已经得到充分满足的国家的 TFP 贡献较低。Calderón 等(2014)基于 88 个国家在 1960—2000 年间的面板数据研究发现,综合基础设施指数的长期弹性在 0.07到0.10之间,意味着基础设施的提高促进经济增长率。Núñez-Serrano 和 Velázquez(2017)通过对产出弹性的分析发现基础设施投资对 TFP 产生积极影响。

亦有学者反对基础设施促进 TFP 的观点。Sturm 和 Haan(1995)基于美国和荷兰的数据采用一阶差分重新估计 Aschauer(1989)的模型,发现基础设施对 TFP 的影响是模糊的,认为不存在基础设施降低导致的 TFP 降低。Holmgren 和 Merkel(2017)通过分析 776 个与基础设施相关的生产弹性发现基础设施投资的估计效应(生产弹性)从-0.06 到 0.52 不等,但估计的可靠性越高,估计效应就越接近于零。考虑到一国或地区能否以公共支出为驱动的基础设施投资促进经济增长或 TFP 至少应当满足宏观经济稳定、财政稳定、政府效率、人均 GDP 快速增加等条件(Moreno-Dodson,2008; Bayraktar and Moreno-Dodson,2015),这也就不难理解基础设施投资在某些国家和地区促进 TFP 但在另一些国家和地区抑制或不影响 TFP 的迥然相异的结果。

中国自改革开放以来的经济发展形势显然符合 Moreno-Dodson(2008)、Fuente(2010)以及 Bayraktar 和 Moreno-Dodson(2015)提出的基础设施促进经济增长的条件,大量实证文献也证明基础设施的确促进中国 TFP 的提高。刘秉镰等(2010)的研究结果表明在 2001—2007 年间铁路和公路基础设施的增加带动中国 TFP 增长了 11.1%,占 TFP 整体增幅的 59.1%。郭家堂和骆品亮(2016)发现作为数字基础设施重要组成的互联网显著促进属于技术进步推动型的中国 TFP。张浩然和衣保中(2012)基于 2003—2009 年间中国城市面板数据和空间杜宾模型发现基础设施不仅提高本地区 TFP 还可能通过外溢性提高临近城市 TFP。施震凯等(2018)以 2007 年铁路提速为视角,探讨发现交通基础设施质量的改善促进了沿途企业的技术进步和效率改进,促进了 TFP 的增长。

有别于文献通常以基础设施存量的角度考察基础设施是否影响 TFP 及其影响方向,本文的实证分析同时考察不同类型基础设施流量(即基础设施投资)、基础设施存量以及交互项,对基础设施特征的考察更全面:基础设施存量衡量了基础设施的数量,基础设施流量同时衡量了基础设施的数量和质量^①,基础设施交互项刻画了不同类型基础设施的交互效应。此外本文基于经济效率将 TFP 变化的来源具体分解为技术进步、技术效率和规模经济的变化,分别考察基础设施对技术进步、技术效率和规模经济的影响,相对于已有文献更容易锁定基础设施影响 TFP 的着力点。

本文接下来的安排如下:第二部分,基于对 TFP 的分解提出本文待验证的三个理论假设;第三部分,基于 SFA 方法和超越对数生产函数测算样本城市在 2003—2017 年间的技术

①基础设施投资通常用于已有基础设施的修缮、维护以及新增基础设施,前者提升基础设施的质量,后者提高基础设施的数量。

进步、技术效率和规模经济作为实证分析的因变量;第四部分,基础设施和中国城市 TFP 的实证分析;第五部分,结论和建议。

二、TFP 的分解和理论假说

(一) TFP 的分解

探讨 TFP 的相关研究大多假设生产是有效率的,即生产发生在生产可能性边界,而不考虑经济无效率的影响。在理论层面,Farrell (1957)将效率的概念引入对生产率的分析,并将生产效率具体分解为技术效率 (technical efficiency, TE) 和配置效率 (allocation efficiency, AE)。Leibenstein (1966)批判了当时微观经济理论关注配置效率却排除其他效率 (X-efficiency) 的观点,认为非配置效率也是经济增长的重要方面。Färe 等 (1983) 在 Farrell (1957) 的基础上探讨了技术效率的结构,突破规模报酬不变的假设将技术效率进一步分解为纯技术效率、规模效率和拥挤。Kumbhakar (2000) 将 TFP 分解为技术进步 (TC)、规模经济 (SE) 和经济效率 (包括技术效率和配置效率)。

本文对 TFP 的分解参考 Kumbhakar (2000), TFP 的变化来源于技术进步、规模经济、技术效率和配置效率的变化,即:

$$\begin{aligned} \dot{TFP}_i &= TC_i + TEC_i + (RTS_i - 1) \sum_j \lambda_{ji} \dot{x}_{ji} + \sum_j (\lambda_{ji} - s_{ji}) \dot{x}_{ji} \\ &= TC_i + TEC_i + SEC_i + AEC_i \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中: $\dot{TFP}_i$ 为城市 i 在 t 期的 TFP 变化, TC_i 、 TEC_i 为城市 i 在 t 期的技术进步、技术效率变化, $\dot{x}_{ji}$ 为城市 i 在 t 期投入要素 j 的变化, $\dot{x}_{ji} = \partial x_{ji} / \partial t$, s_{ji} 为城市 i 在 t 期投入的 j 要素在要素总成本中的比例; RTS_i 为规模报酬 (return to scale), $RTS_i = \sum_j \varepsilon_{ji}$; ε_{ji} 为要素 j 的产出弹性, $\lambda_{ji} = \varepsilon_{ji} / RTS_i$ 。 $(RTS_i - 1) \sum_j \lambda_{ji} \dot{x}_{ji}$ 为规模经济变化 (SEC_i), $\sum_j (\lambda_{ji} - s_{ji}) \dot{x}_{ji}$ 为配置效率变化 (AEC_i)。

定义前沿生产函数为:

$$y_i = f(x_i, t) \exp(-u_i) \quad (2)$$

(2) 式中: y_i 为城市 i 在 t 期的产出, $f(\cdot)$ 为生产技术, x_i 为城市 i 在 t 期的投入向量, $u_i > 0$ 为技术无效率项, 则技术效率 $TE_i = \exp(-u_i)$ 。技术进步 TC_i 、技术效率变化 TEC_i 为:

$$TC_i = \partial \ln f(x_i, t) / \partial t \quad (3)$$

$$TEC_i = \partial \ln y_i / \partial t - TC_i = -\partial u_i / \partial t \quad (4)$$

Kumbhakar (2000) 还指出配置效率也是价格效应, 衡量了要素价格不等于边际产品价值或要素边际产出之比不等于要素价格之比, 这意味着配置效率提高将改善生产要素之间的错配。当要素价格不可得时, 配置效率的变化也不可得, 可以假设要素配置最优, 此时的 $s_{ji} = \varepsilon_{ji} / RTS_i$, TFP 的变化来源于技术进步、技术效率变化和规模经济变化, 即:

$$\dot{TFP}_i = TC_i + TEC_i + (RTS_i - 1) \sum_j \lambda_{ji} \dot{x}_{ji} = TC_i + TEC_i + SEC_i \quad (5)$$

(二) 理论假说

生产和劳动集聚带来的生产率提高是城市形成和发展的根本 (Davis et al., 2014), 良好的基础设施建设能吸引生产率高的企业家和公司进一步促进集聚经济的发展 (Behrens et

al., 2014)。不同于传统基础设施通过地理集聚形成的本地化市场、劳动力池、溢出效应等方式作用于 TFP, 数字基础设施通过促进数字平台和虚拟产业集群的形成(陈小勇, 2017)突破了地理集聚的空间限制, 将生产和劳动的地理集聚拓展到虚拟网络, 在数字经济、产业数字化和数字产业化时代对城市 TFP 的影响可能比传统基础设施更深远。理论假说部分将以集聚效应和集聚经济为依托展开分析。此外考虑到本文采用的城市面板数据并未提供资本价格的代理变量, 本文以(5)式为标准分解 TFP, 仅从技术进步、技术效率和规模经济的角度探讨。

技术进步主要来源于技术创新、人力资本提高等方面。基础设施不能直接产生新的生产技术和人力资本积累, 但良好的基础设施建设塑造了城市的吸引力, 可以通过人才虹吸和产业集聚促进要素市场和产品市场的竞争。虽然产业集聚显著促进技术进步(吴明琴、童碧如, 2016), 但是当产业集聚程度过高时, 实物资本进一步集聚的趋势变缓(潘文卿、刘庆, 2012), 包括拥挤、过度竞争在内的过度城市化问题开始凸显并可能抑制技术进步。拥有较高资源配置效率并且能更快改进资源配置效率的城市的吸引力将进一步加强(郭晓丹等, 2019), 集聚效应将继续促进城市技术进步。数字基础设施则因为仍在积累的前期阶段, 建设周期长、投资金额大可能导致数字基础设施流量在投资的当期作为消费性支出不仅无法促进技术进步, 反而由于无法将资金投入其他促进技术进步的项目抑制技术进步。然而一旦数字基础设施流量形成存量, 企业依托数字基础设施形成数字平台和虚拟产业集群将产生平台效应和虚拟集聚效应(陈小勇, 2017; 王如玉等, 2018), 数字基础设施将促进技术进步。根据以上分析本文提出待验证假说:

假说 1: 基础设施、传统基础设施和数字基础设施整体上促进技术进步, 但考虑基础设施异质性时, 传统基础设施流量和存量均促进技术进步, 数字基础设施流量抑制技术进步、数字基础设施存量促进技术进步。

技术效率指在保持产出不变时最佳要素投入与实际要素投入的比率(Kopp, 1981)。一般来说, 良好的基础设施条件极大地减少了生产的运输成本, 显然降低了生产固定产出的最佳要素投入与实际要素投入之间的差额。但随着基础设施丰裕度的提高, 基础设施数量对技术效率的边际影响减弱并且可能低于基础设施质量。考虑到传统基础设施经历改革开放四十余年的积累已经相对丰裕, 传统基础设施数量的增加可能无法继续促进技术效率的提高, 但传统基础设施质量的提高仍将促进技术效率的提升。相对于传统基础设施而言, 数字基础设施的积累仍在初期阶段, 数字基础设施数量的增加仍能显著促进技术效率, 但数字基础设施流量在形成数字基础设施存量之前将抑制技术效率。根据以上分析本文提出待验证假说:

假说 2: 基础设施、传统基础设施和数字基础设施整体上促进技术效率, 但考虑基础设施异质性时, 传统基础设施存量对技术效率的促进作用低于传统基础设施流量, 数字基础设施流量抑制技术效率、数字基础设施存量促进技术效率。

规模经济指要素规模报酬对 TFP 的影响(Kumbhakar, 2000), 规模报酬不变时则不存在规模经济。现实中的生产活动通常不是规模报酬不变, 且不同的生产活动拥有不同的最优规模。基础设施的改善能够通过改善市场分割(李兰冰、张聪聪, 2022)产生更充分的市场竞争, 促进生产要素流向更具效率的地方(施震凯等, 2018)。在控制企业年限后, 规模较小的企业相对于规模较大的企业拥有更高的 TFP(Klenow and Li, 2020), 这意味着基础设施改善

带来的市场竞争将导致生产要素更多流向小企业,抑制规模较大的在位企业继续扩大生产规模。进一步地,由于中国存在基础设施分布不均,基础设施空间溢出和市场稠密溢出导致存在产业竞争的本地地区制造业边际成本提高、要素投入减少(张光南等,2014),此时的基础设施也将抑制规模经济。市场竞争和市场稠密将导致传统基础设施无法继续通过空间地理集聚促进规模经济,甚至由于拥挤效应的存在抑制规模经济。此外,产业面临的数字化转型加强了生产活动对数字资本的需求,相对于传统实物资本而言,数字资本以更高的集中度集聚在超级明星公司(superstar firm)(Tambe et al., 2020),持续提供较大规模数字基础设施投资的城市更容易吸引超级明星公司开设分支机构和孕育新的超级明星公司,提高城市规模经济。中国的独角兽企业集中分布于北京、上海、广州、深圳和杭州印证了规模经济的存在。根据以上分析本文提出待验证假说:

假说3:基础设施、传统基础设施和数字基础设施整体上促进市场竞争和要素流动从而抑制规模经济,但考虑基础设施异质性时,传统基础设施流量和存量抑制规模经济,数字基础设施流量将促进规模经济、数字基础设施存量抑制规模经济。

三、基于 SFA 法的中国城市 TFP 的分解

已有文献常用分解 TFP 的方法有 DEA(数据包络分析)法和 SFA(随机前沿分析)法,其中 DEA 法作为非参数法无需假设生产函数具体形式但无法考虑随机因素的影响,SFA 法作为参数法在测算前需设定生产函数但可以纳入随机因素的影响。考虑到中国经济面临的来自国内外随机因素的影响,采用 SFA 法分解 TFP 较 DEA 法具有偏差更小的优势。

(一) 前沿生产函数的选择

由于 SFA 法是典型的参数方法,在开始测算前必须确定前沿生产函数的形式。相关文献常用的前沿生产函数主要为柯布-道格拉斯(C-D)、替代弹性不变(CES)和超越对数(Trans-log)形式。鉴于 C-D 和 CES 形式的生产函数投入要素的弹性不变,形式更灵活的 Trans-log 生产函数的投入要素弹性可变且易于探讨投入要素之间的交互影响,据此本文采用 Trans-log 形式生产函数:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_t t + \beta_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_{Kt} t \ln K_{it} + \beta_{Lt} t \ln L_{it} + \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \beta_{tt} t^2 + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

(6)式中: i 、 t 分别为城市和时间, Y_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 分别为时间 t 时 i 城市的 GDP、资本、劳动。

根据(3)式和(6)式可得技术进步 TC_{it} :

$$TC_{it} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial t} = \beta_t + \beta_{Kt} \ln K_{it} + \beta_{Lt} \ln L_{it} + 2\beta_{tt} t \quad (7)$$

根据(6)式可得 ε_{Kit} 和 ε_{Lit} :

$$\begin{aligned} \varepsilon_{Kit} &= \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln K_{it}} = \beta_K + \beta_{KL} \ln L_{it} + \beta_{Kt} t + 2\beta_{KK} \ln K_{it} \\ \varepsilon_{Lit} &= \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln L_{it}} = \beta_L + \beta_{KL} \ln K_{it} + \beta_{Lt} t + 2\beta_{LL} \ln L_{it} \\ RTS_{it} &= \varepsilon_{Kit} + \varepsilon_{Lit} \end{aligned} \quad (8)$$

进一步整理可得 SEC_{it} :

$$SEC_{it} = \frac{d\ln SE_{it}}{dt} = (RTS_{it} - 1) \sum_j \lambda_{jit} \dot{x}_{jit} = (RTS_{it} - 1) \left(\frac{\varepsilon_{Kit}}{RTS_{it}} \times \frac{d\ln K_{it}}{dt} + \frac{\varepsilon_{Lit}}{RTS_{it}} \times \frac{d\ln L_{it}}{dt} \right) \quad (9)$$

在实证分析时,相比于技术效率、规模经济的变化,本文更关心技术效率、规模经济的实际水平,因此对(9)式的左右两端求时间积分则可将 SEC_{it} 还原为 $\ln SE_{it}$ ①:

$$\begin{aligned} \ln SE_{it} + C &= \int \frac{d\ln SE_{it}}{dt} dt = (RTS_{it} - 1) \left(\frac{\varepsilon_{Kit}}{RTS_{it}} \int \frac{d\ln K_{it}}{dt} dt + \frac{\varepsilon_{Lit}}{RTS_{it}} \int \frac{d\ln L_{it}}{dt} dt \right) \\ &= (RTS_{it} - 1) \left(\frac{\varepsilon_{Kit}}{RTS_{it}} \ln K_{it} + \frac{\varepsilon_{Lit}}{RTS_{it}} \ln L_{it} + C' \right) \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式中: C 和 C' 为规模经济的常数部分。

(二) 技术进步、技术效率和规模经济的测算

本文根据 2003—2017 年间《中国城市统计年鉴》公布的相关数据测算技术进步、技术效率和规模经济。其中产出数据为根据 CPI 指数调整之后的以 2003 年为基期的实际地区生产总值,劳动数量采用在岗职工平均人数;资本存量数据根据固定资产投资数据以永续盘存法进行盘存获得, $K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t$, 折旧率 δ 参照张军等(2004)取值 0.096, 固定资产投资数据基于固定资产投资指数折算至以 2003 年为基期的实际固定资产投资,基期的资本存量根据 $K_{2003} = I_{2003} / \delta$ 确定。

基于以上数据和面板前沿生产函数模型(6)式,本文根据技术效率是否随时间变化、是否引入时间虚拟变量考察不同类型面板随机前沿分析模型的回归结果,发现加入时间虚拟变量的时变衰减模型的效果最好,这部分回归结果见表 1。根据变量回归系数以及 μ 、 η 、 γ ②的显著性和取值可知回归结果比较可靠。

表 1 时变面板随机前沿模型回归结果整理

Variable	Coef.	St.Err	p-value
lnL	0.769	0.132	0.000***
lnK	-0.656	0.130	0.000***
t	-0.122	0.029	0.000***
lnLlnK	-0.085	0.017	0.000***
tlnK	0.002	0.003	0.537
tlnL	0.002	0.003	0.440
lnL ²	0.073	0.010	0.000***
lnK ²	0.054	0.008	0.000***
t ²	0.007	0.001	0.000***
_cons	12.147	0.561	0.000***
μ	0.970	0.073	0.000***
η	0.018	0.002	0.000***
γ	0.920	0.009	

注:*** 表示在 1% 的水平显著。

根据中国城市面板随机前沿分析的回归结果可直接预测技术效率,结合(7)式和(10)式分别求解技术进步和规模经济。表 2 刻画了 2003—2017 年间中国城市、东部城市、中部

①考虑到实证分析时通常对变量取对数进行线性化处理,因此不再将 $\ln SE_{it}$ 还原为 SE_{it} 。
②技术无效率项的估计值 μ 和时变系数 η 在 1% 的水平显著, γ 的值为 0.920 意味着技术无效率项的方差在复合方差中占主导,以上说明采用时变面板随机前沿模型的合理性以及估计结果的可靠性。

四、基础设施与中国城市 TFP 的实证分析

(一) 计量模型和数据

基于假说 1-3, 本文构建以下基础设施流量和存量影响中国城市 TFP 的面板数据模型:

$$\begin{aligned} TC_{it} &= \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + u_i + v_{it} \\ \ln TE_{it} &= \alpha' + \beta' X_{it} + \gamma' Z_{it} + u'_i + v'_{it} \\ \ln SE_{it} &= \alpha'' + \beta'' X_{it} + \gamma'' Z_{it} + u''_i + v''_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

(11) 式中: TC_{it} 、 $\ln TE_{it}$ 和 $\ln SE_{it}$ 分别为分解 TFP 得到的技术进步、技术效率和规模经济, X_{it} 为核心解释变量, Z_{it} 为控制变量。

借鉴童健和武康平 (2016)、郭凯明和王藤桥 (2019) 以及 Bennett 等 (2020), 本文以国家统计局公布的对“交通运输、仓储和邮政业”、“电力、热力、燃气及水生产和供应业”和“水利、环境和公共设施管理业”的行业固定资产投资作为传统基础设施流量的代理变量, 以对“信息传输、软件和信息技术服务业”的行业固定资产投资作为数字基础设施流量的代理变量。由于相关行业固定资产投资数据为省级数据, 本文以城市生产总值占所在省生产总值的比例作为权重乘以省份基础设施投资测算得到城市层面的基础设施流量。

核心解释变量: 传统基础设施流量 ($\ln \text{infraflow_tradition}$), 以 $\ln$ (城市传统基础设施投资/城市生产总值) 测算; 数字基础设施流量 ($\ln \text{infraflow_digital}$), 以 $\ln$ (城市数字基础设施投资/城市生产总值) 测算; 基础设施流量 ($\ln \text{infraflow_total}$), 以城市传统基础设施投资和城市数字基础设施投资之和占城市生产总值的比重取自然对数测算; 传统基础设施存量 ($\ln \text{infrastock_tradition}$), 道路通常被认为是最核心的传统基础设施, 考虑到城市层面可得电力、燃气和水的供应以及水利、环境和公共设施的代理变量数据更多偏向刻画其社会服务性而非本文探讨的影响 TFP 变化的生产性, 因此本文以货物运输总量的自然对数衡量道路运输能力并作为传统基础设施存量的代理变量; 数字基础设施存量 ($\ln \text{infrastock_digital}$), 互联网是数字化转型的依托, 本文参照周雯雯等 (2020) 以国际互联网用户数的自然对数衡量互联网承载力并作为数字基础设施存量的测度指标; 基础设施存量 ($\ln \text{infrastock_total}$), 以传统基础设施存量和数字基础设施存量之和取自然对数测算。

控制变量: 根据理论分析和已有文献, 引入以下可能影响城市 TFP 和经济效率的变量。产业结构 ($\ln \text{industry}$), 以 $\ln$ (第三产业就业比重/第二产业就业比重) 测算; 人力资本 ($\ln \text{hr}$), 人力资本显著影响 TFP, 较高的人力资本通常带来较高的 TFP, 本文以 $\ln$ (普通高等学校在校学生数/市年末总人口) 测算; 城市化率 ($\ln \text{urban}$), 城市是产生集聚效应和外溢效应的依托, 本文以 $\ln$ (市辖区年末总人口数/市年末总人口) 测算城市化率; 市场化水平 ($\ln \text{market}$), 借鉴王小鲁等 (2019) 撰写的《中国分省份市场化指数报告 (2018)》, 以市场化总指数衡量; 对外贸易开放程度 ($\ln \text{open}$), 贸易开放有助于技术引进, 学界通常以对外直接投资占 GDP 比重或进出口额占 GDP 的比重表示对外贸易开放程度或对外依存度, 考虑到对外直接投资相对于进出口更容易引入国外先进技术, 本文以对外直接投资占 GDP 比重的自然对数表示对外贸易依存度, 汇率数据来自世界银行; 金融流动性 ($\ln \text{finance}$), 金融体系流动性能够通过为生产提供投融资便利而影响 TFP, 本文以年末金融机构存款余额占年末金融机构各项贷款余额的比重测算所得的存贷比取自然对数衡量城市金融体系流动性; 财政收入 ($\ln \text{revenue}$), 以财政一般性收入占 GDP 比重取自然对数测算。

以上数据来自国家统计局、世界银行以及由 EPSDATA 根据国家统计局公布数据整合的中国科技统计库、中国教育统计库、中国固定资产投资数据库、中国城市数据库。

由于技术进步通常存在时间趋势,本文在实证部分采用的技术进步(TC')为前文基于SFA分解得到的技术进步(TC)消除时间趋势后的余量,对变量取自然对数削弱异方差的影响。

变量描述性统计见表3。

表3 变量描述性统计

Variable	变量名称	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
TC'	技术进步	3 679	0.000	0.334	-0.891	1.218
$\ln TE$	技术效率	3 679	-1.110	0.436	-2.652	-0.034
$\ln SE$	规模经济	3 679	-2.991	0.558	-6.546	-0.733
$\ln \ln \text{infraflow_tradition}$	传统基础设施流量	3 679	-2.013	0.480	-3.057	0.119
$\ln \ln \text{infraflow_digital}$	数字基础设施流量	3 679	-5.065	0.601	-7.336	-3.036
$\ln \ln \text{infraflow_total}$	基础设施流量	3 679	2.648	0.463	1.580	4.759
$\ln \ln \text{infrastock_tradition}$	传统基础设施存量	2 942	8.785	0.940	5.517	13.226
$\ln \ln \text{infrastock_digital}$	数字基础设施存量	3 655	12.520	1.269	7.195	17.762
$\ln \ln \text{infrastock_total}$	基础设施存量	2 921	12.314	1.211	7.459	17.763
$\ln \text{industry}$	产业结构	3 678	0.206	0.597	-1.616	3.057
$\ln hr$	人力资本	3 340	-4.812	1.133	-9.735	-2.032
$\ln urban$	城市化率	3 674	-4.820	1.095	-8.231	0.053
$\ln market$	市场化水平	3 679	1.858	0.260	0.864	2.408
$\ln open$	对外贸易开放程度	3 479	-4.532	1.336	-13.243	-0.979
$\ln finance$	金融流动性	3 679	0.487	0.290	-1.725	2.470
$\ln revenue$	财政收入	3 679	-2.797	0.415	-4.534	-1.436

(二) 回归结果分析

考虑到中国城市经济状况存在较大差异,不同城市的基础设施对技术进步、技术效率和规模经济的影响可能并不相同,本文分别采用混合 OLS、固定效应模型、随机效应模型对2003—2017年间的城市面板数据进行估计,双向固定效应模型优于随机效应模型和混合回归模型。表4—表6别汇报了基础设施与技术进步、技术效率和规模经济的双向固定效应模型的基准回归结果。

1. 基础设施与技术进步

表4反映了基础设施与技术进步的基准回归结果。根据回归系数的显著水平、正负性和数值大小显然可知:基础设施流量和存量、传统基础设施流量和存量显著促进技术进步,数字基础设施流量抑制技术进步,数字基础设施存量促进技术进步,但数字基础设施整体上促进技术进步。以上结果验证假说1。

控制变量层面,人力资本、市场化水平和财政收入的回归系数显著为正,促进技术进步;产业结构和金融流动性的回归系数显著为负,抑制技术进步。进一步对比第(1)—(5)列不难发现,传统基础设施流量对技术效率的边际促进远高于传统基础设施存量、数字基础设施流量和存量,说明调节传统基础设施流量是促进技术进步的最有效的工具。第(2)、(3)和(5)列的传统基础设施存量的系数都在5%的显著水平等于0.011,说明传统基础设施存量对技术进步的边际影响相对稳定。数字基础设施流量对技术进步的抑制作用明显低于数字基础设施存量的促进作用,说明尽管数字基础设施建设在形成数字基础设施存量后才能促进

技术进步,在保证足够效率的数字基础设施存量形成时加强数字基础设施建设在整体上仍有益于技术进步。第(6)—(8)列说明调节基础设施流量和存量都促进技术进步,但基础设施流量对技术进步的边际影响明显高于基础设施存量。

表 4

基础设施与技术进步的基准回归结果

	TC ^r							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lninfraflow_tradition	0.030*** (4.60)		0.015* (1.93)		0.018** (2.46)			
lninfraflow_digital	-0.006* (-1.78)			-0.002 (-0.54)	-0.006** (-2.31)			
lninfraflow_total						0.030*** (4.31)		0.018** (2.30)
lninfrastock_tradition		0.011** (2.16)	0.011** (2.21)		0.011** (2.19)			
lninfrastock_digital		0.006* (1.96)		0.011*** (3.10)	0.007** (2.11)			
lninfrastock_total							0.008** (2.25)	0.008** (2.50)
lnindustry	-0.095*** (-8.98)	-0.080*** (-7.74)	-0.083*** (-7.85)	-0.090*** (-8.45)	-0.083*** (-7.92)	-0.094*** (-8.94)	-0.081*** (-7.75)	-0.083*** (-7.93)
lnhr	0.015* (1.81)	0.014* (1.90)	0.015** (1.98)	0.014* (1.72)	0.014* (1.85)	0.015* (1.86)	0.015** (2.06)	0.015** (2.09)
lnurban	-0.005 (-0.82)	-0.006 (-1.04)	-0.006 (-1.03)	-0.005 (-0.90)	-0.005 (-0.90)	-0.005 (-0.92)	-0.006 (-1.05)	-0.006 (-1.01)
lnmarket	0.113*** (4.34)	0.097*** (3.99)	0.104*** (4.26)	0.100*** (3.78)	0.107*** (4.52)	0.110*** (4.17)	0.104*** (4.34)	0.110*** (4.63)
lnopen	0.000 (0.23)	0.000 (0.08)	-0.000 (-0.09)	0.002 (0.89)	-0.001 (-0.30)	0.001 (0.27)	0.000 (0.10)	-0.000 (-0.13)
lnfinance	-0.016** (-2.51)	-0.015*** (-2.72)	-0.015*** (-2.68)	-0.017*** (-2.64)	-0.015*** (-2.65)	-0.016** (-2.58)	-0.015*** (-2.80)	-0.015*** (-2.82)
lnrevenue	0.017* (1.93)	0.016* (1.77)	0.017* (1.89)	0.016* (1.82)	0.016* (1.81)	0.016* (1.84)	0.017* (1.91)	0.016* (1.84)
_cons	0.008 (0.10)	-0.188** (-2.31)	-0.086 (-1.08)	-0.150* (-1.90)	-0.196** (-2.38)	-0.104 (-1.46)	-0.119 (-1.60)	-0.181** (-2.45)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 188	2 718	2 737	3 168	2 718	3 188	2 718	2 718
R ²	0.348	0.344	0.344	0.342	0.350	0.347	0.337	0.341
adj. R ²	0.343	0.340	0.340	0.337	0.345	0.343	0.333	0.337

注:括号中为 t 统计量;***、**、* 对应的统计显著性分别为 0.01、0.05、0.1。下同。

2.基础设施与技术效率

表 5 反映了基础设施与技术效率的基准回归结果。根据第(1)—(8)列的回归系数的显著水平、正负性和数值大小显然可知:基础设施流量和存量、传统基础设施流量、数字基础设施存量显著提高技术效率,数字基础设施流量显著抑制技术效率、传统基础设施存量对技术效率的影响不明显,但传统基础设施、数字基础设施整体上仍然促进技术效率的提高。以上结果验证了假说 2。

在控制变量层面,产业结构、人力资本、市场化水平、对外贸易开放程度、金融流动性和财政收入的回归系数显著为正,促进技术效率的提高;城市化水平的回归系数显著为负,抑制技术效率的改善。进一步对比第(1)—(5)列不难发现,传统基础设施流量对技术效率的边际影响远高于数字基础设施流量和存量,说明调节传统基础设施流量是改变技术效率的最有效工具。数字基础设施流量对技术效率的抑制作用明显低于数字基础设施存量的促进作用,说明尽管数字基础设施建设在形成数字基础设施存量后才能提高技术效率,在保证足够效率的数字基础设施存量形成时加强数字基础设施建设在整体上仍有益于技术效率。第(6)—(8)列说明基础设施流量和存量都提高技术效率,但基础设施流量对技术进步的边际影响显著高于基础设施存量。

表 5 基础设施与技术效率的基准回归结果

	lnTE							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lninfraflow_tradition	0.031*** (4.62)		0.032*** (4.78)		0.037*** (5.82)			
lninfraflow_digital	-0.010*** (-3.40)			-0.005* (-1.97)	-0.006** (-2.59)			
lninfraflow_total						0.027*** (3.84)		0.036*** (5.60)
lninfrastock_tradition		-0.000 (-0.14)	0.000 (0.13)		-0.000 (-0.11)			
lninfrastock_digital		0.014*** (4.65)		0.017*** (5.11)	0.015*** (5.04)			
lninfrastock_total							0.014*** (4.40)	0.015*** (4.86)
lnindustry	0.018*** (2.87)	0.020*** (3.48)	0.013** (2.38)	0.024*** (3.86)	0.014** (2.45)	0.012*** (3.18)	0.020*** (3.51)	0.015*** (2.72)
lnhr	0.021*** (5.01)	0.017*** (4.67)	0.018*** (4.75)	0.020*** (4.94)	0.017*** (4.84)	0.022*** (5.11)	0.017*** (4.64)	0.017*** (4.92)
lnurban	-0.010*** (-2.61)	-0.008** (-2.15)	-0.008** (-2.05)	-0.010*** (-2.70)	-0.007** (-1.99)	-0.011*** (-2.72)	-0.008** (-2.15)	-0.008** (-2.06)
lnmarket	0.067*** (3.45)	0.037** (2.10)	0.054*** (2.94)	0.052*** (2.76)	0.055*** (3.28)	0.061*** (3.08)	0.037** (2.10)	0.049*** (2.90)
lnopen	0.002 (1.42)	0.005*** (3.55)	0.005*** (3.20)	0.003** (2.27)	0.004*** (2.92)	0.002 (1.59)	0.005*** (3.56)	0.004*** (3.11)
lnfinance	0.010* (1.80)	0.009** (2.09)	0.009** (2.09)	0.008 (1.63)	0.009** (2.12)	0.009* (1.73)	0.009** (2.08)	0.009** (2.06)
lnrevenue	0.015** (2.22)	0.015** (2.08)	0.016** (2.28)	0.013* (1.84)	0.014** (2.02)	0.014** (2.07)	0.014** (2.08)	0.013* (1.92)
_cons	-1.174*** (-24.45)	-1.310*** (-22.61)	-1.102*** (-21.26)	-1.412*** (-25.97)	-1.294*** (-23.38)	-1.263*** (-25.22)	-1.316*** (-24.56)	-1.439*** (-24.98)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 188	2 718	2 737	3 168	2 718	3 188	2 718	2 718
R ²	0.898	0.897	0.897	0.899	0.903	0.896	0.897	0.902
adj. R ²	0.897	0.896	0.897	0.898	0.903	0.895	0.896	0.901

3.基础设施与规模经济

表 6 反映了基础设施与规模经济的基准回归结果。根据第(1)—(8)列回归系数的显著水平、正负性和数值大小显然可知:基础设施流量和存量、传统基础设施流量和存量、数字

基础设施存量显著抑制规模经济,数字基础设施流量促进规模经济,但传统基础设施、数字基础设施整体上仍然抑制规模经济。以上结果验证了假说 3。

表 6 基础设施与规模经济的基准回归结果

	lnSE							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lninfraflow_tradition	-0.319*** (-5.50)		-0.347*** (-6.20)		-0.392*** (-7.80)			
lninfraflow_digital	0.084*** (3.18)			0.042* (1.70)	0.055** (2.48)			
lninfraflow_total						-0.272*** (-4.44)		-0.381*** (-7.17)
lninfrastock_tradition		-0.049* (-1.77)	-0.059** (-2.18)		-0.051* (-1.92)			
lninfrastock_digital		-0.144*** (-5.60)		-0.174*** (-6.25)	-0.154*** (-6.26)			
lninfrastock_total							-0.154*** (-5.92)	-0.166*** (-6.67)
lnindustry	-0.402*** (-5.54)	-0.443*** (-7.03)	-0.376*** (-5.91)	-0.461*** (-6.57)	-0.375*** (-6.12)	-0.420*** (-5.87)	-0.439*** (-6.99)	-0.385*** (-6.34)
lnhr	-0.131*** (-3.61)	-0.111*** (-3.25)	-0.122*** (-3.52)	-0.117*** (-3.32)	-0.108*** (-3.34)	-0.133*** (-3.68)	-0.115*** (-3.38)	-0.114*** (-3.58)
lnurban	0.074** (1.99)	0.082** (2.25)	0.080* (1.93)	0.075** (2.26)	0.072** (2.00)	0.081** (2.13)	0.083** (2.28)	0.078** (2.13)
lnmarket	-0.891*** (-5.09)	-0.653*** (-3.64)	-0.824*** (-4.64)	-0.733*** (-4.25)	-0.837*** (-5.00)	-0.836*** (-4.68)	-0.684*** (-3.93)	-0.810*** (-4.88)
lnopen	-0.035*** (-2.86)	-0.062*** (-4.77)	-0.053*** (-4.25)	-0.048*** (-3.97)	-0.049*** (-4.06)	-0.038*** (-2.98)	-0.063*** (-4.76)	-0.053*** (-4.19)
lnfinance	-0.058 (-1.51)	-0.042 (-1.27)	-0.046 (-1.41)	-0.047 (-1.20)	-0.042 (-1.34)	-0.055 (-1.42)	-0.041 (-1.26)	-0.039 (-1.26)
lnrevenue	-0.094* (-1.71)	-0.072 (-1.26)	-0.083 (-1.48)	-0.071 (-1.32)	-0.061 (-1.13)	-0.085 (-1.56)	-0.076 (-1.34)	-0.059 (-1.09)
_cons	-2.058*** (-4.85)	0.061 (0.12)	-2.107*** (-4.65)	0.334 (0.69)	-0.149 (-0.32)	-1.086** (-2.38)	-0.201 (-0.42)	1.110** (2.15)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 188	2 718	2 737	3 168	2 718	3 188	2 718	2 718
R ²	0.449	0.482	0.489	0.450	0.530	0.432	0.479	0.513
adj. R ²	0.445	0.478	0.485	0.446	0.526	0.428	0.475	0.510

在控制变量层面,城市化水平的回归系数显著为正,推动城镇化建设有利于促进规模经济;产业结构、人力资本、市场化水平、对外贸易开放程度的回归系数显著为负,抑制规模经济。进一步对比第(1)―(5)列不难发现,传统基础设施流量对规模经济的抑制作用远高于传统基础设施存量、数字基础设施存量,说明调节传统基础设施流量是通过削弱规模经济从而促进市场竞争和资源配置效率的最有效工具。数字基础设施流量对规模经济的促进作用明显低于数字基础设施存量的抑制作用,说明数字基础设施建设时只要保证足够效率的数字基础设施存量的形成,尽管数字基础设施流量加强了垄断数字资本的形成,但数字基础设

施建设整体而言仍能改善竞争。第(6)―(8)列说明调节基础设施流量和存量都能抑制规模经济、促进市场竞争,但基础设施流量对竞争的促进作用显著高于基础设施存量。

(三) 内生性问题

工具变量(IV)能解决双向因果、遗漏变量、样本选择和测量误差造成的内生性问题,是常用且有效的处理内生性问题的方法。合格的工具变量同时满足相关性和外生性。考虑到本文的回归模型较多,无法采用一套普适的工具变量组合,因此本文提供由以下元素组成的工具变量集合:(1)所在省其他城市的平均传统基础设施流量;(2)所在省其他城市的平均数字基础设施流量;(3)所在省其他城市的平均传统基础设施存量;(4)所在省其他城市的平均数字基础设施存量;(5)所在省其他城市的平均基础设施流量总量;(6)所在省其他城市的平均基础设施存量总量;(7)环境工具变量:地面塌陷(次)、泥石流(次)、崩塌(次)和滑坡(次)。本城市与所在省其他城市具有相似的经济禀赋和政策,但本城市的基础设施流量和存量显然无法影响所在省其他城市的基础设施流量和存量,满足相关性和外生性,是合格的工具变量。环境工具变量毋庸置疑满足外生性,地面塌陷、泥石流、崩塌和滑坡较严重时会破坏既有基础设施并引致产生新的基础设施投资,显然也是合格的工具变量。

表7反映了以工具变量 GMM 解决内生性问题的回归结果,根据第(1)―(24)列可知 IV-GMM 方法的 K-P rk LM 统计量的 p 值均小于 0.01,拒绝工具变量不可识别的原假设;K-P rk Wald F 统计量至少大于 10,排除了弱工具变量问题;Hansen J 统计量的 p 值大于 0.1,不存在过度识别问题;一阶段回归工具变量的系数显著^①且 F 统计量的最小值大于 10。综上说明工具变量回归结果可靠。

表 7 基础设施与技术进步、技术效率、规模经济的工具变量回归结果

	TC'							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lninfraflow_tradition	0.033 *** (5.96)		0.017 *** (2.76)		0.040 *** (5.79)			
lninfraflow_digital	-0.006 *** (-2.81)			-0.001 (-0.48)	-0.005 (-1.62)			
lninfraflow_total						0.033 *** (5.98)		0.048 *** (5.01)
lninfrastock_tradition		0.047 *** (4.64)	0.058 *** (8.11)		0.047 *** (7.31)			
lninfrastock_digital		0.058 *** (4.60)		0.085 *** (6.56)	0.079 *** (5.57)			
lninfrastock_total							0.088 *** (6.33)	0.105 *** (6.34)
N	2 850	1 914	2 429	2 899	2 644	2 850	2 411	2 411
K-P rk LM 统计量的 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
K-P rk Wald F 统计量	1313	23.163	64.719	22.755		1237	34.818	19.503
Hansen J 统计量的 p 值	0.263	0.124	0.300	0.384		0.369	0.344	0.350
一阶段 F 统计量的最小值					28.48			

①由于版面限制 2SLS 一阶段回归的显著性并未在表 7 展示,相关结果留存备索。

续表 7 基础设施与技术进步、技术效率、规模经济的工具变量回归结果

	lnTE							
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
lninfraflow_tradition	0.026 *** (6.58)		0.023 *** (5.46)		0.041 *** (10.07)			
lninfraflow_digital	-0.011 *** (-6.70)			-0.006 *** (-3.65)	-0.006 *** (-3.62)			
lninfraflow_total						0.021 *** (4.76)		0.045 *** (7.63)
lninfrastock_tradition		0.019 *** (3.30)	0.020 *** (4.31)		0.012 *** (3.31)			
lninfrastock_digital		0.030 *** (3.83)		0.027 *** (3.32)	0.048 *** (5.78)			
lninfrastock_total							0.036 *** (4.26)	0.052 *** (4.72)
N	2 793	1 914	2 429	2 899	2 644	2 793	1 914	2 411
K-P rk LM 统计量的 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
K-P rk Wald F 统计量	1957	23.163	64.719	22.755		1758	35.129	19.503
Hansen J 统计量的 p 值	0.504	0.374	0.242	0.640		0.306	0.361	0.711
一阶段 F 统计量的最小值					28.48			
	lnSE							
	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
lninfraflow_tradition	-0.244 *** (-7.58)		-0.263 *** (-6.81)		-0.338 *** (-9.77)			
lninfraflow_digital	0.071 *** (4.85)			0.057 *** (4.05)	0.055 *** (3.76)			
lninfraflow_total						-0.228 *** (-6.58)		-0.432 *** (-8.41)
lninfrastock_tradition		-0.263 *** (-6.14)	-0.267 *** (-5.82)		-0.225 *** (-6.98)			
lninfrastock_digital		-0.119 * (-1.94)		0.036 (0.67)	-0.206 *** (-2.92)			
lninfrastock_total							-0.111 * (-1.95)	-0.279 *** (-4.05)
N	2 918	2 537	2 429	2 773	2 644	2 918	1 914	1 914
K-P rk LM 统计量的 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
K-P rk Wald F 统计量	4070	22.140	64.719	31.902		2541	35.129	18.853
Hansen J 统计量的 p 值	0.357	0.365	0.8728	0.167		0.276	0.696	0.114
一阶段 F 统计量的最小值					28.48			

注：第(1)—(24)列的回归结果均控制了控制变量、年份固定效应和城市固定效应。

分别对比表 7 第(1)—(8)列与表 4、第(9)—(16)列与表 5、第(17) —(24)列与表 6，核心解释变量回归系数的正负性和显著性基本一致，说明采用双效固定效应模型的基准回归结果已经较好地解决了内生性问题。此外本文还通过分别或同时引入对 TFP 影响较大的 R&D 人员全时当量、R&D 经费内部支出进一步考察遗漏变量对内生性问题的影响，回归结果同样支持基准模型较好地解决了内生性问题①。

①受限于版面并未展示，相关结果留存备案。

(四) 稳健性检验

表 4—表 7 的回归结果初步说明本文的回归结果稳健,接下来主要汇报以下三种方式的稳健性检验结果:(1)排除四万亿计划的影响。四万亿计划是中国于 2008—2010 年执行的应对国际金融危机和灾后重建工作的重要举措,对城市基础设施产生巨大影响。考虑到基础设施的滞后效应主要体现在滞后一期(范合君、吴婷,2022),本文通过剔除 2008—2011 年间的样本数据排除四万亿计划的影响。(2)排除经济新常态的影响。中国自 2014 年进入经济新常态以来,经济发展进入转型关键期,面临着经济增长速度降低、产业结构转型、新旧增长动能转换等形势,各城市相继制定的供给侧结构性改革的措施对城市产业结构产生一定程度的影响,从而影响城市技术进步、技术效率和规模经济。本文通过剔除 2014 年以后的样本数据排除经济新常态的影响。(3)剔除部分城市样本。中国城市经济发展存在相当程度的不平衡,一般而言省会及以上城市的经济发展程度较高,有可能出现技术进步、技术效率和规模经济的异常值,因此本文通过剔除省会及以上城市的样本排除异常值的影响。

表 8 汇报了基础设施与技术进步、技术效率和规模经济的稳健性检验的部分结果。

表 8 基础设施与技术进步、技术效率和规模经济的稳健性检验结果

	TC			lnTE			lnSE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	四万亿计划	新常态	剔除样本	四万亿计划	新常态	剔除样本	四万亿计划	新常态	剔除样本
lninfraflow_tradition	0.030*** (3.26)	0.015* (1.96)	0.015* (1.83)	0.047*** (5.90)	0.034*** (5.63)	0.032*** (4.98)	-0.501*** (-8.17)	-0.375*** (-7.83)	-0.337*** (-6.37)
lninfraflow_digital	-0.017*** (-4.33)	-0.004 (-1.35)	-0.007** (-2.26)	-0.013*** (-3.52)	-0.004* (-1.90)	-0.006** (-2.50)	0.109*** (2.97)	0.044** (2.21)	0.064*** (2.80)
lninfrastock_tradition	0.014** (2.43)	0.010* (1.90)	0.008* (1.70)	0.000 (0.03)	-0.002 (-0.62)	-0.003 (-1.14)	-0.056* (-1.83)	-0.049* (-1.80)	-0.033 (-1.29)
lninfrastock_digital	0.006 (1.56)	0.006** (2.08)	0.009*** (2.75)	0.018*** (4.69)	0.014*** (4.97)	0.011*** (3.30)	-0.184*** (-6.16)	-0.144*** (-6.08)	-0.108*** (-4.08)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 808	2 491	2 411	1 808	2 491	2 411	1 808	2 491	2 411
R ²	0.399	0.316	0.346	0.909	0.903	0.915	0.510	0.540	0.590
adj.R ²	0.393	0.310	0.340	0.909	0.902	0.914	0.505	0.536	0.586
	TC			lnTE			lnSE		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	四万亿计划	新常态	剔除样本	四万亿计划	新常态	剔除样本	四万亿计划	新常态	剔除样本
lninfraflow_total	0.026*** (2.65)	0.015* (1.92)	0.015* (1.67)	0.042*** (5.11)	0.034*** (5.63)	0.031*** (4.69)	-0.463*** (-7.22)	-0.369*** (-7.37)	-0.316*** (-5.76)
lninfrastock_total	0.009** (2.16)	0.008** (2.39)	0.011*** (2.95)	0.019*** (4.73)	0.014*** (4.70)	0.011*** (2.97)	-0.205*** (-6.58)	-0.156*** (-6.52)	-0.116*** (-4.29)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 808	2 491	2 411	1 808	2 491	2 411	1 808	2 491	2 411
R ²	0.380	0.309	0.340	0.907	0.902	0.913	0.494	0.534	0.583
adj.R ²	0.374	0.304	0.334	0.906	0.901	0.913	0.490	0.530	0.579

不难发现相关系数的显著性、正负性和数值大小与基准回归基本一致,充分说明表 4—表 6 的回归结果稳健。此外本文还通过改变控制变量、更换变量测算方法(采用 DEA-Malmquist 法重新测算被解释变量、采用城市人口/所在省人口重新赋权测算解释变量)、滞后解释变量、滞后控制变量等方式验证了基准回归结果的稳健性^①。

(五) 拓展分析:交互效应

交互效应衡量一个解释变量的边际效用是否受另一个或几个解释变量的影响。由于不同类型基础设施流量和存量都能通过改变企业对未来生产方向的预期、对生产技术发展方向的预期以及当前的要素投入组合影响城市 TFP,这将导致改变任意一种基础设施流量或存量都可能改变其他类型基础设施流量或存量对城市技术进步、技术效率和规模经济的边际影响从而产生交互效应。本文通过引入能够消除变量多重共线性的中心化后的主变量交互项考察交互效应,相关回归结果具体见表 9。

表 9 基础设施流量和存量的交互效应^②

	TC ^c			lnTE			lnSE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
lninfraflow _ digital × lninfrastock _ total	0.010 *** (4.20)			0.024 *** (12.92)			-0.183 *** (-12.96)		
lninfraflow _ digital × lninfrastock _ tradition		0.011 *** (3.82)			0.024 *** (10.60)			-0.189 *** (-10.27)	
lninfraflow _ digital × lninfrastock _ digital			0.011 *** (4.50)			0.021 *** (10.63)			-0.161 *** (-10.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 718	2 737	3 168	2 718	2 737	3 168	2 718	2 737	3 168
R ²	0.353	0.357	0.355	0.925	0.914	0.916	0.574	0.530	0.514
adj. R ²	0.348	0.352	0.350	0.924	0.913	0.915	0.570	0.527	0.511

	TC ^c			lnTE			lnSE		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
lninfraflow _ digital × lninfraflow _ tradition	-0.005 (-0.85)			0.008 * (1.76)			-0.094 ** (-2.59)		
lninfrastock _ digital × lninfrastock _ traditon		-0.004 ** (-2.05)			-0.017 *** (-12.20)			0.138 *** (12.87)	
lninfrastock _ digital × lninfrastock _ total			-0.004 *** (-3.68)			-0.009 *** (-8.31)			0.080 *** (9.08)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 188	2 718	2 718	3 188	2 718	2 718	3 188	2 718	2 718
R ²	0.348	0.351	0.351	0.898	0.933	0.927	0.446	0.608	0.598
adj. R ²	0.344	0.346	0.346	0.897	0.932	0.926	0.442	0.605	0.595

①受限于版面并未展示,相关结果留存备索。
②为了排版简洁本表不展示交互项对应主变量的回归结果。

根据第(1)一(9)列可知,数字基础设施流量与基础设施存量的交互项、数字基础设施流量与传统基础设施存量的交互项、数字基础设施流量与数字基础设施存量的交互项对技术进步、技术效率和规模经济分别呈正向显著、正向显著和负向显著,说明在数字经济和数字转型的背景下,基础设施存量、传统基础设施存量、数字基础设施存量的提高将促进数字基础设施流量对技术进步、技术效率和市场竞争的积极影响。

根据第(10)、(13)和(16)列可知,数字基础设施流量与传统基础设施流量的交互项对技术进步、技术效率和规模经济的影响分别为不显著、正向显著和负向显著,说明传统基础设施流量的提高将促进数字基础设施流量对技术效率和市场竞争的积极影响。根据第(11)一(12)、(14)一(15)和(17)一(18)列可知,数字基础设施存量与传统基础设施存量的交互项、数字基础设施存量与基础设施存量的交互项对技术进步、技术效率和规模经济的影响分别为负向显著、负向显著和正向显著,说明传统基础设施存量、基础设施存量的提高将抑制数字基础设施存量对技术进步、技术效率和市场竞争的积极影响,即存在竞争关系。

五、结论和建议

本文研究发现,基础设施、传统基础设施和数字基础设施整体上促进中国城市的技术进步和技术效率、抑制中国城市的规模经济(促进市场竞争),但传统基础设施流量和存量、数字基础设施流量和存量对技术进步、技术效率和规模经济的影响具有明显的异质性,具体而言:第一,传统基础设施的流量和存量都促进技术进步,但数字基础设施流量抑制技术进步、数字基础设施存量促进技术进步;第二,传统基础设施流量、数字基础设施存量有利于提高技术效率,与此同时,传统基础设施存量对技术效率的作用不显著、数字基础设施流量抑制技术效率;第三,传统基础设施流量和存量、数字基础设施存量都抑制规模经济,但数字基础设施流量促进规模经济。

分析交互效应发现,数字基础设施流量对技术进步、技术效率和市场竞争的积极影响随着基础设施存量、传统基础设施存量、数字基础设施存量的提高而扩大,数字基础设施流量与传统基础设施流量在提高技术效率和市场竞争时相互促进,但数字基础设施存量对技术进步、技术效率和市场竞争的积极作用与传统基础设施存量、基础设施存量存在竞争。

综合以上结论,基础设施建设仍是中国高质量发展过程中不可或缺的环节,中国的技术进步和技术效率仍需要依靠数量丰裕、质量较好的基础设施支撑,市场流动性和要素流动性的提高亦能通过基础设施对规模经济的抑制来实现。结合中国经济现状和本文的研究结果,我们提出以下三条建议:第一,在建设某一类型基础设施时综合权衡该类型基础设施数量和质量,基础设施数量比较丰裕的地区,提升基础设施质量对 TFP 的促进作用更明显,基础设施相对稀少的地区,提升基础设施数量对 TFP 的促进作用更明显;第二,合理配置传统基础设施和数字基础设施结构,随着数字经济的兴起和发展,传统基础设施对 TFP 的影响力不可避免地部分让位于数字基础设施,但传统基础设施仍至关重要,基础设施结构是推动经济发展的禀赋结构的必不可少的组成,合理的传统基础设施和数字基础设施的配置对于促进生产率的提高能起到事半功倍的作用;第三,强化反垄断监管和相关政策的执行,中国当前阶段的传统基础设施相对充沛、数字基础设施仍在积累过程,城市间新型基础设施投资不

平衡可能影响在位企业开设分支机构和新进入企业的选址问题,从而导致部分城市数字资本集聚水平过高或过低,大幅削弱数字经济时代数字基础设施对减少市场摩擦、改善市场竞争、促进要素流动的作用,需要相关的反垄断措施加以规制。

参考文献:

1. 陈小勇, 2017:《产业集群的虚拟转型》,《中国工业经济》第 12 期。
2. 范合君、吴婷, 2022:《新型数字基础设施、数字化能力与全要素生产率》,《经济与管理研究》第 1 期。
3. 郭凯明、王藤桥, 2019:《基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响》,《世界经济》第 11 期。
4. 郭家堂、骆品亮, 2016:《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?》,《管理世界》第 10 期。
5. 郭晓丹、张军、吴利学, 2019:《城市规模、生产率优势与资源配置》,《管理世界》第 4 期。
6. 李兰冰、张聪聪, 2022:《高速公路连通性对区域市场一体化的影响及异质性分析》,《世界经济》第 6 期。
7. 刘秉镰、武鹏、刘玉海, 2010:《交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析》,《中国工业经济》第 3 期。
8. 潘文卿、刘庆, 2012:《中国制造业产业集聚与地区经济增长——基于中国工业企业数据的研究》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期。
9. 施震凯、邵军、浦正宁, 2018:《交通基础设施改善与生产率增长:来自铁路大提速的证据》,《世界经济》第 6 期。
10. 童健、武康平, 2016:《经济发展进程中的基础设施投资结构变迁》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
11. 王如玉、梁琦、李广乾, 2018:《虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态》,《管理世界》第 2 期。
12. 王小鲁、樊纲、胡李鹏, 2019:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社。
13. 吴明琴、童碧如, 2016:《产业集聚与企业全要素生产率:基于中国制造业的证据》,《产经评论》第 4 期。
14. 张光南、洪国志、陈广汉, 2014:《基础设施、空间溢出与制造业成本效应》,《经济学(季刊)》第 13 卷第 1 期。
15. 张浩然、衣保中, 2012:《基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国 266 个城市空间面板杜宾模型的经验研究》,《经济学家》第 2 期。
16. 张军、吴桂英、张吉鹏, 2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。
17. 周雯雯、李小平、李菁, 2020:《基础设施建设对全要素生产率的空间溢出效应——基于“一带一路”背景下 271 个地级市面板数据的研究》,《经济问题探索》第 6 期。
18. Aschauer, D. A. 1989. "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics* 23(2): 177–200.
19. Bayraktar, N., and B. Moreno – Dodson. 2015. "How Can Public Spending Help You Grow? An Empirical Analysis for Developing Countries." *Bulletin of Economic Research* 67(1): 30–64.
20. Bennett, J., R. Kornfeld, D. Sichel, and D. Wasshausen. 2020. "Measuring Infrastructure in BEA's National Economic Accounts." NBER Working Paper 27446.
21. Behrens, K., G. Duranton, and F. Robert – Nicoud. 2014. "Productive Cities: Sorting, Selection, and Agglomeration." *Journal of Political Economy* 122(3): 507–553.
22. Calderón, C., E. Moral – Benito, and L. Servén. 2014. "Is Infrastructure Capital Productive? A Dynamic Heterogeneous Approach." *Journal of Applied Econometrics* 30(2): 1–34.
23. Davis, M. A., J. D. M. Fisher, and T. M. Whited. 2014. "Macroeconomic Implications of Agglomeration." *Econometrica* 82(2): 731–764.
24. Färe, R., S. Grosskopf, and C. A. Knox Lovell. 1983. "The Structure of Technical Efficiency." *The Scandinavian Journal of Economics* 85(2): 181–190.
25. Farrell, M. J. 1957. "The Measurement of Productive Efficiency." *Journal of the Royal Statistical Society Series A (General)* 120(3): 253–290.