

数字经济对大中小企业全要素生产率 影响的鸿沟效应*



孙雪娇 范 润

(天津财经大学会计学院, 天津 300222)

内容提要:数字经济是驱动企业发展的重要动力,但在企业间仍存在不均衡问题。本文以 2011—2020 年沪深 A 股制造业上市公司为样本,以国家级大数据综合试验区代表数字经济发展,检验了数字经济发展对企业全要素生产率影响是否存在鸿沟效应。研究发现:数字经济发展对企业全要素生产率的影响在大企业与中小企业间存在明显的鸿沟效应;影响机制在于数字经济发展扩大了两类企业间数字化转型的差距,从而导致两者全要素生产率差距的进一步扩大。进一步研究发现,对于融资能力较强、技术创新能力较强以及组织适应性较强的大企业,数字经济发展对提高企业全要素生产率发挥了更显著的作用。本研究对政府如何更好地发展数字经济,中小企业如何借助数字经济实现数字化转型价值最大化具有积极的政策意义和实践参考。

关键词:数字经济发展 数字化转型 全要素生产率 鸿沟效应

中图分类号:F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)08—0045—20

一、引言

数字经济背景下,数字化转型已成为企业高质量发展的重要途径,这一观点在理论研究及实践中基本已达成共识。党的二十大报告指出,要“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”,“着力提高全要素生产率”。《中国制造 2025》也将制造业数字化作为中国制造业转型升级的方向之一,企业亟需通过数字化转型提高全要素生产率。数字经济发展为企业进行数字化转型并最终提高全要素生产率提供了支持。然而,数字经济发展在助力企业进行数字化转型的同时,也导致了不同规模企业间数字化能力和经营绩效的差异。埃森哲发布的《中国企业数字化转型指数》指出,领军企业在数字化能力、经营绩效等方面,与其他企业进一步拉开了差距。从 2020 年的营业收入增速来看,领军企业的营业收入增幅是其他企业的 3.7 倍,远超 2016—2019 年平均增速的差距(1.4 倍)。中小企业已成为数字产业化先锋力量和产业数字化重要承载,但许多中小企业深受“不会转、不敢转、不能转”的困扰,企业或主动或被动地推进自身数字化转型,企业家们都了解数字化转型的紧迫性和复杂性,但是也担心陷入不搞数字化转型是等“死”,搞数字化转型是找“死”的两难境地。《中小企业数智化发展报告 2021》中也提到,31.9% 的中小企业认为自身数字化程度较低。由此可见,企业间数字化转型程度及其赋能的经营业绩差距不断扩大,那么数字经济发展过程中是否存在鸿沟效应?如存在其根源是什么?企业如何更好地弥合差距,更好地利用数字

收稿日期:2022-12-28

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“数字经济背景下柔性税收征管与合作性纳税遵从研究”(22BGL057)。

作者简介:孙雪娇,女,教授,管理学博士,研究领域是企业税收、资本市场财务与会计,电子邮箱:sunxuejiao08053@163.com;范润,男,博士研究生,研究领域是资本市场财务与会计,电子邮箱:ffarris@163.com。通讯作者:范润。

经济发展以实现数字化转型价值最大化,提高全要素生产率?厘清上述问题,不仅有助于深入理解数字经济发展对微观企业影响的理论逻辑,而且对进一步优化数字经济促进企业高质量发展具有积极的政策意义。

多数文献讨论了数字经济发展的正面经济后果,验证了数字经济发展对宏观、中观和微观层面经济增长的作用。仅有少数文献探讨了数字经济发展的负面经济后果,与本文最直接相关的文献是关于“数字鸿沟”问题的讨论。经济合作与发展组织(OECD)将“数字鸿沟”定义为,不同社会经济水平的个人、家庭、企业和地理区域之间在获取信息通信技术的机会和使用信息技术方面的差距。本文将某一因素导致不同主体间数字鸿沟的现象界定为鸿沟效应。已有文献发现,居民对信息技术的使用能力在不同地区和个体间存在发展不平等(Bonfadelli, 2002^[1];王修华和赵亚雄, 2020^[2];邱泽奇等, 2016^[3])。信息技术生产力悖论认为信息技术对经济的积极影响缺乏实证支持。Hajli等(2015)^[4]验证了信息技术生产力悖论,发现仅有部分公司从信息技术投资中获益,缺乏令人信服的宏观经济层面的证据来证明信息技术投资的积极影响。Autor等(2020)^[5]也发现,技术变革仅使每个行业中较大生产力的公司获得优势,行业越来越多地由利润高、劳动力份额在企业增值和销售中占比较低的超级公司主导。以上文献验证了信息技术发展在企业间可能存在差异性,然而并没有深入分析企业间呈现异质性的具体形式以及其背后的具体原因。截至2021年底,中国4000多万家中小企业贡献了50%以上的税收、60%以上的国内生产总值、70%以上的技术创新和80%以上的城镇劳动就业^①,然而在数字经济发展背景下,绝大多数中小企业都可能面临着“不会转、不敢转、不能转”的发展困境。基于此,本文将实证检验数字经济发展对大企业和中小企业全要素生产率影响的鸿沟效应。

本文的主要贡献包括以下几点:第一,现有文献主要研究了数字经济发展积极方面的影响,还有少部分文献研究了“数字鸿沟”问题,但鲜有文献关注数字经济发展对不同规模企业全要素生产率的鸿沟效应及其背后的具体原因。本文研究了该领域的数字鸿沟及其具体作用机制,这进一步拓展了数字经济的相关文献。第二,本研究不仅为数字经济影响企业全要素生产率的鸿沟效应提供证据,同时也为信息技术生产力悖论提供了新的解释。现有文献认为,密集使用信息技术的公司并没有提高产出,而是进行了裁员,失业工人流向生产率较低的部门,造成整个经济生产效率的降低。与之不同,本文认为数字经济发展导致了不同规模企业间的数字鸿沟,即一部分企业从数字经济发展中获益,而另一部分企业没有获益甚至出现转型危机,这也可能是造成数字经济发展没有带来整体经济生产率提升的原因。

二、理论分析与研究假设

数字经济发展是否导致了不同规模企业间的数字鸿沟,一方面取决于数字经济发展是否能提高企业全要素生产率;另一方面取决于在大企业与中小企业中,谁从数字经济发展之中获益更多。

一方面,数字经济发展能够显著提高企业全要素生产率。国家级大数据综合试验区围绕数据资源应用、管理和开放、数据要素流通、数据中心整合、大数据产业聚集、国际合作和制度创新等任务开展系统性试验,最终形成辐射带动和示范引领效应。相比于其他地区,国家级大数据综合试验区在大数据基础建设和制度建设配套上都更能引领数字经济发展,优化数字经济制度环境。而数据基础设施建设、大数据局和数据交易平台建设均能促进企业转型升级(吴海军和郭琏, 2023)^[6]。

^① 来自中华人民共和国工业和信息化部2022年《认真贯彻落实习近平总书记贺信精神 采取有力有效措施 激发涌现更多专精特新中小企业》,详见:https://www.miit.gov.cn/xwdt/gxdt/ldhd/art/2022/art_9fe24147f9cf4af596ce80dfc3a20d41.html。

具体地,数字经济发展可以从以下三方面促进企业进行数字化转型进而提高全要素生产率:其一,数字经济发展有利于企业在进行数字化转型时获得资金,解决转型“不能转”的成本问题。企业数字化转型是一项系统工程,不仅需要加大研发投入、人才储备,还要全面升级各生产环节基础设施,例如,购买信息技术设备、招聘数字人才等(柏培文和喻理,2021)^[7]。并且,数字化转型还是一个需要持续投入的过程,很难在短期获取成效,这也是造成一些企业“不能转”的原因。因此,受到融资约束的企业在面临资金压力时不得不放弃投资机会,从而造成资源配置扭曲、生产率水平下降(任曙明和吕镛,2014)^[8]。数字经济发展降低了企业获取信息的成本,也降低了企业的信息约束和信贷约束(张勋等,2019)^[9]。与此同时,数字经济发展还促进了互联网金融和移动金融等新业态的发展,建立和完善了大数据产业公共服务支撑体系,这些均为企业数字化转型提供了可得性高、成本低的融资服务。其二,数字经济发展可以提高企业数字化转型能力,解决企业面临的“不会转”问题。理由包括以下两点:首先,对企业内部来讲,数字经济发展不仅带来了大数据产业聚集,还会进一步带来数字人才的聚集。其次,对企业外部供给的适配度来讲,国家级大数据综合试验区加快了信息基础设施建设,如截至2022年1月,贵州省所有行政村实现了光纤宽带和4G网络全覆盖,5G基站建成投用5.3万个,并率先颁布全国首部大数据地方性法规,首部大数据安全、政府数据共享开放条例,这为当地企业进行数字化转型提供了数字基础环境。不仅如此,国家级大数据综合试验区还组建了大数据开源社区和产业联盟,促进协同创新,加快计量、标准化、检验检测和认证认可等大数据产业质量技术基础建设,加速大数据应用普及,从而为企业进行数字化转型提供了适配标准。这些举措均有助于解决企业面临的“不会转”问题。其三,数字经济发展可以缩短企业数字化转型阵痛期,提高数字转化为产能的能力,解决企业面临的“不敢转”问题。数字化转型是一个将企业业务、生产管理和设备运行协同的过程,需要在转型中不断试验、优化、迭代,同时还要同步面临随之而来的组织升级、人才升级。数字经济发展通过以下方式提高了企业数字转化为产能的能力:首先,国家级大数据综合试验区布局了国家大数据平台、数据中心等基础设施,并引领了制度建设配套措施,能够产生大数据产业聚集效应,进而促进企业在进行数字化转型时进行信息收集、交流和学习;并且国家级大数据综合试验区还建立了面向不同行业、不同环节的工业大数据资源聚合和分析应用平台,这些都可以帮助企业解决转型中的瓶颈问题。可见,数字经济发展通过信息交流平台带来高效率的信息交互,能够有效促进个体战略决策前商机的把握和战略过程中信息的沟通(周广肃和樊纲,2018)^[10],为数字化转型战略的决策提供丰富的信息来源和坚实的信息基础(赵涛等,2020)^[11]。其次,国家级大数据综合试验区完善了大数据产业链,推动了大数据在工业研发设计、生产制造、经营管理、市场营销、售后服务等产品全生命周期、产业链全流程各环节地应用,即促进了企业将数字转化为产能的能力。最后,国家级大数据综合试验区建立的大数据产业公共服务支撑体系包括互联网金融和移动金融,解决了企业数字化转型资金持续投入问题。由此可见,数字经济发展的这些功能均能够解决企业“不敢转”问题。

综上所述,数字经济发展可以促进企业进行数字化转型,而数字化转型已成为企业高质量发展的必经之路,这无论在理论界还是实务界均已达成共识。在这一过程中,数字化程度高的企业更有可能借助数字技术改善组织效率(Lashkari等,2020)^[12]、降低交易成本、减少资源错配,通过构建不同的数据管理系统实现了“降成本”“强创新”,提升了生产效率(Mikalef和Pateli,2017)^[13],最终赋能企业高质量发展(李辉和梁丹丹,2020)^[14]。

另一方面,数字经济发展对企业数字化转型的影响直接决定了企业全要素生产率的变化水平,并最终决定了数字经济发展过程中是否存在鸿沟效应。而对于大企业和中小企业来说,数字经济发展对两者的影响不同。具体包括以下三个方面:

第一,在数字化转型融资上,企业数字化转型不仅需要在前期投入大量资金,还需要在中后期

持续投入资金。中小企业由于规模有限,资金投入也有限,在转型人才、数据采集以及新一代信息技术应用等方面能力不足。并且,企业数字化转型是一项系统工程,不仅需要加大研发投入、人才储备,还要全面升级各生产环节基础设施。进一步,数字化转型还是一个需要持续投入的过程,而且很难在短期内见到明显成效。这考验了企业的融资和持续融资能力,与中小企业相比,大企业在融资上占有绝对优势(蔡庆丰等,2020)^[15]。2021年在对江苏、山东、浙江和广东选取具有典型代表的企业调查数据显示,大企业数字化装备应用覆盖率为80%、信息系统覆盖率为70%、设备联网率为60%,而中小企业的这三个覆盖率分别为45%、40%和35%^①。

第二,在数字化转型技术创新上,企业推进数字化转型过程中需要借助数字科技技术来实现战略目的,这也意味着企业创新能力在数字化转型中具有不容忽视的作用。企业的技术创新能力在决策转型升级过程中起到最为关键的作用(孔伟杰,2012^[16];赵昌文和许召元,2013^[17]),企业推进数字化转型意味着数字科技与生产发展的深度融合(吴非等,2021)^[18],要求企业加大研发力度、改变创新模式、提高自主创新能力以应用人工智能、大数据、区块链等前沿数字技术,为数字化转型和提升生产效率奠定良好基础。因此,企业技术创新能力越强,越能够在数字经济发展中实现数字化转型,带动企业生产效率的改进。由于大企业具备融资和技术应用能力上的比较优势,其对大型软件应用投资的概率更高,在生产、运营和销售等环节应用信息技术赋能的能力也更强(Bessen和Righi,2019)^[19]。相比之下,中小企业融资较为困难,在生存压力下多存在数字转型成本的顾虑,研发投入也相对较少,对大型专用软件开发和应用的几率较小,在技术创新及其应用上普遍落后于大企业。因此,数字经济的发展更有利于大企业提高技术创新能力。

第三,在数字化转型组织的适应性上,有部分研究认为,数字化转型不仅仅是提升企业的信息技术,更主要的是在组织和运营模式上的变革(Boland等,2007)^[20]。当组织和运营模式落后于数字技术时,企业数字化转型的阵痛期将会延长,数字化转型的驱动作用也将难以显现(刘淑春等,2021)^[21]。其中,人力资本要素的使用是加快企业转型升级的重要路径(程虹等,2016)^[22]。因此,企业要做到数字化转型,还需要高管和员工拥有数字思维和技能才能实现。中小企业数字化人才较为匮乏,人才培养机制不健全是阻碍企业转型的一个重要因素。考虑到企业数字化需要从战略高度进行规划,离不开管理者的背景特质,同时也需要普通员工的相应配合。因此,组织的适应性包括高管和普通员工数字化转型适应能力两方面。首先,根据高层梯队理论,管理者的特质会促使他们做出高度个性化的决策,并进一步影响企业的目标、行为和结果(Hambrick和Mason,1984)^[23]。如姜付秀等(2009)^[24]研究发现,管理者不同的教育水平、工作经历、团队年龄等背景特征会导致企业作出不同的行为选择。进一步,烙印理论认为,个体在特定的环境成长中存在“敏感”期,个体会形成与该“敏感”期相对应的“烙印”,这些“烙印”会对个体产生持续且重大的影响(Marquis和Tilcsik,2013)^[25]。如杜勇等(2019)^[26]研究发现,CEO金融背景对企业金融资产投资具有显著的正向影响。因此,管理者的背景特征势必会对企业数字化转型这一重要战略产生影响。对于具有研发背景的高管,他们能够凭借专业优势把握市场需求,深谙公司所涉及的技术及其发展动向(彭红星和毛新述,2017)^[27],从而有利于企业在数字经济背景下推动数字化转型,并进一步实现生产效率的提高。在管理者知识背景上,麦肯锡调查结果表明,70%的受访企业表示高管团队在数字化转型过程中发生了变化,不到三分之一的受访企业聘请了首席数字官(CDD)来支持公司转型,且调查结果表明,引入数字化高管的企业转型成功的几率是其他企业的1.6倍。相比中小企

① 来自中投汇昌2021年调研数据《中小企业数字化转型现状、痛点及路径》,详见:https://www.sohu.com/a/495063995_120634781。

业,大企业凭借其行业地位、资源禀赋更容易吸引到有研发背景的高管,其丰富的资源供给和先进的科研设备研发经验能够为研发决策提供保障(赵珊珊等,2019)^[28],从而有效发挥研发经历对数字化转型的积极作用。其次,变革的关键在员工。数字化转型极大地改变了组织的运作方式,对于一线员工,要帮助他们了解在转型中的角色,以及如何推动数字化转型,更多地取决于一线员工如何使用新数字工具。教育水平较高的员工往往有更多的知识存量和更好的新知识获取能力(王珏和祝继高,2018)^[29],在学习和使用新技术方面也具有比较优势(Goldin 和 Katz, 1996)^[30]。企业数字化转型必然要更新及配备先进的数字设备并运用前沿的数字技术,这不但提高了对员工适应、学习新技术能力的要求,同时也加大了企业对高学历员工的需求。因此,员工学历越高越可能有利于企业推进数字化转型,进而提高生产效率。《2015 中国企业家成长与发展专题调查报告》(中国企业家调查系统,2015)^[31]和程虹等(2016)^[22]的研究均显示,大企业高学历员工比重高于中小企业。由此可见,在数字化转型时,大企业比中小企业的组织适应性更具有优势。

综上所述,大企业在融资能力、技术创新能力和组织适应能力上均优于中小企业。这使得在数字经济发展的政策红利下,大企业获益更多,其数字化转型程度和赋能程度要比中小企业更高,从而在数字化效果层面呈现差异。因此,本文提出如下假设:

H_1 : 数字经济发展对大企业全要素生产率提高有显著影响,而对中小企业全要素生产率没有影响或影响很小。

如果数字经济发展扩大了大型与中小企业之间全要素生产率的差距,存在明显的数字鸿沟,那么数字经济发展影响两者全要素生产率差距的作用机制是什么?如前文所述,数字经济发展深刻地改变着企业面临的竞争环境,并对企业的经营理念 and 经营战略提出了适应性的转变要求。国家级大数据综合试验区不仅实现了数据的共享开放、促进了数据资源的运用,还吸引高技术外资企业入驻、促进当地大数据产业集聚(邱子迅和周亚虹,2021)^[32],从而改变了企业面临的数字经济发展环境。在这一背景下,数字技术的使用需求、企业间竞争程度的加剧,使得企业推进数字化转型、提高全要素生产率的必要性显得尤为关键。值得关注的是,数字技术的发展仅使少数前沿企业受益(Autor 等,2020)^[5]。特别地,相较于中小企业,大企业能够凭借市场势力、资源获取等领域的优势,在数字经济发展环境中捕捉市场动向、及时调整经营重点,更好地与数字要素结合以顺应数字经济发展规律,并进一步提高数字化转型能力以赋能自身高质量发展。Bessen 和 Righi(2019)^[19]同样发现,大企业利用融资和技术应用能力上的比较优势,对信息技术应用投资的概率更高,从而在生产、组织运营和销售环节赋能提效。与此同时,数字化程度高的企业将更有可能利用数字技术提高全要素生产率(赵宸宇等,2021)^[33]。因此,数字经济发展存在数字鸿沟的作用机制在于数字经济发展扩大了大企业与中小企业之间的数字化转型程度差距,从而在数字经济发展的机制层面呈现差异,该差异导致两种类型企业之间全要素生产率的差距进一步扩大。因此,本文提出如下假设:

H_2 : 数字经济发展对大企业数字化转型有显著影响,而对中小企业数字化转型没有影响或影响很小。

H_3 : 数字经济发展通过数字化转型影响企业全要素生产率,使得大企业与中小企业在全要素生产率上呈现数字鸿沟。

三、研究设计

1. 样本和数据来源

本文以 2011—2020 年沪深 A 股制造业非 ST 上市公司数据为初始样本,并按以下步骤对样本

进行筛选:(1)剔除当年员工数少于100的样本(王雄元等,2016)^[34]; (2)剔除资产负债率大于1的异常值样本; (3)剔除企业注册地与办公地不在同一地区的样本; (4)剔除观测值缺失的样本。经筛选,得到14205个样本观测值^①。为消除极端异常值的影响,对文中所有连续变量在上下各1%分位进行缩尾处理。

本文所使用的变量数据来源如下:企业年报文件来自巨潮资讯网,企业员工学历数据来自Wind数据库,各地级市互联网发展数据来自《中国城市统计年鉴》,数字普惠金融指数来自北京大学互联网金融研究中心编制的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020年)》。其他变量数据均来自于CSMAR数据库。

2. 变量定义

(1)被解释变量。企业全要素生产率的差距是数字鸿沟存在与否的关键,借鉴王修华和赵亚雄(2020)^[2]的做法,本文采用企业全要素生产率作为因变量,将全样本按照企业规模分成大企业和中小企业^②,进行样本分组回归,比较分析大企业与中小企业从数字经济发展中的获益程度,并基于邹检验(Chow test),检验组间系数差异来验证数字经济发展对企业全要素生产率的影响是否存在数字鸿沟。若大企业的获益程度显著高于中小企业,则表明数字经济发展在大企业与中小企业之间存在数字鸿沟。

现有研究在测算企业全要素生产率时,广泛运用Olley和Pakes(1996)^[36](简称“OP法”)、Levinsohn和Petrin(2003)^[37](简称“LP法”)提出的半参数法(任胜钢等,2019)^[38]。考虑到OP法会将投资额为负的样本数据剔除,而LP法使用中间品投入作为代理变量,能够有效避免数据截断问题,估计结果相较于OP法更加精确。因此,本文采用LP法测算企业全要素生产率(TFP_{LP})。具体地,借鉴赵健宇和陆正飞(2018)^[39]、赵振智等(2021)^[40]的研究,使用主营业务收入的自然对数作为产出变量,购买商品、接受劳务支付现金的自然对数作为中间投入变量,员工人数的自然对数作为劳动投入变量,固定资产净额的自然对数作为资本投入变量。

(2)解释变量。本文以国家级大数据综合试验区代表数字经济发展,理由是,虽然全国各地都在积极发展数字经济,但国家级大数据综合试验区在大数据基础建设和制度建设配套措施上都更能引领数字经济发展,且其具有准自然实验的性质,能够使得研究的因果关系免受内生性干扰。定义国家级大数据综合试验区政策实施变量 $TREAT$,当企业注册地在贵州、北京、天津、河北、内蒙古、沈阳、河南、上海、重庆和广东时, $TREAT$ 取值为1,否则为0;定义国家级大数据综合试验区实施时间变量 $POST$,企业注册地在贵州省的样本于2015年及以后 $POST$ 取值为1,企业注册地在北京、天津、河北、内蒙古、沈阳、河南、上海、重庆和广东等省市的样本于2016年及以后 $POST$ 取值为1,否则为0。

(3)作用机制变量。借鉴已有研究,通过上市公司公布的年度报告中相应关键词词频来测度企业数字化转型水平(吴非等,2021^[18];赵宸宇等,2021^[33])。由于年报中的词汇用法能够反映出企业的战略特征和经营理念以及相应的发展路径,因此,从上市公司年报中统计涉及企业数字化水平的词频来刻画企业数字化转型程度具有较好的可行性和科学性。具体而言,首先,通过Python爬虫功能收集2011—2020年制造业上市公司的年度报告,并通过Java

① 原始样本观测值为17533个,剔除当年员工数少于100的样本55个,剔除资产负债率大于1的样本60个,剔除企业注册地与办公地不在同一省市的样本763个,剔除观测值缺失样本2450个。

② 根据国家统计局对企业规模的划分方法来对企业类型进行界定(文东伟和冼国明,2014)^[35],参考国家统计局颁布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,对制造业而言,当企业营业收入 ≥ 40000 万元,同时从业人员 ≥ 1000 人时,属于大企业, BIG 取值为1,否则为中小企业, BIG 取值为0。

PDFbox 库提取所有文本内容。其次,确定企业数字化术语关键词。借鉴吴非等(2021)^[18]基于以数字化为主题的经典文献和《中小企业数字化赋能专项行动方案》《2020 年数字化转型趋势报告》等重要政策文件,构建“底层技术运用”(包括人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术和“技术实践应用”两类企业数字化术语关键词词库(如图 1 所示),用于测度企业数字化转型程度。最后,利用 Jieba 分词工具对上市公司年报文本进行分词,并基于 Python 根据图 1 的关键词进行识别、词频计数和加总,再进行对数化处理,从而得到企业数字化转型程度指标(DIG)。

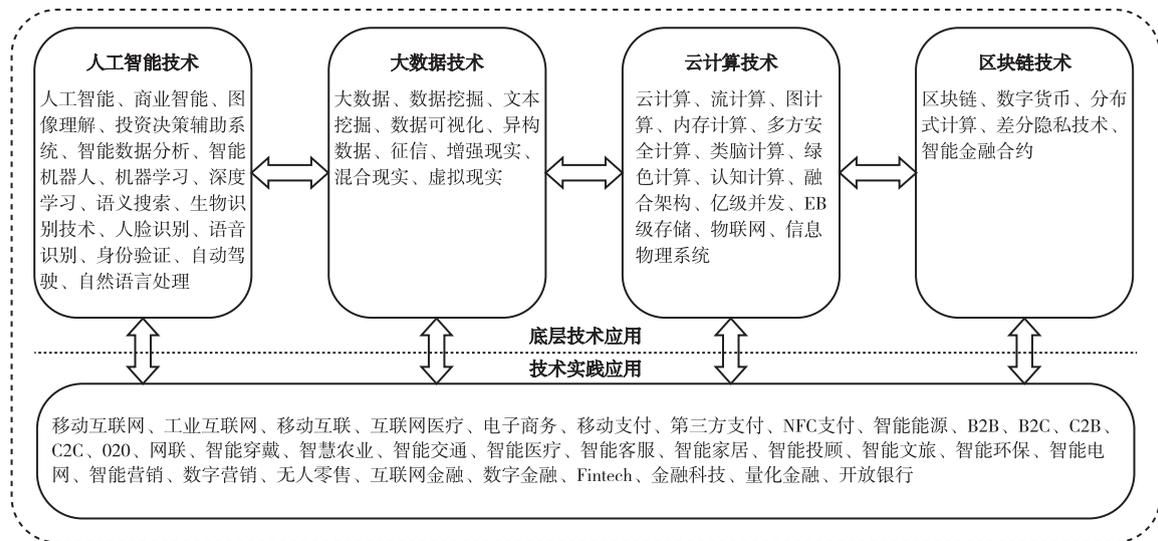


图 1 企业数字化术语的关键词词库

(4)控制变量。本文进一步控制了一系列与企业全要素生产率相关的因素,包括企业规模(SIZE)、财务杠杆(LEV)、盈利能力(ROA)、资产抵押能力(PPE)、成长性(Growth)、流动比率(Curr)、现金流量(Cash)、投资机会(TobinQ)、高管薪酬(Msalary)、产权性质(SOE)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep)、公司年龄(Age)、分析师关注(Analyst)、地区经济发展(GDP)、地区金融发展(Fin)。此外,本文还控制了企业和年份固定效应。本文变量具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|-------|-------------|--------|--|
| 被解释变量 | 全要素生产率 | TFP_LP | 根据 Levinsohn 和 Petrin(2003) ^[37] 的方法计算 |
| 解释变量 | 数字经济发展政策哑变量 | TREAT | 当企业注册地在贵州、北京、天津、河北、内蒙古、沈阳、河南、上海、重庆和广东国家级大数据综合试验区时,TREAT 取值为 1,否则为 0 |
| | 数字经济发展时间哑变量 | POST | 国家级大数据综合试验区建立时间,企业注册地在贵州省的样本于 2015 年及以后 POST 取值为 1,企业注册地在北京、天津、河北、内蒙古、沈阳、河南、上海、重庆和广东等省市的样本于 2016 年及以后 POST 取值为 1,否则为 0 |

续表 1

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|--------|------------|---------------------|-------------------------|
| 控制变量 | 企业规模 | <i>SIZE</i> | 期末总资产(单位:元)的自然对数 |
| | 财务杠杆 | <i>LEV</i> | 期末总负债/期末总资产 |
| | 盈利能力 | <i>ROA</i> | 息税前利润/期末总资产 |
| | 资产抵押能力 | <i>PPE</i> | 期末固定资产净值/期末总资产 |
| | 成长性 | <i>Growth</i> | 营业收入的增长率 |
| | 流动比率 | <i>Currt</i> | 期末流动资产/期末流动负债 |
| | 现金流量 | <i>Cash</i> | 经营活动产生的现金流量净值/期末总资产 |
| | 投资机会 | <i>TobinQ</i> | 期末市场价值/期末总资产 |
| | 高管薪酬 | <i>Msalary</i> | 前三大高管薪酬之和的自然对数 |
| | 产权性质 | <i>SOE</i> | 当实际控制股东为国有时取值为 1, 否则为 0 |
| | 董事会规模 | <i>Board</i> | 董事人数的自然对数 |
| | 独立董事比例 | <i>Indep</i> | 独立董事人数/董事会人数 |
| | 公司年龄 | <i>Age</i> | 公司成立年限 |
| | 分析师关注 | <i>Analyst</i> | 分析师跟踪人数的自然对数 |
| | 地区经济发展 | <i>GDP</i> | 该省份的人均 GDP 的自然对数 |
| 地区金融发展 | <i>Fin</i> | 该省份金融业产值与地区 GDP 的比值 | |

3. 模型设计

为研究数字经济发展对企业全要素生产率的影响在大企业与中小企业之间是否存在数字鸿沟, 本文将注册地位于国家级大数据综合试验区的企业作为实验组, 其他地区企业为控制组, 构建如下双重差分模型, 并采用邹检验进一步来检验组间系数 α_1 与 β_1 的差异, 比较大企业与中小企业谁从数字经济发展中获益更多:

$$\text{大企业: } TFP_LP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TREAT \times POST_{i,t} + \sum \alpha_k Control_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{中小企业: } TFP_LP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TREAT \times POST_{i,t} + \sum \beta_k Control_{i,t} + Firm_i + Year_t + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中, TFP_LP 表示企业全要素生产率, $TREAT$ 为企业所在地区是否为国家级大数据综合试验区的哑变量, $POST$ 表示国家级大数据综合试验区实施时间的哑变量, $Control$ 表示控制变量, $Firm$ 和 $Year$ 分别表示企业和年份固定效应, ε 和 μ 为残差项。如果数字经济发展对规模差异企业的全要素生产率存在数字鸿沟, 则 α_1 与 β_1 应该存在显著差异。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性统计。从统计结果来看, 企业全要素生产率的均值为 16.4754, 最小值为 14.5429, 最大值为 19.0065, 与宋敏等 (2021)^[41] 的估计结果接近。 $TREAT$ 的均值为 0.3861, 表明大约 38.61% 的样本企业位于国家级大数据综合试验区。 BIG 的均值为 0.7531, 表明大约 75.31% 的样本企业为大企业。 DIG 的均值为 1.1464, 最小值为 0, 最大值为 6.1841, 表明企业间数字化转型程度存在较大差异。其余变量的统计结果与已有研究基本一致。

表 2 描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------------|-------|---------|--------|---------|---------|
| <i>TFP_LP</i> | 14205 | 16.4754 | 0.9460 | 14.5429 | 19.0065 |
| <i>TREAT</i> | 14205 | 0.3861 | 0.4869 | 0 | 1 |
| <i>POST</i> | 14205 | 0.2277 | 0.4193 | 0 | 1 |
| <i>BIG</i> | 14205 | 0.7531 | 0.4312 | 0 | 1 |
| <i>DIG</i> | 14205 | 1.1464 | 1.2327 | 0 | 6.1841 |
| <i>SIZE</i> | 14205 | 22.0105 | 1.1436 | 20.0206 | 25.5132 |
| <i>LEV</i> | 14205 | 0.3906 | 0.1911 | 0.0518 | 0.8547 |
| <i>ROA</i> | 14205 | 0.0455 | 0.0589 | -0.1748 | 0.2200 |
| <i>PPE</i> | 14205 | 0.2318 | 0.1355 | 0.0206 | 0.6270 |
| <i>Growth</i> | 14205 | 0.1523 | 0.3097 | -0.4436 | 1.6770 |
| <i>Curt</i> | 14205 | 2.6290 | 2.5905 | 0.4378 | 16.6718 |
| <i>Cash</i> | 14205 | 0.0502 | 0.0642 | -0.1289 | 0.2305 |
| <i>TobinQ</i> | 14205 | 2.5221 | 1.6386 | 0.8755 | 9.7412 |
| <i>Msalary</i> | 14205 | 14.4473 | 0.6845 | 12.8992 | 16.3776 |
| <i>SOE</i> | 14205 | 0.2885 | 0.4531 | 0 | 1 |
| <i>Board</i> | 14205 | 2.2370 | 0.1677 | 1.7918 | 2.7081 |
| <i>Indep</i> | 14205 | 0.3748 | 0.0535 | 0.3333 | 0.5714 |
| <i>Age</i> | 14205 | 10.1098 | 6.7817 | 1 | 29 |
| <i>Analyst</i> | 14205 | 1.4751 | 1.1883 | 0 | 3.8067 |
| <i>GDP</i> | 14205 | 11.1329 | 0.4272 | 10.1527 | 12.0090 |
| <i>Fin</i> | 14205 | 0.0656 | 0.0416 | 0 | 0.1852 |

2. 数字经济发展对不同规模企业全要素生产率的影响是否存在鸿沟效应

表 3 列示了数字经济发展对大企业与中小企业全要素生产率的影响是否存在数字鸿沟。其中,第(1)列结果显示, $TREAT \times POST$ 的回归系数在 1% 水平上显著为正,表明数字经济发展显著促进了大企业全要素生产率提升,第(2)列中 $TREAT \times POST$ 的回归系数为正但不显著,表明数字经济发展对中小企业的全要素生产率并没有产生显著影响。为进一步验证两组间回归系数差异在统计上是否显著,本文利用邹检验对大企业与中小企业 $TREAT \times POST$ 的回归系数差异进行统计检验。结果表明,组间系数差异在 1% 水平上显著,说明数字经济发展对企业全要素生产率的影响在大企业与中小企业间存在明显的数字鸿沟,从而验证了本文的假设 H_1 。这一结论也意味着数字经济发展对规模不同企业全要素生产率的影响存在显著差异,大企业在数字经济发展中获得了更多的红利,并实现了高质量发展;而中小企业却没有从数字经济发展中获益,从而反映出中小企业如何能更好地借助数字经济发展进行数字化转型、实现高质量发展,是数字经济发展亟需解决的现实问题。

表 3 数字经济发展对全要素生产率影响的鸿沟效应

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------------|----------------------|-------------------|
| | 大企业 | 中小企业 |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| $TREAT \times POST$ | 0.0345*** (4.004) | 0.0009 (0.039) |

续表 3

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------|--------------------------|-------------------------|
| | 大企业 | 中小企业 |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| <i>SIZE</i> | 0.4530 *** (55.645) | 0.3823 *** (17.187) |
| <i>LEV</i> | 0.2131 *** (6.947) | 0.3366 *** (5.475) |
| <i>ROA</i> | 0.8544 *** (13.982) | 0.9084 *** (7.739) |
| <i>PPE</i> | -0.4985 *** (-13.938) | -0.6484 *** (-8.827) |
| <i>Growth</i> | 0.1566 *** (19.544) | 0.2839 *** (17.905) |
| <i>Curr</i> | -0.0183 *** (-7.943) | -0.0036 (-1.379) |
| <i>Cash</i> | 0.5797 *** (13.229) | 0.5183 *** (5.857) |
| <i>TobinQ</i> | 0.0143 *** (5.195) | 0.0111 ** (2.301) |
| <i>Msalary</i> | 0.0792 *** (10.911) | 0.1190 *** (6.369) |
| <i>SOE</i> | 0.0132 (0.944) | 0.0124 (0.326) |
| <i>Board</i> | 0.1300 *** (4.399) | 0.1015 (1.390) |
| <i>Indep</i> | 0.0360 (0.472) | 0.1352 (0.683) |
| <i>Age</i> | 0.0084 *** (3.280) | -0.0088 (-1.313) |
| <i>Analyst</i> | 0.0177 *** (5.484) | 0.0331 *** (4.007) |
| <i>GDP</i> | -0.0046 (-0.158) | 0.2377 *** (3.007) |
| <i>Fin</i> | -0.1341 (-0.895) | 0.4799 (1.534) |
| 常数项 | 5.0618 *** (14.209) | 2.9884 *** (3.029) |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 10698 | 3507 |
| R ² | 0.6669 | 0.4875 |
| 组间系数差异 | 0.001 *** | |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为稳健标准误计算的 *t* 值;组间系数差异用于检验组间差异 *TREAT* × *POST* 的显著性,通过 Chow test 检验得到,下同

3. 作用机制检验

基准回归结果表明,数字经济发展扩大了大企业与中小企业之间全要素生产率的差距,存在明显的数字鸿沟。本文进一步将企业数字化转型程度作为中介变量,以验证数字经济发展对企业全要素生产率的影响存在数字鸿沟的作用机制。借鉴温忠麟等(2004)^[42]提出的中介效应检验步骤,第一步,检验数字经济发展对企业全要素生产率的影响。这一步在假设 H_1 已得到验证,数字经济发展显著提升了大企业的全要素生产率,而对中小企业全要素生产率没有显著影响。第二步,检验数字经济发展对企业数字化转型程度(DIG)的影响。表4的第(1)和第(2)列结果表明,大企业 $TREAT \times POST$ 的回归系数在5%的水平上显著为正,而中小企业该回归系数并不显著,进一步的组间系数差异检验在5%水平上显著。这一结果表明,数字经济发展显著提升了大企业的数字化转型程度,而对中小企业没有产生显著影响,这也意味着数字经济发展扩大了大企业与中小企业间数字化转型程度的差距,假设 H_2 得到验证。第三步,同时将企业数字化转型程度(DIG)和核心解释变量($TREAT \times POST$)放入回归模型中。表4的第(3)和第(4)列结果表明,大企业 $TREAT \times POST$ 的回归系数在1%的水平上显著为正且系数较基准回归有所减小,DIG的回归系数在1%的水平上显著为正,而中小企业 $TREAT \times POST$ 和 DIG 的回归系数均不显著, $TREAT \times POST$ 的组间系数差异检验也在1%水平上显著。以上结果表明,对大企业而言,企业数字化转型程度在数字经济发展与全要素生产率之间发挥了显著的中介效应,而对中小企业来说,这一中介路径并不成立。因此,数字经济发展通过提高大企业的数字化转型程度从而促进了其全要素生产率的提升;然而数字经济发展并没有促进中小企业数字化转型,从而也没有促进其全要素生产率的进一步提高,最终导致大企业与中小企业间全要素生产率差距的扩大,假设 H_3 得到验证。

表 4 数字经济发展存在鸿沟效应的机制检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|
| | 大企业 | 中小企业 | 大企业 | 中小企业 |
| | DIG | DIG | TFP_LP | TFP_LP |
| $TREAT \times POST$ | 0.0737 ** (2.531) | 0.0680 (1.297) | 0.0340 *** (3.942) | 0.0105 (0.448) |
| DIG | | | 0.0081 *** (2.578) | 0.0014 (0.166) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 10698 | 3507 | 10698 | 3507 |
| R ² | 0.3211 | 0.1817 | 0.6676 | 0.4920 |
| 组间系数差异 | 0.018 ** | | 0.001 *** | |

4. 稳健性检验

(1)替换被解释变量的度量指标。本文采用 ACF 法(Ackerberg 等,2015)^[43]和 GMM 法(Blundell 和 Bond,1998)^[44]重新测算企业全要素生产率。相比于 LP 法,ACF 法放松了假设条件,如资本投入先于其他生产要素决策,将劳动投入引入中间投入函数,从而提高了估计结果的准确性(任曙明和吕镛,2014)^[8],而 GMM 法通过加入工具变量来解决模型中的内生性问题(任胜钢等,2019)^[38]。替换被解释变量后的回归结果如表5第(1)~(4)列所示,大企业与中小企业之间的全

要素生产率差距仍显著存在,即数字经济发展对企业全要素生产率的影响在大企业与中小企业之间仍存在明显的数字鸿沟。

(2)替换解释变量的度量指标。考虑到国家级大数据综合试验区大多是省级单位,而同一省份内数字经济发展水平也存在差异。因此,本文参照赵涛等(2020)^[11]的研究,通过主成分分析的方法,从互联网发展和数字金融普惠两个维度测算出各地级市层面的数字经济发展水平(*Dige_City*),并将其与企业所在地级市相匹配。其中,互联网发展由每百人互联网用户数、计算机服务和软件从业人员占比、人均电信业务总量以及每百人移动电话用户数四个指标构成,数字金融普惠采用中国数字普惠金融指数衡量。回归结果如表5第(5)和第(6)列所示,数字经济发展对不同规模企业全要素生产率的影响仍存在显著差异,本文结论依然稳健。

表5 稳健性检验

| 变量 | 替换被解释变量 | | | | 替换解释变量 | |
|----------------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | 大企业 | 中小企业 | 大企业 | 中小企业 | 大企业 | 中小企业 |
| | <i>TFP_ACF</i> | <i>TFP_ACF</i> | <i>TFP_GMM</i> | <i>TFP_GMM</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> | 0.0211 ** (2.173) | -0.0213 (-0.760) | 0.0374 *** (4.298) | -0.0058 (-0.230) | | |
| <i>Dige_City</i> | | | | | 0.0139 *** (4.367) | 0.0111 (1.364) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 10698 | 3507 | 10698 | 3507 | 9921 | 3204 |
| R ² | 0.4436 | 0.3652 | 0.6695 | 0.4790 | 0.6673 | 0.5003 |
| 组间系数差异 | 0.000 *** | | 0.000 *** | | 0.000 *** | |

注:由于部分地级市数字经济变量存在缺失,导致样本量有所减少

(3)剔除企业规模类型发生变动的样本。考虑到样本期间内同一企业的规模类型会发生变动,因此本文剔除企业规模类型发生变动的样本重新进行估计。回归结果如表6第(1)和第(2)列所示,本文的结论依然成立。

(4)改变企业规模划分标准。本文以企业资产总额作为企业规模类型的划分依据,将企业年度资产总额大于该年度所有企业资产总额中位数的样本归为大企业,其余为中小企业,然后进行分组回归。结果如表6第(3)和第(4)列所示,数字经济发展提升了大企业的全要素生产率,而对中小企业没有产生显著影响,结论依然稳健。

(5)以中小板上市公司代表中小企业。考虑到根据国家统计局对企业规模的划分方法得出的中小企业样本量偏少,本文参照匡海波等(2020)^[45]的做法,以原深圳证券交易所中小板上市公司代表中小企业,检验数字经济发展是否会对这一类中小企业产生影响。回归结果如表6第(5)列所示,数字经济发展仍未对中小企业全要素生产率产生显著影响。

(6)引入交互项。基准回归中,本文采用了分组回归方式验证了数字经济发展对不同规模企业全要素生产率产生了不同影响。为增强结论的可靠性,本文通过引入企业规模与数字经济发展的交互项(*TREAT* × *POST* × *BIG*),进一步验证该差异的存在性。回归结果如表6第(6)列所示,交互项(*TREAT* × *POST* × *BIG*)系数显著为正,意味着企业规模越大,数字经济发展对企业全

要素生产率的促进作用越显著,同样符合本文的预期。同时,本文也进一步验证了数字经济发展对不同规模企业数字化转型程度的不同影响。回归结果如表 6 第(7)列所示,交互项($TREAT \times POST \times BIG$)系数显著为正,表明数字经济发展对大企业数字化转型的促进作用更强,机制检验同样稳健。

表 6 稳健性检验

| 变量 | 剔除企业规模类型发生变动的样本 | | 改变企业规模划分标准 | | 以中小板上市公司代表中小企业 | 引入交互项 | |
|--------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| | 大企业 | 中小企业 | 大企业 | 中小企业 | 中小企业 | 全样本 | 全样本 |
| | TFP_{LP} | TFP_{LP} | TFP_{LP} | TFP_{LP} | TFP_{LP} | TFP_{LP} | DIG |
| $TREAT \times POST$ | 0.0337*** (3.873) | -0.0058 (-0.228) | 0.0231** (1.976) | 0.0193 (1.533) | 0.0152 (0.934) | 0.0026 (0.172) | -0.0339 (-0.742) |
| $TREAT \times POST \times BIG$ | | | | | | 0.0394** (2.414) | 0.1629*** (3.350) |
| $TREAT \times BIG$ | | | | | | 0.0072 (0.390) | 0.1495*** (2.703) |
| BIG | | | | | | 0.0373*** (3.210) | 0.0094 (0.272) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 9969 | 2888 | 7099 | 7106 | 4355 | 14205 | 14205 |
| R^2 | 0.6741 | 0.5031 | 0.5926 | 0.5775 | 0.6619 | 0.6544 | 0.3161 |
| 组间系数差异 | 0.000*** | | 0.019** | | | | |

注:由于共线性问题,引入交互项时省略了 $POST \times BIG$

(7)排除其他政策影响。首先,“宽带中国”战略的实施改善了地区数字基础设施建设,也会对微观企业的全要素生产率产生影响。截至目前,工业和信息化部、国家发展和改革委员会分别于2014年、2015年和2016年分三批共遴选出120个城市(群)作为“宽带中国”示范点。为了排除这一政策干扰,本文根据“宽带中国”示范城市名单,设置相应的虚拟变量 *Broadband* 在回归模型中进行控制。如果企业注册地在样本期间入选“宽带中国”示范城市,且观测时间在入选年份以后,则 *Broadband* 取值为1,否则为0。表7第(1)和第(2)列结果显示,在排除了“宽带中国”政策干扰后,本文的结论仍然成立,国家级大数据综合试验区刻画的数字经济发展对企业全要素生产率的影响的确存在数字鸿沟。

其次,2019年10月20日,福建省、浙江省、河北省(雄安新区)、广东省、重庆市、四川省等6个“国家数字经济创新发展试验区”接受授牌,正式启动试验区创建工作,以期在数字经济要素流通机制、要素资源配置等方面探索可复制、可推广的经验。虽然这一试验区成立时间较晚,但也可能对本文的研究造成干扰。为此,本文剔除“国家数字经济创新发展试验区”成立后的样本(2019年和2020年)重新进行回归。表7第(3)和第(4)列结果显示,在排除了“国家数字经济创新发展试验区”政策干扰后,研究结论依然稳健。

表 7 稳健性检验

| 变量 | 排除“宽带中国”政策影响 | | 排除“国家数字经济创新发展试验区”政策影响 | |
|----------------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 大企业 | 中小企业 | 大企业 | 中小企业 |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> | 0.0343 *** (3.979) | 0.0028 (0.115) | 0.0332 *** (3.499) | 0.0213 (0.814) |
| <i>Broadband</i> | -0.0031 (-0.370) | 0.0086 (0.396) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 10698 | 3507 | 8164 | 2670 |
| R ² | 0.6669 | 0.4876 | 0.6347 | 0.4695 |
| 组间系数差异 | 0.001 *** | | 0.003 *** | |

(8) 平行趋势检验。双重差分模型使用的前提条件是实验组与控制组对于因变量的影响在政策实施前具有一致的时间变化趋势。因此, 本文采用事件研究法进行平行趋势检验, 并借鉴张莉等 (2022)^[46] 的做法, 以政策实施前第一期为基准。如图 2 所示, 对大企业而言, 在实施国家级大数据综合试验区之前, 实验组与控制组在全要素生产率的变化趋势上不存在显著差异, 即满足平行趋势假定; 而国家级大数据综合试验区实施后, 注册地在试点地区的大企业全要素生产率显著提高。如图 3 所示, 对中小企业而言, 在国家级大数据综合试验区实施前后, 其全要素生产率均没有发生显著变化。

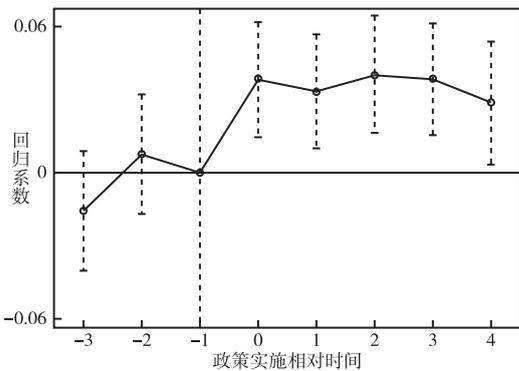


图 2 大企业平行趋势检验

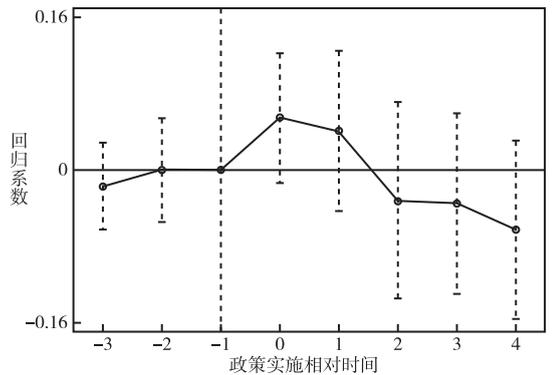


图 3 中小企业平行趋势检验

(9) 安慰剂检验。在保证数据分布不变的同时随机改变每个城市对应 *TREAT* × *POST* 的取值, 并赋值到样本公司, 然后用模拟样本进行回归, 此过程重复 1000 次。结果如图 4 所示, 虚拟解释变量的系数显著为正或显著为负的所占比重较小, 表明大企业全要素生产率的变化确实是由于国家级大数据综合试验区的实施引起的, 而不是其他因素所致。

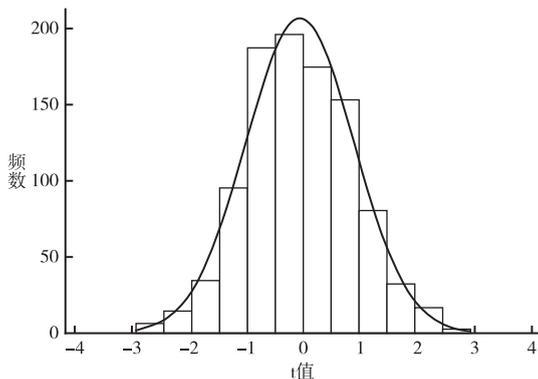


图4 针对大企业随机模拟 1000 次

五、进一步分析

前文理论分析并实证检验了数字经济发展对全要素生产率的影响在大企业与中小企业存在明显的数字鸿沟,其潜在的作用机制是大企业能更好地借助数字经济发展,通过提升自身的数字化转型程度进而实现全要素生产率的提高,从而扩大了大企业与中小企业之间全要素生产率的差距。值得深思的是,数字经济逐渐成为引领中国转变经济增长方式、优化经济结构的重要引擎,并对企业数字化经营战略提出了重大挑战,那么在数字经济驱动下,大企业进行数字化转型进而提高其全要素生产率是否存在约束条件呢?考虑到企业融资能力、技术创新能力以及组织适应能力可能是影响企业数字化转型的重要驱动因素,因此,本文进一步考察数字经济背景下大企业实现数字化转型进而提升全要素生产率的异质性情境。

1. 融资能力

根据前文分析,融资能力影响了企业数字化转型的进程,可能导致企业难以在数字经济背景下实现高质量发展。为了验证这一观点,本文考察融资能力存在差异的企业中,数字经济发展与全要素生产效率的关系是否显著。

本文以融资约束程度代表企业融资能力,选取 SA 指数(Hadlock 和 Pierce,2010)^[47]和 KZ 指数(Kaplan 和 Zingales,1997)^[48]衡量企业融资约束程度,根据 SA 指数和 KZ 指数的年度中位数,将大企业样本分为融资约束较高和融资约束较低两组,并分别进行回归。结果如表 8 所示,数字经济发展对企业全要素生产率的提升作用在融资约束较低组中更显著。因此,当企业融资能力较强时,数字经济发展对提升企业全要素生产率发挥了更大的作用。

表 8 数字经济发展对大企业全要素生产率的影响——融资约束程度的差异

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|----------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| | 融资约束低(SA) | 融资约束高(SA) | 融资约束低(KZ) | 融资约束高(KZ) |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| <i>TREAT × POST</i> | 0.0537*** (4.311) | 0.0056 (0.451) | 0.0453** (2.472) | 0.0172 (0.720) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 5386 | 5312 | 5350 | 5348 |

续表 8

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 融资约束低(SA) | 融资约束高(SA) | 融资约束低(KZ) | 融资约束高(KZ) |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| R ² | 0.6927 | 0.6266 | 0.7356 | 0.6074 |
| 组间系数差异 | 0.000*** | | 0.021** | |

2. 技术创新能力

根据前文分析,企业技术创新能力越强,更能够在数字经济发展中实现数字化转型,带动企业生产效率改进。为此,本文进一步考察企业技术创新能力的差异是否会对数字经济发展与全要素生产率的关系产生影响。

本文分别从创新投入和创新产出两个视角来衡量企业技术创新能力。以企业研发支出占营业收入比例代表创新投入,以专利授权量代表创新产出,分别按两个变量的年度中位数将大企业样本分为研发投入较高、研发投入较低两组以及专利授权量较高、专利授权量较低两组,并分别进行回归。结果如表 9 所示,数字经济发展对企业全要素生产率的提升作用在研发投入较高和专利授权量较高组中更显著。因此,当企业技术创新能力较强时,数字经济发展对提升企业全要素生产率发挥了更大的作用。

表 9 数字经济发展对大企业全要素生产率的影响——技术创新能力的差异

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| | 研发投入高 | 研发投入低 | 专利授权量高 | 专利授权量低 |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> | 0.0454** (2.362) | 0.0210 (0.892) | 0.0408** (2.032) | 0.0294 (1.238) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 5341 | 5357 | 5631 | 5067 |
| R ² | 0.7493 | 0.5905 | 0.6972 | 0.6253 |
| 组间系数差异 | 0.061* | | 0.072* | |

3. 组织特征

(1) 高管背景特征。根据前文分析,企业中具有研发背景的高管,将更有利于企业在数字经济背景下推动数字化转型,并进一步实现生产效率的提高。为此,根据高管是否具有研发背景这一经验性烙印,考察高管背景特征的差异是否会对数字经济发展与企业全要素生产率间的关系产生影响。

以每年度具有研发背景高管占高管团队比例的中位数为界限,将大企业样本分为研发背景高管占比较高和研发背景高管占比较低两组,并分别进行回归。结果如表 10 第(1)和第(2)列所示,数字经济发展对企业全要素生产率的提升作用在研发背景高管占比较高的组中更显著。因此,当企业中具有研发背景高管占比越高时,数字经济发展对提升企业全要素生产率发挥了更大的作用。

(2) 员工学历特征。根据前文分析,员工学历越高越有可能有利于企业在数字经济背景下推进数字化转型,进而提高生产效率。为此,本文进一步考察数字经济发展中员工学历结构的差异是否会对企业的生产效率产生影响。

以每年度企业本科及以上学历员工数占员工总数比例的中位数为界限,将大企业样本分为本科及以上学历占比较高和本科及以上学历占比较低两组,并分别进行回归。结果如表 10 第(3)和第(4)列所示,数字经济发展对企业全要素生产率的提升作用在本科及以上学历占比较高组中更显著。因此,当企业员工本科及以上学历占比越高时,数字经济发展对提升企业全要素生产率发挥了更大的作用。

表 10 数字经济发展对大企业生产效率的影响——组织特征的差异

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------|----------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| | 研发背景高管占比高 | 研发背景高管占比低 | 本科及以上学历占比高 | 本科及以上学历占比低 |
| | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> | <i>TFP_LP</i> |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> | 0.0438*** (3.229) | 0.0192 (1.574) | 0.0427** (2.024) | 0.0190 (0.842) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 企业/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4782 | 5916 | 5274 | 5424 |
| R ² | 0.6725 | 0.6402 | 0.6850 | 0.6266 |
| 组间系数差异 | 0.077* | | 0.008*** | |

六、研究结论与政策启示

近年来,各省、市、自治区纷纷加大力度发展数字经济,包括基础设施建设和制度建设。在此背景下,数字经济发展是否能促进企业数字化转型并把数字转化成生产力,从而提高企业生产效率,这无论在理论界还是实务界都是值得关注的问题。本文以沪深 A 股制造业上市公司为样本,检验了数字经济发展对规模差异企业全要素生产率的影响。研究发现:数字经济发展对大企业和中小企业全要素生产率的影响存在明显的鸿沟效应,其作用机制在于数字经济发展扩大了大企业与中小企业间数字化转型程度的差距,从而导致两者全要素生产率差距的进一步扩大;进一步研究促进企业数字化转型的驱动因素发现,对于融资能力较强、技术创新能力较强以及组织适应性较强的大企业,数字经济发展对企业全要素生产率发挥了更显著的作用。

根据研究结论,本文提出以下政策建议:第一,发展数字经济虽然可以促进企业进行数字化转型,提高生产效率,但也会加剧不同规模企业间发展的不均衡。引起数字经济发展不均衡问题的主要原因是不同规模企业间数字化转型的差距。中投汇昌 2021 年的调研报告指出,89% 的中小企业处于数字化转型探索阶段,8% 的中小企业处于数字化转型践行阶段,仅有 3% 的中小企业处于数字化转型深度应用阶段。总体来看,中国中小企业绝大多数还处在探索阶段。中小企业由于存在“不会转、不敢转、不能转”问题,使得其数字化转型程度偏低,进一步拉大了其与大企业之间发展的差距。首先,通过大企业带动中小企业,鼓励大企业打造符合中小企业特点的数字化平台,营造协同发展的数字化环境。其次,国家在制定数字经济发展相关政策以及各地区发展数字经济时,充分考虑规模差异企业对政策的适应性。虽然国家已经出台了一系列中小企业直接融资支持政策,包括扶持中小企业的信贷政策,但中小企业贷款融资仍困难重重,建议应进一步探索支持中小企业数字化转型融资政策的可行性,驱动中小企业进行数字技术、设备和人才的投入。第二,技术创新能力是造成规模差异企业发展差距的驱动因素之一。各地区在发展数字经济时,可以加快发展符合地区制造业特点的工业互联网以解决中小企业技术创新方面的瓶颈问

题,缩短中小企业转型的阵痛期。从2018年起,“发展工业互联网平台”已经连续五年写进政府工作报告,中国工业互联网应用兼具帮助大企业向更高层次提升和帮助中小企业普及信息化、数字化两项任务,搭建更多共性技术研发平台,不仅可以提升中小企业创新能力和专业化水平,还可以降低企业获取信息和技术方案的成本。第三,组织适应能力是造成规模差异企业发展差距的又一驱动因素,数字人才培养体系可以使企业捕获可持续的转型红利。在政府层面,建议由地区政府牵头开展中小企业数字化人才培养工程;在企业层面,中小企业可以主动关注中国中小企业协会与龙头企业共建的帮扶中小企业数字化转型的各种成长计划,以低成本高效率培养数字化人才。

参考文献

- [1] Bonfadelli, H. The Internet and Knowledge Gaps: A theoretical and empirical investigation[J]. *European Journal of Communication*, 2002, 17, (1): 65 - 84.
- [2] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? —— 贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 北京: 金融研究, 2020, (7): 114 - 133.
- [3] 邱泽奇, 张树沁, 刘世定, 许英康. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J]. 北京: 中国社会科学, 2016, (10): 93 - 115.
- [4] Hajli, M., J. M. Sims, and V. Ibragimov. Information Technology Productivity Paradox in the 21st Century[J]. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 2015, 64, (4): 457 - 478.
- [5] Autor, D., D. Dorn, L. F. Lawrence, C. Patterson, and J. V. Reenen. The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135, (2): 645 - 709.
- [6] 吴海军, 郭琏. 数据要素赋能制造业转型升级[J]. 北京: 宏观经济管理, 2023, (2): 35 - 41, 49.
- [7] 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[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (11): 59 - 77.
- [8] 任曙明, 吕镒. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 北京: 管理世界, 2014, (11): 10 - 23.
- [9] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 北京: 经济研究, 2019, (8): 71 - 86.
- [10] 周广肃, 樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证[J]. 武汉: 经济评论, 2018, (5): 134 - 147.
- [11] 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[J]. 北京: 管理世界, 2020, (10): 65 - 76.
- [12] Lashkari, D., A. Bauer, and J. Boussard. Information Technology and Returns to Scale[R]. SSRN Working Paper, 2020.
- [13] Mikalef, P., and A. Pateli. Information Technology-enabled Dynamic Capabilities and Their Indirect Effect on Competitive Performance: Findings from PLS-SEM and fsQCA[J]. *Journal of Business Research*, 2017, 70, (1): 1 - 16.
- [14] 李辉, 梁丹丹. 企业数字化转型的机制、路径与对策[J]. 贵阳: 贵州社会科学, 2020, (10): 120 - 125.
- [15] 蔡庆丰, 陈熠辉, 林焜. 信贷资源可得性与企业创新: 激励还是抑制? —— 基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 北京: 经济研究, 2020, (10): 124 - 140.
- [16] 孔伟杰. 制造业企业转型升级影响因素研究——基于浙江省制造业企业大样本问卷调查的实证研究[J]. 北京: 管理世界, 2012, (9): 120 - 131.
- [17] 赵昌文, 许召元. 国际金融危机以来中国企业转型升级的调查研究[J]. 北京: 管理世界, 2013, (4): 8 - 15.
- [18] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 北京: 管理世界, 2021, (7): 130 - 144.
- [19] Bessen, J., and C. Righi. Shocking Technology: What Happens When Firms Make Large IT Investments[R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [20] Boland, R. J., J. K. Lyytinen, and Y. Yoo. Wakes of Innovation in Project Networks: The Case of Digital 3 - D Representations in Architecture, Engineering, and Construction[J]. *Organization Science*, 2007, 18, (4): 631 - 647.
- [21] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 林汉川. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. 北京: 管理世界, 2021, (5): 170 - 190.
- [22] 程虹, 刘三江, 罗连发. 中国企业转型升级的基本状况与路径选择——基于570家企业4794名员工入企调查数据的分析[J]. 北京: 管理世界, 2016, (2): 57 - 70.
- [23] Hambrick, D. C., and P. A. Mason. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. *Academy of*

Management Review, 1984, 9, (2): 193 - 206.

[24] 姜付秀, 伊志宏, 苏飞, 黄磊. 管理者背景特征与企业过度投资行为[J]. 北京: 管理世界, 2009, (1): 130 - 139.

[25] Marquis, C., and A. Tilcsik. Imprinting: Toward A Multilevel Theory [J]. The Academy of Management Annals, 2013, 7, (1): 195 - 245.

[26] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融背景与实体经济金融化[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (5): 136 - 154.

[27] 彭红星, 毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J]. 北京: 财贸经济, 2017, (3): 147 - 161.

[28] 赵珊珊, 王素荣, 陈晓晨. 高管学术经历、企业异质性与企业创新[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019, (5): 73 - 89.

[29] 王珏, 祝继高. 劳动保护能促进企业高学历员工的创新吗? ——基于 A 股上市公司的实证研究[J]. 北京: 管理世界, 2018, (3): 139 - 152.

[30] Goldin, C., and L. F. Katz. Technology, Skill, and the Wage Structure: Insights from the Past [J]. American Economic Review, 1996, 86, (2): 252 - 257.

[31] 中国企业家调查系统. 新常态下的企业创新: 现状、问题与对策——2015·中国企业家成长与发展专题调查报告[J]. 北京: 管理世界, 2015, (6): 22 - 33.

[32] 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[J]. 上海: 财经研究, 2021, (7): 4 - 17.

[33] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 北京: 财贸经济, 2021, (7): 114 - 129.

[34] 王雄元, 史震阳, 何捷. 企业工薪所得税筹划与职工薪酬激励效应[J]. 北京: 管理世界, 2016, (7): 137 - 153.

[35] 文东伟, 冼国明. 企业异质性、融资约束与中国制造业企业的出口[J]. 北京: 金融研究, 2014, (4): 98 - 113.

[36] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64, (6): 1263 - 1297.

[37] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2003, 70, (1): 317 - 341.

[38] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (5): 5 - 23.

[39] 赵健宇, 陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗? [J]. 北京: 经济研究, 2018, (10): 97 - 112.

[40] 赵振智, 程振, 吕德胜. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗? ——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 南京: 产业经济研究, 2021, (6): 101 - 115.

[41] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (4): 138 - 155.

[42] 温忠麟. 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 北京: 心理学报, 2004, (5): 614 - 620.

[43] Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. Econometrica, 2015, 83, (6): 2411 - 2451.

[44] Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87, (1): 115 - 143.

[45] 匡海波, 杜浩, 丰昊月. 供应链金融下中小企业信用风险指标体系构建[J]. 北京: 科研管理, 2020, (4): 209 - 219.

[46] 张莉, 陆铭, 刘雅丽. 税收激励与城市商住用地结构——来自“营改增”的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2022, (4): 1425 - 1446.

[47] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23, (5): 1909 - 1940.

[48] Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112, (1): 169 - 215.

The Gap Effect of the Digital Economy on the Total Factor Productivity of Large Enterprises and SMEs

SUN Xue-jiao, FAN Run

(Accounting School, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222, China)

Abstract: The development of digital economy provides important support for the high-quality development of enterprises. Existing literatures pay more attention to the positive impact of the development of digital economy and overemphasize its positive effect. A few literatures also pay attention to the “digital divide” between regions and individuals. Due to the differences in the application ability of information technology, the development between regions and individuals is unbalanced. However, the development of information technology may also cause heterogeneity among enterprises, but the existing literature has not analyzed the specific forms of heterogeneity among enterprises and the specific reasons behind it.

In the context of the development of digital economy, the vast majority of small and medium-sized enterprises may be faced with the development dilemma of “unable to turn, dare not turn, cannot turn”. Therefore, it is of positive policy significance to study whether there is a digital divide in the development of digital economy among enterprises with different scales, as well as the specific influencing mechanism and internal driving factors of the digital divide. This will help the government to better develop the digital economy and how small and medium-sized enterprises can maximize the value of digital transformation with the help of the digital economy.

Based on this, this paper takes A-share manufacturing listed companies over the period 2011 – 2020 as a sample, and uses National Big Data Comprehensive Pilot Zone as the representative of the development of digital economy to test whether there is a digital divide in the impact of the development of the digital economy on the total factor productivity of manufacturing enterprises. The empirical results show that there is an obvious digital divide between large and small and medium-sized enterprises in the impact of digital economy development on total factor productivity of enterprises. The impact mechanism is that the development of the digital economy has increased the gap between the two types of enterprises in the digital transformation, leading to the further expansion of the productivity gap between the two. Further research found that the development of digital economy has played a more significant role in the total factor productivity of large enterprises with strong financing ability, strong technological innovation ability and strong organizational adaptability.

The main contributions of this research include three aspects. Firstly, in the context of achieving common prosperity, this paper studies whether there is a digital divide between enterprises with different manufacturing scales in the development of digital economy and the specific mechanism of the digital divide, which is helpful to enrich and expand the relevant literature of digital economy and reveal the internal logic of the imbalance between enterprises with different scales in the development of digital economy. Secondly, this paper discusses the influence of the development of digital economy on the total factor productivity of enterprises and the formation mechanism of the digital divide between enterprises with different manufacturing scale, that is, digital transformation. Furthermore, it further studies the driving factors that enterprises can improve the degree of digital transformation and improve production efficiency, namely financing, technological innovation and organizational adaptability. Thirdly, this paper provides a new explanation for the “paradox of information technology productivity”. The existing literature suggests that firms that use information technology intensively do not increase output but lay off workers, moving displaced workers to less productive sectors and reducing productivity throughout the economy. This paper argues that the development of digital economy has a digital gap between enterprises with different manufacturing scales, that is, some enterprises benefit from the development of digital economy, while others do not benefit or even have a transition crisis, which may also be the reason why the development of digital economy does not bring the improvement or even decline of the productivity of the whole economy.

Key Words: digital economy development; digital transformation; total factor productivity; gap effect

JEL Classification : O12, D24, L86

DOI:10. 19616/j. cnki. bmj. 2023. 08. 003

(责任编辑:吴海军)