



数字技术、融合创新对地区全要素生产率 影响机理研究

刘夏 任声策 杜梅

(同济大学 上海国际知识产权学院,上海 200092)

摘要:提高全要素生产率是高质量发展的关键。数字技术创新则是新一轮科技革命的焦点,如何优化数字技术创新资源配置,提升数字技术对全要素生产率的积极作用至关重要。在系统梳理现有研究成果的基础上,使用专利数据构建“省份—地区”层面的三大类创新指数:数字技术创新指数、数字技术与其他技术的融合创新指数以及一般大类技术创新指数,进一步识别以数字技术为驱动的生产力提升路径。基准回归结果表明:数字技术对地区全要素生产率提升具有显著的积极效应,在考虑内生性并经一系列稳健性测试后依然成立。一般大类技术创新在2012年之前呈现显著的正效应,但在2004—2018年的全样本范围内显著性减弱,存在创新资源配置低效现象。在此基础上,使用门槛效应的实证检验发现,在前期全要素生产率高区的地区,融合创新更能发挥对全要素生产率的提升效应。对比企业与高校科研院所的创新,后者仅在全要素生产率高区对于技术进步能够产生显著的提升效应,需要进一步挖掘和释放。

关键词:数字技术;融合创新;全要素生产率;地区差异;门槛效应

中图分类号:F207 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-0241(2023)11-0063-16

0 引言

全要素生产率是“在各种要素投入水平既定的条件下,所达到的额外生产效率”,是度量经济质量发展的重要指标。中国人民银行调查统计司课题组的测算结果显示,以全要素生产率为代表的技术进步和资源配置效率改善等因素对我国经济增长的贡献稳步增长,在1979—2020年之间年均增长3.40%,对经济增长的贡献约36.60%。然而,和发达地区国家比,我国的全要素生产率水平依然存在较大差距。根据佩恩表(Penn World Table)统计计算,2020年我国全要素生产率水平仅为美国的一半,并且在2012年之后呈现下滑趋势,各省

份的全要素生产率呈现地区差距扩大的空间特征。我国经济已进入新发展阶段,需要通过高质量发展实现第二个“一百年”奋斗目标。党的十九大报告中强调“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,必须坚持质量第一、效益优先,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”^①。因此,如何进一步提升全要素生产率成为新发展阶段需要回答的关键问题。

当下,以人工智能、大数据为代表的新一代数字技术正在驱动新一轮科技革命,不仅直接拉动新经济、新业态的发展,同时与其他产业技术融合多角度推动全要素生产率提升。一方面,主要国

收稿日期:2022-11-29

基金项目:国家自然科学基金项目(72072129,72304209)

作者简介:刘夏(1988—),女,汉族,河南平顶山人,同济大学上海国际知识产权学院助理教授,研究方向:创新经济、知识产权管理;任声策(1975—),男,汉族,安徽寿县人,同济大学上海国际知识产权学院教授、博士生导师,研究方向:企业战略管理、创新创业与知识产权管理;杜梅(1995—),女,汉族,江苏徐州人,同济大学上海国际知识产权学院博士研究生,研究方向:创新创业与知识产权管理,数字创新。

通信作者:任声策,renshengce@tongji.edu.cn

家纷纷将数字经济上升为国家战略。2016年,G20杭州峰会通过了《二十国集团数字经济发展与合作倡议》,“数字经济”首次列入G20创新增长重要议题。中国信通院发布的《全球数字经济白皮书》统计显示,2020年,47个国家数字经济增加值规模达到32.60万亿美元,同比名义增长3%,占GDP比重为43.70%。2021年3月12日,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》,明确提出“打造数字经济新优势”^②,到2035年,数字经济核心产业增加占GDP比重的10%。可以预见,后续各地区对于数字经济相关技术产业发展的投入会进一步加强。

基于宏观经济理论,技术创新是全要素生产率的关键驱动因素之一。技术创新投入、产出以及新技术的溢出与扩散对地区全要素生产率的提升产生直接的促进作用(Aghion et al, 2006; Acemoglu et al, 2014; 蔡昉, 2021)。然而,尽管理论和实践界均非常重视数字经济发展的讨论,其作用机理并不清晰。早期有“索罗悖论”认为“除了生产率以外,计算机的作用无处不在”,后续研究进一步解释了信息通信技术(Information and Communications Technology, ICT)对经济增长的影响路径,认为创新主体所拥有的基础资源、人力资本以及区域产业政策将与信息通信技术共同作用于地区经济发展。我国学者中,也陆续使用中国经验数据验证了互联网融合(郭家堂等, 2016; 潘毛毛等, 2020)、数字经济基础设施建设(李健旋等, 2022)对全要素生产率的促进作用。如今,数字技术广泛嵌入到其他技术领域,创新模式以及对经济增长的作用路径更为丰富,数字技术创新究竟如何影响全要素生产率?是否会产生“新索罗悖论”等关键问题仍需要进一步解答。

本文延续文献中生产率增长的理论框架,通过对地区数字技术创新、数字技术融合创新以及一般大类创新的测度,就数字技术影响经济增长质量的机理开展实证分析。具体而言,本文采集了29个省

份在2004—2018年的专利申请面板数据,基于国际经合组织所发布的数字技术专利分类信息,完成对各省3类创新能力的测度。在此基础上,细致评估了数字技术创新、融合创新以及一般大类创新对地区全要素生产率影响的作用路径及条件。尝试回答三方面问题:(1)数字技术创新、融合创新以及一般大类技术创新如何影响地区全要素生产率?如何影响全要素生产率中的技术进步以及技术效率两大类分解指数?(2)数字技术创新的生产率效应作用条件是什么?是否存在地区差异?(3)企业与高校的数字技术创新效应有何差异?

本文的贡献主要体现在3个方面:第一,首次构建了基于专利数据的“省份—年份”层面的数字技术创新指标能够更准确测度数字技术创新的发展水平,并且提供信息安全、人工智能等细分技术领域的测度以及高校、企业等不同创新主体层面的差异分析,为数字技术创新研究提供了新的实证研究数据测量方法。在进一步分析部分,使用主成分分析法构建了数字经济基础设施指数,讨论了专利数据与经济统计数据的相关性、互补性与差异性。第二,从数字技术创新路径视角,为“索罗悖论”提供中国地区技术与经济发展的经验分析,对既有文献具有重要的补充意义。第三,区分企业与高校科研院所的数字技术创新效应,丰富数字技术对地区生产率提升的机制分析,为地区差距形成和创新政策有效性提供解释。

1 文献综述

1.1 技术创新对经济增长的作用

技术创新对经济增长的作用已成共识。索罗模型认为,在国内生产总值保持长期均衡状态期间,资本存量和劳动力均以相同速度增长,而外生的技术进步是解释各国经济增长差异的重要作用因素。之后,Aghion等(2006)基于熊彼特创新模型,提出技术创新的内生性影响,认为微观主体的研发投入(R&D)同时影响着创新效率和经济增长。一方面,新技术与新产品会带来新的市场需

求,带动相关行业规模效应以及相关要素投入;另一方面,技术产品创新也会带动组织结构创新,推动市场主体更有效率地实现各类资源配置与生产。

现有实证研究已经证明了研发投入对全要素生产率具有正向影响。例如,Griliches(1979)所检验的美国133家企业在1966—1977年间的研发资本投入与生产率关系;Guellec et al(2001)提供的16个OECD国家在1980—1998年间的经验数据等。基于中国省份的经验证据,虽然存在滞后性以及地区差异,但也有充分的经验证据显示了研发投入对于全要素生产率的积极作用(吴延兵,2006)以及空间溢出效应(张同斌等,2016)。

通过对全要素生产率的分解,已有研究还探讨了技术进步与技术效率的作用变化。例如,颜鹏飞等(2004)基于1978—2001年中国省份数据的实证检验,认为这一阶段中国全要素生产率的增长主要来自技术效率的提高,1992年之后追赶效应小时,技术进步成为各个地区生产率差异的主要原因。柳卸林等(2021)分解了2007—2017年间中国省份层面全要素生产率,认为其主动因素由技术进步转变为技术效率的提升,相对于快速发展地区,创新对于创新跟随者及落后地区的追赶效应更加显著。

除此之外,学者们进一步分析了不同创新活动测度对全要素生产率的作用。Crépon等(1998)构造了研发投入、研发产出以及企业生产力的结构方程,发现相对于创新投入,企业的生产率更加依赖于企业的创新产出。程惠芳等(2014)发现,控制知识资本投入情况下,不同技术水平企业的全要素生产率存在明显差异。唐未兵等(2014)使用我国1996—2011年省区数据,考察了技术创新与技术引进对经济增长方式转变作用的差异,发现在这一阶段,外资技术溢出更容易提高本地企业生产技术水平,对经济增长具有显著正向作用。

1.2 数字技术创新对全要素生产率的作用

创新研究中,对于数字技术的讨论能够进一步

理解数字技术与全要素生产率的关系。通过对现有研究的梳理,数字技术影响经济增长的作用路径可以概括为以下3个方面。

第一,数字产业化,拉动直接的要素投入。与传统技术相比,以信息技术为核心的数字技术本身所形成的软件、设备、传感器等高新技术产业具有较高的创新收益,不断吸引资本对相关领域的投资。例如,美国在1995年—1999年ICT技术发展推动了计算机硬件价格下降近30%,直接推动了计算机产业的资本深化。Li等(2021)、杨慧梅等(2021)实证研究也验证了我国过去二十年电子信息制造业投资与产业规模的持续增长,且每增加1%的ICT投资,全要素生产率增加约1.80%。基于中国经验数据的实证研究认为,ICT硬件投资、互联网发展对于经济产生贡献比重呈现出持续增长趋势(蔡跃洲等,2019;潘毛毛等,2020)。

第二,提升工业部门生产力,优化整体资本配置效率,提高各部门要素间的协同性。一方面,信息技术、自动化、机器人等技术能够缩短生产时间,显著提升制造企业的生产效率;降低了企业人力资本、市场销售等管理成本;间接促使更多资本投入辅助设备、高技术人员的聘用,以及其他有效资产,协助创新主体进行知识与技术的重组,显著提升各类技术的创新效率(Kromann et al, 2020; 刘启雷等, 2022),并通过技术进步促进全要素生产率的增长(刘平峰等, 2021)。另一方面,一个市场主体采用了例如电子邮箱、企业信息管理系统(ERP)等计算机技术,不仅提升自身的生产效率,同时基于互联网网络效应(network externalities)带动上下游产业链生产效率,提高各部门要素的协调性(郭家堂等, 2016; 蔡跃洲等, 2019)。程名望等(2019)发现ICT服务业资本对中国经济增长具有显著的促进作用。此外,数字技术发展到一定阶段实现相关设备成本的降低,从而推动传统产业链的升级以及总体生产率的提升,而资源错配则会降低企业产出水平,进而影响全要素生产率

(李慧泉等, 2022)。

第三,推动融合创新,实现产业数字化。Teece (2018)认为数字技术具有使能属性,即能够嵌入到其他技术领域,带动多技术领域以及商业模式的创新。Kromann等(2020)使用跨国数据印证了工业机器人投入对纺织、汽车、食品等九大基础行业生产率的积极作用。以国际专利分类(International Patent classification, IPC)共类分析为基础,人工智能技术也呈现出多领域的融合趋势(陈悦等, 2021)。基于互联网、大数据、云计算、人工智能等数字技术,推动实体经济和数字经济高度融合发展,将成为我国“十四五”时期工业发展的重要战略。

1.3 新索罗悖论及原因

在20世纪80年代,索罗提出了美国计算机快速发展但生产率增速减缓的悖论(Arrow, 1969)。Acemoglu等(2018)再次观测到美国人工智能技术相关专利数据增长超过经济增长的创新特征,提出了“新索罗悖论”。Dedrick等(2013)使用跨国数据发现,ICT资本投入对发展中国家的平均劳动生产力以及经济增长并没有显著的推动作用。

针对“新索罗悖论”,现有研究认为主要原因在于两方面。一是数字技术带动经济增长的时滞性。例如,韩宝国等(2014)观察到互联网对全要素生产率呈现非线性的促进作用。在中间阶段,作用并不显著。但在网民人口比例较低或较高规模时,互联网对全要素生产率发挥显著积极作用。二是电信基础设施水平,高技术人才等互补性条件。例如,Bloom等(2012)发现ICT技术产业发展存在显著的空间集聚特性,只有经济发展水平近似的地区,ICT技术的网络溢出性才能发挥作用。在1980—2000年间,ICT技术对美国经济增长的贡献率就远高于法国、德国、荷兰等欧大陆国家。基于中国的经验数据研究,谢莉娟等(2020)发现,只有达到一定互联网普及率,ICT投资促进技术效率提升作用才能够显现。

综上,近年来针对数字经济下全要素生产率增长的研究已经取得丰硕成果,但测度层面,由于数据可获得性的局限,通常使用ICT投资、互联网普及度等经济统计数据,并不能充分揭示数字技术创新活动对全要素生产率的作用路径。本文将结合专利数据构建三大类创新指数,将全要素生产率分解为技术效率和技术进步,丰富在“省份一时间”层面的数字技术创新对全要素生产率影响路径研究。

2 研究设计

2.1 数据样本

考虑数据可得性与数据质量,本文选取除西藏、海南、台湾、香港、澳门之外的29个省市自治区作为研究对象,数据主要来源于两个部分:一是2000—2018年期间的地区人口、经济增长等经济数据,数据来源为《中国统计年鉴》;二是本文所构建的数字技术相关创新指数。基础数据来源于国家知识产权局所公开的发明专利申请文档的信息提取。

2.2 变量定义和数据描述

2.2.1 被解释变量

全要素生产率。根据研究设计,本文的主要被解释变量为各省份样本期间的全要素生产率。参考许培源(2012),本文使用非参数法的Malmquist指数法对核心被解释变量,地区全要素生产率变化指数(TFP)、技术进步变化指数(TECH)以及技术效率变化指数(EFF)进行估计。测算时所用的产出变量和投入变量如下:

(1) 产出变量:选取29个省份的生产总值(GDP)作为产出变量,选取各省的GDP指数作为折算指数,以2000年为基期进行调整。稳定性检验以及扩展性讨论中使用工业增加值进行TFP的计算。

(2) 投入变量:劳动力投入 L 和资本投入 K 。基于文献,使用各省份全社会就业总人口衡量劳动力投入;资本投入使用张军等(2004)永续盘存

方法计算得出。估计公式为:

$$K_{it} = K_{i(t-1)}(1 - \delta_{it}) + I_{it}/P_{it}$$

其中, i 代表省份, t 代表年份, K 代表实际的固定资本存量, I_{it} 代表当期固定资本形成总额(当年价), 使用固定资产投资价格指数 P_{it} 进行平减计算; δ 为折旧率, 设为 9.6%, 初始资本存量使用张军等(2004)计算出的 2000 年当前价格基本存量。2018 年起,《中国统计年鉴》不再公布各省份“固定资本形成总额”。因此, 使用分地区固定资产投资(不含农户)比上年增长情况进行估算。

据表 1 所示, 由于本文计算全要素生产率的基期为 2000 年, 在 2004 年已经出现较为明显的生产率差异。起始全要素生产率高的地区包括上海、四川、天津、山东、山西、广东、江苏、河北、河南、浙江、湖北、福建、山西、黑龙江等。在 2004—2010 年间, 地区全要素生产率超过 2/3 的地区均呈现显著增长, 全国平均增长率为 9.54%, 但是在 2010—2018 年间, 仅有天津、上海、北京、内蒙古等的地区全要素生产率实现持续增长, 全国平均变化率为 2010 年的 89.5%。通过对比 2010 年与 2018 年的地区全要素生产率发现大部分地区呈现先增长后放缓的趋势, 该结论与杨慧梅等(2021)文献研究结

果一致。

2.2.2 解释变量

三类技术创新指数。为了检验不同类型创新对地区生产率影响, 本文使用专利申请数据构建“省市一年份”层面的创新指数。指数构建包含 3 个步骤。第一步, 使用 IPC 四级分类号对技术类型进行识别。基于专利审查流程, 专利申请接受后, 审查系统会基于专利申请文本的标题、摘要、以及权利要求内容进行文本聚类, 标记对应的技术分类号。审查员基于系统标记的专利分类号进行相关的在先技术检索, 以及专利申请的新颖性、创造性和非显而易见性的比对。

本文使用国际经合组织(OECD)所公布的数字技术相关技术的专利分类号, 基于文献中的 IPC 共类分析方法, 对本文的中国专利样本进行技术类型的识别。将如图 1 所示, 使用如果专利 i 包含且仅包含数字技术相关专利分类号, 则标记为 A 类—数字技术相关专利(digital tech, 简称 DT); 如果专利 i 不仅包含数字技术相关专利分类号, 同时包含其他技术大类的专利分类号, 则计为 B 类—融合创新(integrated digital, 简称 ID); 如果所有技术分类均不属于数字技术相关, 则计为 C 类—传统技

表 1 2004 年—2018 年各省份 Malmquist 生产率变化

省份	2004年 TFP	2010年 TFP	占比/%	2018年 TFP	占比/%	省份	2004年 TFP	2010年 TFP	占比/%	2018年 TFP	占比/%
天津	1.434	1.654	115.342	2.426	146.675	青海	1.285	1.491	116.031	0.931	62.441
江苏	1.410	1.963	139.220	1.950	99.338	广西	1.280	1.015	79.297	0.796	78.424
广东	1.392	1.651	118.606	1.343	81.345	安徽	1.276	1.348	105.643	1.110	82.344
浙江	1.370	1.735	126.642	1.710	98.559	新疆	1.272	1.584	124.528	1.184	74.747
上海	1.365	2.012	147.399	2.437	121.123	湖南	1.271	1.289	101.416	1.054	81.769
山西	1.365	1.140	83.516	0.971	85.175	辽宁	1.265	1.443	114.071	1.343	93.070
山东	1.355	1.516	111.882	1.464	96.570	北京	1.264	1.621	128.244	1.813	111.845
陕西	1.350	1.342	99.407	1.111	82.787	吉林	1.250	1.129	90.320	0.976	86.448
河北	1.338	1.331	99.477	1.099	82.569	甘肃	1.241	1.308	105.399	1.101	84.174
福建	1.322	1.557	117.776	1.299	83.430	云南	1.237	1.269	102.587	0.782	61.623
黑龙江	1.316	1.379	104.787	1.054	76.432	内蒙古	1.182	1.183	100.085	1.373	116.061
湖北	1.313	1.531	116.603	1.201	78.445	宁夏	1.209	1.259	104.136	0.898	71.326
四川	1.310	1.472	112.366	1.342	91.168	重庆	1.191	1.329	111.587	1.238	93.153
河南	1.302	1.065	81.797	0.788	73.991	贵州	1.209	1.374	113.648	0.957	69.651
全国均值	1.295	1.418	109.498	1.269	89.492	江西	1.178	1.139	96.689	1.056	92.713

术创新相关专利(General Tech, 简称 *GT*)。例如, 专利 P_{ij} 包含 3 类专利分类号, C12H, C12J 以及 H03K, 则该专利既涉及化学冶金类技术, 又涉及电子电学类技术, 在样本中被归为 B 类—数字技术融合创新。

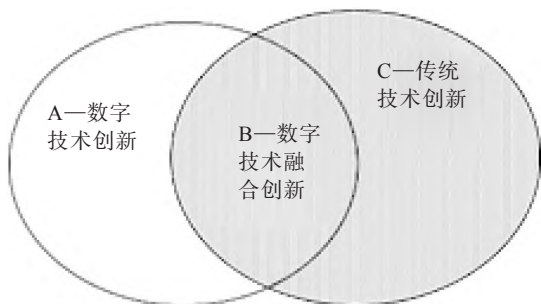


图1 不同类型的创新指数图例

第二步, 使用专利申请信息, 匹配出申请年份、以及申请人地址所在省份, 计算“省份—年份”面板为单位的专利申请数量, 作为数字技术创新、数字技术融合创新以及一般大类创新的测度。如图 2 所示, 在 2000—2018 年间, 我国的三大类专利申请都呈现快速增长。一般大类技术专利申请增速更为明显。虚线部分为数字技术以及融合创新技术相关专利占总体专利数量的占比。2005 年之前, 数字技术专利申请的占比约为 10%, 随后快速增长到 15% 左右。由于一般大类技术创新相关专利申请数量的体量与增速, 数字技术相关专利的占比在 2010 年之后稳定在 12% 左右。融合创新相关专利数量占比在 2005 年之前约 10% 左右, 由于其增速低于一般大类技术, 近十年来占比缓慢下降至 5% 以下, 在 2015 年之后有呈现增长趋势。

第三步, 使用专利申请数据构建创新存量指数。包括数字技术存量(digital tech stock, 以下简称 *DTS*), 数字技术融合创新存量(integrated digital stock, 以下简称 *IDS*)以及传统技术创新存量(general tech stock, 以下简称 *GTS*), 具体测算公式如下:

$$PStock_{it} = PStock_{it-1}(1 - \delta_{it}) + Filing_{it}$$

$PStock_{it}$ 为当年的相关专利申请存量, $Grant_{it}$ 为当年的相关专利授权量。 $PStock_0$ 为起始年份 2000

年当年的相关专利申请除以当年的专利申请增长率。对应上文, 折旧率同样设置为 9.60%。使用存量指标与申请指标的区别在于, 申请数量反应的是当年的专利申请趋势, 较多受到企业现金流情况、专利资助政策等宏观冲击影响; 而存量指标能够反映科技创新的累积。

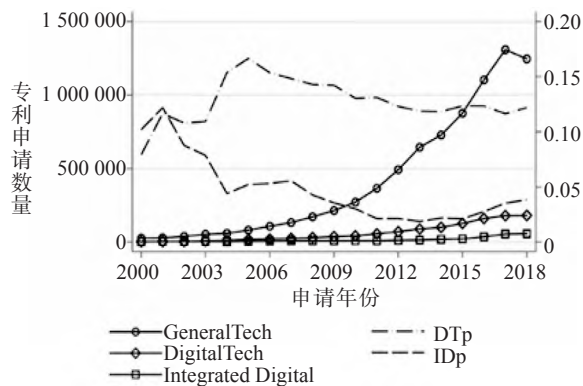


图2 不同类型技术创新的发展趋势(2000—2018年)

除此之外, 本文将使用专利申请人的名称特征, 识别出专利申请人为企业还是高校、科研院所(下文简称 *PRO*), 构建“省份—年份”层面的 3 类企业创新指数以及高校创新指数, 用于本文的进一步讨论分析。

为进一步讨论数字技术创新与其他类型数字经济基础设施指数的相关性、互补性与差异性, 本文使用主成分分析法构建数字经济基础设施指数(*Infrastructure*)。参考文献(杨慧梅等, 2021), 选用互联网上网人数、移动电话年末用户、信息技术服务收入作为基础建设指标, 使用主成分分析法进行指数构建。其中, 由于数据获得的有限性, 只能构建 2012 年以及 2016 年两年的数字经济基础设施指数, 分别记为 *Infrastructure*2012 以及 *Infrastructure*2016。如表 2 所示, 本文所构建的 3 类创新指数中, 数字技术创新($\ln DTS$)与数字经济基础设施指数(*Infrastructure*2012, 2016)具有最高的相关性, 分别为 0.68 与 0.72。一般技术创新指数($\ln GTS$)与融合创新指数($\ln IDS$)与数字经济基础设施指数(*Infrastructure*2012, 2016)并不存在高度相关, 分别为

0.55和0.53、0.59和0.54。总体上看,本文所构建的基于专利计量的创新指数,不仅能够更加精确反映数字经济核心技术创新情况,同时还能够测量融合性创新等更丰富的地区技术创新水平,并与一般大类技术创新进行对比,在数据准确度与时间地理覆盖范围层面也具有较明显优势,能够丰富数字技术创新与地区生产率关系研究。

表2 不同类型创新指数与数字经济基础设施指数的相关性

变量	1	2	3	4	5
1. Infrastructure2012	1.000				
2. Infrastructure2016	0.975***	1.000			
3. ln GTS	0.547***	0.592***	1.000		
4. ln IDS	0.532***	0.542***	0.573***	1.000	
5. ln DTS	0.685***	0.723***	0.855***	0.772***	1.000

2.2.3 控制变量

地区经济发展水平。为了得到无偏估计结果,本文增加城镇化、教育投入、等变量加以控制。其中,城镇化(*Urban*),使用各省份非农业人口比重;教育投入(*Education*)使用教育经费统计数据;人力资本(*University*),参考以往研究(何小钢等,2020),使用普通高等学校数;研发投入(*IndustryRD*)为规模以上工业企业研发投入额。

2.3 模型设定

将上述的数据和指标整合成2004—2018年省份层面的面板数据,本文首先探讨3类创新对地区生产率的关系,基准回归模型设定如下:

$$TFP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln DTS_{it-1} + \beta_2 \ln ITS_{it-1} + \beta_3 \ln GTS_{it-1} + \Theta Controls_t + Province_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

其中,被解释变量为 TFP_{it} ,解释变量包括数字技术创新($\ln DTS$),数字技术融合创新($\ln ITS$),以及一般大类技术创新($\ln GTS$)。 $Controls$ 代表城镇化、教育投入、人力资本等控制变量,同时考虑省份、年份的固定效应,以及随机扰动项。下标*i*代表省份,*t*代表年份。表3汇报了本文主要变量的描述性统计信息。

3 实证分析

3.1 基准回归结果

本文首先检验不同类型创新对于地区全要素生产率的影响。如表4所示,3类创新并没有如理论假设预期全部显示出正向效应。首先,在第(1)列~第(3)列中,模型使用随机效应在控制城镇化、人力资本(高等院校数量)、研发投入(规模以上工

表3 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFP</i>	<i>TFP</i> 指数	1.348	0.287	0.747	2.437
<i>EFF</i>	技术效率变化指数	0.911	0.137	0.545	1.256
<i>TEC</i>	技术进步指数	1.579	0.628	0.785	5.191
<i>Infrastructure2012</i>	数字经济基础建设2012	-0.256	0.857	-1.123	2.433
<i>Infrastructure2016</i>	数字经济基础建设2016	0.291	1.065	-0.672	3.386
<i>Education</i>	Ln(教育投入)	15.504	0.866	12.325	17.569
<i>Urban</i>	城镇化人口占比	0.422	0.091	0.238	0.662
<i>University</i>	Ln(高等院校数量)	4.224	0.602	2.197	5.118
<i>IndustryRD</i>	Ln(规模以上工业企业研发投入总额)	13.574	1.528	9.910	16.864
<i>lnGTS</i>	Ln(大类创新专利申请存量指数)	10.138	1.484	6.194	13.781
<i>lnGTS_Company</i>	Ln(企业大类创新专利申请存量指数)	9.068	1.849	4.138	13.392
<i>lnGTS_PRO</i>	Ln(高校科研院所大类创新专利申请存量指数)	8.669	1.571	4.830	11.944
<i>lnIDS</i>	Ln(融合数字创新专利申请存量指数)	6.699	1.635	2.721	10.703
<i>lnIDS_Company</i>	Ln(企业融合数字创新专利申请存量指数)	5.863	2.126	0.477	10.492
<i>lnIDS_PRO</i>	Ln(高校科研院所融合数字创新专利申请存量指数)	5.650	1.813	0.000	9.166
<i>lnDTS</i>	Ln(数字技术专利申请存量指数)	7.463	1.841	4.135	12.370
<i>lnDTS_Company</i>	Ln(企业数字技术专利申请存量指数)	6.482	2.378	0.000	12.225
<i>lnDTS_PRO</i>	Ln(高校科研院所数字技术专利申请存量指数)	5.977	2.225	0.000	10.594

注: $\ln GTS_Company$ 、 $\ln IDS_Company$ 以及 $\ln DTS_Company$ 为基于企业专利申请数据计算得出的3类创新指数; $\ln GTS_PRO$ 、 $\ln IDS_PRO$ 以及 $\ln DTS_PRO$ 为基于高校科研院所专利申请数据得出的3类创新指数

业企业研发投入总额)的特征下,分别估计3类创新对地区全要素生产率的促进效应。第(4)列为融合创新与一般创新的共同作用。由于数字技术创新($\ln DTS$)的通胀因子 >5 ,具有较高的共线性风险,因此进行删除。估计结果显示,单独检验3类创新指数对全要素生产率的作用,仅有数字技术创新指数($\ln DTS$)呈现了在0.10%以上显著性水平上的正相关($\beta=0.048, p<0.001$)。一般大类创新($\ln GTS$)呈现出与理论预期相反的负效应($\beta=-0.028$ 以及 $\beta=-0.048$),可能的原因在于:我国各地区的全要素生产率在2012年之后部分出现停滞或减缓的情况,但大部分地区的创新研发投入仍在快速增长,存在研发资本投入与技术吸收、转化能力不匹配的情况,尚未充分发挥创新支撑经济增长的作用。

本文也尝试加入数字经济基础建设指数(*Infrastructure*2012)、地区教育投入(*Education*),但是削弱了核心解释变量的显著性,且通胀因子 >10 ,呈现严重的多重共线性,因此未在基准回归中保留。

3.2 数字技术创新对技术效率与技术进步的影响分析

本文进一步对数字技术创新对全要素生产率内部结构变化的影响进行分析,即探究数字技术创新对技术效率和技术进步的影响。基于文献,我国的技术进步(*Tech*)较多来源于国外先进技术的引进和吸收,随着经济发展,后发优势空间缩

小,技术引进和吸收作用对经济增长的推动作用减弱。基于设定模型估计结果显示(见表5),我国数字技术创新($\ln DTS$)、一般大类技术创新($\ln GTS$)影响着技术进步,在0.10%显著性水平上呈现显著性正相关($\beta=0.287$ 以及 $\beta=0.317$),但数字技术融合创新($\ln IDS$)对技术进步的提升的提升效应并不稳健。在一般大类技术创新($\ln GTS$)指数后,呈现负效应($\beta=-0.001$)。一般大类技术创新($\ln GTS$)对技术效率(EFF)提升具有促进作用,在0.10%显著性水平上呈现正相关($\beta=0.063, p<0.001$)。融合创新($\ln IDS$)对技术效率(EFF)在1%显著性水平上呈现显著负相关($\beta=-0.018, p<0.01$),可能原因在于:数字技术创新中,例如宽带、互联网等技术能够直接拉动要素投入,取得高额创新收益,产生生产率效应。融合创新表现为一般大类技术与数字技术的结合,产业化过程中相对更需要互补技术协同创新支持以及人员技能升级,难以在短期内转化成技术效率。

3.3 内生性稳定性检验

内生性问题包括经济质量较高的省份地区主动选择数字技术或数字技术融合创新,而不是创新促进经济增长。本文在基准回归中已经使用创新指标的一阶滞后变量以及固定效应模型,以减轻双向因果导致的内生性问题。表6采用二期滞后项、GMM动态面板模型、更换测度指标提供更多内生性问题处理。

表4 数字技术与地区全要素生产率:基准回归

变量	全样本				2012年之前			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln DTS$	0.015			0.026**	0.038***			0.024**
$\ln DTS$		0.048***				0.091***		
$\ln GTS$			-0.028	-0.048**			0.158***	0.141***
<i>Urban</i>	-1.306***	-1.775***	-0.660*	-0.730**	0.411	-0.115	-0.355	-0.415
<i>University</i>	-0.001	-0.023	0.011	0.051	0.115**	0.059	-0.071	-0.032
<i>IndustryRD</i>	0.008	-0.006	0.024	0.016	-0.026	-0.038**	-0.048***	-0.056***
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.973***	0.868***	0.954***	1.976***	0.851***	1.070***	0.940***	
观测值	435.000	435.000	435.000	435.000	261.000	261.000	261.000	261.000

注:***、**、* 分别表示在 0.10%、1%、10%的水平上显著,下同

第一,使用解释变量的二期滞后项。基于文献,创新对于生产率的影响具有滞后性,在稳健性检验中,本文将使用二期滞后再次进行参数估计。表6的第(1)列汇报了数字技术创新指数(lnDTS)滞后两期估计结果,与基准回归中的估计结果基本一致,在0.10%显著水平上呈现显著性($\beta=0.048, p<0.001; \beta=0.052, p<0.001$);融合创新(lnIDS)在基准回归与稳健性检验中均不显著。而一般大类技术创新(lnGTS)的系数在全样本的回归检验中呈现显著为负($\beta=-0.045, p<0.001$),表明前文得出的结论具有较好的稳健性。第(3)列和第(4)列的汇报各解释变量对技术进步(TECH)与

技术效率(EFF)的作用效应,估计系数无显著变化,表明前述创新效应的结论稳健。

第二,工具变量法。参考全要素生产率影响因素相关文献,如郭家堂等(2016),本文继续选择工具变量法对内生性问题进行进一步处理,即使用主要解释变量数字技术创新指数(lnDTS)的一期滞后作为工具变量,控制时间固定效应和地区固定效应,使用2SLS方法进行回归。表6的回归结果(5)~(6)显示,数字技术创新指数(lnDTS)、融合创新(lnIDS)、以及一般大类技术创新(lnGTS)在全样本以及2012年之前的子样本的估计系数和显著性与基准回归结果并没有显著变化。

表5 数字技术创新、技术进步与技术效率

变量	技术进步(TECH)				技术效率(EFF)			
lnIDS	0.127***				-0.001	-0.001		
lnDTS		0.287***					0.017*	
lnGTS			0.312***	0.317***			0.046***	0.063***
Urban	-6.345***	-9.587***	-8.787***	-8.788***	-0.336	-0.581**	-0.973***	-1.025***
University	0.206	0.209	0.102	0.101	-0.057	-0.065	-0.072	-0.079
IndustryRD	0.159**	0.080	0.085	0.085	-0.011	-0.020	-0.030**	-0.027*
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	否	否	控制	控制	否	否	控制	控制
常数项	0.352	1.481*	0.476	0.474	1.457***	1.564***	1.561***	1.524***
观测值	405.000	405.000	405.000	405.000	435.000	435.000	435.000	435.000
调整的R ²	0.148	0.219	0.203	0.203	0.177	0.189	0.221	0.237

表6 内生性问题

变量	(1) TFP	(2) TFP 2	(3) TECH	(4) EFF	(5) 2SLS	(6) 2SLS2
L2. lnIDS		0.0268	0.017	-0.008		
L2. lnDTS	0.052***					
L2. lnGTS		-0.045*	0.204***	0.034***		
lnIDS					-0.027	0.002
lnDTS					0.097***	0.039*
lnGTS					-0.113***	0.113***
Urban	-2.155***	-0.865*	-0.546**	-0.679***	1.652***	0.152
University	-0.071	0.016	0.036	-0.009	0.066	-0.131*
IndustryRD	-0.013	-0.001	-0.027*	-0.021*	0.013	-0.017
常数项	2.376***	1.9506***	1.1845***	1.2064***	0.796***	0.748***
企业/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LM统计量					[0.000]	[0.000]
Wald F统计量					[26.310]	[26.760]
观测值	377.000	203.000	351.000	377.000	377.000	377.000
调整的R ²	0.427	0.293	0.215	0.165	0.285	0.367

4 进一步分析

前文分析表明,数字技术创新对于地区全要素生产率,尤其是技术进步稳健性显著为正。一般大类技术创新以及融合创新对生产率作用并不稳健。本文将从交互作用以及创新主体特性两方面进一步理解效应背后的机理。

4.1 数字技术与融合创新作用的机理分析

本文使用门槛面板模型进一步探讨融合创新、数字技术创新与一般大类创新对地区全要素生产率的交互作用。基于数字技术的使能特性,理论上能够推动地区一般大类的技术创新,从而影响地区产业升级以及生产效率。因此,本文首先使用数字技术创新($\ln DTS$)为门槛变量。具体估计模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha + \alpha + \beta_1 \ln GTS_{it-1} + \beta_2 \ln IDS_{it-1} \times \ln DTS_{it-1} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_3 \ln IDS_{it-1} \times \ln DTS_{it-1} I(q_{it} \geq \gamma) + \Theta Controls_t + Province_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $I(q_{it} \leq \gamma)$ 为指示函数,但括号内的条件满足时去1,否则取0; q_{it} 为门槛变量; γ 为特定的门槛值; 控制变量同上文一致。本文同时也将检验其他3类门槛效应: (1) 使用数字技术创新($\ln DTS$)作为门槛变量对一般大类技术创新($\ln GTS$)的生产率效应进行检验。(2) 在模型中加入地区生产率的一期滞后变量($\ln TFP_{it-1}$), 探讨地区生产率的前期发展水平对于融合创新($\ln IDS$)作用于地区生产率提升的门槛效应。(3) 检验地区生产率的前期发展水平对数字技术创新($\ln DTS$)的门槛效应。

表7汇报了对上述问题的实证检验结果,数字技术以及地区前期生产率水平两个门槛变量均只呈现显著的单一门槛效应。第(1)列与第(2)列汇报了数字技术创新($\ln DTS$)的门槛效应回归结果。当数字技术创新($\ln DTS$)小于8.97时,融合创新指数($\ln IDS$)对生产率的作用并不显著;当数字技术创新($\ln DTS$)到达临界点以上时,融合创新指

数($\ln IDS$)开始产生显著的生产率提升效应。对此理论解释是:数字技术是融合创新发挥作用的互补性技术之一,数字技术自身发展水平能够带动融合创新提升生产率的正向效应,产生积极的交互作用。其中,跨过数字技术创新($\ln DTS$)门槛值的地区包括北京、上海、江苏、广东、浙江以及2014年之后的天津、陕西、安徽等地区。然而,从第(2)列的估计结果看出,数字技术创新($\ln DTS$)对一般大类技术创新($\ln GTS$)也产生显著的门槛效应,在较高发展水平的地区,与一般大类技术创新($\ln GTS$)共同正向作用于地区的生产率提升。

表7的第(3)列~第(8)列使用地区全要素生产率的前一期发展水平作为门槛变量,汇报了显著的单一门槛效应。对于地区全要素生产率超过1.77的地区,例如上海、江苏、以及2014年之后的天津,融合创新($\ln IDS$)呈现出显著的积极效应,其影响系数从-0.01转变为0.05;对于技术进步($TECH$)的影响也从-0.05转变为显著的0.04,不过对于技术效率(EFF)依然呈现的是显著的抑制效应。数字技术创新($\ln DTS$)的全要素生产率、技术进步($TECH$)、技术效率(EFF)作用一直显著,并且在临界点之上的地区与时间段,其正向效应进一步提升,从0.07提升至0.12,以及从0.16提升至0.23。同样,对技术效率(EFF)的抑制影响并没有减弱。对此的理论解释:数字技术以及融合创新对经济质量的提升作用具有地区差异性,资本及劳动力要素使用效率较低的地区,可能在技术水平、劳动力结构以及管理方面存在瓶颈而无法有效吸收数字技术,进而减弱数字技术创新的经济效应作用。

4.2 企业与高校科研院所创新的作用差异

本文使用申请人信息,进一步对企业创新与高校科研院所的数字技术创新进行区分。如图3所示,大部分地区,企业为主体的专利申请总量为高校科研院所的2~3倍左右,对应的经济涵义可以解释为企业的创新产出体量为高校科研院所的2~3倍。科技企业较为聚集的广东地区,企业的融合

表7 数字技术、融合创新与一般大类技术创新的交互作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP	TFP	TFP	TECH	EFF	TFP	TECH	EFF
lnIDS		0.005				-0.011	-0.050	-0.013*
lnDTS			0.067***	0.161**	-0.002			
lnGTS	-0.019							
Urban	-4.417***	-4.088***	-3.644***	-7.311***	0.099	-3.635***	-7.335***	0.181
University	0.243**	0.243**	0.108	0.299	-0.054	0.113	0.295	-0.078*
IndustryRD	0.063**	0.060**	0.041**	0.035	-0.033***	0.040**	0.035	-0.039***
门槛变量:lnDTS	核心解释变量:lnIDS		核心解释变量:lnGTS					
单一门槛值	8.970	9.288						
0	0.0002	-0.027						
1	0.026**	0.102***						
门槛变量:TFP_1			核心解释变量:lnIDS		核心解释变量:lnDTS			
单一门槛值			1.767	1.945	1.168	1.945	1.945	1.204
0			-0.011	-0.050	-0.035***	0.066***	0.160*	-0.020**
1			0.049***	0.036*	-0.017**	0.118***	0.233***	-0.003
lnGTS			-0.062***	0.094	0.052***	-0.062***	0.097	0.056***
常数项	1.595***	1.538***	2.066***	1.021	1.170***	2.054***	1.024	1.262***
观测值	435.000	435.000	406.000	378.000	406.000	406.000	378.000	406.000
拟合度	0.307	0.307	0.550	0.233	0.321	0.551	0.229	0.350

创新体量是高校科研院所的近10倍,其数字技术创新的体量为高校科研院所的近15倍。上海、北京等地区尽管也聚集了大量的科技型企业,但同时也聚集了大量的高校以及科研院所,因此两类创新提量的占比与全国平均水平较为一致。

表8汇报了两类创新主体的差异性。总体上,企业数字技术创新与融合创新所产生的生产率效应与基准回归对地区总体创新的估计结果较为近似。如第(1)列和第(2)所示,数字技术创新(lnDTS)总体上对地区全要素生产率产生了显著的促进效应,影响系数为0.025。一般大类技术(lnGTS)则产生负效应,影响系数为0.038。地区前一期全要素生产率水平(TFP_{it-1})呈现显著的门槛效应,在临界值1.77以上的地区,融合创新(lnIDS)呈现显著的正向效应。但是对于技术规模发展来说,对于临界值1.17以下的地区,融合创新(lnIDS)甚至产生抑制效应。该抑制效应随着地区全要素生产率上升逐步减弱。

基于高校科研院所的创新指数则呈现较弱的

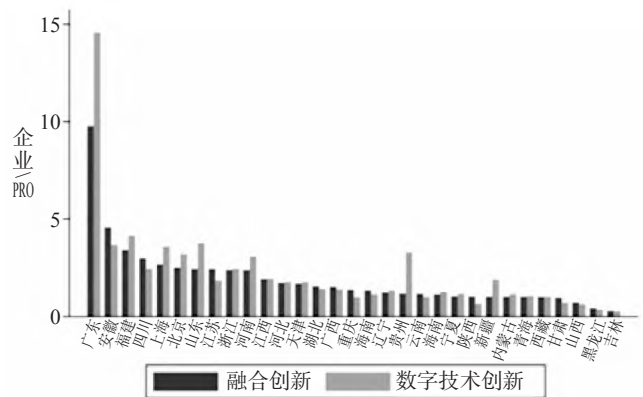


图3 各省市企业与高校创新强度对比

显著性。如第(5)列~第(7)列所示,高校科研院所的数字技术创新(lnDTS)并没有产生显著的生产率提升效应,对技术效率(TE)的作用同样不显著。高校科研院所一般大类技术(lnGTS)对于全要素生产率产生了显著的负效应。地区前期生产率水平(TFP_{it-1})的门槛效应在高校创新指数的作用更加明显。临界值1.85以下的地区,高校科研院所的融合创新(lnIDS)呈现技术进步(TECH)抑制效应,但是没有通过显著性检验。而在临界值1.85

表8 企业与高校创新的生产率效应对比

变量	企业创新				高校及科研院所创新			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TE</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TE</i>	<i>TECH</i>
<i>lnIDS</i>		0.014				0.007		-0.006
<i>lnDTS</i>	0.025**		0.020	-0.009	-0.006		-0.012	-0.013
<i>lnGTS</i>		-0.038*	-0.035*	0.025**		-0.057*		0.015
<i>Urban</i>	1.318***	1.577***	-3.396***	0.433	-1.114**	-0.422	-0.125	-0.218
<i>University</i>	0.059	0.058	0.132	-0.052	-0.019	0.039	0.026	0.009
<i>IndustryRD</i>	-0.034	0.020	0.042*	-0.026**	0.025	0.035	-0.019	-0.013
门槛变量: <i>lnTFP</i> _1,核心解释变量: <i>lnIDS</i>			1.768	1.168				1.846
0			0.003	-0.027***				-0.016
1			0.069***	-0.009				0.090**
常数项	0.836***	0.438**	1.801***	1.198***	1.598***	1.347***	1.087***	0.498
观测值	435.000	435.000	406.000	406.000	435.000	405.000	435.000	378.000
拟合度	0.335	0.095	0.576	0.335				0.280

以上地区,高校科研院所的融合创新(*lnIDS*)呈现了显著的技术进步(*TECH*)提升效应,影响系数由-0.02提升为0.09。

5 结论与启示

本文探究了数字技术创新对地区全要素生产率的作用机理问题。文章使用专利申请数据构建了数字技术创新、数字技术与其他技术融合创新,以及一般大类技术创新3类创新存量指数,结合非参数法的Malmquist指数法计算得出的地区全要素生产率变化指数(*TFP*)、技术进步变化指数(*TECH*)以及技术效率变化指数(*EFF*),针对数字技术对地区经济增长的影响机理与效应进行了实证分析。

理论方面,本文讨论了数字技术产业化、提高创新效率以及融合创新3类作用路径,从数字技术创新与一般技术创新的作用条件差异性视角,对索罗所论述的“计算机无助于生产率提高”的论断进行进一步解释。数字技术作为新兴技术,能够带动总体技术进步及地区生产率提升。融合创新对生产率的带动作用要滞后于数字技术创新。数字技术创新与经济增长的地区差异性不仅因为技术转化能力差异,同时依赖一般大类技术储备以及融合创新能力。

实证方面,本文基于中国省际经验数据的研究发现,2004—2018年之间,我国一般大类技术创新

的生产率效应在2004—2012年期间显著,随后逐渐减弱,甚至出现抑制效应,但数字技术发展对地区生产率提升总体呈现持续的显著促进效应。其次,融合创新的生产率效应较弱,高校科研院所的融合创新在前期生产率水平较高的地区呈现显著提升效应。

本文研究结论对实践有如下启示:第一,进一步提高数字技术创新投入,在优势地区强化数字技术与其他技术的融合创新。一方面,加强政府引导,调动各类创新主体将有限资源优先投入到数字技术前沿技术与关键核心技术。另一方面,在数字技术发展水平较高的优势地区,例如浙江、江苏、北京、广东等地区,进一步鼓励各行业,尤其是工业制造业龙头企业和信息技术企业在云计算、物联网、人工智能等领域的协同创新能力,提升数字技术融合创新效率,不断提升数字技术在汽车、制药、零售、工业安全等领域的技术应用,进一步发挥数字技术红利。

第二,科学认识数字技术对于地区经济增长提升的作用条件,关注数字化建设过程中的地区差异性,针对地区经济发展阶段特征实施差异化政策制定。尽管已有研究已经充分显示数字经济基础设施建设对于地区经济发展的推动作用,但目前中国大部分省份的网民人口、信息基础设施建设已经达

到临界规模,全要素生产率水平较低的地区依然难以释放数字技术红利,产业数字化进程加速更需要企业管理、创新制度以及市场机制等制度层面的完善。后续数字经济战略应当进一步加强政府引导,树立信息化标杆企业,完善知识产权保护、人才引入等创新激励制度,完善技术转移与资本市场,以推动资金链、创新链、产业链、人才链对于数字技术创新红利的充分吸收。

第三,继续优化创新体系资源配置能力,制定数字化转型规划和路线图,明确企业技术创新、大学和科研院所知识创新、政府制度创新的分工定位,优化对应的组织模式与制度配套,打通政产学研用一体化协同创新通道,协同推进数字化转型

工作,提升不同创新主体的数字技术创新效率与技术溢出效应,提升产业基础能力和产业链现代化水平,继续提升全要素生产率。

另外,本研究对理论研究的启示有两方面。首先,数字技术创新对全要素生产率的影响研究应注意加强对其作用机理的探索。本文虽然对此作了一定尝试,但仍然以考察区域层面的总体情形为主,未来研究可以进一步探索分行业分地区的数字技术创新作用机理。其次,数字技术创新对全要素生产率的影响研究应加强情境探讨,需要注意边界条件,提升数字技术与情境的适配度。本文发现了门槛条件,未来研究可以围绕关键界值继续分析。

注释

①摘自:新华社,习近平:《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》,2017-10-27。

②摘自:新华社,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》,2021-03-13。

参考文献

- 蔡昉. 2021. 生产率、新动能与制造业:中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. 中国工业经济,5:5-18.
- (Cai F. 2021. Productivity, growth momentum, and manufacturing: How China can regain its resources reallocate efficiency [J]. China Industrial Economics,5:5-18.)
- 蔡跃洲,陈楠. 2019. 新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J]. 数量经济技术经济研究,36(5):3-22.
- (Cai Y Z, Chen N. 2019. Artificial intelligence and high-quality growth & employment in the era of new technological revolution[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics,36(5):3-22.)
- 陈悦,王康,宋超,宋凯. 2021. 基于技术融合视角下的人工智能技术嵌入态势研究[J]. 科学学研究,39(8):1448-1458.
- (Chen Y, Wang K, Song C, Song K. 2021. Artificial intelligence technology embedding trend from the perspective of technology convergence[J]. Studies in Science of Science,39(8):1448-1458.)
- 程惠芳,陆嘉俊. 2014. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析[J]. 经济研究,49(5):174-187.
- (Cheng H F, Lu J J. 2014. The empirical analysis of knowledge capital impact on total factor productivity of Industry enterprises[J]. Economic Research Journal,49(5):174-187.)
- 程名望,张家平. 2019. ICT服务业资本存量及其产出弹性估算研究[J]. 中国管理科学,27(11):189-199.
- (Cheng M W, Zhang J P. 2019. Study on the estimation of ICT service industry capital stock and it's output elasticity[J]. Chinese Journal of Management Science,27(11):189-199.)
- 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?[J]. 管理世界,10:34-49.
- (Guo J T, Luo P L. 2016. Can the Internet boost total factor productivity in China?[J]. Management World,10:34-49.)
- 韩宝国,朱平芳. 2014. 宽带对中国经济增长影响的实证分析[J]. 统计研究,31(10):49-54.
- (Han B G, Zhu P F. 2016. Empirical analysis on effect of broadband on economic growth in China[J]. Statistical Research,31(10):49-54.)
- 何小钢,罗奇,陈锦玲. 2020. 高质量人力资本与中国城市产业结构升级:来自“高校扩招”的证据[J]. 经济评论,224(4):3-19.

- (He X G, Luo Q, Chen J L. 2020. High-quality human capital and upgrading of urban industrial structure in China: Evidence from Enrollment Expansion[J]. *Economic Review*,224(4):3-19.)
- 李慧泉,简兆权. 2022. 数字经济发展对技术企业的资源配置效应研究[J]. *科学学研究*,40(8):1390-1400.
- (Li H Q, Jian Z Q. 2022. Research on the resource allocation effect of digital economy development on technology enterprises[J]. *Studies in Science of Science*,40(8):1390-1400.)
- 李健旋,姚伟之. 2022. 数字基础设施投入对中国制造业绿色增长的影响:空间效应与机制分析[J]. *科学学与科学技术管理*,43(8):82-98.
- (Li J X, Yao W Z. 2022. The impact of digital Infrastructure investment on green growth of China's manufacturing industry: Spatial effect and mechanism analysis[J]. *Science of Science and Management of S.&T.*,43(8):82-98.)
- 刘平峰,张旺. 2021. 数字技术如何赋能制造业全要素生产率?[J]. *科学学研究*,39(8):1396-1406.
- (Liu P F, Zhang W. 2021. How does digital technology empower the total factor productivity of the manufacturing sector?[J]. *Studies in Science of Science*,39(8):1396-1406.)
- 刘启雷,张媛,雷雨嫣,等. 2022. 数字化赋能企业创新的过程、逻辑及机制研究[J]. *科学学研究*,40(1):150-159.
- (Liu Q L, Zhang Y, Lei Y Y, et al. 2022. Research on process, logic and implementation mechanism of digital enabling enterprise innovation[J]. *Studies in Science of Science*,40(1):150-159.)
- 柳卸林,朱浪梅. 2021. 中国区域创新全要素生产率的演变动态: 追赶还是落后? [J]. *科学学与科学技术管理*,42(12):99-112.
- (Liu X L, Zhu L M. 2021. The dynamics of regional innovation total factor productivity in China: Catching up or falling behind? [J]. *Science of Science and Management of S.&T.*,42(12):99-112.)
- 潘毛毛,赵玉林. 2020. 互联网融合、人力资本结构与制造业全要素生产率[J]. *科学学研究*,38(12):2171-2182.
- (Pan M M, Zhao Y L. 2020. Internet convergence, labor structure, and total factor productivity in manufacturing[J]. *Studies in Science of Science*,38(12):2171-2182.)
- 唐未兵,傅元海. 2014. 科技投资、技术引进对经济增长集约化的动态效应:基于状态空间模型的变参数估计[J]. *中国软科学*,9:172-181.
- (Tang W B, Fu Y H. 2014. Dynamic impacts of investment in scientific and technological activities and spillover effect of foreign direct investment on intensive economic growth: A varying parameter test of the state-space model[J]. *China Soft Science*,9:172-181.)
- 吴延兵. 2006. R&D与生产率:基于中国制造业的实证研究[J]. *经济研究*,11:60-71.
- (Wu Y B. 2006. R&D and productivity: An empirical study on Chinese manufacturing industry[J]. *Economic Research Journal*,11:60-71.)
- 谢莉娟,陈锦然,王诗梓. 2020. ICT投资、互联网普及和全要素生产率[J]. *统计研究*,37(9):56-67.
- (Xie L J, Chen J R, Wang S X. 2020. ICT investment, internet penetration and total factor productivity[J]. *Statistical Research*,37(9):56-67.)
- 许培源. 2012. 我国对外开放与 TFP 增长的关系:经验研究[M]. 北京:清华大学出版社.
- (Xu P Y. 2012. The Relationship Between China's Opening-Up and TFP Growth: An Empirical Study[M]. Beijing: Tsinghua University Press.)
- 颜鹏飞,王兵. 2004. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于DEA的实证分析[J]. *经济研究*,12:55-65.
- (Yan P F, Wang B. 2004. Technical efficiency, technical progress & productivity growth: An empirical analysis based on DEA[J]. *Economic Research Journal*,12:55-65.)
- 杨慧梅,江璐. 2021. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. *统计研究*,38(4):3-15.
- (Yang H M, Jiang L. 2021. Digital economy, spatial effects and total factor productivity[J]. *Statistical Research*,38(4):3-15.)
- 张军,吴桂英,张吉鹏. 2004. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. *经济研究*,10:35-44.
- (Zhang J, Wu G Y, Zhang J P. 2004. The estimation of China's provincial capital stock: 1952-2000[J]. *Economic Research*

- Journal,10:35-44.)
- 张同斌,李金凯,周浩. 2016. 高技术产业区域知识溢出、协同创新与全要素生产率增长[J]. 财贸研究,27(1):9-18.
- (Zhang T B, Li J K, Zhou H. 2016. The regional knowledge spillover collaborative innovation and TFP growth in high-tech industry[J]. Finance and Trade Research,27(1):9-18.)
- Acemoglu D, Dorn D, Hanson G H, et al. 2014. Return of the solow paradox? IT, productivity, and employment in US manufacturing[J]. American Economic Review,104(5):394-99.
- Acemoglu D, Restrepo P. 2018. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American Economic Review,108(6):1488-1542.
- Aghion P, Howitt P. 2006. Appropriate growth policy: A unifying framework[J]. Journal of the European Economic Association,4(2-3):269-314.
- Arrow K J. 1969. The organization of economic activity: Issues pertinent to the choice of market versus nonmarket allocation[J]. The Analysis and Evaluation of Public Expenditure: The PPB System,1:59-73.
- Bloom N, Sadun R, Van Reenen J. 2012. Americans do IT better: US multinationals and the productivity miracle[J]. American Economic Review,102(1):167-201.
- Crépon B, Duguet E, Mairessec J. 1998. Research, innovation and productivity: An econometric analysis at the firm level[J]. Economics of Innovation and New Technology,7(2):115-158.
- Dedrick J, Kraemer K L, Shih E. 2013. Information technology and productivity in developed and developing countries[J]. Journal of Management Information Systems,30(1):97-122.
- Griliches Z. 1979. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth[J]. The Bell Journal of Economics,92-116.
- Guellec D, de la Potterie B P. 2001. The internationalisation of technology analysed with patent data[J]. Research Policy, 30(8):1253-1266.
- Kromann L, Malchow-Mller N, Skaksen J R, et al. 2020. Automation and productivity-A cross-country, cross-industry comparison[J]. Industrial and Corporate Change,29(2):265-287.
- Li D, Chen Y, Miao J. 2021. Does ICT create a new driving force for manufacturing? Evidence from Chinese manufacturing firms[J]. Telecommunications Policy,7:102-229.
- Teece D J. 2018. Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world[J]. Research Policy,47(8):1367-1387.

Effects of Digital Technology, Integrated Digital Innovation on Regional Total Factor Productivity

LIU Xia, REN Shengce, DU Mei

(Shanghai International College of Intellectual Property, Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: Currently, the new generation of digital technology represented by artificial intelligence and big data is driving a new round of scientific and technological revolution, which not only directly promotes the development of new economies and new business formats, but also integrates with other industrial technologies to promote the improvement of total factor productivity from multiple angles. On March 12, 2021, the "14th Five-Year Plan" and the outline of long-term goals for 2035 were released, clearly proposing to "create new advantages in the digital economy". By 2035, the core industries of the digital economy will account for 10% of GDP. It is foreseeable that investment in the development of digital economy-related technology industries in various regions will be further strengthened in the future in China. Therefore, how to further improve total factor productivity with the help of digital technology innovation is a key question that needs

to be answered in the new development stage. This article continues the theoretical framework of productivity growth in the literature and conducts an empirical analysis of how digital technology affects economic growth quality.

This article selects 29 mainland provinces and regions except Hong Kong, Macau, Taiwan, Tibet, and Hainan as the research objects, and uses the Non-Parametric Malmquist Index method to measure the core explained variable, the regional total factor productivity change index (TFP), Technological Progress Change Index (TECH) and Technical Efficiency Change Index (EFF) for estimation; use patent application data and technology classification information in patent documents to conduct digital technology innovation (lnDTS), digital technology integration innovation (lnITS), as well as the measurement of the development level of general technological innovation (lnGTS) at the "province and city-year" level, explore the impact of the three types of innovation on total factor productivity, and use the threshold panel model to further explore the impact of integrated innovation, digital technology innovation and general category innovation on the overall regional The interaction of factor productivity and the heterogeneity analysis of enterprise and university innovation.

The results of the empirical analysis include the following three aspects: Firstly, between 2004 and 2018, the productivity effect of general technological innovation was significant from 2004 to 2012, and then gradually weakened, and even had a suppressive effect. Secondly, when digital technology innovation (lnDTS) is less than 8.97, the impact of the convergence innovation index (lnIDS) on productivity is not significant; when digital technology innovation reaches above the critical point, the convergence innovation index begins to have a significant impact: productivity-enhancing effect. Finally, the productivity effect of integrated innovation is weak, and the integrated innovation of university research institutes shows a significant improvement effect in areas with higher initial productivity levels.

Therefore, when formulates digital technology innovation policies in the future, it should further increase investment in digital technology innovation and strengthen the integration and innovation of digital technology and other technologies in advantageous areas; scientifically understand the role conditions of digital technology in improving regional economic growth, and pay attention to the digital construction process regional differences, implement differentiated policy formulation based on the characteristics of regional economic development stages; continue to optimize the resource allocation capabilities of the innovation system, formulate digital transformation plans and roadmaps, and clarify the boundaries of enterprise technological innovation, university and scientific research institute knowledge innovation, and government system innovation division of labor and positioning, optimizing the corresponding organizational model and institutional support, and opening up collaborative innovation channels for the integration of government, industry, academia, and research.

Key words: digital technology; integrated digital innovation; total factor productivity; regional differences; threshold effect