

# 数字经济对企业全要素生产率的影响研究

蔡鑫宇, 王卫彬\*

嘉兴大学商学院, 浙江 嘉兴

收稿日期: 2024年4月9日; 录用日期: 2024年4月22日; 发布日期: 2024年7月31日

## 摘要

随着信息技术的飞速发展, 数字经济作为新时代的经济形态, 对企业全要素生产率产生了显著影响。基于2011~2020年中国A股上市公司数据, 采用LP法计算企业全要素生产率, 并探究了数字经济发展水平与企业全要素生产率之间的关系。研究发现, 数字经济的发展能显著提升企业的全要素生产率, 并且这种提升作用在东部地区更为明显。进一步的机制分析表明, 数字经济通过缓解企业融资约束和提升企业创新能力两个路径促进了全要素生产率的提高。本文通过实证分析为理解数字经济对企业生产效率的影响提供了新的证据, 对于指导企业和政策制定者促进数字经济与实体经济深度融合具有重要意义。

## 关键词

数字经济, 企业全要素生产率, 企业融资约束, 企业创新能力

# The Impact of Digital Economy on Firms' Total Factor Productivity

Xinyu Cai, Weibin Wang\*

College of Business, Jiaxing University, Jiaxing Zhejiang

Received: Apr. 9<sup>th</sup>, 2024; accepted: Apr. 22<sup>nd</sup>, 2024; published: Jul. 31<sup>st</sup>, 2024

## Abstract

With the rapid advancement of information technology, the digital economy, as a new economic paradigm of the era, has significantly impacted the total factor productivity (TFP) of firms. Utilizing data from China's A-share listed companies from 2011 to 2020, this study calculates the TFP of firms using the LP method and explores the relationship between the development level of the digital economy and firm TFP. The findings reveal that the development of the digital economy

\*通讯作者。

文章引用: 蔡鑫宇, 王卫彬. 数字经济对企业全要素生产率的影响研究[J]. 电子商务评论, 2024, 13(3): 4655-4668.  
DOI: 10.12677/ecl.2024.133572

significantly enhances the TFP of firms, with this effect being more pronounced in the eastern regions. Further mechanism analysis indicates that the digital economy boosts TFP through two pathways: alleviating firms' financing constraints and enhancing their innovation capabilities. Through empirical analysis, this paper provides new evidence on the impact of the digital economy on corporate production efficiency, holding significant implications for guiding firms and policymakers in promoting the deep integration of the digital and real economies.

## Keywords

Digital Economy, Total Factor Productivity of Firms, Financing Constraints of Firms, Innovation Capability of Firms

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

进入信息时代以来, 数字技术的广泛应用衍生出数字经济。与农耕时代的农业经济、工业时代的工业经济大有不同, 数字经济是一种新的动能、新的业态, 其引发了社会和经济的整体性深刻变革。进入新时代以来, 我国数字经济发展呈强劲态势, 逐步成为推动经济增长的重要引擎之一。

目前, 中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 党的二十大报告, 国家“十四五”规划纲要及 2035 远景目标中均对提高全要素生产率推动国家经济高质量发展做出了明确要求和战略部署, 故全要素生产率这一经济指标近年来也受到了越来越多专家学者们的关注。

新时代探究数字经济发展水平对企业全要素生产率的影响, 从个体经济出发研究数字经济的社会层面贡献有很强的理论价值和现实意义。本文猜想数字经济发展可以从两方面影响企业全要素生产率: 一是数字经济发展推动资源配置优化和管理水平革新, 改善企业的外部融资约束, 进而影响到企业的全要素生产率; 二是数字经济发展带动技术进步和生产创新, 提高资源利用效率, 进而影响到企业的全要素生产率。为了更加严谨的验证上述猜想, 本文沿用数字普惠金融指数及国家统计局年鉴中的各类互联网指数数据, 实证分析数字经济对企业全要素生产率的影响, 并进一步探究缓解融资约束及提高企业创新能力两条影响路径的作用效果。

## 2. 数字经济对企业全要素生产率影响的理论分析

### 2.1. 理论模型

本文在 Levine 和 Warusawitharana (2021)构建的框架中嵌入数字经济发展指数, 进一步推导数字经济与企业全要素生产率之间的关系[1]。

采用 C-D 生产函数  $Y = AK^\alpha L^\beta$  作为企业的生产函数, 其中  $Y$  代表上市公司总营业收入,  $A$ 、 $K$  和  $L$  分别代表企业产出、固定资本投入和人力资本投入,  $\alpha$ 、 $\beta$  分别为劳动、资本在总产量中所占的份额。

将劳动产出价格标准化为 1, 同时假定企业需要支付人力资本的固定劳动成本为工资  $w$ , 可推导出企业未来现金流为  $\psi = \max Y - wL$ 。假设企业的资本折旧率恒定为  $\theta$ , 年投资额为  $I$ 。存在资本的二次调整的假定下, 计算出企业的年调整成本为  $\gamma \frac{I^2}{2K}$ , 可通过投资的标准  $q$  理论进行验证:

$$1 = \gamma \frac{I}{K} + Q(A) \quad (1)$$

其中  $Q(A)$  等于企业价值与资本存量的比值。企业资产市场价值的提高意味着的上升越大, 企业扩张的几率就越大, 投资扩张的速度就越快。根据 20 世纪 80 年代内生增长理论的观点, 将技术进步作为内生因素来解释经济增长, 说明企业可以通过提升自身创新能力来实现生产率的提升。定义创新能力项目支出为  $X$ , 则企业全要素生产率的增长函数为  $g\left(\frac{X}{K}\right)$ , 该函数是增函数, 表明企业在技术创新项目方面投资上升会导致全要素生产率提升速度也加快。假定为企业下一期的全要素生产率为  $\dot{A}$ , 则有:

$$\dot{A} = A + g\left(\frac{X}{K}\right) \quad (2)$$

科技创新项目的投资支出导致增长函数满足严格递增且呈现严格凹性, 并满足标准稻田(新古典生产函数 Inada conditions)条件:

$$\frac{\partial g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial X} > 0, \frac{\partial^2 g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial^2 X} < 0 \quad (3)$$

$$\lim_{X \rightarrow 0} \frac{\partial g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial X} = 0, \lim_{X \rightarrow +\infty} \frac{\partial g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial X} = +\infty \quad (4)$$

企业首先利用主营业务活动产生的自由现金流和盈余资金为其实物及固定资产投资和科技创新项目融资, 当内部融资出现困难时, 考虑外部融资, 所需外部融资额定义为  $H$ , 为简便计算, 传统金融与数字经济金融对于企业融资的资金分配比例不予考虑。数字经济发展程度越高的地方, 企业所受外部融资约束越小, 即二者存在正向促进关系。因此进一步将  $H$  视为数字经济对于企业外部融资的支持力度:

$$H = I + \gamma(I^2/2K) + X - \psi \quad (5)$$

依据最优化原理和嵌入原理, 企业价值最大化遵循如下贝尔曼方程:

$$V(A, K) = \max \psi - \left( I + \gamma \frac{I^2}{2K} + X \right) + \mu E[V(\dot{A}, \dot{K})] \quad (6)$$

$$\dot{K} = K(1 - \theta) + 1 \quad (7)$$

其中  $\mu$  为企业未来现金流的折现率, 依据胡海峰等(2020)的研究发现[2], 将  $Q(A)$  定义为  $\mu E[V(A, K)]$ , 由式(1)对  $X$  求偏导, 可得  $\gamma(I/K) \times \partial I / \partial X = \partial Q(A) / \partial X$ , 由于  $Q(A)$  是关于  $X$  的严格单调递增函数, 因此  $\partial I / \partial X > 0$ 。将式(5)对  $X$  求导, 可得  $\partial H / \partial X = (\partial I / \partial X)(1 + \gamma/K) + 1$ ,  $\partial H / \partial X$  恒大于 0。

由此可推导数字经济和企业全要素生产率的关系如下:

$$\frac{\partial E[V(\dot{A} - A)]}{\partial H} = \frac{\partial E\left[g\left(\frac{X}{K}\right)\right]}{\partial H} = E\left[\frac{\partial g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial H}\right] = E\left[\frac{\partial g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial X} \times \frac{\partial X}{\partial H}\right] \quad (8)$$

其中  $\frac{\partial g\left(\frac{X}{K}\right)}{\partial X} > 0$ , 又因为  $\frac{\partial X}{\partial H}$  大于 0, 因此  $\frac{\partial E[V(\dot{A} - A)]}{\partial H}$  恒大于 0。由此可得, 通过理论分析论证数字经济对于企业全要素生产率有正向促进作用。

## 2.2. 机制分析

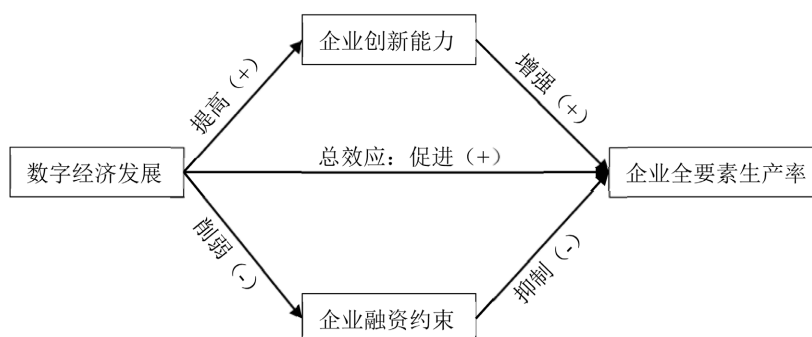
在工业大发展的背景下,数字经济的发展在推动地区经济结构优化的同时,也加剧了市场的波动性。张圆(2022)认为在数字经济发展的初步阶段和中后期阶段,数字经济对于企业全要素生产率的作用方向并不一致,在数字经济发展的初步阶段,各种要素的配置仍依赖于旧结构,过多的新要素的投入反而会削减地区经济发展效益,企业也无法在短时间内调整相应协调的发展模式[3],数字经济反而会导致效益的损失,造成部分人口的失业甚至会造成中西部地区原有的产业结构的经济衰退。而在数字经济发展的中后期阶段,赵宸宇等(2021)认为企业已经有能力利用技术架构优化资源配置、改善资源错配、提高资源利用效率、避免人力资本错误流向从而大幅改善企业全要素生产率[4]。因此,本文在已有关于数字经济的研究基础上,假设数字经济与企业全要素生产率之间存在着“正U型”的非线性关系。

结合我国上市公司融资需求大、不确定性高的特点,着重探究数字经济究竟从何方面作用于企业的投融资进程进而影响到企业的全要素生产率。唐松等(2020)认为融资成本是资金所有权与资金使用权分离的产物,它的实质是资金使用方支付给资金提供方的报酬[5]。目前阶段我国企业不仅面临着融资缺口的问题,还特殊的面临着所有制歧视、社会信用崩坏以及企业结构不完善等更为深重的问题[6],因此导致融资渠道狭窄、融资方式受限。而由于优序融资渠道受阻严重,内部融资最终成为企业资本的重要来源。基于此,数字经济通过缓解融资约束促进全要素生产率的提升。

随着数字经济的普及,主要投资方即银行更容易通过直接或间接的方式获取到越来越多元化的企业的数据,并通过数字经济将硬信息灵活转化为软信息供已使用,信息不对称问题被大大削弱,外部融资约束也因此降低[7]。数字经济削弱了逆向选择带来的不利影响,市场可通过市场在各类信息更加透明化的背景下,可自动筛选掉经营能力较弱、财务状况较差的企业[8]。本文认为这类面临着更大的融资约束的企业被淘汰掉后,可以有效优化营商环境,从而自动提高市场运营效率,企业的全要素生产率也因此而提高。

同时,PPF理论也表明:因为资源是有限的,物质资源的投入无法突破仅是生产要素的约束性曲线,只有靠技术的不断进步和创新才会带来经济的持续增长和整个社会帕累托水平的上升[9]。综上可概括为,企业的技术创新能力是企业的核心竞争力,是其创新战略的集中体现和关键。基于此,本文认为创新能力在企业提升全要素生产率进程中发挥着异常重要的作用,具体影响机制可从两个方面考虑:(1)从模型角度分析,全要素生产率是除去资本与劳动力以外其他生产要素(如教育技术创新)所带来的增长率,借鉴索罗余值的计算方法,全要素生产率的增长部分来源于企业的技术进步,为方便描述,本文将其视为企业创新能力。(2)从理念层次分析,在规模报酬保持不变的情况下,企业创新能力的增加可以通过重新配置生产要素提高企业的生产效率,进而帮助企业实现从低生产领域向高生产率领域的跨越,从而提升企业的全要素生产率。

综上所述,数字经济对企业全要素生产率影响理论机制的如图1所示。



**Figure 1.** Theoretical framework diagram of the impact of digital economy on firm-level total factor productivity

**图 1.** 数字经济对企业全要素生产率影响理论机制图

由此提出本文的研究假说:

H1: 数字经济的发展可以促进企业全要素生产率的提升, 且二者存在“正 U 型”非线性关系。

H2: 数字经济的发展可以通过降低融资约束进而提高企业的全要素生产率。

H3: 数字经济的发展可以通过提升企业创新能力进而提高企业的全要素生产率。

3. 实证研究设计

3.1. 数据来源

本文所选取的样本为 2011~2020 年我国 A 股所有的上市公司, 剔除了 ST、\*ST、\*PT、金融类和财务缺失的企业样本, 对于异常值进行了删除, 利用 stata 软件对所有变量进行 Winsor 缩尾处理。企业层面的财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR), 数字经济指数的指标主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服, 对于个别年度城市的缺失数据采用差值法予以补充。然后将公司注册地与省级数字经济综合发展指数进行相应的匹配, 最终共收集到 18227 条有效观测值。

3.2. 变量选择

本文被解释变量为企业全要素生产率(*TFP*), 目前常见的方法是利用 OLS 计算企业全要素生产率, 但会不可避免的产生同时性偏差和样本选择性偏差问题[10]。OP 法在样本计算上解决了以上的两个问题, 但会导致样本被大量的舍弃, 而 LP 法不再使用投资额作为代理变量, 而是使用中间投入作为 *TFP* 的代理变量, 此时不仅可以较少的损失样本保证样本量充足, 还可以更好的解决内生性的问题。因此, 本文利用 LP 法计算 *TFP*, 产出 *Y* 代表上市公司主营业务收入/上市公司增加值; 劳动 *L* 代表上市公司职工人数; 资本 *K* 代表固定资产净值; 中间投入 *M* 代表购买商品、接受劳务支付的现金。

本文解释变量为数字经济综合发展指数(*difi*), 采用互联网普及率, 互联网相关从业人数, 互联网相关产出, 移动互联网用户数以及数字金融普惠发展五个方面为二级指标[11]。反映了数字产业发展, 数字基础设施以及数字普惠金融的发展状况, 从三个维度合理阐释了城市地区数字经济发展程度。前四个指标的原始数据均可以从《中国城市统计年鉴》中获得, 数字金融普惠发展采用的是中国数字普惠金融指数。将以上五个指标作为测度核心进行标准化和赋权处理, 最终得到城市数字经济综合发展指数, 具体如表 1 所示。

Table 1. Construction of a composite index for the digital economy

表 1. 数字经济综合指数构建

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济综合发展指数	互联网普及率	每百人互联网用户数
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比
	互联网相关产出	人均电信业务总量
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数

本文选取的第一个中介变量为融资约束指数(*sa*)。其定义为当企业需要融资时, 由于市场机制的限制及我国资本市场发展的不完善, 内部融资和外部融资的成本差异较大, 在面对高额成本的外部融资时, 企业不得不选择内部融资, 从而产生外部融资约束。当 *sa* 指数为负时, 绝对值越大, 表示企业融资约束



程度越高。其计算公式为  $sa = -0.737 * size + 0.043 * size^2 - 0.04 * age$ 。其中  $size$  为企业总资产的自然对数,  $age$  为企业年龄。本文选取的第二个中介变量为企业创新能力( $inno$ ), 数字经济依托人工智能、云计算、大数据等数字技术, 不仅能够帮助企业降低运营财务成本, 节约决策时间成本, 还能借助大数据技术精准的降低借贷过程中的风险管理成本, 进而增加创新项目类投资支出, 以提升企业的全要素生产率。需要注意企业创新项目投资是一项高风险、高投入的长周期活动, 但却是企业全要素生产率提升的核心动力。因此将企业当年发明专利申请量、实用新型专利申请量和外观设计专利申请总量加 1 的自然对数作为企业创新能力的代理变量, 研究其在数字经济影响企业全要素生产率的过程中的机制效应。

本文的控制变量选择借鉴赵宸宇等(2021)的研究成果[12], 选取控制变量如表 2 所示。公司规模( $size$ )即公司总资产的自然对数, 公司规模越大, 业务多元化程度越高, 技术创新水平能力也会越高, 因此公司规模可能与全要素生产率成正相关关系。净利润率( $roa$ )与净资产收益率( $roe$ )体现企业的盈利能力, 企业的营业盈利能力越高, 说明其即便不借助数字经济的推广与发展也能更好的进入到新结构化产业革命的进程中, 促进全要素生产率的提高, 故考虑将其纳入控制变量。账面市值比( $mb\ ratio$ )反映了股东资本与总与市值的比值, 根据“金融脆弱-挤压理论”, 股权过于集中会抑制企业的全方面发展, 故猜想其与企业全要素生产率成负相关关系。金融负债比率( $Finlev$ )表明其负债占全部资金的比重, 在不考虑数字经济的影响下, 现金流动负债比率越高, 企业欠下的债务只能依靠于自有资金的运转, 这对于企业的经营是很不利, 可能与全要素生产率呈现负相关关系。

Table 2. Control variable selection  
表 2. 控制变量选择

类型	变量	英文	说明
被解释变量	全要素生产率	$TFP$	LP 法
解释变量	数字经济综合发展指数	$difi$	熵权法计算所得
中介变量	融资约束指数	$sa$	借鉴 Hadlock & Pierce (2010)计算所得
	企业创新能力	$inno$	专利申请总量加 1, 取对数
控制变量	总资产净利润率	$toa$	净利润总额/资产总额
	净资产收益率	$roe$	税后利润/所有者权益
	公司规模	$size$	总资产, 取对数
	第一大股东持股比例(%)	$Top\ 1$	第一大股东持股比例
	现金持有量	$cash$	(货币资金 + 交易性金融资产)/总资产
	总资产增长率	$assent\ ratio$	本年总资产增长额/年初资产总额
	账面市值比	$Mb\ ratio$	股东权益/公司市值
	企业年龄	$age$	年份 - 上市年份
	金融负债比率	$Finlev$	金融性负债/资产总额
	流动资产比率	$cr$	流动性资产/资产总额
	应收资产比率	$arnt$	应收资产/资产总额

3.3. 模型设定

本文基于 A 股上市公司数据, 采取北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服等发布的数据, 实证分析数字经济发展程度对企业全要素生产率的影响, 基准模型构建如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 difi_{jt} + \mu_t + \beta_j + v_p + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

在研究数字经济对企业全要素水平影响时,发现系数显著为正,说明数字经济对其产生了显著的正向影响。但考虑到其他公司性质及本身发展状况也会对企业全要素生产率造成一定影响,不可避免会产生遗漏变量进而产生内生性的问题,本文选取一系列控制变量纳入主回归模型,具体如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 difi_{jt} + \lambda CV + \mu_t + \beta_j + v_p + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

然而,在实证研究过程中,发现全要素生产率与数字经济的关系不仅仅是线性关系,在初始企业资本积累阶段和后期阶段,数字经济对于企业的全要素发展水平呈现出正 U 型结构,即先削弱再促进,因此考虑将数字经济的二次项也作为额外的解释变量纳入主回归模型,具体如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 difi_{jt} + \alpha_2 difi_{jt}^2 + \lambda CV + \mu_t + \beta_j + v_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,  $TFP_{it}$  表示利用 LP 法计算的企业全要素生产率,  $difi$  表示数字经济综合发展指数,  $CV$  表示上文所述的控制变量,  $i$  表示企业,  $j$  表示城市,  $t$  表示年份,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。本文基准回归使用固定效应模型,  $\mu_t$ 、 $\beta_j$ 、 $v_i$  分别代表时间固定效应、省份固定效应和企业固定效应。

为验证融资约束和企业创新能力在数字经济促进全要素生产率中的作用机制,本文使用三步法中介效应模型对影响机制进行检验,其中第一步同式(11),第二步和第三步如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 difi_{jt} + \beta_2 difi_{jt}^2 + \lambda CV + \mu_t + \beta_j + v_p + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 difi_{jt} + \gamma_2 difi_{jt}^2 + \theta M_{it} + \lambda CV + \mu_t + \beta_j + v_p + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,  $M_{it}$  包含融资约束和企业创新能力,  $\beta_1$  是数字经济对中介变量的效应,  $\gamma_1$  是控制了中介变量后数字经济对企业全要素生产率的效应,  $\theta$  是控制了数字经济后中介变量对全要素生产率的效应,其余变量与模型(11)一致。

## 4. 数字经济对企业全要素生产率影响的实证分析

### 4.1. 描述性统计

各变量的描述性统计结果如表 3 所示。由表 3 可知,利用 LP 法计算的  $TFP$  最小值为 0.46,最大值为 2.039,均值为 1.333,可以看出数据存在部分的左偏现象,表明不同的企业全要素发展水平存在着较大的差异。数字经济发展指数最小值为 2.786,最大值为 6.068,这说明全国范围内数字经济发展程度差距悬殊,并不均衡,我国数字经济目前存在“数字鸿沟”现象,整体处于较低水平,只有少数城市的数字水平程度较高。对于控制变量而言,第一大股东持股比例和企业年龄标准差较大,说明在 2011 至 2020 年间,企业的股权集中度愈来愈强,从侧面解释了其对极不平衡的企业全要素生产率的影响。其他控制变量标准差均小于 1,说明企业在盈利能力、现金持有、负债率等方面差距不大。

**Table 3.** Descriptive statistics of variables

**表 3.** 变量的描述性统计

变量名称	样本数	平均值	标准误	最小值	最大值
全要素生产率	18,227	1.333	0.202	0.46	2.039
数字经济发展指数	18,227	5.356	0.606	2.786	6.068
融资约束	18,227	-1.826	0.688	-4.968	-0.078
企业创新能力	18,227	0.588	1.431	0	5.771

续表

现金持有量	18,227	3.124	0.055	2.97	3.355
总资产增长率	18,227	0.196	0.484	-0.574	3.317
应收资产比率	18,227	3.297	0.988	0.965	8.933
账面市值比	18,227	2.631	0.865	0.481	8.149
企业年龄	18,227	10.355	7.136	1	29
净资产收益率	18,227	1.381	0.222	-0.021	9.327
总资产净利润率	18,227	0.603	0.455	-0.003	2.849
金融负债比率	18,227	2.478	0.325	0.43	12.717
流动资产比率	18,227	3.48	0.451	1.054	4.458
公司规模	18,227	22.126	1.355	0.000	28.636
第一大股东持股比例	18,227	34.945	14.944	8.770	75.420

4.2. 基准分析

为保实证分析的可靠性,本文首先利用 stata 软件对式(11)进行多重共线性的检验,Mean VIF 值为 3,且各个变量都低于 10,说明各变量之间的相关性较低,不存在显著的多重共线问题。

表 4 汇报了数字经济对于企业全要素生产率的基准回归结果。其中,列 1 为控制年份固定效应下的回归结果,列 2 为控制了年份与省份的双向固定效应回归结果,列 3 为控制了年份、省份和企业固定效应回归结果。可以看出,列(3)解释变量数字经济的二次项回归系数为 1.694,一次项系数显著为-1.130,且均在 1%的水平上显著,说明存在数字经济对企业全要素生产率影响为“正 U 型”关系,H1 成立。

Table 4. Parameter estimation results of fixed effects model on the impact of digital economy on total factor productivity of enterprises

表 4. 数字经济对企业全要素生产率影响的固定效应模型参数估计结果

变量	被解释变量: TFP		
	(1)	(2)	(3)
<i>difi</i>	-0.273* (0.165)	-0.568*** (0.171)	-1.130*** (0.186)
<i>difi</i> 2	1.029*** (0.282)	0.727** (0.305)	1.694*** (0.325)
<i>cash</i>	0.196*** (0.027)	0.006 (0.007)	0.165*** (0.007)
<i>assent ratio</i>	-0.0162 (0.012)	-0.002 (0.002)	-0.025*** (0.003)
<i>Size</i>	24.11*** (1.694)	5.457*** (0.241)	7.950*** (0.227)
<i>Mb ratio</i>	-0.196*** (0.054)	-0.233*** (0.010)	-0.122*** (0.011)
<i>roa</i>	-1.932*** (0.126)	-0.517*** (0.014)	-0.482*** (0.017)
<i>roe</i>	1.839*** (0.126)	0.638*** (0.014)	0.643*** (0.017)
<i>age</i>	-0.420*** (0.105)	-0.063*** (0.016)	0.083*** (0.014)



续表

<i>Finlev</i>	-0.113*** (0.017)	-0.112*** (0.004)	-0.0801*** (0.004)
<i>cr</i>	0.206* (0.107)	0.444*** (0.017)	0.590*** (0.019)
<i>arnr</i>	0.751*** (0.029)	0.058*** (0.0030)	0.101*** (0.003)
<i>Top 1</i>	0.206** (0.104)	-0.0286 (0.018)	-0.268*** (0.016)
常数项	-12.50*** (0.820)	-13.30*** (0.796)	-19.77*** (0.762)
年份	Y	Y	Y
省份	N	Y	Y
企业	N	N	Y
样本量	18,227	18,227	18,227
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.534	0.786	0.647

### 4.3. 机制分析

融资约束(*sa*)和企业创新能力(*inno*)的中介效应回归结果如表 5 所示。列(1)为基准回归结果,列(2)数字经济发展指数的回归系数显著为负,这表明了数字经济可以显著降低中小企业的融资约束,列(3)融资约束的回归系数显著为负,表明融资约束能够明显降低企业全要素生产率。这是因为受限于外源融资约束,企业无法选择最优融资结构,从而无法做出最优的经营决策,加之资金不足,难以支持研发这类高风险活动,导致企业生产率下降。同时,数字经济指数二次项的回归系数显著为正,但系数值较列(1)基准回归明显变小,说明融资约束确实起到了部分中介效应,即数字经济发展能够通过纾解企业融资难、融资贵的困境,进而提升全要素生产率。在融资约束的中介效应的检验中,一次项和二次项都显著,表示存在部分中介效应,H2 成立。列(4)数字经济的回归系数显著为正,说明数字经济的发展有利于促进企业创新。列(5)企业的创新能力的回归系数显著为正,表明企业增加专利研发投入能够明显提升企业的全要素生产率。同时,数字经济发展指数二次项的回归系数显著为正,但系数值较列(1)基准回归明显变小,说明企业创新能力确实起到了部分中介效应,即数字经济的发展能够通过提高企业的创新能力进而提升企业的全要素生产率,H3 成立。

进一步探讨数字经济通过融资约束和企业创新能力影响企业全要素生产率中介效应,结果如表 6 所示。从表 6 可知,数字经济通过融资约束影响企业全要素生产率中介效应占总效应的 2.950%,而数字经济通过企业创新能力影响企业全要素生产率中介效应占总效应的 4.531%。值得注意的是,ab 与 c 同号,说明企业创新能力为部分中介效应,数字经济发展的越完善,企业就有更多的盈余资金用于研发专利,投入到创新项目的研究中。而全要素生产率主要反映的是生产技术水平的高低,这意味着企业创新能力的提高可以通过技术进步来提高全要素生产率。

### 4.4. 异质性分析

上市公司所处的外部环境如地区经济水平差异,可能会影响到数字经济对于企业全要素生产率的提升效果。我国在不同区域内数字经济发展程度差异比较大,本文将样本划分为东部、中部和西部三个区域,分别对进行估计结果如表 7 所示。在三个子样本中数字经济二次项系数均为显著,说明在企业发展

**Table 5.** Parameter estimation results of fixed effects model for the impact mechanism of digital economy on total factor productivity of enterprises**表 5.** 数字经济对企业全要素生产率影响机制的固定效应模型参数估计结果

被解释变量	TFP (1)	sa (2)	TFP (3)	Inno (4)	TFP (5)
<i>difi</i>	-1.130*** (0.186)	-0.044*** (0.004)	-0.963*** (0.186)	2.995*** (0.572)	-1.412*** (0.152)
<i>difi 2</i>	1.694*** (0.325)	0.091*** (0.008)	1.351*** (0.324)	3.940*** (1.006)	2.349*** (0.267)
<i>sa</i>			-3.756*** (0.247)		
<i>inno</i>					0.002*(0.002)
<i>cash</i>	0.165*** (0.007)	-0.001*** (0.000)	0.167*** (0.007)	-0.392*** (0.024)	-0.032*** (0.006)
<i>assent ratio</i>	-0.025*** (0.003)	0.001*** (0.000)	-0.028*** (0.003)	0.072*** (0.008)	-0.032*** (0.002)
<i>Size</i>	7.950*** (0.227)	5.685*** (0.006)	-13.400*** (1.421)	-3.124*** (0.725)	3.657*** (0.193)
<i>Mb ratio</i>	-0.122*** (0.011)	0.005*** (0.000)	-0.142*** (0.011)	0.358*** (0.032)	-0.101*** (0.009)
<i>roa</i>	-0.482*** (0.017)	0.005*** (0.001)	-0.501*** (0.017)	-0.232*** (0.052)	-0.273*** (0.014)
<i>roe</i>	0.643*** (0.017)	-0.003*** (0.000)	0.656*** (0.017)	-0.032 (0.051)	0.501*** (0.014)
<i>age</i>	0.083*** (0.014)	-0.004*** (0.000)	0.100*** (0.014)	-0.244*** (0.045)	-0.046*** (0.012)
<i>Finlev</i>	-0.081*** (0.004)	0.001*** (0.000)	-0.082*** (0.004)	-0.015 (0.013)	-0.038*** (0.003)
<i>cr</i>	0.590*** (0.019)	0.004*** (0.000)	0.576*** (0.019)	0.262*** (0.061)	0.721*** (0.016)
<i>arnr</i>	0.101*** (0.003)	0.000** (0.000)	0.100*** (0.003)	-0.044*** (0.011)	0.037*** (0.003)
<i>Top 1</i>	-0.268*** (0.016)	-0.003*** (0.000)	-0.257*** (0.016)	-0.720*** (0.052)	-0.265*** (0.014)
常数项	-19.772*** (0.762)	-16.163*** (0.019)	40.930*** (4.059)	10.250*** (2.439)	-4.976*** (0.648)
年份	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y
企业	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	18,227	18,227	18,227	18,227	18,227
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.367	0.791	0.368	0.859	0.851

**Table 6.** The mediating effect of digital economy on total factor productivity of enterprises through financing constraints and innovation capabilities**表 6.** 数字经济通过融资约束和企业创新能力影响企业全要素生产率中介效应

<i>difi</i> 对 <i>TFP</i> 的总效应 <i>c</i>	<i>difi</i> 对 <i>sa</i> 的效应 <i>a</i>	控制 <i>difi</i> 后 <i>sa</i> 对 <i>TFP</i> 的效应 <i>b</i>	控制 <i>sa</i> 后 <i>difi</i> 对 <i>TFP</i> 的效应 <i>c'</i>	融资约束的中介效应 <i>ab/c</i>
1.694***	0.091***	-3.756***	1.351***	1.2950%
<i>difi</i> 对 <i>TFP</i> 的总效应 <i>c</i>	<i>difi</i> 对 <i>inno</i> 的效应 <i>a</i>	控制 <i>difi</i> 后 <i>inno</i> 对 <i>TFP</i> 的效应 <i>b</i>	控制 <i>inno</i> 后 <i>difi</i> 对 <i>TFP</i> 的效应 <i>c'</i>	企业创新能力的中介效应 <i>ab/c</i>
1.694***	3.940***	0.002*	2.349***	4.531%

**Table 7.** Estimating the regional heterogeneity of the impact of digital economy on total factor productivity of enterprises**表 7.** 数字经济对企业全要素生产率影响的地区异质性估计结果

变量	被解释变量: <i>TFP</i>		
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)
<i>difi</i>	-1.402*** (0.189)	-1.495*** (0.191)	-0.592*** (0.105)
<i>difi</i> 2	1.390*** (0.134)	1.223*** (0.130)	0.943*** (0.183)
<i>cash</i>	0.120*** (0.007)	0.108*** (0.007)	-0.101*** (0.004)
<i>assent ratio</i>	-0.019*** (0.003)	-0.015*** (0.003)	-0.032*** (0.001)
<i>Size</i>	10.030*** (0.218)	10.820*** (0.221)	15.900*** (0.121)
<i>Mb ratio</i>	-0.130*** (0.011)	-0.156*** (0.011)	-0.132*** (0.006)
<i>roa</i>	0.177*** (0.004)	0.136*** (0.013)	0.224*** (0.002)
<i>roe</i>	0.146*** (0.014)	0.156*** (0.014)	0.059*** (0.008)
<i>age</i>	-0.059*** (0.004)	-0.058*** (0.004)	-0.016*** (0.002)
<i>Finlev</i>	0.668*** (0.019)	0.720*** (0.019)	0.494*** (0.011)
<i>cr</i>	0.106*** (0.003)	0.105*** (0.004)	0.060*** (0.002)
<i>arnr</i>	-0.169*** (0.016)	-0.129*** (0.016)	0.045*** (0.009)
<i>Top 1</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
常数项	-26.540*** (0.736)	-29.131*** (0.744)	-37.367*** (0.408)
年份	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y

续表

企业	Y	Y	Y
样本量	6570	7170	4487
$R^2$	0.591	0.368	0.383

的第二阶段数字经济明显促进了全要素生产率的提升。数字经济对企业全要素生产率的影响具有异质性,即在不同地区、不同等级的城市与省份,数字经济对全要素生产率具有不同的影响。从地区来看,我国数字经济对全要素生产率的提升具有明显的区域异质性,对东部地区的作用大于中西部。大多一线城市集聚在东部地区,由于具有较为完善的科技基础设施,人才、技术等要素水平较高,往往具备更高的数字经济发展水平,与中西部发展程度水平不同,自然会出现差异性特征。从实证结果来看,东部地区数字经济的促进作用为 1.390,中部地区为 1.223,西部地区为 0.943,可以看出东部地区明显大于中西部。从符号和显著性来看,分地区回归与全国的回归结果并无差异,这说明前文所得结果一致,数字经济可以显著的促进企业全要素生产率的提高,且由于地区、城市规模等因素的影响具有异质性。

4.5. 稳健性检验

为了避免模型仍然存在内生性问题的干扰,导致回归结果出现误差使得回归结果有偏,本文通过工具变量法(IV-2SLS)进行内生性检验。本文选取互联网使用人数作为工具变量进行内生性检验。数字经济是在互联网的基础上产生的,是互联网发展到一定程度的必然产物,与互联网使用人数具有一定的相似性,因此满足工具变量的相关性的要求。工具变量法的参数估计结果如表 8 第(1)列所示,第一阶段的 F 值为 727.89, p 值为 0,表明不存在弱工具变量的问题。数字经济的回归系数在 1%的显著性水平上也显著为正。上述结果表明,该工具变量选取是有效且合理的。与未经过工具变量调节的结果相比,回归解释变量及各个控制变量的系数符号相同且显著。结果说明在考虑了遗漏变量的问题之后,有效的减弱了内生性带来的影响,数字经济依然显著促进了企业全要素生产率的提升。

Table 8. Robustness test of the impact of digital economy on total factor productivity of enterprises  
表 8. 数字经济对企业全要素生产率影响的稳健性检验

被解释变量 模型	TFP IV-2SLS (1)	TFP OLS (2)	TFP RE (3)	TFP GMM (4)	TFP (OP 法) FE (5)
<i>difi</i>	-0.234*** (0.167)	-0.712*** (0.196)	-1.590*** (0.224)	-0.730*** (0.114)	-0.858*** (0.104)
<i>difi 2</i>	0.702*** (0.030)	0.678** (0.335)	1.906*** (0.383)	1.211*** (0.161)	1.410*** (0.181)
<i>cash</i>	0.045*** (0.010)	0.016*** (0.005)	0.010** (0.004)	-0.078*** (0.004)	-0.095*** (0.004)
<i>assent ratio</i>	-0.033*** (0.004)	-0.029*** (0.002)	-0.037*** (0.002)	-0.036*** (0.001)	-0.036*** (0.001)
<i>Size</i>	9.077*** (0.417)	-0.133*** (0.007)	-0.110*** (0.006)	-0.128*** (0.006)	-0.129*** (0.006)
<i>Mb ratio</i>	-0.068*** (0.012)	-0.356*** (0.011)	-0.287*** (0.010)	-0.244*** (0.009)	-0.227*** (0.009)
<i>roa</i>	-0.640*** (0.029)	0.551*** (0.011)	0.482*** (0.010)	0.460*** (0.009)	0.447*** (0.009)

续表

<i>roe</i>	0.807*** (0.028)	0.057*** (0.009)	0.031*** (0.008)	0.027*** (0.008)	0.023*** (0.008)
<i>age</i>	0.118*** (0.027)	-0.052*** (0.003)	-0.038*** (0.002)	-0.027*** (0.002)	-0.023*** (0.002)
<i>Finlev</i>	-0.065*** (0.007)	0.525*** (0.013)	0.463*** (0.012)	0.454*** (0.011)	0.444*** (0.011)
<i>cr</i>	0.693*** (0.031)	0.074*** (0.002)	0.074*** (0.002)	0.057*** (0.002)	0.054*** (0.002)
<i>arnr</i>	0.075*** (0.006)	-0.100*** (0.011)	-0.118*** (0.010)	-0.006 (0.009)	0.012 (0.009)
<i>Top 1</i>	-0.034 (0.024)	12.920*** (0.154)	10.625*** (0.139)	14.852*** (0.126)	15.310*** (0.126)
常数项	-19.313*** (0.752)	-30.421*** (0.519)	-24.217*** (0.466)	-33.940*** (0.423)	-34.876*** (0.424)
年份	Y	Y	Y	Y	Y
省份	Y	Y	Y	Y	Y
企业	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	18,227	18,227	18,227	18,227	18,227
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.202	0.689	0.695	0.496	0.837

为了防止模型偏误和测量误差,本文采用进一步采用变更模型和替换被解释变量的方法进行稳健性检验。具体来说,使用普通最小二乘(OLS)、随机效应模型(RE)以及广义矩估计(GMM)对模型(11)进行稳健性检验,结果分别如表8第(2)、第(3)和第(4)列所示。同时,采用OP法重新计算企业全要素生产率,替换原被解释变量,重新进行固定效应模型参数估计,估计结果如表8第(5)列所示,检验数字经济对于企业全要素生产率影响的稳健性。由表8可知,采用变更模型和替换被解释变量,不论是 $difi$ 还是 $difi$ 的二次项仍然显著,且影响方向并未发生变化,数字经济仍然显著促进了企业全要素生产率的提升,进一步验证了基准回归的可靠性,模型是稳健的。

## 5. 结论与政策建议

### 5.1. 研究结论

本文从微观企业角度出发,利用固定效应回归模型就数字经济发展对企业全要素生产率的影响进行了深入的理论探讨与实证检验。研究发现,数字经济能够显著促进企业全要素生产率的提升,二者呈现出非线性关系。在考虑到内生性问题时,本文选取互联网使用人数作为工具变量进行二阶段回归,结果依旧稳健,说明工具变量的选取是有效的。进行稳健性检验时,本文更换了企业全要素生产率计算方法分别进行回归,结果表明这一结论依然成立。在探究数字经济影响企业全要素生产率的机制时,本文选取企业的融资约束和技术创新能力作为中介变量。结果表明,数字经济能够缓解企业的融资约束、提高企业的技术创新能力来提高企业的全要素生产率。进一步异质性研究发现,数字经济促进企业全要素生产率的提升在东部地区表现的更明显。东部地区的数字经济发展势头强势高于中西部,数字经济和企业全要素生产率已形成协同与互促。

### 5.2. 政策建议

引导数字经济服务于实体经济,促进企业高质量发展、提高全要素生产率,下一步应尽快落实企业



层面的政策支持, 加快数字经济与实体企业发展的深度融合。企业也应充分抓住数字经济蓬勃发展的机会, 借助于数字技术解决以往自身在提升全要素生产率时所遇到的难点。

充分发挥数字经济的潜能, 降低企业外部融资成本, 减少内外部融资禀赋差异给企业带来的负面影响, 缓解企业融资约束。一方面, 加强数据平台建设, 提高各平台信息披露程度, 减少信息不对称所带来的额外的融资成本, 利用大数据、云计算和互联网等技术不断完善建成一个透明高效的金融环境。另一方面, 深化数字经济体制改革, 推动企业科技研发, 激发创新活力。利用互联网等新型基础设施加快企业数字结构化改革, 提高企业整体运行效率助力全要素生产率的发展。

考虑到数字经济对企业全要素生产率存在地区异质性, 应实施差异化的数字经济服务策略。对于有优越地理位置的东部地区企业, 继续强化加工生产和制造业的发展, 在相对完善的产业结构的基础上进一步发展数字经济。对于创新水平与互联网应用水平相对滞后的中西部地区, 既要促进其企业升级, 发挥数字经济对于区域经济的带动作用, 也要加大新技术、新资本、新劳动、新土地的投入, 强化科技创新, 构建双循环新格局, 打造数字经济发展的新模式, 全面提升企业全要素生产率。最终在全国范围内形成数字经济与企业全要素生产率的协同与互促。

## 基金项目

嘉兴大学科研启动项目(CD71524005)。

## 参考文献

- [1] Levine, O. and Warusawitharana, M. (2021) Finance and Productivity Growth: Firm-Level Evidence. *Journal of Monetary Economics*, **117**, 91-107. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.11.009>
- [2] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, 43(1): 70-96.
- [3] 张圆. 城市数字经济对绿色全要素生产率的空间效应研究——理论机理与实证检验[J]. 经济体制改革, 2022(4): 43-50.
- [4] 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]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [5] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66+9.
- [6] 郎香香, 张朦朦, 王佳宁. 数字普惠金融、融资约束与中小企业创新——基于新三板企业数据的研究[J]. 南方金融, 2021(11): 13-25.
- [7] 钱雪松, 丁滋芳, 陈琳琳. 缓解融资约束促进了企业创新吗?——基于中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 经济科学, 2021(1): 96-108.
- [8] 陈晓红, 李杨扬, 宋丽洁, 汪阳洁. 数字经济理论体系与研究展望[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 208-224+13-16.
- [9] Jiang, W., Fan, J. and Tian, K. (2021) Input-Output Production Structure and Non-Linear Production Possibility Frontier. *Journal of Systems Science and Complexity*, **34**, 706-723. <https://doi.org/10.1007/s11424-020-9079-y>
- [10] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016(10): 34-49.
- [11] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [12] 赵宸宇. 数字化发展与服务化转型——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2021, 24(2): 149-163.