

数字经济发展何以提高企业全要素生产率?

江三良, 李宁宁

(安徽大学 创新发展战略研究院, 安徽 合肥 230601)

[摘要] 基于 2011—2019 年中国 282 个地级市和 A 股 3140 家上市公司的数据, 考察数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响, 结果表明数字经济的发展显著提升了当地企业的全要素生产率。机制检验结果表明, 数字经济能够通过降低企业管理成本、增加企业人力资本投入和降低企业交易成本缓解信息不对称, 从而提升企业全要素生产率。数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响存在异质性, 对国有企业、大规模企业、新企业、服务业特别是生产性服务业企业影响更大; 这一影响结果在东部地区和数字经济发展程度高的地区更为显著。这为发挥数字经济的微观激励效应进而促进宏观经济“提质增量”提供了理论依据。

[关键词] 数字经济; 全要素生产率; 管理成本; 人力资本投入; 交易成本

[中图分类号] F49; F832 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2023)02-0043-10

一、引言

数字经济已经成为继农业经济、工业经济之后出现的主要经济形态, 进入 21 世纪后, 数字经济更是成为新时代经济发展的重要引擎, 世界主要发达国家都纷纷将其提升到经济增长重要推动力的地位。对中国而言, 以知识和信息为生产要素、以网络为载体、以信息技术的使用作为发展动力的数字经济也正在广泛而深远地影响和重塑经济活动和发展前景^[1]。国家的科技进步与发展并不单纯是经济问题, 既需要国家做出长远的战略判断和准备, 也需要企业源源不断的创新动力和活力, 在中国工业化进程中, 在构建新型数字经济体系过程中, 需要宏观与微观的双重引擎, 政府与企业一样要扮演好各自的角色。企业数字化是数字经济背景下企业发展的必然趋势, 数字经济的宏观引擎如何与企业全要素生产率这个微观引擎形成互动尤为重要。

数字经济作为国家支持发展的战略, 能够使社会和企业经济得到快速恢复和发展, 加快经济转型。数字经济由信息经济发展而来, Porat 最早在《信息经济》一书中界定了与信息经济密切相关的基本概念和范畴^[2]。随着互联网的快速发展, 数据逐渐成为支持国民经济快速发展不可替代的要素, 产品范围被进一步拓宽, 电影、音乐、广告等产品通过互联网广为流传^[3]。数字经济这一名词最早出现在 1996 年, Tapscott 首次定义了“数字经济”的内涵, 认为数字经济是对 ICT 技术进行运用的经济系统^[4]。Negroponte 指出, 由于数字化、信息化和网络化改变了人类的生产方式, 数字化生存变成了一种全新的生存方式^[5]。佟家栋和张千认为, 数字经济最起码应当包括数据化、网络化、数字智能化以及共享普惠化这四大基本特征^[6]。从目前的研究来看, 大多数学者认为数字经济的发展会促进中国的产业结构升级^[7], 实现中国经济的快速转型和高质量发展^[8], 但鲜有文献深入研究数字经济对企业全要素生产率的影响效应。区域数字经济发展水平与企业全要素生产率之间是否还存在更为深层次的联系, 作用机制又是怎样的, 这是值得深思的问题。Autor 等发现, 数字技术的发展对不同企业的影响存在显著差异,

[收稿日期] 2022-08-10

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目(21CJY050)

[作者简介] 江三良(1969—), 女, 安徽歙县人, 安徽大学创新发展战略研究院教授, 博士生导师, 主要研究方向为产业经济学; 李宁宁(1997—), 男, 安徽阜阳人, 安徽大学创新发展战略研究院硕士生, 主要研究方向为产业经济学, 邮箱: 2514156183@qq.com。

企业间异质性明显^[9]。这种异质性是否也体现在数字经济发展对企业全要素生产率的影响中?厘清这些问题,有助于更好地发现数字经济发展过程中的微观动力引擎。

本文尝试构建一个可以反映地区数字经济发展水平的综合指标,以282个地级及以上城市和上市公司的企业为考察对象,探究数字经济如何影响企业全要素生产率。与本文最为直接的研究是数字经济对企业发展的影响。已有文献立足于数字经济对企业绿色创新、企业资源配置效率、企业能源效率和企业转型等的影响^[10-13]。其中,有两篇文献与本文的关系最为密切,一是宋清华等认为产业数字化显著提升了企业全要素生产率^[14],但该文仅仅着眼于产业数字化,没有全面考虑数字经济;二是黄群慧等证实了互联网发展促进了制造业生产率,并且对制造业生产率的影响要大于对整个城市的影响^[15],但其仅仅考虑了制造业与互联网发展水平。企业全要素生产率的影响因素和影响机制,是经济学中不可或缺的研究内容。现有文献一般是从以下两个方面研究企业全要素生产率的影响因素的。一是基于企业内部因素,如:外商直接投资通过增强内部管理,进而促进企业全要素生产率的提升^[16];企业内部控制可以显著提升企业全要素生产率,并且这种效应随着内部控制程度提升而得到增强^[17]。二是关注的重点在企业外部生存环境上,例如低碳城市建设^[18]和国家自主创新示范区^[19]的建立都通过技术创新这一途径促进了企业全要素生产率的提升。

互联网发展是数字经济的重要方面,但不是全部。目前学术界对数字经济的经济效应研究多聚焦于宏观经济,本文将视角切换到微观企业上,可为政府和企业双方提供参考意见。从政府角度看,可以更好理解并采取措施充分发挥数字经济促进经济转型和高质量发展的作用。从企业角度看,可以更充分认识数字经济带来的发展机遇,加快线上线下经济融合,促进企业高质量发展。本文的边际贡献有以下几点:一是构建衡量数字经济发展水平的综合指标,实证探讨数字经济对企业全要素生产率之间的促进作用,可丰富相关文献;二是从企业内部和外部两个方面发现数字经济对企业全要素生产率的作用机制,加强数字经济与企业全要素生产率之间的逻辑关联;三是不同于大多数研究着眼于省级和城市层面,本文探究城市数字经济这一宏观引擎如何对企业全要素生产率这一微观引擎进行影响,更接近政府和企业角色互动的中国现实;四是从企业、行业和城市三个层面考察数字经济影响企业全要素生产率的异质性,较为全面地考虑了可能存在的异质性问题。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字经济对企业全要素生产率的直接影响

数据作为全新的生产要素,加快了信息传递速度,影响到经济发展的方方面面,对企业的组织方式、生产方式、流通方式产生了深远影响,其直接影响表现为带动企业数字化。首先,数字化打破了传统经济在时间和空间上的局限,使企业、消费者、政府三方之间的联系更为密切,交流更加便捷;优化了企业的生产经营、交易分配,改善各种生产要素在企业之间的配置和流通方式,为企业的运营和发展提供了保障,促进了企业效率的提升。其次,数字化提高了企业内部信息搜寻、传递和沟通的效率,促进企业的组织结构从金字塔型向扁平化方向转变。组织层级的减少有效避免了信息在传递过程中的失真和扭曲,降低了企业沟通和协调的成本。最后,数字经济作为一种新型经济,受到全球的重视,各个国家制定了许多支持数字经济发展的政策。政府的激励政策和鼓励创新的市场环境能够有效提高企业的生产率。因此,本文提出假设1:

假设1:数字经济对企业全要素生产率的增加起着积极作用。

(二) 数字经济对企业全要素生产率的间接影响

在数字经济大潮中,数字化转型已不仅是企业发展的“选择题”,还是关乎企业生存的“必修课”。数字经济对企业数字化转型不仅有直接的驱动作用,还有间接的驱动作用,主要从企业内外两方面进行影。整体的理论框架如图1所示。

数字经济对企业全要素生产率的内部影响主要体现如下。第一,数字经济可以通过降低企业内部的管理成本提高全要素生产率。一方面,数字经济利用数字化技术使企业的传统组织形式向低成本管理的方向转变,实现企业内部的智慧管理。智慧管理使企业内部组织结构变为网状组织,加强了部门与部门之间的协调工作,提高了企业的运营效率和生产效率。另一方面,数字经济的发展能够解除传统管理模式的限制,打破部门与部门之间的界限,优化管理流程中存在的问题,实现管理的高效化。各部门可以在第一时间获取到最新的数据资源和工作信息,提前做好准备工作,提高工作效率。第二,数字经济可以通过提高企业内部的人力资本投入提升全要素生产率。一方面,数字经济和互联网的发展降低了企业与劳动者之间的信息不对称程度^[20],企业与劳动者之间的双向选择更加透明化,这会使得企业基于自身发展优化人力资本结构,加大人力资本投入。人力资本越高,企业对于新知识和新技能的学习就越快,成本就越低。同时在生产中协同效率会得到增强,提升企业的生产率^[21]。另一方面,数字技术的不断发展促使企业内部的知识不断交流,增强了企业人力资本的知识累积程度,提高了企业的效率。

数字经济对企业全要素生产率的外部影响体现如下。数字经济可以通过降低企业外部的交易成本提升企业全要素生产率。一方面,数字经济能够凭借高效的数据搜集、整合、传输与计算,改善生产、分配、流通与消费环节的信息透明度,降低企业的交易成本^[22]。另一方面,数字经济降低了企业与消费者之间的信息交换成本。企业与消费者通过数字经济平台可以获取到彼此需要的信息,企业通过对消费者进行人物画像,集中生产消费者需要的产品,消费者通过平台了解产品信息、降低决策成本。随着企业交易成本的降低,企业的整体成本也随之减少,从而增加企业的利润率。利润率的提高为企业资金的增加提供了可能性,企业将会有资金对设备进行购买或者加大研发投入,从而提升企业的全要素生产率^[23]。因此,本文提出假设 2:

假设 2:数字经济通过降低企业管理成本、提高企业人力资本、降低交易成本提升企业全要素生产率。

三、研究设计

(一) 计量模型

上文对数字经济影响企业全要素生产率进行理论机制探讨,为了验证假设 1,本文建立了如下的基准模型:

$$tfplp_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 digi_{jt} + \alpha_2 X_{ijt} + firm_i + city_i + year_i + industry_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $tfplp_{ijt}$ 是 j 市 i 企业在 t 年的全要素生产率, $digi_{jt}$ 是 j 市 t 年的数字经济发展水平指数, X_{ijt} 是影响企业全要素生产率的一系列控制变量。另外, $firm_i$ 是企业效应, $city_i$ 是城市效应, $year_i$ 是时间效应, $industry_i$ 是行业效应, ε_{ijt} 是随机扰动项。本文重点关注的是 α_1 的系数,其衡量企业全要素生产率随着数字经济发展改变而变动的幅度。

参考李云鹤等的研究^[24],为了验证假设 2,本文采用逐步检验法进行中效应检验,模型如下:

$$tfplp_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 digi_{jt} + \alpha_2 X_{ijt} + firm_i + city_i + year_i + industry_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$M_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 digi_{jt} + \beta_2 X_{ijt} + firm_i + city_i + year_i + industry_i + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$tfplp_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 digi_{jt} + \gamma_2 M_{ijt} + \gamma_3 X_{ijt} + firm_i + city_i + year_i + industry_i + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, M_{ijt} 表示中介变量,其他同上。本文重点关注的是 α_1 、 β_1 、 γ_1 、 γ_2 的值,若这四者的值均显著,就说明中介变量存在部分中介效应。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

企业全要素生产率 ($tfplp$),本文参照石大千等的研究^[25],用 LP 法估算企业全要素生产率。首先构

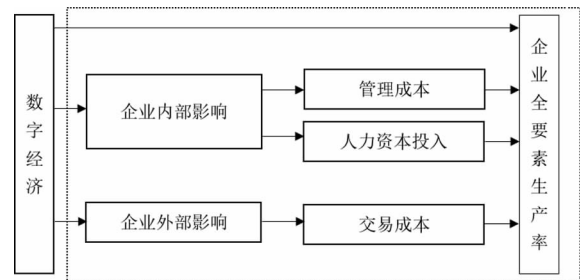


图 1 理论分析框架图

建生产函数, 即柯布 - 道格拉斯函数: $Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta$ 。其中 Y_i 代表上市公司的产出, K_i 表示上市公司的资本投入, L_i 表示上市公司的劳动投入, A_i 就是通常意义上的全要素生产率, 它可以表示同时提升各种投入要素的边际产出。接着同时对等式的两边取对数转换为如下的形式: $\ln Y_i = \alpha K_i + \beta L_i + \mu_{it}$ 。其中, 残差项就包括了 tfp 对数形式的信息。结合上市公司数据作如下处理: 上市公司产出 Y 用企业主营业务收入衡量; K 用固定资产净额衡量; L 用职工人数衡量; M 用购买商品、接受劳务实际支付的现金衡量。

2. 解释变量

本文借鉴赵涛等的研究^[26], 从互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况、移动电话普及率和数字金融发展水平这五个方面去衡量数字经济发展水平^[27]。具体指标含义及数据来源见表 1。采用客观赋权法中的熵值法对数字经济发展水平进行测度, 记为 $digi$ 。

表 1 中国地级市数字经济发展水平测度指标

| 一级指标 | 具体含义 | 数据来源 |
|----------|------------------------|------------|
| 互联网普及率 | 每百人互联网用户数 | 《中国城市统计年鉴》 |
| 相关从业人员 | 计算机和软件从业人员占城镇单位从业人员的比重 | 《中国城市统计年鉴》 |
| 相关产出 | 人均电信业务量 | 《中国城市统计年鉴》 |
| 移动电话普及率 | 每百人移动电话用户数 | 《中国城市统计年鉴》 |
| 数字金融发展水平 | 数字普惠金融指数 | 北京大学金融研究中心 |

3. 中介变量

企业内部的管理成本 ($manage$) 用管理费用率进行衡量; 企业内部的人力资本投入 ($work$) 用平均每位职工拥有的支付给职工现金的自然对数进行衡量; 企业外部的交易成本 ($sale$) 用销售费用率进行衡量。

4. 控制变量

参考相关文献^[28-31], 本文选取的控制变量有: 企业规模 ($size$), 采用员工人数的自然对数衡量; 企业年龄 (age), 采用公司成立时间的自然对数衡量; 总资产净利润率 (roa), 采用净利润与总资产的比值衡量; 资产负债率 (lev), 采用总负债与总资产的比值衡量; 现金净额 ($cash$), 采用经营活动产生的现金流量净值与总资产的比值衡量; 成长能力 ($growth$), 采用营业收入增长率衡量; 高管薪酬 ($comp$), 采用董事、监事及高管前三名薪酬总额的自然对数衡量。

(三) 数据来源

我国从 2011 年开始发布数字普惠金融指数, 而 2020 年之后的新冠肺炎疫情对我国的经济社会造成了较大的冲击, 可能对回归结果产生较大影响, 因此本文将考察时间确定为 2011—2019 年。企业数据来源于 CSMAR 数据库, 为中国 A 股上市公司, 为保证数据更能反映经济事实, 对数据作如下处理: 剔除 ST 公司和金融类公司; 剔除所有退市和拥有交叉股的公司。最终得到 3140 个企业 18523 个观测值。地区数字经济发展水平的数据来源于《中国城市统计年鉴》, 由于数字经济测算相关指标的限制, 为保证数据的可获得性、可比性和完整性, 选取中国 282 个地级市及以上城市的数据进行分析和测度, 同时为了避免极端值对回归结果产生影响, 对变量进行 1% 水平的缩尾处理。表 2 为描述性统计分析结果。

表 2 描述性统计分析

| 变量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 偏度 | 峰度 |
|----------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|
| $tfplp$ | 8.872 | 1.002 | 1.306 | 13.640 | 0.491 | 3.742 |
| $digi$ | 0.248 | 0.109 | 0.065 | 0.522 | 0.546 | 2.400 |
| $size$ | 7.571 | 1.111 | 4.771 | 10.640 | 0.198 | 2.689 |
| age | 2.766 | 0.344 | 1.609 | 3.401 | -0.748 | 3.469 |
| roa | 0.043 | 0.049 | -0.228 | 0.193 | -0.680 | 6.809 |
| lev | 0.407 | 0.200 | 0.049 | 0.886 | 0.241 | 2.166 |
| $cash$ | 0.046 | 0.063 | -0.154 | 0.237 | -0.016 | 3.345 |
| $growth$ | 0.159 | 0.304 | -0.509 | 2.343 | 2.050 | 11.36 |
| $comp$ | 15.210 | 0.620 | 13.600 | 17.050 | 0.160 | 2.911 |

四、实证结果分析

(一) 基准回归

为了验证假设 1, 本文对模型 (1) 进行回归, 回归结果如表 3 所示。其中, 列 (1) 为未加控制变量, 仅控制企业效应与年份效应的回归结果。列 (2) 在列 (1) 的基础上加入了控制变量。列 (3) 在列 (2) 的

基础上加上了行业效应。列(4)在列(3)的基础上加上了城市效应。

从表3来看,数字经济发展水平的回归系数均显著为正,说明数字经济发展水平显著促进了企业全要素生产率的提升,地区数字经济发展水平越高,当地企业的全要素生产率就越高,假设1得到支持。可能的原因是数字经济通过数字化技术和互联网重新配置了资源,降低了信息不对称程度,提升了企业全要素生产率。

(二) 内生性问题处理和稳健性检验

为了验证基准回归的稳健性,本文对基准回归进行了内生性处理和稳健性检验,限于篇幅,相关结果省略,留存备索。

1. 内生性处理

内生性问题是经济研究中不可忽略的问题。一方面企业全要素生产率会与数字经济的发展存在一定的互为因果关系;另一方面,企业全要素生产率的影响因素非常多,本文无法列出所有的影响变量,会产生遗漏变量问题。基于以上两方面分析,本文试图通过工具变量法缓解数字经济与企业全要素生产率之间的内生性问题。

借鉴赵涛等的研究^[26],本文选取1984年的固定电话数量作为数字经济的工具变量。这么做一方面是因为当地历史的电信基础设施会影响到互联网发展,满足工具变量的相关性;另一方面,随着技术进步,固定电话等传统电信工具对经济发展的影响逐渐下降直至式微,满足工具变量的排他性,选择的数据时间越远离现有时间,排他性越强,1984年是我们可以找到电信数据的最早年份。但由于1984年的固定电话数量是截面数据,无法用于面板数据的直接回归,借鉴Nunn和Qian的做法^[32],本文用上一年度的互联网用户数与1984年的固定电话数量乘积表示当年数字经济发展的工具变量。同时考虑到内生性结果的稳健性,本文也使用数字经济发展水平的一阶滞后项作为工具变量缓解内生性问题。可以看出,无论是基于何种工具变量,数字经济的发展都显著促进了企业全要素生产率的提升。

2. 稳健性检验

为保证研究结果的稳健性,本文进行了如下的稳健性检验:(1)借鉴鲁晓东和连玉君的研究^[33],用OP法和GMM法替代LP法测算企业全要素生产率重新进行回归。(2)为进一步防止反向因果关系,分别将企业全要素生产率滞后一期和数字经济滞后一期纳入回归。上述稳健性检验结果均与基准回归结果保持一致。

(三) 机制检验

本文首先验证管理成本的中介效应,回归结果如表4的列(1)和列(2)所示,列(1)中数字经济的回归系数为-0.025,在5%水平上显著为负,说明数字经济每增加1单位,企业的管理费用率会降低0.025个单位。列(2)中管理费用率的回归系数为-3.729,在1%水平上显著为正,并且数字经济的回归系数为0.178,在5%水平上显著为正,说明管理成本在数字经济与企业全要素生产率之间起到部分中介效应。究其原因,数字经济的发展改变了企业内部的组织结构,使得企业组织结构向着更加智能

表3 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>tfplp</i> | <i>tfplp</i> | <i>tfplp</i> | <i>tfplp</i> |
| <i>digi</i> | 0.777*** (5.08) | 0.626*** (4.94) | 0.570*** (4.91) | 0.336*** (3.30) |
| <i>size</i> | | 0.231*** (12.41) | 0.238*** (13.32) | 0.236*** (13.27) |
| <i>age</i> | | 0.360*** (4.29) | 0.383*** (4.72) | 0.385*** (4.83) |
| <i>roa</i> | | 2.011*** (16.55) | 1.952*** (16.84) | 1.930*** (17.46) |
| <i>lev</i> | | 0.763*** (13.20) | 0.739*** (13.80) | 0.752*** (14.49) |
| <i>cash</i> | | 0.172*** (2.91) | 0.173*** (3.11) | 0.154*** (2.89) |
| <i>growth</i> | | 0.227*** (19.55) | 0.228*** (20.27) | 0.221*** (20.38) |
| <i>comp</i> | | 0.179*** (11.34) | 0.166*** (11.47) | 0.153*** (11.22) |
| 常数项 | 8.429*** (335.81) | 2.765*** (9.17) | 2.590*** (8.32) | 1.840*** (4.21) |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业效应 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 城市效应 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 观测值 | 18523 | 18523 | 18523 | 18523 |
| 调整R ² | 0.3256 | 0.5339 | 0.5500 | 0.5726 |

注:括号内是企业层面的聚类稳健性t检验值;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平显著。下同。

化、高效化方向转化,从而降低管理成本,提高企业效率。

接下来验证人力资本投入的中介效应。回归结果如表4的列(3)和列(4)所示。列(3)中数字经济的回归系数为0.133,在5%水平上显著为正,说明数字经济每增加1单位,企业的人力资本投入会增加0.133个单位。列(4)中人力资本投入的回归系数为0.642,在1%水平上显著为正,并且数字经济的回归系数为0.243,在1%水平上显著为正,表明选取人力资本投入这一中介变量是准确的,即数字经济会通过影响企业的人力资本投入影响企业的全要素生产率。究其原因,数字经济的发展使得企业内部简单性、重复性劳动被人工智能取代,从而优化了企业内部的人力资本,提升了企业效率。

最后验证交易成本的中介效应,回归结果如表4的列(5)和列(6)所示。列(5)中数字经济的回归系数为-0.019,在10%水平上显著为负,说明数字经济每增加1单位,企业的交易成本会降低0.019个单位。列(6)中交易成本回归系数为-1.779,在1%水平上显著为正,并且数字经济的回归系数为0.308,在1%水平上显著为正,表明选取交易成本这一中介变量是准确的,即数字经济会通过影响企业的交易成本影响企业的全要素生产率。究其原因,数字经济的发展减少了中间环节,降低了企业的信息收集成本,提高了企业与客户之间的信息公开度,从而提升了企业的效率。

(四) 异质性分析

1. 企业所有制

从产权性质看,数字经济发展水平是否会因为企业所有制不同而显示出差异化的效果?本文按照企业的产权性质,将其分为非国有企业和国有企业。表5的列(1)和列(2)显示,非国有企业数字经济的回归系数为0.281,但不显著,国有企业数字经济的回归系数为0.354,在1%水平上显著为正,这表明相较于非国有企业,国有企业的数字经济发展水平的回归系数更为明显。可能的原因有:一是国有企业承担了中国的大部分新基建,并且在数字化技术方面不断取得重大突破,更有利于数字经济发挥促进作用;二是非国有企业面临着生存压力和进入壁垒等,无法全身心投入数字化发展过程。

2. 企业规模

为了考察数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响在企业规模中是否存在异质性,本文以企业规模的中位数为分界线,将样本分为两组。表5列(3)和列(4)的回归结果显示,大企业数字经济的

表4 中介效应检验

| 变量 | (1) <i>manage</i> | (2) <i>tfplp</i> | (3) <i>work</i> | (4) <i>tfplp</i> | (5) <i>sale</i> | (6) <i>tfplp</i> |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>digi</i> | -0.025 ** (-2.56) | 0.178 ** (2.04) | 0.133 ** (2.04) | 0.243 *** (2.76) | -0.019 * (-1.93) | 0.308 *** (3.11) |
| <i>manage</i> | | -3.729 *** (-25.87) | | | | |
| <i>work</i> | | | | 0.642 *** (28.45) | | |
| <i>sale</i> | | | | | | -1.779 *** (-8.19) |
| <i>size</i> | -0.007 *** (-5.18) | 0.202 *** (12.99) | -0.274 *** (-19.61) | 0.451 *** (23.75) | 0.001 (0.70) | 0.239 *** (13.61) |
| <i>age</i> | -0.035 *** (-4.35) | 0.279 *** (4.08) | 0.198 *** (4.19) | 0.217 *** (3.06) | -0.012 (-1.56) | 0.361 *** (4.59) |
| <i>roa</i> | -0.204 *** (-16.02) | 1.123 *** (11.63) | -0.046 (-0.76) | 1.987 *** (20.03) | -0.107 *** (-10.90) | 1.739 *** (15.36) |
| <i>lev</i> | -0.038 *** (-8.03) | 0.587 *** (14.27) | 0.288 *** (8.47) | 0.532 *** (10.54) | -0.021 *** (-4.44) | 0.719 *** (14.17) |
| <i>cash</i> | -0.008 (-1.43) | 0.139 *** (2.98) | 0.089 *** (2.70) | 0.086 * (1.76) | -0.001 (-0.16) | 0.150 *** (2.85) |
| <i>growth</i> | -0.015 *** (-14.40) | 0.164 *** (17.98) | -0.010 (-1.40) | 0.223 *** (22.03) | -0.005 *** (-5.86) | 0.210 *** (19.57) |
| <i>comp</i> | 0.002 * (1.83) | 0.162 *** (14.00) | 0.145 *** (17.20) | 0.049 *** (4.05) | 0.002 (1.07) | 0.158 *** (11.71) |
| 常数项 | 0.254 *** (7.79) | 2.591 *** (6.41) | 9.643 *** (40.35) | -4.314 *** (-9.35) | 0.181 *** (4.42) | 2.127 *** (4.74) |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 18248 | 18248 | 18258 | 18258 | 18347 | 18347 |
| 调整 R ² | 0.3046 | 0.6560 | 0.6321 | 0.6682 | 0.0907 | 0.5868 |

回归系数为 0.396,在 1% 水平上显著为正,国有企业数字经济的回归系数为 0.141,但并不显著,这表明相较于小规模企业,大规模企业的数字经济发展水平系数更为明显。可能的原因为:一是大规模企业往往具有资金优势、人才优势和技术优势等,学习能力往往更强,更容易把握数字经济带来的机遇,利用数字经济获取便利,在数字经济创新中获得启发;二是小规模企业受人才、资金等约束只能进行简单的信息化应用,很难在短期内跟上数字经济发展的脚步,实现数字化转型。

3. 企业年龄

为了考察数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响在企业年龄中是否存在异质性,本文以企业年龄的中位数为分界线,将样本分为两组。表 5 中的列(5)和列(6)显示,旧企业数字经济的回归系数为 0.139,但不显著,新企业数字经济的回归系数为 0.274,在 10% 水平上显著为正,这表明相较于高年龄组,低年龄组的数字经济发展水平系数更为明显。可能的原因为:新企业成立时更靠近数字经济快速发展阶段,对数字化技术和外部政策更为敏感,其人力资本投入可以更好地适应数字经济发展的要求,从而使企业的生产率更高。

4. 行业性质

从行业性质看,数字经济发展水平是否会因为企业所处行业的不同而显示出差异化的效果? 本文按照企业所在行业,将其分为制造业和服务业。表 6 的列(1)和列(2)显示,制造业企业数字经济的回归系数为 0.149,但不显著,服务业企业数字经济的回归系数为 0.663,在 1% 水平上显著为正,这表明相较于制造业,服务业企业的数字经济发展水平系数更为明显。进一步,本文将服务业分为生产性服务业和非生产性服务业^[34]。由表 6 的列(3)和列(4)结果可知,生产性服务业企业数字经济的回归系数为 0.766,在 1% 水平上显著为正,非生产性服务业企业数字经济的回归系数为 0.612,在 5% 水平上显著为正,这表明数字经济发展水平对生产性服务业的影响比对非生产服务业的影响更为明显。可能的原因

表 5 企业性质、企业规模和企业年龄的异质性

| 变量 | (1) 非国有 | (2) 国有 | (3) 大企业 | (4) 小企业 | (5) 旧企业 | (6) 新企业 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>digi</i> | 0.281 (1.20) | 0.354*** (3.03) | 0.396*** (3.51) | 0.141 (1.01) | 0.139 (0.99) | 0.274* (1.86) |
| <i>size</i> | 0.280*** (8.38) | 0.217*** (10.57) | 0.329*** (14.63) | 0.184*** (6.70) | 0.219*** (7.72) | 0.184*** (7.52) |
| <i>age</i> | 0.257* (1.86) | 0.396*** (4.26) | 0.302*** (3.16) | 0.597*** (4.72) | 1.025** (2.11) | 0.406*** (3.29) |
| <i>roa</i> | 1.919*** (9.80) | 1.887*** (14.62) | 1.693*** (12.71) | 1.873*** (12.66) | 1.552*** (10.78) | 1.976*** (13.87) |
| <i>lev</i> | 0.795*** (7.76) | 0.736*** (12.24) | 0.626*** (9.35) | 0.622*** (8.77) | 0.636*** (8.57) | 0.689*** (10.35) |
| <i>cash</i> | 0.128 (1.31) | 0.178*** (2.87) | 0.163*** (2.61) | 0.190** (2.40) | 0.165** (2.35) | 0.144** (2.01) |
| <i>growth</i> | 0.254*** (13.01) | 0.210*** (16.37) | 0.181*** (12.40) | 0.268*** (18.20) | 0.231*** (16.70) | 0.233*** (15.27) |
| <i>comp</i> | 0.118*** (5.01) | 0.161*** (10.01) | 0.085*** (5.74) | 0.189*** (9.61) | 0.161*** (8.15) | 0.146*** (7.27) |
| 常数项 | 3.039*** (5.02) | 2.392*** (4.82) | 3.437*** (9.15) | 2.358*** (4.99) | 0.120 (0.09) | 3.485*** (7.54) |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4963 | 13560 | 9264 | 9259 | 9370 | 9153 |
| 调整 R ² | 0.5596 | 0.5715 | 0.6072 | 0.5157 | 0.5481 | 0.5928 |

表 6 行业的异质性

| 变量 | (1) 制造业 | (2) 服务业 | (3) 生产性 | (4) 非生产性 |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| <i>digi</i> | 0.149 (1.24) | 0.663*** (3.19) | 0.766*** (2.82) | 0.612** (2.17) |
| <i>size</i> | 0.254*** (12.03) | 0.182*** (4.78) | 0.168*** (3.41) | 0.224*** (3.80) |
| <i>age</i> | 0.433*** (5.22) | 0.537*** (2.75) | 0.517* (1.95) | 0.264 (1.00) |
| <i>roa</i> | 1.832*** (15.66) | 1.624*** (6.16) | 2.311*** (5.16) | 1.668*** (5.09) |
| <i>lev</i> | 0.600*** (11.13) | 0.843*** (6.31) | 0.818*** (5.53) | 0.793*** (3.84) |
| <i>cash</i> | 0.194*** (3.36) | 0.100 (0.88) | 0.447*** (3.42) | -0.346* (-1.73) |
| <i>growth</i> | 0.223*** (17.90) | 0.231*** (10.52) | 0.267*** (10.24) | 0.173*** (5.02) |
| <i>comp</i> | 0.135*** (9.31) | 0.186*** (5.70) | 0.207*** (5.04) | 0.139*** (2.72) |
| 常数项 | 2.863*** (9.19) | 2.948*** (4.15) | 2.866*** (3.00) | 3.449*** (3.31) |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 12559 | 4371 | 2255 | 2116 |
| 调整 R ² | 0.5934 | 0.5121 | 0.5129 | 0.5441 |

有:一是服务业以生产和销售无形资产为主,与数字经济的发展存在最佳的配合,数字经济已经和服务业深度融合,出现了许多新平台和新业态,降低交易成本的作用更为明显,特别是对于生产性服务业而言;二是相较于制造业,服务业更加急迫地需要进行数字化转型,数字经济对服务业的边际效用更加明显。这一结果也从侧面说明加快制造业的数字化转型迫在眉睫。

5. 企业所在区域

从地理角度看,数字经济发展水平是否会因为城市区域特征的不同而显示出差异化的效果?本文按照城市所在省份,将其分为东部地区和中西部地区,回归结果如表7的列(1)和列(2)所示。中西部地区数字经济的回归系数为0.202,但不显著,东部地区数字经济的回归系数为0.566,在1%水平上显著为正,这表明数字经济发展水平对东部地区的企业全要素生产率的影响更为明显。这是因为东部地区相较于中西部地区,拥有更好的资本、劳动力和基础设施,可以更好地发挥数字经济的促进作用。

6. 数字经济发展水平

在前文对数字经济发展水平进行测度的基础上,本文将数字经济发展水平按照数字经济发展水平的中位数分为高数字经济和低数字经济两个组别。表7中的列(3)和列(4)表明相较于低数字经济组,高数字经济地区数字经济的回归系数为0.286,在10%水平上显著为正,低数字经济地区数字经济的回归系数为0.390,但并不显著,这表明高数字经济组的数字经济发展水平系数更为明显。可能因为数字经济发展程度高的地区,数字化转型基础好,政策扶持力度高,企业可以更好地适应数字经济的发展。

表7 地区的异质性

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 中西部地区 | 东部地区 | 高数字经济 | 低数字经济 |
| <i>digi</i> | 0.202 (1.63) | 0.566*** (3.31) | 0.286* (1.93) | 0.390 (1.39) |
| <i>size</i> | 0.231*** (11.47) | 0.217*** (6.70) | 0.232*** (8.69) | 0.203*** (8.95) |
| <i>age</i> | 0.351*** (3.80) | 0.126 (0.85) | 0.404*** (3.23) | 0.463*** (4.21) |
| <i>roa</i> | 1.910*** (15.22) | 1.880*** (10.08) | 1.705*** (11.69) | 1.823*** (12.32) |
| <i>lev</i> | 0.652*** (10.77) | 0.809*** (8.65) | 0.719*** (9.61) | 0.617*** (9.86) |
| <i>cash</i> | 0.215*** (3.33) | 0.048 (0.55) | 0.222*** (2.87) | 0.103 (1.43) |
| <i>growth</i> | 0.199*** (15.23) | 0.282*** (15.50) | 0.200*** (13.35) | 0.271*** (18.54) |
| <i>comp</i> | 0.148*** (8.33) | 0.132*** (6.33) | 0.175*** (9.07) | 0.133*** (7.59) |
| 常数项 | 2.129*** (4.48) | 4.371*** (7.96) | 2.542*** (5.40) | 3.023*** (7.36) |
| 企业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 12545 | 5978 | 9266 | 9257 |
| 调整 R ² | 0.6223 | 0.4939 | 0.5621 | 0.5315 |

五、结论性评述

提高数字经济发展水平,促进企业数字化转型对实现企业高质量发展,提升企业生产率至关重要。本文使用2011—2019年地级市数字经济发展水平和沪深A股上市公司的数据考察数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响,结果表明,数字经济始终提升了企业全要素生产率。机制分析表明,数字经济能够通过降低企业管理成本、增加企业人力资本投入和降低企业交易成本来缓解信息不对称,从而促进企业全要素生产率提升。此外,数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响在国有企业、大规模企业、新企业、服务业特别是生产性服务业、东部地区和数字经济发展程度高的地区中更为明显。

本文的研究涉及数字经济的发展与企业全要素生产率,关系到数字经济时代中国经济的高质量发展。根据研究结果,本文提出如下政策建议:(1)地方政府应积极抓住数字经济高速发展的机遇,顺应数字经济发展势头,化被动为主动,为企业数字化转型提供良好氛围,加大政策倾斜力度,积极鼓励企业进行数字化转型。首先,为了提高企业数字化程度,政府应当加大数字经济基础设施建设投入力度,大力发展互联网,谋划布局5G,加快全国各地信息网络的建设,持续推动基础设施智能化升级,为企业高质量发展提供基础支持。其次,数据是继劳动、资本、土地等的又一生产要素,政府应当充分发挥数据的

作用,要强化数据供给,推动数据要素市场化,为企业的发展提供数据要素支撑。最后政府应当健全数字经济发展过程中的法律法规,增强数据保护力度,强化协同治理和监管机制,防止个别企业形成数据垄断,为企业高质量发展提供法律保护。本文的结论证明数字经济的发展可以促进企业全要素生产率,也就意味着数字经济可以实现中国经济的“提质增量”。政府应当高度重视数字经济的发展,促进企业数字化转型。(2)企业全要素生产率提升是中国经济“提质增量”的微观基础和重要引擎,数字经济的发展可以有效降低成本和增加资本投入,数字经济时代,企业应抓住数字经济发展红利,充分运用数字技术缓解信息不对称,减少交易成本和提高人力资本投入。首先,应积极促进和加入区域和行业的信息整合、共享,通过统一的数据共享平台,降低信息搜寻成本和交易成本。其次,要积极融入数字技术进步的大潮中,积极培育和引入数字化发展相关的专业人才,充分挖掘信息价值为企业所用。

由于数据和研究方法的局限性,本文的研究还存在不足,未来可在以下几个方面拓展:(1)在数据可获得的情况下,可以对地级市数字经济发展水平的指标作进一步的扩充;(2)数字经济具有很强的外部性,本文未考虑区域之间的相互联系,在模型允许的情况下,可进一步研究数字经济对企业全要素生产率的空间溢出效应。

参考文献:

- [1] 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]. 中国工业经济,2021(11):59-77.
- [2] Porat M. The information economy: Definition and measurement[M]. Washington D. C. :U. S. Department of Commerce,1977.
- [3] 许宪春,张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济,2020(5):23-41.
- [4] Tapscott D. The digital economy: Promise and peril in the age of networked intelligence[M]. New York:Mc Graw-Hill,1996.
- [5] Negroponte N. Being digital[M]. New York:Random House,1996.
- [6] 佟家栋,张千. 数字经济内涵及其对未来经济发展的超常贡献[J]. 南开学报(哲学社会科学版),2022(3):19-33.
- [7] 李治国,车帅,王杰. 数字经济发展与产业结构转型升级——基于中国275个城市的异质性检验[J]. 广东财经大学学报,2021(5):27-40.
- [8] Ding C, Liu C, Zheng C, et al. Digital economy, technological innovation and high-quality economic development: Based on spatial effect and mediation effect[J]. Sustainability,2021,14(1):216-216.
- [9] Autor D, Dorn D, Katz L F, et al. The fall of the labor share and the rise of superstar firms[J]. Quarterly Journal of Economics,2020(2):645-709.
- [10] 宋德勇,朱文博,丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新? ——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究,2022(4):34-48.
- [11] 韦庄禹. 数字经济发展对制造业企业资源配置效率的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022(3):66-85.
- [12] Li M, Du W. Can internet development improve the energy efficiency of firms: Empirical evidence from China[J]. Energy,2021,237:121590.
- [13] 蔡庆丰,王瀚佑,李东旭. 互联网贷款、劳动生产率与企业转型——基于劳动力流动性的视角[J]. 中国工业经济,2021(12):146-165.
- [14] 宋清华,钟启明,温湖炜. 产业数字化与企业全要素生产率——来自中国制造业上市公司的证据[J]. 海南大学学报(人文社会科学版),2022(4):1-11.
- [15] 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[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [16] 盛明泉,刘悦. 外商直接投资如何影响企业全要素生产率[J]. 现代经济探讨,2021(6):84-93.
- [17] Fang B, Zhang Y, Song Z, et al. Effects of enterprises' internal controls on the Total Factors Productivity (TFP): A moderating effect of economic policies' uncertainty[J]. Journal of Data, Information and Management,2022,4(2):185-195.
- [18] Chen H, Guo W, Feng X, et al. The impact of low-carbon city pilot policy on the total factor productivity of listed enterprises in China [J]. Resources, Conservation and Recycling,2021,169:105457.
- [19] 王思文,孙亚辉. 产业政策对企业全要素生产率的作用机制——基于国家自主创新示范区的准自然实验[J]. 科技进步与对策,2021(23):131-140.

- [20] 蒋殿春,潘晓旺. 数字经济发展对企业创新绩效的影响——基于我国上市公司的经验证据[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版),2022(1):149-160.
- [21] 刘鹏飞,李莹. 契约执行效率、人力资本与全要素生产率[J]. 山西财经大学学报,2018(11):1-12.
- [22] 武宵旭,任保平. 数字经济背景下要素资源配置机制重塑的路径与政策调整[J]. 经济体制改革,2022(2):5-10.
- [23] 石大千,胡可,陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展?——基于环境规制与交易成本视角[J]. 产业经济研究,2019(6):27-38.
- [24] 李云鹤,吴文锋,胡悦. 双层股权与企业创新:科技董事的协同治理功能[J]. 中国工业经济,2022(5):159-176.
- [25] 石大千,李格,刘建江. 信息化冲击、交易成本与企业TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J]. 财贸经济,2020(3):117-130.
- [26] 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]. 管理世界,2020(10):65-76.
- [27] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [28] 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]. 中国工业经济,2021(4):138-155.
- [29] Liu S, Yin S, Yin C, et al. Does the price of natural resources affect firms' total factor productivity? Evidence from a natural experiment in China[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2021, 70:37-50.
- [30] 江红莉,蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 上海财经大学学报,2021(3):3-18.
- [31] He Y, Zhu X, Zheng H. The influence of environmental protection tax law on total factor productivity: Evidence from listed firms in China[J]. *Energy Economics*, 2022, 113:106248.
- [32] Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. *The American Economic Review*, 2014(6):1630-1666.
- [33] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012(2):541-558.
- [34] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(6):61-78.

[责任编辑:高婷]

How Can the Development of Digital Economy Improve Total Factor Productivity of Enterprises?

JIANG Sanliang, LI Ningning

(Institute of Innovation and Development Strategy, Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: Based on the data of 282 prefecture-level cities and 3140 A-share listed companies in China from 2011 to 2019, this paper examines the impact of the development level of digital economy on the total factor productivity of enterprises. The results show that the development of digital economy has significantly improved the total factor productivity of local enterprises. The mechanism test results show that the digital economy can alleviate information asymmetry by reducing corporate management costs, increasing corporate human capital investment and reducing corporate transaction costs, thereby improving corporate total factor productivity. The impact of the development level of digital economy on the total factor productivity of enterprises is heterogeneous, and it has a greater impact on state-owned enterprises, large-scale enterprises, new enterprises, service industries, especially productive service enterprises. This effect is more significant in the eastern region and regions with a high degree of digital economic development. This provides a theoretical basis for exerting the micro-incentive effect of the digital economy and thus promoting the quality of the macro economy.

Key Words: digital economy; total factor productivity; administrative costs; human capital input; transaction cost