

数字经济如何影响中国经济高质量发展?

李宗显 杨千帆¹

【摘要】: 作为技术高度密集的经济形态, 数字经济的快速发展对全要素生产率(TFP)产生了重要影响。首先在理论层面梳理了数字经济影响 TFP 的内在机理, 然后采用 2011-2018 年中国城市面板数据对具体作用效果和作用机制进行实证检验。结果表明, 数字经济发展有效推动了 TFP 增长, 该结论在考虑内生性和经济惯性之后依然成立。技术创新和要素配置效率是数字经济影响 TFP 的中介渠道。进一步研究发现, 数字经济的作用效果具有正向空间溢出效应, 有助于提升邻近城市 TFP 水平。此外, 数字经济的作用效果在 2015 年之后得到强化; 相比于中西部城市和外围城市, 东部城市和中心城市所享受的数字经济发展红利更加明显。因此, 政府应加大对数字基础设施的投资力度, 夯实数字技术基础, 进一步拓展数字经济与实体经济融合的广度和深度。

【关键词】: 数字经济 技术创新 高质量发展

【中图分类号】: F12;F062.9 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1009-2382(2021)07-0010-10

一、引言与文献综述

当前, 中国经济已进入高质量发展阶段, 过去依赖于要素投入的粗放型经济发展模式已无法适应高质量发展新要求, 以提升全要素生产率(TFP)为重点, 培育经济发展新动能成为政学两界广泛讨论的议题。与此同时, 随着大数据、云计算、物联网、人工智能等新一代信息技术的快速发展及其与经济社会各领域实现深度融合, 数字经济已成为驱动中国经济增长的重要引擎。《中国数字经济发展白皮书(2020年)》数据显示, 2019年我国数字经济规模约为35.8万亿元, 名义增长15.6%, 对国民经济增长的贡献率高达67.7%。作为技术高度密集的经济形态, 数字经济不断推动技术变革, 极大改变了生产与消费方式, 对于整合资源、匹配供需、优化要素配置效率、提升生产效率等方面发挥了积极作用(丁志帆, 2020)。习近平总书记强调:“把握数字化、网络化、智能化融合发展的契机, 以信息化、智能化为杠杆培育新动能。”因此, 系统探究数字经济驱动 TFP 增长的有效路径, 成为当下亟需解决的重大现实问题。那么, 数字经济能否成为 TFP 增长的有效驱动力?若答案是肯定的, 其作用机制是什么?作用效果在时间和空间规律上是否存在差异?探究上述问题, 一方面能够基于 TFP 维度来判断数字经济能否成为支撑中国经济高质量发展的新动能, 另一方面能够为政府制定相关政策引导数字经济健康发展、协同提升 TFP 进而推动经济高质量发展提供科学依据。

根据《G20 数字经济发展与合作倡议》, 数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动。作为信息通信技术发展的产物, 数字经济对 TFP 的影响与信息技术密不可分。在信息技术发展初期, 一些学者研究发现信息技术的应用并未有效提高 TFP(Solow, 1987; Brynjolfsson 和 Hitt, 1996)。这主要是因为信息技术发展初期, 信息技术与实体经济并未实现充分融合, 其作用效果尚未得到有效释放。随着信息通信技术的飞速发展和广泛应用, 学者们普遍意识到互联网发展能够通过缓解市场信息不对称、降低交易成本等途径深化产业分工、优化资源配置效率和提升创新水平, 进而显著促进 TFP 提升(Varian, 2010; 黄群慧等, 2019)。

¹作者简介: 李宗显, 山东大学经济学院博士生(济南 250100);

杨千帆, 中国人民银行宏观审慎管理局主任科员(北京 100800)。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’国家金融生态多样化对中国海外投资效率的影响研究”(编号: 17ZDA040)

随着人工智能技术的日渐成熟，企业生产、管理与运营以及产业结构调整逐渐向智能化方向演进。大多数研究基于工业机器人使用(Graetz 和 Michaels, 2018)、企业智能化改造(韩会朝和徐康宁, 2020)、人工智能研发投入(孙早和侯玉琳, 2021)等角度证实人工智能技术能够通过节约劳动成本、提高生产过程精准度、加剧行业竞争等途径推动生产率提升。此外，也有研究指出人工智能技术的过度使用会对中低端劳动力产生一定的替代效应，导致资本与劳动配置失当，从而损害生产效率(Acemoglu 和 Restrepo, 2018)。

近年来，大数据、云计算、物联网、人工智能等新一代数字技术与政务服务、金融、物流以及企业生产经营等领域实现深度融合，数字经济引起学者的广泛关注。王开科等(2020)研究指出，数字经济与传统经济的融合发展，显著促进了新产业、新模式和新业态的创新发展，加速了产业转型升级节奏，有效改善了生产效率。张腾等(2021)采用数字普惠金融指数作为数字经济的代理变量，研究指出数字经济对我国经济高质量发展具有显著的促进作用。杨慧梅和江璐(2021)基于 2004-2017 年中国省际层面数据研究指出，数字经济发展能够通过刺激人力资本投资和推动产业结构升级两种途径促进 TFP 增长。需要强调的是，我国数字经济业态发端于 2010 年之后，采用之前的数据可能无法准确评估数字经济的作用效果。邱子迅和周亚虹(2021)将国家级大数据综合试验区的设立作为衡量数字经济发展的一项准自然实验，采用双重差分法研究发现，大数据试验区的建立显著促进了地区技术进步，进而有效提高了地区 TFP。然而，大数据试验区是中央政府在通盘考虑各地区经济发展水平、要素禀赋以及地理位置的基础上批复设立的，因此并不满足完全随机性假设。

已有文献为本文进一步研究提供了有益参考，但同时也存在一定的局限性。第一，已有研究主要从技术创新角度探析数字经济对 TFP 的作用机制，忽视了要素配置效率这一中介渠道。第二，部分研究所采用的数字经济代理指标缺乏代表性，无法准确衡量数字经济发展状况。第三，在 TFP 的测度过程中忽视了非期望产出以及投入产出的松弛性问题，可能导致评价结果有偏。鉴于此，本文可能存在的边际贡献主要体现在以下方面：第一，首先从技术创新和要素配置效率两个维度揭示了数字经济影响 TFP 的理论机理，然后在科学测度城市层面数字经济发展指数的基础上，实证检验数字经济的具体作用效果和作用机制，丰富了已有研究。第二，本文采用基于非期望产出的超效率 SBM 模型，在全局可参比的 DEA 框架下对城市 TFP 进行科学测度，有效解决了评价过程中的非期望产出问题和投入产出的松弛性问题。第三，基于数字经济自身特征所决定的空间依赖性，本文引入空间因素，进一步考察了数字经济对 TFP 影响的空间溢出效应，并比较了直接效应和溢出效应的大小。

二、理论分析

作为经济高质量发展的重要源泉，TFP 一直是经济学研究的热点问题。根据已有研究成果，提升 TFP 的关键在于提高技术水平和优化要素配置效率(蔡昉, 2013; 黄群慧等, 2019)。作为技术高度密集的经济形态，数字经济在推动技术变革和改善要素配置效率方面发挥着重要作用。因此，本文将从技术创新效应和要素配置效应两个维度梳理数字经济影响 TFP 的理论机理。

首先，数字经济发展能够通过缓解融资约束、提升创新能力、降低创新风险等途径促进技术创新，进而为 TFP 提升奠定基础。第一，数字经济发展能够缓解融资约束。技术创新活动需要大量的资金支持，在信息不对称条件下，传统金融机构普遍存在“惜贷”现象，大量企业面临着严重的外部融资约束，导致研发投入不足(孙博等, 2019)。随着数字技术被广泛应用于金融领域，金融机构能够较为容易地获取企业相关信息并甄别其真实经营状况，进而根据实际状况向企业提供融资，有效缓解了企业融资约束。与此同时，数字金融的发展加剧了金融机构之间的竞争，拓宽了企业融资渠道，这一“鲶鱼效应”有助于改善信贷资源的利用和匹配效率，减轻信贷资源的错配问题，进一步为企业创新型融资提供支持(唐松等, 2020)。第二，数字经济发展有助于提升技术创新能力。创新型企业能够依托互联网和人工智能等数字技术建设网络协同创新平台，降低研发资源的搜寻和匹配成本，促使碎片化研发资源和知识信息实现有效整合，增强协同创新能力。此外，借助网络协同创新平台，研发人员能够以近乎零成本获取多元化技术信息并实现良性互动，促使创新灵感得到有效碰撞与融合，有助于提高前沿技术的攻关效率(韩先锋等, 2019)。第三，数字经济发展提高了创新活动与现实需求的匹配效率，有助于降低创新风险。传统研发中，企业推出的一些新产品和新服务往往难以满足市场真实需要，导致创新失败。数字经济发展使得创新组织模式逐步由封闭转向开放，关联部门乃至全社会都能够参与到新产品的研发与设计中来，有效弥合了研发者与需求者之间的信息鸿沟，降低了创新风险，进而

激发了创新积极性(杜传忠和张远, 2021)。

其次, 数字经济发展能够通过改善要素匹配效率、加剧竞争、推动产业结构升级等途径提高要素配置效率, 进而为 TFP 提升创造条件。第一, 数字经济发展大幅提高了信息搜寻效率, 打破了要素供求双方之间的信息不对称壁垒, 不仅有助于减小供需缺口, 而且能够纠正生产要素错配, 从而有效提高了要素供求匹配效率。第二, 数字经济发展加剧了市场竞争。一方面, 数字经济提高信息可获得性的同时, 在供给侧降低了市场进入门槛, 在需求侧降低了消费者信息检索成本和比较成本, 从而显著增强市场竞争程度(孙杰, 2020)。另一方面, 以淘宝、京东等为代表的网络数字交易平台的快速发展, 在一定程度上模糊了企业经营的地域限制, 加剧了企业之间的跨区域竞争, 相应地, 生产要素的配置范围也会随之扩大(余文涛和吴士炜, 2020)。在激烈的市场竞争中, 生产效率低下的企业将被迫退出市场, 所释放出来的生产要素将流入到生产效率较高的部门, 实现资源的优化配置。第三, 数字经济发展推动了产业结构升级。一方面, 数字技术具有通用性和高渗透性等特点, 已经被广泛应用于经济社会各领域, 催生出大量具有较高技术水平和生产效率的新兴智能产业, 如网络办公、共享经济、智能制造等。这些新兴产业凭借较强的成长能力和利润创造能力, 吸引大量人力资本、金融资本等生产要素涌入, 知识密集型产业所占比重不断上升, 从而实现产业结构优化升级和生产效率提升。另一方面, 在数字技术与传统产业深度融合的过程中, 有效改善了传统产业的原有主导技术, 并且重塑了传统生产组织模式, 通过对采购、生产、流通等环节进行数字化、智能化改造, 大幅优化了业务流程, 有效提高了要素配置效率和生产效率。基于上述分析, 本文提出:

假说 1: 数字经济发展对 TFP 具有显著的促进作用。

假说 2: 技术创新效应和要素配置效应是数字经济影响 TFP 的有效路径。

三、研究设计

1. 模型设定

为检验数字经济发展对 TFP 的作用效果, 本文构建如下基本模型:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dige_{it} + \alpha_c X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, TFP_{it} 表示第 i 个城市在 t 时期的全要素生产率; $Dige_{it}$ 表示第 i 个城市在 t 时期的数字经济发展水平; X_{it} 表示影响 TFP 的其它控制变量集合, 具体包含科技教育投入、产业结构、金融发展、基础设施和外商直接投资; μ_i 和 ν_t 分别表示城市和时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

为考察数字经济驱动 TFP 提升的作用机制, 本文采用中介效应模型对前文理论分析部分提出的技术创新和要素配置效率两个中介变量进行检验。具体检验步骤如下, 在式(1)中数字经济的估计系数 α_1 显著为正, 即数字经济发展对 TFP 具有显著促进作用的基础上, 分别对式(2)和式(3)进行回归估计。其中, 式(2)考察了数字经济对中介因素(M_t)的作用效果; 式(3)考察了数字经济和中介因素对 TFP 的作用效果。若式(2)中的估计系数 β_1 和式(3)中的估计系数 γ_2 同时显著且符合预期, 则表明数字经济发展能够通过中介因素影响 TFP。

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 Dige_{it} + \beta_c X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dige_{it} + \gamma_2 M_t + \gamma_c X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

2. 变量设定与说明

(1) 被解释变量。

本文采用基于非期望产出的超效率 SBM 模型，在全局可参比的数据包络分析框架下对 TFP 进行科学测度。采用上述方法，一方面能够保证测算结果在不同时期具有可比性，另一方面能够有效解决传统径向模型评价过程中投入产出的松弛性问题和非期望产出问题。在具体测算过程中，采用了 Malmquist-Luenberger 生产率指数。其中，期望产出指标采用城市实际 GDP (2011 年不变价)。借鉴刘文明和马青山 (2020) 的研究思路，非期望产出指标包含工业废水、工业二氧化硫和工业烟尘排放量。投入指标包含劳动力和资本存量，劳动力采用全社会从业人员作为代理变量；资本存量采用永续盘存法进行估算。在资本存量的具体估算过程中，采用城市所属省份的固定资产投资价格指数对各城市固定资产投资额进行平减处理，换算为 2011 年不变价。此外，为尽可能避免基期资本存量测算带来的误差，本文以 2000 年为基期，借鉴单豪杰 (2008) 的方法对历年资本存量进行估算。

(2) 核心解释变量。

数字经济 (Dige) 采用数字经济发展指数进行衡量。有关数字经济发展指数的测度，应综合考虑多方面因素，不仅要有网络、通讯设备等硬件支持，而且离不开电信服务、数字金融等服务场景。本文借鉴赵涛等 (2020) 的研究思路，以互联网发展为核心，同时考虑数字交易情况，并且结合城市层面相关数据可获得性，对数字经济综合评价指标体系进行构建，具体包含互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出、移动电话普及率和数字金融发展 5 个指标，详见表 1。在此基础上，采用主成分分析法对数字经济发展指数进行测度。

(3) 中介变量。

技术创新 (Innov) 采用城市专利授权数量的对数值作为代理变量。要素配置效率可以通过要素市场扭曲程度来反映，本文借鉴白俊红和卞元超 (2016) 的研究思路，首先对要素市场扭曲程度进行测度。要素市场扭曲被定义为要素边际产出与其价格之比，因此，当要素市场扭曲指数介于 0~1 范围内时，该指数越大，说明要素市场扭曲程度越小，相应地要素配置效率越高；当要素市场扭曲指数大于 1 时，该指数越大，说明要素市场扭曲程度越大，相应地要素配置效率越低。为便于比较，本文将要素配置效率设置为正向指标，具体而言，当要素市场扭曲指数介于 0~1 范围内时，要素配置效率等于要素市场扭曲指数；当要素市场扭曲指数大于 1 时，要素配置效率等于要素市场扭曲指数的倒数。本文主要考察资本配置效率 (KA) 和劳动配置效率 (LA)。

表 1 中国城市数字经济综合评价指标体系

一级指标	二级指标	代理变量	指标方向
数字经济	互联网普及率	互联网用户数占常住人口比重	正向
	互联网相关从业人员	计算机服务和软件从业人员占比	正向
	互联网相关产出	人均电信业务量	正向
	移动电话普及率	移动电话用户数占常住人口比重	正向
	数字金融发展	中国数字普惠金融指数	正向

(4) 控制变量。

科技教育投入 (Scedu) 采用科技教育投入占 GDP 比重作为代理变量；产业结构 (Ind) 采用第三产业与第二产业增加值之比作为代理变量，该比值越大，说明产业结构越高级；金融发展 (Fin) 采用金融机构年末存贷款余额占 GDP 比重作为代理变量；基础设施 (Inf) 采用人均城市道路面积作为代理变量；外商直接投资 (FDI) 采用实际利用外资额占 GDP 比重进行衡量。

3. 数据来源与描述性统计

本文针对中国 284 个地级及以上城市展开研究，时间跨度为 2011-2018 年，研究样本包含 2272 个观测值。其中，专利授权数据来自中国研究数据服务平台 (CNRDS)；中国数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心；2017 年和 2018 年的固定资产投资数据来自各城市国民经济和社会发展统计公报；其他数据均来自于 CEIC 数据库，个别缺失数据采用线性插值法补齐。表 2 报告了相关变量的描述性统计情况。

四、实证结果分析

1. 基准回归结果

表 3 报告了数字经济对 TFP 影响的基准回归结果。列 (1) 仅以数字经济 (Dige) 作为解释变量，数字经济的估计系数显著为正，初步证明数字经济发展对 TFP 具有显著的促进作用。在此基础上，列 (2) 加入了一系列控制变量，结果显示，数字经济的估计系数为 0.084，并且在 1% 水平上显著，验证了研究假说 1 提出的数字经济发展能够有效推动 TFP 增长的论断。具体而言，数字经济发展指数每提高一个标准差 (0.903)，将推动 TFP 增长率提升 7.59 个百分点。

表 2 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
TFP	2722	1.110	0.319	0.178	4.508
Dige	2722	0.045	0.903	-1.556	4.781
Innov	2722	7.166	1.596	2.708	11.848
KA	2722	0.489	0.130	0.143	0.999
LA	2722	0.612	0.263	0.078	1.000
Scedu	2722	0.037	0.020	0.003	0.172
Ind	2722	0.940	0.492	0.114	5.022
Fin	2722	2.356	1.095	0.588	12.238
Inf	2722	4.476	3.868	0.246	37.323
FDI	2722	0.016	0.016	0.000	0.116

为了更加全面地考察数字经济发展对 TFP 影响的差异化特征，并且排除极端值的影响，本文进一步检验了 25%、50% 和 75% 分位点条件下，数字经济发展对 TFP 作用效果的动态变化规律。表 3 结果显示，75% 分位点条件下数字经济的估计系数为 0.066，明显大于 25% 和 50% 分位点条件下的估计系数，表明数字经济在 TFP 水平较高的城市发挥了更加显著的作用。可能的原因在于，

TFP 水平较高的城市一般数字经济发展起步较早且规模较大，作用效果更易显现，因此能够更好地发挥其对 TFP 的促进作用。

从控制变量来看，科技教育投入 (Scedu)、产业结构 (Ind) 和基础设施 (Inf) 的估计系数均显著为正，说明增加科技教育投入、推动产业结构升级、完善基础设施均能够有效促进 TFP 增长，与预期相符。金融发展 (Fin) 的估计系数不显著，说明金融发展并未有效促进 TFP 提升。尽管我国金融业发展迅速，但是近些年来资本“脱实向虚”趋势明显，而且大量资金流向房地产行业，服务实体经济的潜力并未得到有效发挥。外商直接投资 (FDI) 的估计系数同样不显著，说明外资并未有效促进 TFP 增长。可能的原因在于：一方面，通过引进外资获取技术溢出的同时，容易形成技术依赖，从而抑制自主创新；另一方面，根据“污染避难所”假说，引进外资的同时可能会带来一定的污染转移。

表 3 基准回归结果

	均值回归		分位数回归		
	(1) FE	(2) FE	(3) Q25	(4) Q50	(5) Q75
Dige	0.077*** (0.027)	0.084*** (0.025)	0.059** (0.026)	0.055*** (0.017)	0.066* (0.037)
Scedu		4.387** (1.732)	6.533*** (1.546)	3.845*** (1.025)	2.132 (2.158)
Ind		0.262*** (0.053)	0.196*** (0.042)	0.211*** (0.028)	0.209*** (0.059)
Fin		0.018 (0.027)	0.005 (0.021)	0.024* (0.014)	0.028 (0.029)
Inf		0.018*** (0.007)	0.012* (0.007)	0.012** (0.005)	0.018* (0.010)
FDI		0.040 (0.758)	-0.933 (0.883)	0.442 (0.586)	0.975 (1.233)
常数项		0.574*** (0.075)	-0.506** (0.206)	-0.585*** (0.137)	-0.406*** (0.029)
观测值	2272	2272	2272	2272	2272
R ²	0.031	0.067	0.143	0.119	0.169

2. 稳健性检验

(1) 内生性偏误讨论。

值得关注的是，前文固定效应估计结果可能存在内生性偏误，原因有二：一方面，数字经济发展所依托的数字技术对 TFP 具有显著的促进作用，而 TFP 的提升也会对数字技术提出更高的要求，因此，数字经济发展与 TFP 增长之间可能存在反向因果关系；另一方面，影响 TFP 的因素较多，尽管本文控制了一些主要因素，但是仍有可能存在遗漏变量问题，若遗漏变量与数字经济显著相关，则可能导致估计结果出现偏误。为解决潜在的反向因果和遗漏变量问题，本文借鉴黄群慧等 (2019) 的研究脉络，采用 1986 年城市层面每百人固定电话数量和每百万人邮局数量作为数字经济的工具变量，然后运用工具变量法重新对基准模型进行估计。在互联网发展初期，需要通过固定电话拨号才能接入网络，而邮局则是安装固定电话的执行部门，邮局的分布情况在一定程度上决定了固定电话的普及状况。可见，固定电话数量和邮局数量反映了上世纪八九十年代电信基础设施的建设情况，而历史上电信基础设施能够通过影响互联网技术运用和习惯养成进而对后续互联网的普及与发展产生一定影响，换言之，历史上邮局数量较多、固定电话普及率较高的城市可能具有较高的互联网普及率，从而数字经济发展水平较高，从上述意义来讲，本文选取的工具变量满足相关性要求。与此同时，相对于信息通信技术的飞速发展，固定电话等传统通信方式的使用频率日益

减小，历史上固定电话和邮局数量对 TFP 的影响微乎其微，因此满足外生性条件。

由于选取的工具变量属于横截面数据，并不适用于面板数据回归分析，本文进一步借鉴 Nunn 和 Qian(2014)的设置方法，将上述变量分别与全国层面互联网普及率(与时间有关)的一阶滞后项进行交乘，构造面板工具变量。采用上述方法的合理性在于：第一，全国层面的互联网普及率是由所有城市共同决定的，不会明显地受到某一城市 TFP 的影响，全国层面互联网普及率的变化对具体某个城市而言是相对外生的(易行健和周利，2018)；第二，本文采用的是全国层面互联网普及率的一阶滞后项，某城市当期 TFP 水平对上一期全国层面互联网普及率的影响几乎不存在(郭家堂和骆品亮，2016)。

表 4 列(1)报告了二阶段最小二乘法(2SLS)回归结果。可以发现，KPrkLM 统计量在 1%水平上显著，说明模型中不存在工具变量不可识别问题；KPrkWaldF 统计量远大于 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值 19.93，故可以排除弱工具变量问题。上述结果说明本文选取的工具变量合理有效。在考虑了潜在的内生性问题之后，数字经济的估计系数依然显著为正，说明数字经济发展对 TFP 具有促进作用这一结论仍旧成立。

(2) TFP 增长路径依赖性讨论。

考虑到经济惯性的影响，TFP 的增长过程可能具有路径依赖性，因此本文在基准模型中加入 TFP 的一阶滞后项，以控制模型可能存在的动态效应。本文采用差分 GMM 方法重新考察数字经济对 TFP 的影响，结果如表 4 列(2)所示，TFP 一阶滞后项(L. TFP)的估计系数在 5%水平上显著，说明 TFP 的增长过程确实存在一定的路径依赖，上一期 TFP 水平会影响当期 TFP 水平。在考虑了 TFP 的动态影响之后，数字经济的估计系数依然显著为正，与前文结论一致。

(3) 变换 TFP 测算方法。

为避免测算方法选择引致的估计结果偏误，本文采用基于超越对数生产函数的随机前沿分析法(SFA)重新对中国 284 个城市的 TFP 进行测算，然后以此为基础再次考察数字经济对 TFP 的影响。估计结果如表 4 列(3)所示，数字经济的估计系数依然显著为正，与基准回归结果一致，证明前文研究结论稳健。

3. 影响机制检验

前文研究结果表明，数字经济发展能够显著促进 TFP 增长，那么其具体影响机制是什么？理论分析部分提出数字经济发展能够通过促进技术创新和优化要素配置效率两条途径来实现，接下来本文采用中介效应模型逐一对其进行检验。

首先检验技术创新(Innov)渠道，回归结果见表 5 列(2)和列(3)。列(2)中数字经济对技术创新的估计系数显著为正，说明数字经济发展有效促进了技术创新；列(3)中技术创新对 TFP 的估计系数同样显著为正，并且数字经济对 TFP 的估计系数相比基准回归结果有所减小，说明技术创新这一中介效应存在，即数字经济发展能够通过促进技术创新进而推动 TFP 增长。

表 4 稳健性检验

	(1) 2SLS	(2) 差分 GMM	(3) SFA
Dige	0.180*** (0.068)	0.231*** (0.061)	0.031** (0.014)
L. TFP		0.119** (0.047)	
控制变量	控制	控制	控制

观测值	2272	1704	2272
R ²	0.915		0.164
KPrkLM	62.06***		
KPrk Wald F	31.423		
AR(1)		4.545***	
AR(2)		1.273	
Sargantest		181.464***	

其次检验资本配置效率(KA)渠道，回归结果见表5列(4)和列(5)。列(4)中数字经济对资本配置效率的估计系数显著为正，说明数字经济发展有效提高了资本要素的配置效率；列(5)中资本配置效率对TFP的估计系数同样显著为正，并且数字经济对TFP的估计系数不再显著，说明资本配置效率这一中介效应存在，即数字经济发展能够通过提高资本配置效率进而推动TFP增长。

最后检验劳动配置效率(LA)渠道，回归结果见表5列(6)和列(7)。列(7)中劳动配置效率对TFP的估计系数显著为正，说明劳动配置效率优化能够有效促进TFP增长。然而，列(6)中数字经济对劳动配置效率的估计系数在统计意义上并不显著，说明数字经济发展并未对劳动要素的配置效率产生显著影响，即劳动配置效率这一中介效应不存在。可能的原因在于：即便在理论上，数字经济发展能够通过提高信息搜索效率、降低信息检索成本，有效缓解劳动力市场信息不对称程度，在一定程度上弥合了劳动力供求缺口，实现工作岗位与劳动力的精准匹配，从而提高劳动要素的配置效率。但是在现实中，与资本要素不同，劳动力的配置状况不仅会受到市场因素的影响，而且也会受到地理距离、社会文化、家庭以及个人性格等诸多非市场因素的影响，即便劳动者搜索到合适的工作岗位，但可能会因非市场因素的影响而无法实现有效匹配。此外，自动化和人工智能等数字化通用技术被广泛应用于企业生产与管理环节，对中低端劳动力产生了替代效应，导致失业率上升和工资水平下降(Acemoglu和Restrepo, 2020)。因此，数字经济发展对劳动配置效率的影响效果不明显。

出于稳健性考虑，本文将所有中介变量同时纳入基准回归模型。回归结果如表5列(8)所示，三个中介变量估计系数的符号方向以及显著性水平并没有发生实质性改变，数字经济的估计系数则不再显著，进一步印证了前文结论，即数字经济发展能够通过促进技术创新和改善资本配置效率，进而显著推动TFP增长，而劳动配置效率并没有表现出明显的中介效应。

表5 影响机制检验

	(1) TFP	(2) Innov	(3) TFP	(4) KA	(5) TFP	(6) LA	(7) TFP	(8) TFP
Dige	0.084*** (0.026)	0.247*** (0.049)	0.076*** (0.025)	0.010** (0.004)	-0.018 (0.012)	0.006 (0.006)	0.234*** (0.078)	-0.025 (0.019)
Innov			0.052*** (0.017)					0.017*** (0.006)
KA					0.204*** (0.061)			0.203*** (0.065)
LA							0.220***	0.050*

							(0.065)	(0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2272	2272	2272	2272	2272	2272	2272	2272
R ²	0.067	0.391	0.073	0.084	0.129	0.177	0.169	0.071
Sobel 检验		2.584**		1.914*		0.959		

五、进一步研究

1. 空间溢出效应

数字经济发展突破了地理距离对传统经济活动的空间约束，一方面有效推动了生产要素与研发要素实现跨区域流动和重组，另一方面拓展了企业之间跨区域合作与竞争的广度和深度，从而显著增强了城市之间经济活动的关联性。这意味着数字经济对 TFP 的影响除了本地效应之外，可能还存在空间溢出效应。本文采用空间面板计量模型进一步检验数字经济对 TFP 影响的空间交互作用。

在进行空间计量分析之前，首先需要明确各城市数字经济和 TFP 是否分别存在空间相关性，本文采用 Moran's I 指数对其进行考察。表 6 结果显示，2011-2018 年数字经济和 TFP 在地理和经济距离嵌套空间权重矩阵条件下的 Moran's I 指数均显著为正，说明样本考察期内各城市数字经济和 TFP 呈现出显著的空间相关性，即二者在空间分布上具有集聚特征。

在明确各城市数字经济和 TFP 存在空间相关性的基础上，需要选择合适的空间计量模型。本文借鉴 Elhorst (2014) 的研究思路，依次进行 LM 检验、LR 检验和 Hausman 检验，最终选取固定效应空间滞后 (SAR) 模型。表 7 报告了地理距离、经济距离以及地理和经济距离嵌套三种空间权重矩阵 1 条件下的回归结果。可以发现，TFP 空间滞后项 (W.TFP) 的估计系数在三种空间权重矩阵条件下均显著为正，说明 TFP 的空间溢出效应确实存在，邻近城市 TFP 增长能够带动本城市 TFP 提升。空间溢出效应之所以存在，是因为数字经济发展有效打破了传统经济活动的地理空间约束，提高了各城市经济活动之间的关联性。进一步地，核心解释变量数字经济的估计系数在三种空间权重矩阵条件下均显著为正，说明数字经济发展具有显著的空间外部性，能够通过跨时空信息传播，缓解市场信息不对称程度，促使研发要素与生产要素实现跨区域流动与整合，提高技术创新能力和要素配置效率，从而有效推动本城市以及邻近城市 TFP 增长。

表 6 空间相关性检验

年份	数字经济		TFP	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2011	0.189***	7.262	0.012**	2.362
2012	0.178***	6.880	0.019***	3.200
2013	0.205***	7.889	0.017***	3.358
2014	0.159***	6.137	0.009**	2.473

2015	0.184***	7.079	0.039**	2.272
2016	0.203***	7.841	0.010*	1.867
2017	0.199***	7.681	0.015***	2.664
2018	0.193***	7.438	0.015***	2.726

由于空间效应的存在，数字经济发展对本城市和邻近城市的 TFP 都会产生影响，并且通过循环反馈机制引致一系列变化，因此，数字经济的估计系数并不能够直接被用于解释其对 TFP 的边际影响。为准确评估数字经济发展驱动 TFP 增长的直接效应以及空间溢出带来的间接效应，本文采用偏微分方程对总效应进行分解。表 7 结果显示，三种空间权重矩阵条件下的分解结果具有一致性，即数字经济对 TFP 的影响主要来自于直接效应，间接效应的贡献相对较小。以嵌套空间权重矩阵条件下的分解结果为例，数字经济对 TFP 的直接效应为 0.083，间接效应为 0.027，说明数字经济发展指数每提高一个标准差(0.903)，将推动本城市 TFP 增长率提高约 7.49 个百分点，同时也会促使邻近城市 TFP 增长率提高约 2.44 个百分点，直接效应和间接效应占总效应的比重分别为 75.45%和 24.55%。

表 7 空间溢出效应检验

空间矩阵	地理距离	经济距离	嵌套矩阵
W. TFP	0.751*** (0.053)	0.237*** (0.038)	0.251*** (0.039)
Dige	0.072*** (0.024)	0.081*** (0.025)	0.081*** (0.025)
直接效应	0.074*** (0.025)	0.083*** (0.026)	0.083*** (0.025)
间接效应	0.023* (0.012)	0.025** (0.010)	0.027** (0.011)
总效应	0.097** (0.038)	0.108*** (0.034)	0.110*** (0.035)
控制变量	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制
观测值	2272	2272	2272
LogL	-267.343	-267.343	-267.343
R ²	0.092	0.077	0.077

2. 时间异质性

前文已经证实数字经济发展对 TFP 具有显著的促进作用，那么该作用效果是否会受到时期的影响 2014 年 12 月召开的中央经济工作会议强调，我国经济发展进入新常态，这是我国经济由高速增长转向高质量发展阶段的关键时点，此后 TFP 对于经济发展的重要作用受到政学两界前所未有的重视；另外，2015 年至今，我国数字经济呈高速发展之势，《中国数字经济发展白皮书(2020 年)》数据显示，数字经济对国民经济增长的贡献率已连续五年超过 50%。为进一步探究数字经济发展与 TFP 之间的关系，

本文对其进行分阶段考察。

回归结果如表 8 所示,2011-2014 年期间数字经济对 TFP 的估计系数明显小于 2015-2018 年期间的估计系数,说明 2015-2018 年期间,数字经济发展对 TFP 的促进作用相比之前阶段更强一些。原因在于,2011-2014 年期间,我国数字经济正处于发展初期,网络扩散范围相对较小、强度不大,信息搜寻成本相对较高,其潜在的作用效果并未得到有效释放,因此数字经济发展对 TFP 的促进作用相对较弱;而随着数字经济的进一步发展,信息检索、加工以及交流等交易成本持续下降,各部门、各地区之间经济活动联系日益频繁,数字经济发展带来的空间溢出效应不断增强,因此 2015-2018 年期间数字经济发展对 TFP 具有相对更强的促进作用。

3. 区域异质性

由于经济发展水平、产业布局、人力资本以及基础设施等差异,我国各城市数字经济发展水平,在区域分布上呈现出显著的空间非均衡特征。因此,数字经济发展对 TFP 的作用效果可能由于所处地区以及城市层级上的差异而有所不同。基于此,本文将样本城市划分为东部城市和中西部城市、中心城市和外围城市进行区域异质性检验。其中,中心城市包含直辖市、省会城市和计划单列市,其他城市则被划分为外围城市。在进行分组回归之前,首先需要检验不同地区、不同层级城市之间数字经济发展水平是否存在显著差别。样本考察期内,东部城市数字经济发展指数的平均值远高于中西部城市,二者相差 0.741;中心城市数字经济发展指数的平均值比外围城市高出 1.676,表现出明显的“先发优势”。上述结果为区域异质性检验奠定了基础。

表 8 回归结果表明,数字经济发展有效推动了东部城市 TFP 增长,但是并未对中西部城市 TFP 产生显著影响;相比于外围城市,数字经济发展对中心城市 TFP 具有更强的促进作用。产生上述结果的原因在于:一方面,相较于中西部城市和外围城市,东部城市和中心城市的数字基础设施更为完善,数字经济发展起步较早、水平较高,其规模效应以及空间溢出效应得到更加有效地发挥;另一方面,东部城市和中心城市凭借优越的地理位置、便利的基础设施、较大幅度的政策倾斜以及良好的发展前景,吸引大量人力资本、金融资本以及高技术企业聚集于此,带来规模报酬递增的正外部性,有效提高了技术创新效率和资源配置效率,有利于数字经济作用效果的充分发挥。

表 8 异质性检验

	2011-2014	2015-2018	东部城市	中西部城市	中心城市	外围城市
Dige	0.024*(0.014)	0.115*** (0.042)	0.081*** (0.029)	0.366 (0.314)	0.362*(0.211)	0.089*** (0.033)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1136	1136	800	1472	280	1992
R ²	0.006	0.013	0.074	0.181	0.171	0.025

六、研究结论与政策建议

1. 研究结论

在高质量发展背景下,以提升 TFP 为重点,培育经济发展新动能成为政学两界共同关注的热点问题。本文立足数字经济快速发展并且与经济社会各领域融合度不断拓展这一典型事实,从技术创新和要素配置效率两个方面阐释了数字经济驱动 TFP 增长的逻辑机理,在测度城市层面数字经济发展指数的基础上,综合运用面板固定效应模型、分位数回归、工具变量法、中介效

应模型和空间面板 SAR 模型，多维度检验了数字经济发展对 TFP 的影响效果和影响机制。研究结论如下：第一，数字经济发展有效促进了 TFP 增长，已成为推动我国经济高质量发展的重要驱动力，在充分考虑了潜在内生性偏误、TFP 增长路径依赖性问题之后，该结论依然成立。第二，影响机制检验结果表明，数字经济发展能够通过促进技术创新和优化要素配置效率等途径推动 TFP 增长。第三，数字经济对 TFP 的影响具有显著的正向空间溢出效应，说明数字经济发展有利于城市间协同高质量发展格局的形成。第四，数字经济发展对 TFP 的作用效果具有显著的异质性特征。具体而言，在时间层面，2015 年之后，数字经济发展对 TFP 的促进作用显著增强；在区域层面，相比于中西部城市和外围城市，东部城市和中心城市所享受到的数字经济发展红利更加明显。

2. 政策建议

本文不仅为数字经济发展如何影响 TFP 提供了经验证据，而且还为政府部门制定和实施相关政策提供了科学依据。

第一，夯实数字经济的技术基础，持续拓展数字经济与实体经济融合的广度和深度。一方面，政府应进一步加大数字基础设施的投资力度，加快数字中国建设速度，尤其是通过加快 5G 商用、大数据以及人工智能应用等途径，夯实数字经济的技术基础，充分释放并巩固数字经济发展带来的红利优势。另一方面，政府应鼓励并引导传统产业进行数字化转型，例如，通过提供技术培训、税收优惠等方式降低企业进行数字化转型的技术壁垒和技术成本，使得企业能够充分利用数字技术实现效率提升。

第二，重视数字经济发展水平存在区域差异这一客观事实，实施差别化、动态化的数字经济战略。首先，鼓励各城市结合自身经济发展状况以及要素禀赋，因地制宜地发展数字经济。其次，针对数字经济发展水平相对较低的城市，尤其是中西部城市和外围城市，上级政府应给予更多的政策倾斜，加快推进落后地区数字基础设施建设，提高数字基础设施覆盖面，推动城市之间协同高质量发展。最后，依托数字经济的空间溢出效应，充分发挥数字经济发展水平较高城市的辐射和带动作用，促进低水平地区的 TFP 快速提升，实现区域一体化发展。

第三，立足技术创新和要素配置效率两大作用渠道，探索数字经济驱动 TFP 增长的多维路径，充分发挥数字经济的作用效果。一方面，政府应加大科技教育投入力度，提高创新型人才培养质量，强化知识产权保护力度，为技术创新提供资金、人才以及制度支持，充分释放技术创新潜力。另一方面，进一步破除阻碍生产要素与研发要素流动的体制机制障碍，畅通要素流动渠道，促使其能够在较短时间内实现跨部门、跨区域有序流动和高效配置。

参考文献:

- [1]. Acemoglu, D., and P. Restrepo. The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment. *American Economic Review*, 2018, 108 (6) :1488-1542.
- [2]. Acemoglu, D., and P. Restrepo. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*, 2020, 128 (6) :2188-2244.
- [3]. Brynjolfsson, E., and L. Hitt. Paradox Lost? Firm-level Evidence on the Returns to Information Systems Spending. *Management Science*, 1996, 42 (4) :541-558.
- [4]. Elhorst, J. P. Matlab Software for Spatial Panels. *International Regional Science Review*, 2014, 68 (2) :401-420.
- [5]. Graetz, G., and G. Michaels. Robots at Work: The Impact on Productivity and Jobs. *Review of Economic and Statistics*, 2018, 100 (5) :753-768.

-
- [6]. Nunn, N., and N. Qian. US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, 2014, 104(6):1630-1666.
- [7]. Solow, R. M. We'd Better Watch Out. *The New York Review of Books*, 1987, 36.
- [8]. Varian, H. R. Computer Mediated Transactions. *American Economic Review*, 2010, 100(2):1-10.
- [9]. 白俊红、卞元超：《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》，《中国工业经济》2016年第11期。
- [10]. 蔡昉：《中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型》，《中国社会科学》2013年第1期。
- [11]. 丁志帆：《数字经济驱动经济高质量发展的机制研究：一个理论分析框架》，《现代经济探讨》2020年第1期。
- [12]. 杜传忠、张远：《数字经济发展对企业生产率增长的影响机制研究》，《证券市场导报》2021年第2期。
- [13]. 郭家堂、骆品亮：《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗？》，《管理世界》2016年第10期。
- [14]. 韩峰、阳立高：《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》，《管理世界》2020年第2期。
- [15]. 韩会朝、徐康宁：《智能化改造对我国企业生产率的影响研究》，《南京社会科学》2020年第4期。
- [16]. 韩先锋、宋文飞、李勃昕：《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》，《中国工业经济》2019年第7期。
- [17]. 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。
- [18]. 刘传明、马青山：《网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验》，《中国人口科学》2020年第3期。
- [19]. 邱子迅、周亚虹：《数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析》，《财经研究》2021年第4期。
- [20]. 单豪杰：《中国资本存量K的再估算：1952~2006年》，《数量经济技术经济研究》2008年第10期。
- [21]. 孙博、刘善仕等：《企业融资约束与创新绩效：人力资本社会网络的视角》，《中国管理科学》2019年第4期。
- [22]. 孙杰：《从数字经济到数字贸易：内涵、特征、规则与影响》，《国际经贸探索》2020年第5期。
- [23]. 孙早、侯玉琳：《人工智能发展对产业全要素生产率的影响——一个基于中国制造业的经验研究》，《经济学家》2021年第1期。
- [24]. 唐松、伍旭川、祝佳：《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》，《管理世界》2020年第5期。

-
- [25]. 王开科、吴国兵、章贵军：《数字经济发展改善了生产效率吗》，《经济学家》2020年第10期。
- [26]. 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。
- [27]. 易行健、周利：《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》，《金融研究》2018年第11期。
- [28]. 余文涛、吴士炜：《互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲》，《财贸经济》2020年第5期。
- [29]. 张腾、蒋伏心、韦朕韬：《数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能？》，《经济问题探索》2021年第1期。
- [30]. 赵涛、张智、梁上坤：《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》，《管理世界》2020年第10期。

注释：

1 地理距离空间权重矩阵 (W_d) 设定为两城市之间地理距离的倒数；经济距离空间权重矩阵 (W_e) 设定为两城市样本考察期内人均 GDP 平均值之差的绝对值的倒数；参考韩峰和阳立高 (2020) 的研究思路，对地理和经济距离嵌套空间权重矩阵 (W_{de}) 进行设定，即 $W_{de}=0.5W_d+0.5W_e$ 。