

数字经济提升城市经济效率： 理论机制与路径选择

——以长三角区域城市为例

韩 坚

(苏州大学 商学院/东吴智库 江苏 苏州 215021)

摘 要: 数字经济重组要素资源,重塑经济发展结构,促进产业融合和创新效率,驱动城市经济高质量发展。本文构建了数字经济发展水平指标与城市经济效率指数,实证研究了数字经济对城市经济效率的空间影响,并基于因果渠道检验对数字经济通过技术创新与产业结构升级影响城市经济效率的机制进行了检验。研究结果表明:首先,数字经济能够直接驱动城市经济效率提升;其次,数字经济本身具备提升城市经济效率的空间效应;最后,数字经济可以通过产业结构优化与技术进步改善城市经济效率,但技术效率改善的机制作用却不显著。因此,应立足城市实际情况,制定更具空间指向的城市发展政策,把握数字经济发展契机,充分发挥数字经济的辐射带动作用,推进产业数字化与数字产业化融合,破除行政壁垒,构建长三角高质量协同发展网络,精准助力城市经济效率提升。

关键词: 数字经济; 城市经济效率; 空间效应

作者简介: 韩坚,苏州大学商学院教授,博士生导师,苏州大学东吴智库研究员,苏州大学中国特色城镇化研究中心研究员,主要从事区域经济、产业经济研究。

基金项目: 国家社会科学基金项目“流空间视角下中部区域经济高质量发展的新动力机制和政策研究”(项目编号:20BJL094)的阶段性成果。

中图分类号: F127; F207 文献标识码: A 文章编号: 1001-4403(2024)03-0040-12

DOI: 10.19563/j.cnki.sdzs.2024.03.005

一、引言

在国际环境复杂多变与国内改革稳定发展任务艰巨的背景下,中国经济整体回升向好。虽然中国经济高质量发展其支撑要素条件依然存在,但也面临国内需求不足和企业经营困难等问题。在当前出现“逆全球化”的情况下,如何实现中国经济平稳健康发展,发挥超大规模市场优势,构建国内国际双循环的新发展格局,长三角区域的经济发展显得尤其重要。在构建国内国际双循环相互促进的过程中,长三角区域发展面临的首要挑战是增长速度换挡与产业结构调整及其发展动力转型滞后之间的不协调不适

配,结构性矛盾较为突出,城市经济效率的提升速度放缓。为了加快构建新发展格局,顺利推进中国式现代化,长三角区域亟待转变发展方式,加速重构经济发展与治理模式的数字经济形态。党的二十大报告明确指出,加快发展数字经济,深度融合数字经济与实体经济,打造具有国际竞争力的数字产业集群。目前,数字经济已成为长三角区域城市经济效率提升的重要驱动力量。

城市作为发展数字经济最适宜、最主要的空间载体,随着人工智能、云计算、大数据等数字化技术的深度运用,数字经济通过新型基础设施的系统布局与信息通讯技术的全域覆盖,可以消除区域空间限制,有效降低地理空间上区位联系和空间距离对城市间相互作用的影响,从而加快数字经济与城市相关产业融合,驱动数字产业化和产业数字化进程,促进城市空间数字化网络化发展。在数字经济发展过程中,城市是数字经济红利的接受者,享受着数字技术合作所带来的知识溢出和技术扩散等正外部性,数字经济效用更为显著^①。当前,数字经济通过 ICT 技术的应用改变着人们的生产生活方式与社会资源的配置方式,并通过城市这一空间载体深刻影响着区域经济的发展进程。那么数字经济及其本身所具有的空间效应是否可以促进城市经济效率提升?数字经济能否通过产业结构升级与技术创新改善城市经济效率?技术效率提升和技术进步是否发挥了同样的促进作用?

针对上述问题,本文首先采用熵值法测度长三角地区数字经济发展水平,同时采用 DEA-Malmquist 指数法,规避以往传统 DEA 模型单一投入与产出且假设所有决策单元均处于固定规模报酬的局限性,选择 DEA 的 SBM 超效率模型测算城市经济效率;其次,采用空间杜宾模型检验数字经济对城市经济效率的总体效应,并进行稳健性检验、内生性处理与异质性分析,以验证数字经济对城市经济效率的正向作用;最后,采纳江艇^②对中介效应分析的操作建议,检验数字经济通过产业结构升级、技术效率提升、技术进步改善城市经济效率的作用机制。研究结果显示:数字经济能够直接推动城市经济效率的提升,且存在显著的空间溢出效应。

二、文献综述与研究假设

(一) 数字经济与城市经济效率

在新一代信息通信技术加速向经济社会各领域渗透过程中,数实融合走深向实,形成了数字信息与生产要素耦合驱动新模式^③,在技术创新、产业融合、市场扩张等方面起着引领作用,对全要素生产率的影响愈发显著。从区域视角看,数字金融在西部地区和低收入地区城市具有优势效用^④,低生产率地区与中西部地区的数字经济对全要素生产率的提升效果要显著强于高生产率地区和东部地区,其中人力资本投资与产业结构升级是数字经济影响全要素生产率的两个主要途径^⑤。从企业层面看,数字经济通过融资约束缓解、创新水平提升和数字化转型三种作用机制提升企业全要素生产率^⑥。数字经济推动信息在企业间实现高效流通与共享,在加速决策过程中,提高企业管理效率,更快速地采取相应的行动,更好地应对复杂的内外部危机,从而提升企业整体的经济效率。数字经济本身所具有的溢出效应与竞合效应也对城市经济效率产生影响。随着云计算、人工智能等数字技术的发展,数字技术破除资金流动壁垒、压缩时空距离,持续增强不同城市间经济活动的深度与广度。数字经济所具有的高渗透性,实现了对城

①邓慧慧、刘宇佳、王强《中国数字技术城市网络的空间结构研究——兼论网络型城市群建设》,《中国工业经济》2022年第9期,第121-139页。

②③江艇《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期,第100-120页。

④张圆《城市数字经济对绿色全要素生产率的空间效应研究——理论机理与实证检验》,《经济体制改革》2022年第4期,第43-50页。

⑤袁徽文《数字金融赋能城市全要素生产率——来自283个城市的经验研究》,《科技管理研究》2021年第17期,第152-161页。

⑥杨慧梅、江璐《数字经济、空间效应与全要素生产率》,《统计研究》2021年第4期,第3-15页。

⑦郭丰、杨上广、金环《数字经济对企业全要素生产率的影响及其作用机制》,《现代财经(天津财经大学学报)》2022年第9期,第20-36页。

市经济效率的空间扩展作用,使得数字经济的影响不仅不局限于某一个城市内部,还会辐射其他区域,发挥空间溢出效应,最终促进区域经济协调均衡发展。数字经济的空间竞合效应是一种动态效应,能够优化要素资源在数字经济空间结构中的配置,且随着数字经济发展阶段的变化而变化。

据此,提出如下假设。

H1: 数字经济促进城市经济效率提升,且数字经济本身所具有的空间效应对城市经济效率也存在正向作用。

(二) 数字经济与城市经济效率的中介机制一: 产业结构升级

产业结构是数字经济影响城市经济效率的重要路径之一,数字经济能够与传统产业深度融合,驱动传统产业结构数字化升级,在不断向其他产业渗透的过程中,更精准地实现低投入高产出的效率目标^①。数字经济对产业结构的影响主要作用于传统产业、新兴产业及其自身发展模式三个层面。首先,数字经济向农、工、服务三大传统行业渗透,以信息、数据为主要生产要素,辅助传统产业提档升级,激发传统产业技术创新,更新优化内部业务流程,驱动传统产业数字化智能化转型,实现生产效率提升^②;其次,在数字经济成长阶段,由于生产要素、生产关系、生产力与社会分工的变化,数字经济以其渗透性、扩散性和创新性特征,不断破除产业边界,与其他新兴产业融合程度不断攀升,并在产业融合的基础上催生新产业、新模式、新业态;最后,作为国民经济基础产业的重要组成部分,数字经济的发展驱使产业由劳动、技术、资本等传统密集型产业向数字密集型产业升级,数据要素的作用不可或缺,产业结构高级化水平显著提升^③。据此,提出如下假设。

H2: 数字经济通过产业结构升级对城市经济效率产生正向影响。

(三) 数字经济与城市经济效率的中介机制二: 技术创新

数字经济对技术创新的影响兼具技术效率与技术进步两层面的变化。第一,数字经济增加了生产要素的种类,数据要素的出现丰富了生产要素组合,对提升技术效率起基础性作用。数据的出现、存储与应用所占地理空间有限,但对计算机、互联网宽带、服务器等设备有着高性能的要求,在获得许可与授权的前提下,以零边际成本实现无限赋值,使得技术创新边际报酬递增与规模经济成为可能^④。第二,数字经济突破了地理空间与市场分割的壁垒,扩展了生产要素流动与配置范围,技术、资金、人才等生产要素产生协同作用,叠加数据对其他生产要素的乘数效应,实现数据的共享开放,进而提升技术效率^⑤。第三,数字经济精准捕捉并定位新产品、新服务、新技术的市场需求,以数字技术为支撑,通过动态合作弥合多元主体间技术进步引致的市场供需差距,实现多元创新主体的数据有机连接,形成技术进步合力与创新集聚效应^⑥。据此,提出如下假设。

H3: 数字经济通过技术效率与技术进步改善城市经济效率。

三、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

基于数字经济提升城市经济效率的理论分析,构建如下空间计量模型:

①梁琦、肖素萍、李梦欣《数字经济发展、空间外溢与区域创新质量提升——兼论市场化的门槛效应》,《上海经济研究》2021年第9期,第44-56页。

②韩健、李江宇《数字经济发展对产业结构升级的影响机制研究》,《统计与信息论坛》2022年第7期,第13-25页。

③姜松、孙玉鑫《数字经济对实体经济影响效应的实证研究》,《科研管理》2020年第5期,第32-39页。

④唐要家、王钰、唐春晖《数字经济、市场结构与创新绩效》,《中国工业经济》2022年第10期,第62-80页。

⑤郭吉涛、梁爽《数字经济对中国全要素生产率的影响机理:提升效应还是抑制效果》,《南方经济》2021年第10期,第9-27页。

⑥郭丰、杨上广、金环《数字经济对企业全要素生产率的影响及其作用机制》,《现代财经(天津财经大学学报)》2022年第9期,第20-36页。

$$tfpch_{it} = \alpha_0 + \mu_i + \lambda_t + \rho Wtfpch_{it} + \beta DEI_{it} + \delta WDEI_{it} + \theta \sum Control_{it} + \tau W \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $tfpch_{it}$ 表示第 i 个城市 t 时期的城市经济效率; DEI_{it} 表示数字经济发展水平; W 是 n 维空间权重矩阵, 主要包括地理权重矩阵、经济权重矩阵、引力权重矩阵, 其中借鉴白俊红和蒋伏心^①的做法, 用城市人均 GDP 度量地区间的经济差异以衡量地区经济差异和地理空间权重矩阵嵌套的引力权重矩阵; $\sum Control_{it}$ 表示影响城市经济效率的其他因素, 包括区域开放度、科学教育支出、城市经济密度、政府干预、城镇化率与工业企业数等。 α_0 、 ρ 、 β 、 δ 、 θ 、 τ 为待估参数, μ_i 与 λ_t 分别是年份固定效应与城市固定效应, ε 是随机误差项。

江艇^②认为, 目前国内经济学研究中运用的中介效应检验存在一定程度的盲目性与机械性, 滥用嫁接心理学中的中介效应逐步法检验, 致使统计检验功效降低, 存在偏误。中介效应检验虽然存在争议, 但仍可以作为研究因果关系的作用渠道。关于中介效应的检验方法, 参考江艇^③提出的中介效应分析的操作建议: 步骤 1, 将城市经济效率($tfpch$) 作为被解释变量, 将数字经济发展水平(DEI) 作为解释变量进行回归, 关注两者的因果关系, 处理好数字经济发展水平的内生性; 步骤 2, 理论上论证以产业结构、综合技术效率变化指数与技术进步指数为代表的中介变量(M) 对城市经济效率($tfpch$) 的影响关系; 步骤 3, 实证检验数字经济发展水平(DEI) 对中介变量(M) 的影响, 采用步骤 1 同样的方法识别因果关系。

数字经济通过产业结构升级和技术创新影响城市经济效率的机制检验模型为:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DEI_{it} + \beta_i \sum Control_{it} + FE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $tfpch_{it}$ 、 DEI_{it} 的含义与式(1) 相同; M 为机制变量, 分别表示产业结构升级、技术效率提升、技术进步; $\sum Control_{it}$ 表示影响机制变量的其他因素, 主要包括区域开放度、科学教育支出、政府干预、城镇化率与工业企业数等; FE_{it} 为 μ 固定效应, ε 是随机误差项。

(二) 变量说明

本文选定长三角地区为研究对象, 其中长三角地区参照《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中界定的范围, 囊括上海市、江苏省、浙江省、安徽省“三省一市”全域, 最大范围包括 41 个地级市及以上行政单元。根据研究目标, 选取 2011—2021 年时段, 被解释变量为城市经济效率, 核心解释变量为数字经济发展水平, 同时控制其他城市特征。

(1) 被解释变量。本文的被解释变量为城市经济效率($tfpch$), 其本质为全要素生产率, 表示在城市现有投入下的产出效率, 采用 Dearun 软件, 运用 DEA-Malmquist 指数法对各城市经济效率值进行测算。为解决传统 DEA 模型仅适用单一投入与产出且假设所有决策单元均处于固定规模报酬的局限性, 采用 SBM 超效率模型予以解决, 其原理是以差额变量为衡量基础, 同时考虑投入项与产出项的差额, 非射线(non-radial) 的估计方式与单一数值(scalar) 来呈现 SBM 效率, 其效率值介于 0—1, 兼具单位不变性与单调性特征。此外, 根据 Fare 等^④提出的分解方法, 构建出 Malmquist 指数分解, 进而区分技术效率与技术进步。本文参考张英浩等^⑤、朱洁西和李俊江^⑥的方法, 从生产要素角度切入, 主要选取劳动要素、资本要素、土地要素、能源要素作为投入要素, 以地区生产总值、货物周转量作为期望产出, 以企业排放的三废作为非期望产出。

①白俊红、蒋伏心《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》2015 年第 7 期, 第 174—187 页。

②③江艇《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022 年第 5 期, 第 100—120 页。

④Fare R, Grosskopf S, Norris M, et al. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. *American Economic Review*, 1994, 84, pp. 66—83.

⑤张英浩、汪明峰、崔璐明等《数字经济水平对中国市域绿色全要素生产率的影响》,《经济地理》2022 年第 9 期, 第 33—42 页。

⑥朱洁西、李俊江《数字经济赋能制造业出口技术升级: 内在机制与经验证据》,《浙江社会科学》2023 年第 12 期, 第 31—42 页。

表1 DEA投入、产出变量说明

变量	变量内容	变量说明
投入变量	劳动投入	年末从业人员数
	固定资本存量	永续盘存法估算的资本存量
	土地资源配置	市辖区建成区面积
	能源投入	全社会用电量
产出变量	期望产出	地区生产总值
		货物周转量
	非期望产出	工业三废

注:资本存量采用的是基于 Goldsmith 提出的永续盘存法,采用相对效率几何递减模型: $K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$, 其中 K_t 和 K_{t-1} 分别为 t 期与 $t-1$ 期的资本存量, I_t 为第 t 期的资本投入额, δ 是折旧率。本文参考张军等^①的处理方法,将城市固定资产的经济折旧率设置为 9.6%。

产业数字化、数字化治理三大主线,囊括数字经济涉及的基础资源、社会生活、产业领域,涵盖社会多元主体,多角度反映数字经济的发展;以定量指标为主,充分考虑数据的可获得性,确保数字经济发展水平评价体系的数据来源具有连续性,选取数字基础设施、数字产业化、产业数字化、数字化治理四个维度,架构长三角区域数字经济发展水平的评价体系,包括一级指标 4 个、二级指标 10 个、三级指标 14 个。一级指标分类参考中国信通院发布的《中国数字经济发展研究报告 2022》^⑤,二级指标在此基础上参考国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》^⑥。

(3) 机制变量。本文的机制变量是产业结构(*ins*)、综合技术效率变化指数(*effch*)与技术进步指数(*techch*),其中用第三产业产值与第二产业产值的比值衡量产业结构,Malmquist 指数分解的综合技术效率变化指数与技术进步指数衡量数字经济对城市经济效率的技术影响。产业结构升级的本质是产业结构高级化的一种体现,一般依据克拉克定律采用非农业产值比重作为产业结构升级的度量。随着现代信息技术的发展,产业结构趋于“服务化”,传统的度量方式不能反映出产业结构的这种演变动向,考虑到第二产业产值增长率要稍慢于第三产业增长率,参照干春晖等^⑦的做法,利用第三产业产值与第二产业产值之比衡量产业结构升级。柯善咨和赵曜^⑧认为,随着产业结构转向服务业,城市规模增大的边际收益也会随之提高。低于门槛规模的城市,其服务业比例的增长不利于经济效率的提升;高于门槛规模的城市,其制造业向服务业转型有利于城市效率的提高。基于以上的研究结论,本文将产业结构升级对城市经济效率产生正向影响作为检验前提。

(2) 核心解释变量。本文的核心解释变量是数字经济发展水平(DEI),选用中国国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》对“数字经济”的概念界定,认为“数字经济”是以数据资源为核心要素,现代信息网络为重要载体,融合应用信息通信技术,优化经济结构的一系列经济活动。熵值法是测度数字经济发展水平最常用的方法,但学者对于指标的选取存在一定程度的差异。柏培文和张云^②从数字产业、数字创新、数字用户和数字平台四个方面度量数字经济发展水平;朱洁西和李俊江^③从数字经济载体、数字产业化、产业数字化构建城市数字经济发展测度指标;戴翔和马皓巍^④采用主成分分析法,从宏观微观两个层面,具体囊括数字产业化、产业数字化、企业数字化转型三大方面刻画数字化转型指标。本文基于以上学者的思路,结合数字经济的内涵与发展特征,从数字基础设施切入,聚焦数字产业化、

①张军、吴桂英、张吉鹏《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期,第35—44页。

②柏培文、喻理《数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实》,《中国工业经济》2021年第11期,第59—77页。

③朱洁西、李俊江《数字经济赋能制造业出口技术升级:内在机制与经验证据》,《浙江社会科学》2023年第12期,第31—42页。

④戴翔、马皓巍《数字化转型、出口增长与低加成率陷阱》,《中国工业经济》2023年第5期,第61—79页。

⑤《数据中心白皮书(2022)》,http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/t20220708_405627.htm.

⑥《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,https://www.stats.gov.cn/xxgk/tjbz/gjtjbz/202106/t20210603_1818135.html.

⑦干春晖、郑若谷、余典范《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011年第5期,第4—16页。

⑧柯善咨、赵曜《产业结构、城市规模与中国城市生产率》,《经济研究》2014年第4期,第76—88页。

表 2 长三角区域城市数字经济发展水平评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	数据来源
数字基础设施	传统基础设施	年末邮政局邮政所数(个)	+	《中国城市统计年鉴》
		光缆线路长度(万公里)	+	《中国城市建设统计年鉴》
	数字基础设施	移动电话交换机容量(万户)	+	《中国城市建设统计年鉴》
		移动电话年末用户数(万户)	+	《中国城市统计年鉴》
数字产业化	电信广播电视和卫星传输服务业	邮政业务总量(亿元)	+	《中国城市统计年鉴》
		电信业务总量(亿元)	+	《中国城市统计年鉴》
	互联网、软件和信息技术服务业等	信息传输、计算机服务和软件业就业人数(万人)	+	《中国城市统计年鉴》
产业数字化	农业数字化	农村宽带接入用户数(万户)	+	《中国城市统计年鉴》
		农林牧渔业增加值(亿元)	+	《中国城市统计年鉴》
	工业数字化	规上工业企业 R&D 内部经费支出(亿元)	+	《中国城市统计年鉴》
数字化治理	服务业数字化	数字普惠金融指数	+	北京大学数字普惠金融指数
	政府数字经济发展意识	政府工作报告词频统计	+	政府工作报告
数字化治理	创新能力	城市专利授权数(件)	+	《中国城市统计年鉴》
	智力支持	普通高等学校数(个)	+	《中国城市统计年鉴》

(4) 控制变量。本文将区域开放度(*open*)、科学教育支出(*seexp*)、城市经济密度(*edense*)、政府干预(*gov*)、城镇化率(*urb*)与工业企业数(*ie*)作为控制变量。其中,区域对外开放水平越高,国内外资金、技术、人才等要素流通越快,外资投入越能有效提高当地技术与管理水平,进一步提升生产率;人力资本投资是经济发展的内生动力,科学教育支出作为人力资本投资的重要组成部分,对城市生产率具有不可比拟的作用;城市经济密度表征城市单位面积上经济活动的效率与土地利用的密集程度,其变化体现了生产要素在不同地理空间上的转移与整合;政府适度的干预可以降低市场资源配置失灵的风险,引导经济高效发展;城镇化伴随城市经济效率演化的整个过程,城市的集聚与辐射引导着要素在城市与乡村之间高效流动;当下正处于结构性转型的关键时期,工业企业作为市场运行的重要主体,其发展规模对经济效率有着深刻影响。

(三) 数据来源与处理

基础数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》、各省统计年鉴、各地级市统计年鉴、政府工作报告以及 EPS 数据库、中经网数据库等。部分城市因统计口径调整,部分数据涉密不予公开,故缺失数据采用邻近城市插值、趋势外推法等方法补齐。光缆线路长度与移动交换机容量作为省级指标,借鉴张英浩等^①的做法,采用城市市政公用设施建设固定资产投资比重折算为城市指标;数字普惠金融指数采用北京大学数字金融研究中心公布的数字金融指数代以衡量,该指数来源较为客观、涵盖指标较宽泛且核算方式相对科学合理,能够较为精准地从交易与业务角度对数字金融进行刻画。为避免

^①张英浩、汪明峰、匡爱平等《数字经济赋能中国城市创新发展的多维机制与空间效应研究》,《地理科学进展》2023年第12期,第2283-2295页。

主观赋权的弊端及多指标数据重叠问题,借鉴袁惠爱等^①的做法,利用熵值法对数字经济发展水平指标进行赋权处理,得到市级层面的数字经济发展指数。最终选取 2011 年至 2021 年共计 11 年长三角区域 41 个城市的变量数据进行实证研究,引入空间维度,为消除异方差、保证数据稳定性,参考赵磊等^②的做法,将所有控制变量加 1 取对数处理。

表 3 变量的描述性统计

变量名称	符号	变量定义	样本量	均值	方差	最小值	最大值
全要素生产率	tfpch	DEA-Malmquist 指数法计算得出	451	0.972	0.06	0.656	1.268
数字经济发展水平	DEI	熵值法赋权计算得出	451	34.88	58.79	3.055	812.85
区域开放度	lnopen	实际使用外国直接投资金额 占城市 GDP 比重	451	1.184	0.463	0.176	2.361
科学教育支出	lnseexp	一般公共科学与教育支出 占地方财政支出比重	451	0.192	0.045	0.111	0.919
政府干预	lngov	地方财政支出占城市 GDP 比重	451	0.148	0.048	0.028	0.305
城镇化率	lnurb	城镇人口占常住人口比重	451	0.477	0.08	0.057	0.64
企业数量	lnie	规模以上工业企业数	451	7.59	0.885	5.159	9.433
城市经济密度	lnedense	地区生产总值与城市土地面积之比	451	0.419	0.351	0.038	2.056

四、数字经济驱动城市经济效率的空间计量分析

(一) 基准回归与空间效应分解

以 2011—2021 年长三角 41 个城市为样本,采用固定效应估计方法对模型(1)进行回归估计。同时,为了更精准地解析出数字经济对城市经济效率的空间效应,进一步将地理权重矩阵、经济权重矩阵与引力权重矩阵分别嵌入模型中进行估计,结果如表 4 所示。在标志空间依赖关系的空间自回归系数 ρ 的系数估计值在三种权重下均显著为正,证实了数据的空间相关性,表明了长三角区域城市经济效率的空间依赖性,即本市经济效率与邻近城市经济效率之间存在优势互补关系,表现为相互影响、相互促进。各变量的回归系数在不同的空间权重矩阵下的符号基本一致,体现了较好的稳健性。

具体而言,由表 4 的回归结果可知,数字经济发展水平的回归系数显著正为,说明数字经济对城市经济效率的改善有着正向促进作用。数字经济通过提供先进的技术工具,赋能企业进行生产流程优化、生产效率提升,从而推动城市整体的经济效率;同时,数字技术为城市居民提供便捷的信息化服务,提高城市居民的生活质量,在提高城市经济效率方面也具有一定的补充促进作用;大数据分析、人工智能等技术,有效地规划城市交通,实现城市管理的智能化与精细化,提升资源利用效率,从而驱动城市整体经济效率改善。

①袁惠爱、赵丽红、岳宏志《数字经济、空间效应与共同富裕》,《山西财经大学学报》2022 年第 11 期,第 1-14 页。

②赵磊、方成、吴向明《旅游发展、空间溢出与经济增长——来自中国的经验证据》,《旅游学刊》2014 年第 5 期,第 16-30 页。

表 4 基准回归估计结果

变量	SDM		
	地理权重矩阵	经济权重矩阵	引力权重矩阵
DEI	0.000 25 *** (0.000)	0.000 23 *** (0.000)	0.000 3 *** (0.000)
lnie	-0.013 4 * (0.008)	-0.011 1 (0.007)	-0.013 3 * (0.008)
lnseexp	0.040 3 (0.067)	0.005 2 (0.065)	0.045 2 (0.068)
lnurb	-0.035 8 (0.067)	0.026 1 (0.064)	-0.040 5 (0.068)
lngov	0.212 5 (0.156)	0.151 4 (0.141)	0.223 5 (0.158)
lnopen	0.009 9 (0.012)	0.005 (0.011)	0.008 (0.012)
W×DEI	0.000 8 *** (0.000)	0.000 6 *** (0.000)	0.000 5 ** (0.000)
ρ	0.303 9 ** (0.141)	0.127 5 * (0.075)	0.340 8 *** (0.125)
sigma2_e	0.001 8 *** (0.000)	0.001 7 *** (0.000)	0.001 8 *** (0.000)
N	451	451	451

注: 括号中的数字为标准误, “***” “**”和“*” 分别表示通过 1%、5%、10%的显著性检验。

表 5 空间溢出分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
DEI	0.000 26 *** (0.000)	0.000 85 ** (0.000)	0.001 11 *** (0.000)
lnie	-0.013 91 * (0.007)	-0.018 53 (0.055)	-0.032 44 (0.057)
lnseexp	0.062 62 (0.067)	0.793 04 (0.782)	0.855 66 (0.802)
lnurb	-0.049 45 (0.068)	-0.628 68 (0.546)	-0.678 14 (0.564)
lngov	0.233 51 (0.157)	-0.082 31 (0.867)	0.151 2 (0.863)
lnopen	0.007 24 (0.012)	-0.110 17 (0.080)	-0.102 93 (0.080)

注: 括号中的数字为标准误, “***” “**”和“*” 分别表示通过 1%、5%、10%的显著性检验。

在综合考虑地理与经济两种因素的引力权重矩阵下,数字经济发展水平对城市经济效率存在市域间的空间溢出效应,即某一城市数字经济的发展对其相邻城市经济效率的提升具有显著正向促进作用,在其他条件不变的情况下,数字经济发展水平每提升 1%,将正向促进相邻城市经济效率提升 0.000 3%。数字经济的发展驱动了相邻城市间的信息共享与互联互通,带动产业协同与价值链的衔接,形成更加完整的产业链条,有助于实现跨地区的资源共享与产业合作,扩大市场覆盖范围,推动长三角区域一体化进程。

在引力权重矩阵的条件下,采用偏微分的方法对空间溢出效应进行分解,进一步得到直接效应、间接效应与总效应。结果表明,数字经济发展水平的直接效应、间接效应和总效应显著为正,数字经济不仅可以直接提升城市经济效率,同时也可以通过溢出效应辐射邻市,H1 得以验证。

(二) 工具变量法

数字经济发展会显著提升城市经济效率水平,同时经济效率水平的提高也会对数字经济发展的进步提出更高的发展要求,基于此,数字经济与城市经济效率之间可能存在反向因果关系。但影响城市经济效率的因素众多,单纯的引入控制变量仍存在遗漏变量的可能性。若遗漏变量与数字经济存在显著的关联性,则估计结果更易出现误差。故本文对模型进行内生性检验。借鉴黄群慧等^①的做法,采用 1984 年城市层面的邮电历史数据作为数字经济指数的工具变量。一方面,数字技术的发展以传统通信技术为基础,当地历史上的电信基础设施会从使用惯例与技术水平等因素影响到现代数字技术的应用,满足相关性要求;另一方面,传统电信工具对数字经济发展的影响程度随着使用频率的下降而下降,满足排他性要求。由于选用的工具变量原始数据为横截面形式,而本文的样本数据为面板数据,无法直接匹配。参考

①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》,《中国工业经济》2019 年第 8 期,第 5-23 页。

Nunn 和 Qian^①的方法,引入一个随时间变动的变量来构造面板工具变量,即将 1984 年各城市邮电业务总量与上一年份各城市互联网用户数的交互项作为该年城市数字经济指数的工具变量(IV1),并进行取对数处理。最后运用系统 GMM 模型进行估计,以避免时序变量内生性问题的出现。考虑到检验的稳健性,本文还利用封志明等^②所测度的地区地形起伏度数据,用以替换 1984 年邮电历史数据,与上一年份各城市互联网用户数进行交互并取对数,作为本文的另一个工具变量(IV2),对上述内生性问题再检验。一个地区地势起伏越低,越有利于地区建设数字基础设施,从而更好地推动当地数字经济的发展,因此该工具变量仍具备外生性与相关性的特征。

表 6 展示了两种工具变量的回归结果。在考虑了内生性问题后,AR(1) 在 1%的置信水平上显著,而 AR(2) 不显著,说明模型残差无自相关,使用系统 GMM 是合理的;Hansen 的 P 值均大于 0.1,过度识别检验通过,说明工具变量选择恰当。数字经济对城市经济效率仍然具有显著的正向促进作用,数字经济发展水平在控制了城市经济效率序列相关的特性后仍对城市经济效率存在显著的推动提升作用,进一步证明了本文结论的稳健性。

(三) 异质性分析

受地理、经济、政策等因素的影响,长三角城市间存在一定的客观区域差异,不同地区数字经济发展水平及其对城市经济效率的影响均有所不同,所以需进一步对比研究数字经济发展水平影响城市经济效率的区域异质性特征。将长三角 40 个城市(暂不考虑直辖市)按省域划分,检验数字经济与各自城市经济效率之间的关系。利用偏微分分解方法,分别对江苏地区、浙江地区、安徽地区的空间杜宾模型进行空间效应分解,从而得到直接效应、间接效应与总效应。^③

不同地区各变量的空间效应存在一定差异。从数字经济的空间溢出效应来看,江苏地区 DEI 的直接效应与间接效应均通过 10%的显著性检验,说明江苏地区 DEI 不仅有利于当地城市经济效率的改善,还对邻近城市有促进作用,呈现出一种互惠互赢的辐射作用,这意味着数据流、信息流、资金流等资源将在城市间流动,边缘城市与中心城市之间存在着资源要素的共享关系,由于产业上下游的联结,边缘城市与中心城市之间也会存在经济合作关系。浙江地区 DEI 的间接效应与总效应通过 10%的显著性检验,浙江地区数字经济发展有利于督促邻近城市经济效率的提升,具有良好的空间溢出效应。直接效应没有通过显著性检验,可能的原因在于,浙江部分城市数字基础设施建设正处于初期阶段、数字化转型进程稍慢,其数字经济发展所带来的“数字红利”因城市间的发展梯度落差,产生了向周围发展水平较好城市转移的效应,经济发展水平较好的邻市会比本市优先享受到数字经济发展水平提高所带来的经济效率改善;而经济发展水平较高的城市,经济发展处于成熟阶段,其本身经济效率呈现出较优水平,数字经济发展所带来的效率改善相比于邻市所受到的影响稍显单薄,邻市经济效率改善的幅度要远大于本市经济效率提升的幅度。安徽地区 DEI 的直接效应通过 5%的显著性检验,对城市经济效率提升起抑制作用,较前两个

表 6 工具变量估计结果

变量	系统 GMM	
	工具变量 IV1	工具变量 IV2
数字经济发展水平	0.001 95*** (0.000)	0.001*** (0.000)
控制变量	控制	控制
样本观测数	451	451
AR(1)	0.000	0.001
AR(2)	0.776	0.987
Hansen	0.501	0.361

注:括号中的数字为标准误,“***”“**”和“*”分别表示通过 1%、5%、10%的显著性检验。

①Nunn N, Qian N. US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review* 2014, 104(6), pp.1630-1666.

②封志明、唐焰、杨艳昭、张丹《中国地形起伏度及其与人口分布的相关性》,《地理学报》2007 年第 10 期,第 1073-1082 页。

③限于篇幅要求,具体结果不在文中表示,如有需要,请向作者索取。

省份区域,安徽地区数字经济发展水平不高,一方面为提高数字经济发展水平,加大投资力度建设新型信息基础设施,侧重于地方数字基础设施的更新与优化,存在占用地方有限资源的可能性,从而未能正向促进城市经济效率的改善,反而抑制了经济效率的提升;另一方面,依托数字基础对经济赋能需要一定时间的科技沉淀与技术渗透才能起到驱动经济效率提升的效果。

五、机制检验

在考虑空间的情况下,空间杜宾模型回归结果为正,表明数字经济发展对城市经济效率存在直接促进作用,即两者为因果关系。此外,现阶段长三角区域数字经济发展水平对邻市经济效率存在显著的空间溢出效应,数字经济不仅能够赋能本地、辐射邻市,还能够依据数字经济的发展情况动态调整与邻边城市的竞合关系,实现城市间的利益协同、均衡发展。本节将针对江艇^①的建议对机制检验的步骤2与步骤3进行理论分析与机制检验。

本节选取的解释变量为前文构建的数字经济发展水平(*DEI*),选取的机制变量包括产业结构(*ins*)、综合技术效率变化指数(*effch*)与技术进步指数(*techch*),用第三产业产值与第二产业产值的比值衡量产业结构, Malmquist 指数分解的综合技术效率变化指数与技术进步指数衡量数字经济对城市经济效率的技术影响。探讨数字经济影响城市经济效率的机制检验,并进行初步因果分析,检验结果如表7所示。

数字技术的应用需要一定的产业基础,若某个城市的主导产业侧重于第二三产业,则该城市在生产生活中所积累的数据量较大,数据挖掘、应用、分析、存储的意识较强,城市对数据要素的需求则会更为强烈,需要以新一代信息通信技术支撑数字产业推动城市的发展。当下以第三产业为主导的产业结构中,数

据要素以渗透赋能的形式重塑生产要素类型、总量与结构,实现传统要素在产业间的重新配置,从而推动产业结构升级。数字经济驱动信息技术与传统产业深度融合发展,促进经济增长动能转换,产业结构优化升级,资源高效配置,从而实现城市经济效率持续改善。表7列(1)中数字经济发展水平对产业结构的回归系数显著为正,验证了数字经济发展能够显著地促进产业结构升级的假设。

表7列(2)中数字经济发展水平对综合技术效率变化指数的影响不显著,可能的原因在于一些已形成信息垄断的企业凭借挖掘的海量数据信息,能够做出比其他企业更加精准与高效的决策,通过算力资源不断迭代更新算法,为客户定制更加个性化的服务,形成消费者集聚,进而积累更多的客户人脉与数据资源,巩固其在行业中的垄断地位;另一方面,数字技术应用与更新需花费高昂的时间成本与培育研发成本,部分传统产业目前更倾向于保持原有的生产模式,导致新技术的使用效率难以进一步提升。列(3)中数字经济发展水

表7 作用机制检验

变量	产业结构 (1)	综合技术效率变化指数 (2)	技术进步 (3)
DEI	0.000 8 *** (0.000)	0.000 02 (0.000)	0.000 1* (0.000)
lnie	-0.030 5* (0.017)	-0.002 7 (0.011)	0.010 8 (0.009)
lnseexp	0.298 1 ** (0.151)	-0.267 1 *** (0.096)	0.384 3 *** (0.081)
lnurb	-0.419 0 *** (0.152)	-0.205 4 ** (0.096)	0.108 1 (0.086)
lngov	0.426 4 (0.352)	0.171 7 (0.224)	-0.011 4 (0.187)
lnopen	-0.039 6 (0.027)	0.000 1 (0.017)	0.006 3 (0.014)
固定效应	年份	年份	年份
N	451	451	451

注:括号中的数字为标准误,“***”“**”和“*”分别表示通过1%、5%、10%的显著性检验。

①江艇《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期,第100-120页。

平对技术进步指数影响显著,说明数字经济发展水平与技术进步指数呈现正向作用关系,其对城市经济效率的影响主要通过技术进步来实现。技术进步侧重于传统产业技术改进与新兴产业技术的更新迭代。一方面,数字经济发展为城市技术进步配备了良好的信息基础设施与创新环境,利用大数据、云计算等新一代信息技术驱动各机构生产研发技术升级,降低研发风险,提升城市资源配置效率;另一方面,数字经济依托现代信息技术强化企业产学研合作水平,驱动高技术人才向城市集聚,强化数据和知识要素在城市内部流通交流,通过技术进步优化调整企业的生产工艺和生产模式,力争提升城市整体的经济效率。

为提高统计显著性与增强因果渠道检验结果的稳健性,分别采用数字普惠金融指数替换原解释变量与将解释变量缩尾1%处理两种方式进一步对机制变量进行稳健性检验。^①数字经济发展仍然显著促进产业结构升级与技术进步,从而通过这两种机制影响城市经济效率,结果与上文保持一致,结论稳健。综上,H2得到验证,数字经济可以通过产业结构优化提升城市经济效率;数字经济可以通过技术进步改善城市经济效率,但通过技术效率提升来驱动城市经济效率提高尚不可行,H3得到部分验证。

六、结论与建议

(一) 研究结论

(1) 2010—2021年间长三角区域城市经济效率呈下降趋势,主要源于技术进步的停滞,其次源于技术效率水平的下降。存在部分城市处于经济效率水平较低、发展较为缓慢的困境,长三角地区城市经济效率存在显著差异,且地区间的差距呈逐渐扩大的趋势。总体看,江浙地区城市经济效率要优于安徽地区,苏中南地区城市经济效率优于苏北地区,浙东北地区城市经济效率优于浙西南地区。

(2) 在空间视角下,长三角区域的数字经济发展对城市经济效率提升的直接促进作用显著。在嵌入引力权重矩阵条件下,数字经济发展水平对城市经济效率存在市域间的空间溢出效应。在扩散效应与极化效应的综合作用下,数字经济发展能够推动城市经济协调均衡发展,从而驱动长三角地区城市经济效率改善。

(3) 数字经济发展水平对不同地区城市经济效率的影响存在显著的区域异质性特征。不考虑直辖市,江浙皖三个地区所体现的数字经济发展影响城市经济效率的三种模式各不相同,江苏地区互惠互赢作用显著,浙江地区溢出效应显著,安徽地区抑制作用显著。数字经济发展水平不同,城市间的空间竞合效应也随之发生变动,从而不断优化城市间的资源要素配置,推动城市间利益关系的协调发展,最终实现城市经济效率的提升。

(4) 数字经济发展通过产业结构升级与技术进步影响城市经济效率。在不考虑空间的条件下,数字经济发展通过优化产业结构来提升城市经济效率;与技术进步指数相比,综合技术效率变化指数作用不显著,依靠技术规模变动影响城市经济效率目前暂不可取。

(二) 建议

第一,立足各城市实际情况,制定更具空间指向的城市发展政策,差异化发展数字经济。长三角区域数字经济发展水平逐渐提升,总体呈上升态势,但各城市间的数字经济发展差距依然存在,不同等级城市发展有失衡趋势。政府应根据城市的发展情况予以精细化、差别化指导,各城市内部明确分工定位,既注重阶段性产业政策的实施,在不同作用区间制定差异化的数字经济发展策略,以保持数字产业的合理规模与增速,又借助战略性新兴产业以科学统筹数字产业的规划布局,避免同质化竞争以实现差异化发展。

第二,发挥数字经济的辐射带动作用,破除行政壁垒,构建长三角高质量协同发展网络。统筹数字经济布局,持续推动长三角一体化发展。上海、苏州、无锡、南京、杭州等城市数字经济辐射能力与数字资源

^①限于篇幅要求,具体结果不在文中表示,如有需要,请向作者索取。

的配置能力较强,应继续发挥引领带动作用,促进域内数据要素资源共享,确保数字经济生产要素供给、应用场景衍生、治理制度体系与数字经济发展水平相匹配,逐步将数字经济资源由长三角东南部城市向中部与西北部城市引导,以点带面架构“横向错位发展、纵向分工协作”的数字经济发展新格局。

第三,以产业结构升级为渠道,实质性技术进步为抓手,精准助力城市经济效率提升。当前数字经济发展对技术进步的作用更为显著,但技术创新不足引致的核心技术缺失和高技能人才紧缺成为数字经济抑制城市经济效率提升的关键要因。一方面要增加科研资金投入与高水平创新人才培养,增强数字技术自主创新能力,把握数字经济发展契机,汇聚科技企业、科研院所、高等院校的科研力量,着力实现数字关键技术核心突破。另一方面,培育数字创新型企业集群,合理布局数字技术创新全链条,促进数字技术创新多领域落实应用,驱动产业结构转型升级,为长三角城市效率提升全面赋能。

第四,推进产业数字化与数字产业化融合。拓宽数字技术在实体经济中的应用范畴,加速新一代信息通信技术在产业中的融合渗透,催生数字产业,促进传统产业的数字化升级,打造具有国际竞争力的数字产业集群。数字产业化和产业数字化的发展通过要素的协同配置与技术创新推动产业结构的转型与调整,需不断完善生产要素的市场配置,引导各要素资源向高成长性行业迁移,促进生产要素的高效率配置以推进技术的研发与创新,实现经济效率的提升,从而推动长三角一体化进程。

[责任编辑:李思舒]

Digital Economy to Improve Urban Economic Efficiency: Theoretical Mechanism and Path Choice: A Case Study of Yangtze River Delta Cities

HAN Jian

(School of Business/Soochow University Think Tank, Soochow University, Suzhou Jiangsu 215021, China)

Abstract: Digital economy re-organizes factor resources, reshapes economic development structure, promotes industrial integration and innovation efficiency to promote high-quality urban economic development. This paper constructs indicators of digital economy development level and urban economic efficiency index, empirically studies the spatial impact of digital economy on urban economic efficiency, and tests the mechanism of digital economy impact on urban economic efficiency through technological innovation and industrial structure upgrading based on the cause and effect model. The results show that: firstly, digital economy can directly promote the improvement of urban economic efficiency. Secondly, digital economy itself has the spatial effect of improving urban economic efficiency. Finally, digital economy can improve urban economic efficiency through industrial structure optimization and technological progress, but the mechanism of technological efficiency improvement is not significant. Therefore, it should be based on the actual situation of the city, formulate more spatially oriented urban development policies, seize the development opportunities of the digital economy, fully utilize the radiating and driving role of the digital economy, promote the integration of industrial digitalization and digital industrialization, break down administrative barriers, build a high-quality cooperative development network of the Yangtze River Delta, and accurately support the improvement of urban economic efficiency.

Key words: digital economy; urban economic efficiency; spatial effect