

# 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

江红莉，蒋鹏程

(江苏大学 财经学院, 江苏 镇江 212013)

**摘要:** 提高金融服务实体经济质效是驱动中国经济高质量发展的关键。与已有文献探讨数字金融对企业技术创新的影响不同,文章识别数字金融影响企业全要素生产率的作用路径和关键节点,并以2011—2017年A股非金融类上市公司为样本进行实证检验。研究发现,数字金融通过缓解企业融资难、融资贵的困境,促进企业技术创新,进而提升企业全要素生产率;进一步研究发现,数字金融与企业全要素生产率的关系因数字金融结构、企业自身特征、企业所属产业和所处城市要素禀赋的不同而存在显著差异。因此,国家应重视数字金融的生产率提升效应,在守住不发生系统性金融风险底线的前提下,给予数字金融更多的政策支持,各地区则应根据本地区资源禀赋、产业发展状况等实施差异化的数字金融服务策略。

**关键词:** 数字金融;企业全要素生产率;融资约束;融资成本;技术创新

**中图分类号:** F831.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)03-0003-16

### 一、问题的提出

自改革开放以来,全要素生产率对我国经济增长的贡献超过30%(Bosworth和Collins, 2008),被视为新常态下提升我国经济增长的着力点,也是我国跨越“中等收入陷阱”的关键(蔡昉, 2013)。党的十九大报告更是明确提出“要推动中国经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。毫无疑问,创新是企业全要素生产率提升的重要驱动力。然而,创新是一个沉没成本高、产出不确定的长周期和高风险的活动,需要稳定、充足的金融资源作为保障(王玉泽等, 2019)。由于传统金融在服务企业生产活动的过程中存在属性错配、阶段错配和领域错配(唐松等, 2020),致使融资约束问题普遍存在于中国企业之中(李骏和万君宝, 2019)。融资难、融资贵已然成为企业全要素生产率提升的“阿喀琉斯之踵”。如何提升金融服务实体经济的质效,促进企业全要素生产率的稳步提升,成为“大循环”和“双循环”新发展格局下经济高质量发展的现实问题。

近年来,随着大数据、云计算、移动互联网的快速发展,数字技术与金融业不断融合,诞生了以第三方支付、移动支付等为代表的数字金融新业态<sup>①</sup>。数字技术与金融服务的深度融合,

收稿日期:2020-10-22

基金项目:国家自然科学基金项目(71863001);江苏省研究生科研创新计划项目(KYCX20\_3055)。

作者简介:江红莉(1982—),女,湖北随州人,江苏大学财经学院副教授;

蒋鹏程(1995—),男,四川宜宾人,江苏大学财经学院硕士研究生(通讯作者)。

<sup>①</sup>目前关于数字金融尚未有精确的定义,大多数文献采用的是黄益平和黄卓(2018)给出的定义:数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式。

改进了金融服务的模式、边界和效率,助力企业生产活动。一方面,数字金融引发的“鲶鱼效应”改变了金融业的竞争格局,传统金融机构在数字化转型过程中会带来服务模式和技术转型的升级,推动金融结构变革和金融效率的提升,使得金融更具普惠性(吴晓求,2015),有利于改善企业尤其是中小企业的融资环境。另一方面,在信息技术的支撑下,数字金融具有更强的地理穿透力和低成本优势,能够打破传统金融服务的时间和空间限制,拓展金融服务的边界,提高金融服务的触达能力,降低企业融资环节中的冗余成本,实现资源的高效配置,一定程度上能缓解企业的融资约束,促进企业技术创新(万佳彧等,2020;唐松等,2020)。由此,探讨数字金融对企业全要素生产率的影响,以及是否因外部环境和内在禀赋差异而存在异质性,对完善我国数字金融发展、促进企业全要素生产率增长,进而促进金融供给侧改革和实现经济高质量发展具有一定的现实价值和理论意义。

鉴于此,本文在“数字金融—企业全要素生产率”全景式逻辑框架下,基于内生增长理论,将数理推导与逻辑推理相结合,分析数字金融发展对企业全要素生产率的影响,挖掘其深层次作用机制,并识别逻辑链条上的关键节点。在此基础上,以中国2011—2017年沪深两市A股非金融类上市公司为样本,对上述理论机制进行实证检验,并进一步探讨数字金融对企业全要素生产率的异质性作用。本文可能的边际贡献为:第一,丰富了企业全要素生产率驱动因素的研究视角。不同于现有文献从传统金融发展、金融摩擦、金融资产配置等角度研究企业全要素生产率,本文从数字金融这一新金融业态的视角研究企业全要素生产率,为数字金融服务经济高质量发展提供来自微观企业层面的理论支撑和经验证据,拓展了关于企业全要素生产率驱动因素的研究边界。第二,不同于已有文献探讨数字金融对企业融资约束、技术创新的影响,本文将研究的逻辑链条进一步延伸至企业全要素生产率,揭示了数字金融影响企业全要素生产率的内在机制。在充分识别数字金融与企业全要素生产率基本关系的基础上,从理论和实证两个层面论证了“数字金融—融资成本—企业技术创新—企业全要素生产率”“数字金融—融资约束—企业技术创新—企业全要素生产率”这两条逻辑完整的链条,进而识别并检验了数字金融影响企业全要素生产率的作用路径和关键节点,为数字金融这一新型金融业态如何服务于企业全要素生产率的提升、促进经济高质量发展提供了靶向和实施路径。第三,进一步在“数字金融—企业全要素生产率”研究范式中嵌入多元约束要素,发现数字金融结构对企业全要素生产率具有异质性影响;数字金融对创新型企业 and 资产负债率更高的企业、第二产业和第三产业的企业以及对处于传统金融发达和信息技术水平高的地区的企业,其生产率提升效应更强,揭示了不同横截面特征差异下数字金融对企业全要素生产率影响的差异,为进一步优化数字金融服务经济高质量发展的政策制定提供了可靠的经验证据,有助于提升数字金融服务实体经济的质效。

## 二、文献综述与理论分析

### (一)文献综述

自Romer(1986)提出内生增长理论后,国内外学者便开始在内生增长理论框架下探究金融发展对全要素生产率的影响。尽管产生了丰富的学术成果,但研究结论存在分歧。一些学者认为金融发展通过“技术通道”和“效率通道”促进了全要素生产率的增长(张军和金煜,2005; Arizala等,2013; Han和Shen,2015)。另一些学者认为,金融发展对企业全要素生产率没有影响(Hao,2006;徐思远和洪占卿,2016),甚至产生了负向影响(陈刚等,2009),而信贷资源错配导致的资本配置无效率是其中的重要原因。此外,还有一些学者认为,金融发展与全要素生产率

之间存在非线性关系 (Méon和Weill, 2010; 马勇和张航, 2017)。

相对于宏观层面丰富的研究成果,从微观层面研究金融发展对企业全要素生产率影响的文献较为匮乏。为数不多的文献主要是从更宽泛的金融角度研究企业全要素生产率,涉及金融地理结构(陶锋等, 2017)、金融分权(何美玲等, 2019)、资本深化(宋建和郑江淮, 2020)、企业金融化(胡海峰等, 2020)、金融科技创新(巴曙松等, 2020)、融资约束(段梅和李志强, 2019)等。Gatti和Love(2008)利用保加利亚的调查数据研究发现,企业缺乏信贷渠道,其生产率相对较低。Krishnan等(2015)的研究表明,银行放松管制会提高美国制造企业的全要素生产率。Caggese(2015)同样发现意大利企业生产率的增长幅度与其行业所处融资约束的状况成反比。国内的相关研究也表明,信息不对称引致的金融摩擦,导致企业面临融资约束的问题,进而造成企业生产率的损失(葛鹏等, 2017)。

近年来,随着互联网技术对金融业的渗透逐步增强,逐渐衍生出数字金融这一新的金融业态。唐松等(2019)从省级层面探讨了数字普惠金融指数(金融科技)对全要素生产率的影响,但目前鲜有文献将研究下沉到微观企业,挖掘数字金融影响企业全要素生产率的内在机制。企业是重要的经济活动主体,企业全要素生产率的提升是经济高质量发展在微观层面的体现。由于“合成谬误”的存在,数字金融虽然可以提升宏观全要素生产率,但在微观层面不一定成立,需要基于更细粒度数据对理论假设进行科学严密的实证检验,以便得到可靠的研究结论。

## (二) 理论分析

数字金融不仅能拓宽企业的外部融资渠道,还能借助数字技术降低投融资双方的信息不对称,缓解金融摩擦。本文在Levine和Warusawitharana(2021)构建的框架中嵌入数字金融,推导数字金融与企业全要素生产率之间的关系。

假设企业生产函数为Cobb-Douglas生产函数:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, $Y$ 为企业产出, $A$ 、 $K$ 和 $L$ 分别为企业全要素生产率、资本投入和劳动投入, $\alpha$ 为资本产出弹性。将产出价格标准化为1,且假定企业需要支付固定的劳动成本(工资) $w$ ,则企业的未来现金流如式(2)所示:

$$\varphi = \max Y - wL \quad (2)$$

假定企业资本折旧率恒定为 $\delta$ ,投资额为 $I$ 。假定存在资本的二次调整,调整成本为 $\lambda \frac{I^2}{2K}$ 。这也符合投资的标准Q理论: $1 + \lambda \frac{I}{K} = q(A)$ ,其中 $q(A)$ 等于企业价值与资本存量的比值。

根据内生增长理论,企业通过投资技术创新项目进而实现生产率的提升。将技术创新支出定义为 $S$ ,则企业全要素生产率的增长函数为 $g\left(\frac{S}{K}\right)$ ,该函数表明企业技术投入越多,则全要素生产率提升幅度越大。假定 $A'$ 为企业下一期的全要素生产率:

$$A' = A + g\left(\frac{S}{K}\right) \quad (3)$$

技术创新项目支出导致全要素生产率的增长函数满足严格递增且为凹形,并满足标准稻田(Inada)条件:

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

企业首先利用经营活动产生的自由现金流为实物投资和创新项目融资,当自有资金不足时,则进行外部融资,定义 $F$ 为所需外部融资金额。简单起见,不考虑传统金融与数字金融对企

业融资的资金分配比例。数字金融发展程度越高的地方,  $F$ 将越能够得到满足, 即数字金融与  $F$ 之间存在正向相关关系, 因此我们将  $F$ 视为数字金融对企业融资的支持力度。

$$F = I + \lambda \frac{I^2}{2K} + S - \varphi \quad (4)$$

企业价值  $V(K, A)$  最大化遵循如下贝尔曼方程:

$$V(K, A) = \max \varphi - \left( I + \lambda \frac{I^2}{2K} + S \right) + \beta E [V(K', A')] \quad (5)$$

$$K' = K(1 - \delta) + I \quad (6)$$

其中,  $\beta$  为企业未来价值的折现率。借鉴胡海峰等 (2020) 的做法, 将  $q(A)$  定义为  $\beta E [V(K, A)]$ , 由  $1 + \lambda \frac{I}{K} = q(A)$  对  $S$  求偏导, 可得  $\left( \lambda \frac{1}{K} \right) \times \frac{\partial I}{\partial S} = \frac{\partial q(A)}{\partial S}$ , 由于  $q(A)$  是关于  $S$  的单调递增函数, 因此  $\frac{\partial I}{\partial S} > 0$ 。将式 (4) 对  $S$  求导, 可得  $\frac{\partial F}{\partial S} = \frac{\partial I}{\partial S} \left( 1 + \frac{\lambda}{K} \right) + 1$ , 恒大于 0。

数字金融和企业全要素生产率的关系如下:

$$\frac{\partial E(A' - A)}{\partial F} = \frac{\partial E \left( g \left( \frac{S}{K} \right) \right)}{\partial F} = E \left[ \frac{\partial g \left( \frac{S}{K} \right)}{\partial F} \right] = E \left[ \frac{\partial g \left( \frac{S}{K} \right)}{\partial S} \times \frac{\partial S}{\partial F} \right] \quad (7)$$

其中  $\frac{\partial g \left( \frac{S}{K} \right)}{\partial S} > 0$ , 又因为  $\frac{\partial F}{\partial S}$  大于 0, 故  $\frac{\partial E(A' - A)}{\partial F}$  恒大于 0。

由此, 提出以下研究假设:

假设 1: 数字金融发展水平越高, 企业全要素生产率越高。

数字金融可以降低企业融资成本, 缓解融资约束。由于传统金融机构“嫌贫爱富”、市场信息不对称等原因, 我国企业尤其是中小型企业面临融资难、融资贵的困境一直未得到有效纾解。随着金融服务嵌入以人工智能、区块链和云计算等为代表的数字技术, 数字金融有助于打破传统金融藩篱, 为企业融资困境的改善提供了更多的可能性。具体而言: (1) 数字金融的资金放大器功能, 能够拓宽资金来源, 丰富企业融资渠道。数字金融基于数字技术、数字化服务平台, 吸纳资本市场中“长尾投资者群体”的小规模资金, 集聚成大规模资金, 再利用场景、服务、技术等优势, 将资金贷给有外部融资需求的企业, 尤其是受到传统金融机构排斥的企业, 一定程度上能够缓解企业的融资约束。(2) 数字金融引致的“鲶鱼效应”能够降低企业融资成本。数字金融的崛起和壮大改变了传统金融的渠道结构, 打破了金融业原有的利益格局, 削弱了传统商业银行的垄断势力, 加剧了金融业的竞争。在与数字金融的跨业竞合以及同业竞争中, 迫于“经济压力”和“社会压力”, 传统商业银行不断地进行数字化转型 (王诗卉和谢绚丽, 2021), 逐渐打破旧有能力疆界, 搜集和挖掘企业信息的能力和效率均得以提高, 信贷资源错配得以矫正, 使得企业能够在相对公平的成本区间内融得资金 (阮坚等, 2020), 降低企业融资成本。(3) 数字金融能够促进信息共享, 降低信息不对称程度, 进而降低企业融资成本, 缓解融资约束。信息不对称是导致企业“融资难、融资贵”的主要原因之一。数字金融依托人工智能、云计算、大数据等数字技术, 对海量的数据进行挖掘, 快速匹配不同主体间的信息, 不仅能够降低借贷双方的信息搜寻成本, 实现精准服务, 节约决策成本, 还能够利用大数据技术精准地评估信贷客户风险, 对信贷客户实现动态监管, 降低借贷过程中的风险管理成本。

企业融资困境的纾解, 有助于技术创新, 进而提升企业全要素生产率。由于“融资约束会钝化企业的进入和退出, 阻碍资源的有效配置”, 进而会造成企业生产率的损失 (葛鹏等, 2017)。当企业面临的融资困境得到有效缓解后, 企业能够选择最优资本结构, 对其经营活动作出最优

决策,从而优化金融资源的配置和经营行为,增加创新投资,以提升企业全要素生产率(何光辉和杨咸月,2012)。具体来看,受限于较高的融资成本和融资约束,企业不愿意将资金投向回报周期较长但回报率高的项目。降低融资成本和纾解融资约束,会分散企业投资项目风险,缓解投资长期项目的流动性风险,有利于企业改变投资组合,实现投资由低收益项目向高收益项目的转变,促进企业全要素生产率的提升(赵春明等,2015)。更重要的是,技术创新作为企业全要素生产率提升的核心动力,却是一项高投入、高风险和回报周期较长的活动。数字金融能够改善企业外部融资环境,增加融资渠道,降低融资成本,有利于企业增加研发资金投入和人力资本投入,激发技术创新活力(唐松等,2020),进而提升企业全要素生产率。

综上,提出以下研究假设:

假设2:融资成本、融资约束和技术创新是“数字金融—企业全要素生产率”路径上的关键节点,即数字金融通过缓解企业“融资贵”和“融资难”困境,促进技术创新,进而提升企业全要素生产率。

### 三、模型构建与变量选取

#### (一)模型构建

本文构建如下基准回归模型来探讨数字金融与企业全要素生产率之间的关系,以检验研究假设1:

$$tfp_{it\tau} = \beta_0 + \beta_1 df_{it} + \sum \beta_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $tfp_{it\tau}$ 代表*i*地区 $\tau$ 企业第*t*年的全要素生产率, $df_{it}$ 为*i*地区第*t*年的数字金融, $X$ 为控制变量集合, $\sum year$ 为时间固定效应, $\sum ind$ 为行业固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为扰动项。

借鉴董嘉昌等(2020)和刘伟江等(2019)的做法,构建如下两组中介效应模型,以检验研究假设2:

$$cost_{it\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 df_{it} + \sum \alpha_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$inno_{it\tau} = \theta_0 + \theta_1 df_{it} + \theta_2 cost_{it\tau} + \sum \theta_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$tfp_{it\tau} = \gamma_0 + \gamma_1 df_{it} + \gamma_2 cost_{it\tau} + \gamma_3 inno_{it\tau} + \sum \gamma_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$fc_{it\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 df_{it} + \sum \alpha_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$inno_{it\tau} = \theta_0 + \theta_1 df_{it} + \theta_2 fc_{it\tau} + \sum \theta_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$tfp_{it\tau} = \gamma_0 + \gamma_1 df_{it} + \gamma_2 fc_{it\tau} + \gamma_3 inno_{it\tau} + \sum \gamma_j X_{jit} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, $cost_{it\tau}$ 表示*i*地区 $\tau$ 企业第*t*年的融资成本, $fc_{it\tau}$ 表示*i*地区 $\tau$ 企业第*t*年的融资约束, $inno_{it\tau}$ 为*i*地区 $\tau$ 企业第*t*年的技术创新水平,其余变量的含义同式(8)。式(8)中 $\beta_1$ 显著,是中介效应检验的前提。式(9)–(11)是检验数字金融是否通过缓解“融资贵”困境促进技术创新,进而提升企业全要素生产率;式(12)–(14)是检验数字金融是否通过缓解“融资难”困境促进技术创新,进而提升企业全要素生产率。分别对式(9)–(11)和式(12)–(14)两组中介模型进行逐步回归,关注 $\alpha_1$ 、 $\theta_2$ 、 $\gamma_3$ 和 $\gamma_1$ 是否显著,若均显著,且 $\alpha_1 \times \theta_2 \times \gamma_3$ 乘积与 $\gamma_1$ 同号,则假设2成立。

#### (二)变量选取

1. 全要素生产率。企业全要素生产率的测度方法主要有OLS、FE、GMM、OP和LP等方法(鲁晓东和连玉君,2012)。根据CD生产函数采用OLS法估计企业全要素生产率是经典的测度方法,但是该方法存在样本选择性偏差和同时性偏差,导致估计结果有偏。因此,大多数文献采用Olley和Pakes(1996)、Levinsohn和Petrin(2003)提出的基于一致半参数估计值方法计算企业全要

素生产率(鲁晓东和连玉君, 2012; 杨汝岱, 2015)。由于OP方法要求每个企业每年均具有正投资, 会导致大量样本被舍弃, 本文使用LP方法计算企业全要素生产率。参照胡育蓉等(2019)和陈维涛等(2019)的做法, 使用以2000年为基期、进行了CPI定基处理的主营业务收入(自然对数值)作为增加值变量, 代理变量则采用经过CPI定基处理的、购买商品和接受劳务支付的现金(自然对数值)衡量, 采用企业员工人数(自然对数值)作为自由变量, 采用经过以2000年为基期的固定资产投资价格指数定基处理后的固定资产净额(自然对数值)作为状态变量。

2. 数字金融。北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服合作编制了“数字普惠金融指数”, 该指数不仅涵盖省级、市级和部分县级的总指数, 还包含数字覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子指数。国内学者主要基于该指数量化研究数字金融发展水平(谢绚丽等, 2018)。下文将基于总指数和三个子指数进行实证研究。为了消除因数据量纲和量级不同而引致的模型估计偏误, 对数字金融总指数和各子指数均除以100。

3. 中介变量。(1)融资成本。根据肖文和薛天航(2019)的做法, 采用财务费用率衡量融资成本, 即企业财务费用与营业收入之比。(2)融资约束。使用SA指数衡量企业的融资约束(Hadlock和Pierce, 2010),  $SA = (-0.737) \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age$ , 其中  $size = \ln(\text{企业总资产} / 1000000)$ (吴秋生和黄贤环, 2017),  $age$ 为企业年龄。由于计算得到的SA指数均为负数, 故对该指数取绝对值, 绝对值越大则表明融资约束程度越高(黄锐等, 2020)。(3)技术创新。借鉴唐松等(2020)的做法, 采用上市公司的发明专利、实用新型专利和外观设计专利申请量之和的自然对数值作为企业技术创新的衡量指标。

4. 控制变量。参照肖文和薛天航(2019)、胡育蓉等(2019)、陈维涛等(2019)的研究, 选择如下控制变量:(1)企业规模。一般而言, 大规模企业会在资源获取方面存在优势, 会对企业全要素生产率产生影响, 采用员工人数的自然对数值衡量。(2)资产负债率。资产负债代表企业杠杆程度, 过高的杠杆率会引发企业风险, 不利于全要素生产率的提升, 使用资产负债率度量。(3)资产收益率。使用净利润与总资产的比值衡量。(4)企业年龄。企业年龄定义为截至样本当年企业成立的时长。(5)要素密集度。采用人均实际固定资产净额的对数值衡量。(6)产权性质。根据企业股权性质将其划分为国有企业和非国有企业。变量描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

	变量		样本量	均值	标准差
被解释变量	全要素生产率	<i>tfp</i>	12571	17.385	1.127
解释变量	数字金融	<i>df</i>	12571	1.763	0.598
中介变量	融资成本	<i>cost</i>	12571	0.014	0.043
	SA指数的绝对值	<i>fc</i>	12571	3.745	0.253
	技术创新	<i>linno</i>	12483	1.454	1.611
控制变量	企业规模	<i>scale</i>	12571	7.708	1.269
	资产负债率	<i>lev</i>	12571	0.412	0.208
	资产收益率	<i>roa</i>	12571	0.051	0.086
	企业年龄	<i>age</i>	12571	16.558	5.665
	要素密集度	<i>cap</i>	12571	12.437	1.139
	产权性质	<i>state</i>	12571	0.409	0.492

### (三) 数据来源和样本选择

本文主要使用了两套数据, 数字金融使用的是北京大学数字金融研究中心发布的“数字普

惠金融指数”（郭峰等，2020），该数据包含了省、市和县三级，本文采用的是地级及以上城市数据。除公司注册地以外，公司层面数据均来自国泰安数据库，公司注册地采用CCER数据库中上市公司基本信息数据。选取沪深A股2011–2017年非金融类上市公司作为研究样本。具体做如下筛选：（1）剔除ST和\*ST企业；（2）剔除样本期内上市不满三年的企业；（3）根据《上市公司行业分类指引》（2012年修订），剔除低于9家企业的行业（胡育蓉等，2019）；（4）剔除员工数低于100人和职工薪酬、营业收入、资产收益率、资产负债率等财务数据异常或缺失的企业。

此外，对公司层面的连续数据均进行首尾1%缩尾处理，对固定资产净额采用以2000年为基期的固定资产价格指数进行消胀处理，对其余含有价格因素的变量采用以2000年为基期的CPI进行消胀处理（胡育蓉等，2019）。最后，根据公司注册地，将数字金融数据匹配到各企业，形成12571条非平衡面板数据。

## 四、实证分析

### （一）基准分析

表2报告了式（8）的回归结果，其中，列（1）、（2）和列（3）、（4）分别为OLS估计和时间—行业双固定的回归结果。无论是否加入控制变量和采用何种估计方法，数字金融的系数均在1%的显著性水平上为正，说明数字金融显著地促进了企业全要素生产率的提升，即研究假设1得到验证。受外部融资溢价和抵押约束的影响，中小企业、民营企业和高技术企业等受到严重的融资约束。数字金融中诸如众筹、小额贷款等方式拓宽了企业的融资渠道；而诸如大数据、人工智能、区块链等数字技术的嵌入，使得数字金融能够简化企业融资流程，提升融资效率，降低融资成本，有助于企业增加创新投资，进而提升全要素生产率。

表2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	POLS	POLS	FE	FE
<i>df</i>	0.194*** (0.017)	0.143*** (0.012)	0.319*** (0.052)	0.650*** (0.034)
<i>scale</i>		0.434*** (0.006)		0.492*** (0.006)
<i>lev</i>		1.951*** (0.037)		1.380*** (0.038)
<i>roa</i>		0.824*** (0.077)		0.843*** (0.071)
<i>age</i>		-0.0006 (0.001)		-0.002 (0.001)
<i>cap</i>		0.062*** (0.006)		0.153*** (0.006)
<i>state</i>		0.189*** (0.015)		0.149*** (0.014)
年度效应			yes	yes
行业效应			yes	yes
常数项	17.042*** (0.031)	12.010*** (0.089)	16.823*** (0.092)	9.898*** (0.118)
<i>obs</i>	12571	12571	12571	12571
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.0105	0.576	0.162	0.643

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为标准误，下同。

控制变量的估计结果显示，企业规模、资产收益率和产权性质能够促进企业全要素生产率，与胡海峰等（2020）、陈维涛等（2019）、胡育蓉等（2019）等的结论是一致的，即要素密集度本质上体现了资本的深化，显著提升了企业全要素生产率。

### （二）内生性处理与稳健性检验

1. 内生性处理。虽然本文的解释变量和被解释变量不是同一层级数据，由反向因果关系造



成的内生性问题不太突出,但依旧可能存在不可观测变量同时影响数字金融和企业全要素生产率,导致扰动项相关,进而产生内生性问题,本文进一步采用工具变量估计法来缓解可能存在的内生性。现有关于数字金融的研究,一般使用互联网普及率(谢绚丽等,2018)、各地到杭州的直线距离(杜传忠和张远,2020)、“Bartik instrument”(易行健和周利,2018)和数字金融滞后项等作为工具变量(汪亚楠等,2020)。本文借鉴易行健和周利(2018)的做法,使用数字金融指数滞后一阶与数字金融指数在时间上的一阶差分的乘积作为数字金融的工具变量,采用IV-2SLS进行估计。估计结果如表3所示,考虑了潜在的内生性问题后,数字金融依然显著地提升了企业全要素生产率,与基准研究的结论一致。

## 2. 稳健性检验

(1) 替换被解释变量。将采用OLS、FE和GMM<sup>①</sup>方法测算的企业全要素生产率作为被解释变量,同时将LP法测算的企业全要素生产率取对数作为被解释变量,对式(8)进行回归。估计结果如表4所示,无论采用何种方式测度企业全要素生产率,数字金融对企业全要素生产率影响的系数都在1%的水平上为正,说明数字金融显著地促进了企业全要素生产率的提升。研究假设1再次得到验证。

表4 替换被解释变量的稳健性检验

变量	<i>tfp_ols</i>	<i>tfp_fe</i>	<i>tfp_gmm</i>	<i>ln tfp_lp</i>
<i>df</i>	0.632*** (0.034)	0.639*** (0.035)	0.614*** (0.034)	0.036*** (0.002)
年度效应	yes	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes	yes
<i>control</i>	yes	yes	yes	yes
常数项	-1.230*** (0.118)	-2.955*** (0.118)	10.051*** (0.118)	2.431*** (0.007)
<i>obs</i>	12571	12571	12571	12571
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.349	0.378	0.375	0.641

(2) 控制传统金融发展水平。Claessens和Laeven(2003)认为地区金融发展能够增加企业外部融资渠道。因此,将传统金融发展水平纳入式(8)进行回归,并采用贷款与GDP的比值衡量传统金融发展水平(*fin*)。由于增加了宏观变量,本文进一步控制了省份固定效应,回归结果如表5所示。在控制传统金融发展水平后,数字金融依旧能显著促进企业全要素生产率的提升,前文结论可靠。

(3) 更换时间段。业界普遍认为2013年支付宝上线意味着数字金融进入元年,为了防止2013年前后数字金融发展产生结构性变化,将样本回归时间划分为2011–2012年与2013–2017年

表3 工具变量估计结果

变量	第一阶段	第二阶段
	<i>df</i>	<i>tfp_lp</i>
<i>df</i>		0.553*** (0.038)
$df_{i,t-1} \times df_{i,t-1}$ (工具变量)	3.371*** (0.016)	
年度和行业效应	yes	yes
<i>control</i>	yes	yes

表5 控制传统金融发展水平的稳健性检验

变量	<i>tfp_lp</i>	<i>ln tfp_lp</i>
<i>df</i>	0.219*** (0.077)	0.012*** (0.004)
<i>fin</i>	0.003 (0.151)	0.0002 (0.001)
年度效应	yes	yes
行业效应	yes	yes
省份效应	yes	yes
<i>Control</i>	yes	yes
常数项	10.790*** (0.151)	2.481*** (0.009)
<i>Obs</i>	12571	12571
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.659	0.658

①采用GMM方法测算的企业全要素生产率的程序来自任胜钢等(2019)在中国工业经济官网公布的stata附件。



两个时间段并对式(8)进行回归。回归结果如表6所示,在两个不同的时间段内,数字金融对企业全要素生产率都具有显著的正向作用。

(4)分区域回归。我国不同区域间经济发展水平差距较大,为了排除样本内某一区域企业样本过多导致的估计偏误,将样本划分为东部、中部、西部和东北四个区域,分别对式(8)进行估计。结果如表7所示,在四个子样本中,数字金融都显著正向促进全要素生产率的提升,说明排除潜在的样本过于集中在某区域导致的样本偏误问题后,基准结论依旧可靠。

表6 分时间段估计的稳健性检验

变量	tfp_lp	
	2011-2012年	2013-2017年
df	0.775*** (0.077)	0.591*** (0.037)
年度效应	yes	yes
行业效应	yes	yes
Control	yes	yes
常数项	-1.398*** (0.205)	-1.224*** (0.142)
Obs	12571	12571
Adj R <sup>2</sup>	0.355	0.358

表7 分区域估计的稳健性检验

变量	tfp_lp			
	东部	中部	西部	东北
df	0.370*** (0.048)	0.314*** (0.090)	0.240*** (0.120)	0.616*** (0.222)
年度效应	yes	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes	yes
control	yes	yes	yes	yes
常数项	10.600*** (0.148)	9.003*** (0.305)	9.375*** (0.341)	8.314*** (0.643)
obs	8633	1812	1487	639
Adj R <sup>2</sup>	0.677	0.672	0.621	0.669

(三) 机制检验

根据表2至表7可知,式(8)中数字金融的系数均显著为正,中介效应分析的前提条件成立。由表8的列(1)和列(4)可知,数字金融显著降低了企业的融资成本和融资约束,列(3)和列(6)的结果表明融资成本和融资约束在1%的水平上抑制了企业全要素生产率。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,从而无法作出最优的经营决策,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。由列(2)和列(5)可知,数字金融通过缓解

表8 机制检验

	融资成本—技术创新的中介效应			融资约束—技术创新的中介效应		
	cost	lninno	tfp_lp	fc	lninno	tfp_lp
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
df	-0.015*** (0.002)	0.324*** (0.071)	0.584*** (0.034)	-0.058*** (0.005)	0.321*** (0.072)	0.625*** (0.035)
cost		-2.178*** (0.344)	-4.017*** (0.162)			
fc					-0.630*** (0.129)	-0.322*** (0.062)
lninno			0.007* (0.004)			0.012*** (0.004)
年度效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
control	yes	yes	yes	yes	yes	yes
常数项	-0.056*** (0.006)	0.035 (0.247)	9.672*** (0.117)	3.495*** (0.017)	2.359*** (0.514)	11.022*** (0.248)
obs	12483	12483	12483	12483	12483	12483
Adj R <sup>2</sup>	0.293	0.249	0.659	0.851	0.248	0.643

企业融资约束、降低融资成本,进而促进了企业技术创新。由列(3)和列(6)可知,数字金融和技术创新均显著地提升了企业全要素生产率。根据检验法则,研究假设2得到验证,即数字金融通过纾解企业融资难、融资贵的困境,促进企业技术创新,最终提升全要素生产率。

## 五、进一步讨论:异质性分析

### (一)数字金融结构的异质性影响

数字金融指数包含了覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子指数,其中前两者体现了“普”,后者体现了“惠”(郭峰等,2020)。为了分析数字金融不同维度对企业全要素生产率的影响,将式(8)中数字金融总指数替换为上述三个子指数,回归结果如表9所示。由列(1)和列(2)可知,数字金融覆盖广度和使用深度对企业全要素生产率的影响在1%的水平上为正,即数字金融覆盖广度和使用深度均能显著提升企业全要素生产率,一定程度上说明数字金融发挥了普惠功能。依托数字技术,数字金融具有更强的地理穿透力和低成本优势,能够降低金融服务成本,拓宽金融服务的边界,提高金融服务的可得性,对于偏远地区企业和传统金融资源较差地区的企业而言尤其如此。使用深度则体现了数字金融服务的多样性,其中,信贷业务不仅能缓解企业融资约束,为技术创新提供资金支持,还能缓解消费者的流动性约束,刺激消费,从需求侧倒逼企业提升全要素生产率。

表9 数字金融结构的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	
<i>cover</i>	0.406*** (0.024)			
<i>use</i>		0.639*** (0.029)		
<i>dig</i>			-0.444*** (0.045)	-0.764*** (0.102)
<i>dig</i> <sup>2</sup>				0.085*** (0.025)
年度效应	yes	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes	yes
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes
常数项	10.338*** (0.110)	9.973*** (0.110)	11.979*** (0.124)	12.240*** (0.145)
<i>Obs</i>	12571	12571	12571	12571
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.640	0.646	0.635	0.636

数字化程度对企业全要素生产率影响的一次项系数显著为负,尝试加入数字化程度的二次项,其系数显著为正,即数字化程度对企业全要素生产率的影响呈显著的正U形。数字化程度主要体现了金融服务的数字化方式,这对各地区数字基础设施提出了较高的要求,当数字基础设施无法契合数字化服务时,“数字鸿沟”会恶化金融资源配置,不利于企业全要素生产率的提升。另一个可能的原因是,数字化程度(诸如信用贷款、优惠的小额贷款利率、便利化的贷款方式)在缓解企业融资约束的同时,也进一步促使企业利用外部融资在虚拟经济行业进行套利,这导致数字金融资源“脱实向虚”,损害经济效率。但随着监管政策的相继出台,资金空转问题会得到有效抑制,进而发挥数字化程度“惠”的作用。

### (二)企业特征异质性

一方面,由于创新型企业的低实物资产、高无形资产和研发高风险的特征与以银行业为主导的传统金融机构的信贷理念相违背,创新型企业比非创新型企业遭受到更大的融资约束(黄锐等,2020);另一方面,中国的金融市场尚不完善,负债率作为企业融资的信用评价标准会进一步导致负债率高的企业遭受更大的融资约束,难以获得传统金融机构的新增贷款(谭小芬和

张文婧, 2017)。借助数字技术, 数字金融通过产品和服务创新, 降低对有形资产不足的融资企业的信用评估成本, 提高对融资企业风险的控制能力, 降低金融服务的门槛, 促使金融服务需求向“尾部”客户群体移动, 一定程度上能缓解创新型企业和高负债企业的融资约束。由此, 本文进一步检验数字金融对全要素生产率的影响是否因企业创新程度和负债水平差异而存在异质性。借鉴黄锐等(2020)的划分标准, 将《上市公司行业分类指引》(证监会2012版)中C27、C39、I和M行业的上市企业认定为创新型企业, 其余企业为非创新型企业。此外, 根据企业资产负债率的中位值将样本划分为高负债企业和低负债企业。采用费舍尔检验判断组间是否具有显著差异, 结果如表10所示, 费舍尔检验经验P值显著, 说明存在显著差异。

表10 企业特征的异质性影响

	按企业创新程度分组		按资产负债率分组	
	创新型企业	非创新型企业	高负债率	低负债率
<i>df</i>	0.728*** (0.059)	0.647*** (0.040)	0.886*** (0.053)	0.380*** (0.042)
年度效应	yes	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes	yes
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes
费舍尔检验经验P值	0.000***		0.000***	
常数项	10.880*** (0.206)	9.618*** (0.139)	9.409*** (0.176)	10.431*** (0.162)
<i>Obs</i>	3149	9422	6285	6286
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.656	0.631	0.558	0.550

注: 经验P值为自抽样(Bootstrap)1000次得到。

根据是否为创新型企业的分组估计结果, 数字金融均能显著促进创新型企业和非创新型企业的要素生产率, 但对创新型企业的促进作用更强。一个可能的原因是创新型企业大多是中小型企业, 面临较大的融资约束, 数字金融发展更大程度上缓解了其融资困境, 为技术研发提供了资金支持, 有助于提高全要素生产率。根据资产负债率分组的估计结果, 数字金融对高负债水平企业全要素生产率的影响大于低负债水平企业。可能的原因是, 企业负债水平越高, 其潜在的信用风险越大, 外部融资约束越强(谭小芬和张文婧, 2017), 数字金融基于数字技术能够实现对企业还贷的监督, 降低其违约风险, 纾解其融资约束, 提升全要素生产率。

### (三) 产业异质性

本文根据《中国统计年鉴》对三大产业的划分, 结合《上市公司行业分类指引》(证监会2012版)来识别企业所属的产业<sup>①</sup>。具体而言, 将样本中属于门类A的上市企业划分为第一产业企业, 属于门类B、C、D和E的企业(含工业和建筑业)划分为第二产业企业<sup>②</sup>, 其余为第三产业企业。

由于第一产业企业(农林牧渔类)的研发效率较低(洪图和李飏, 2020), 大量研发资金投入带来的创新产出有限; 而第二、三产业的企业主要是制造业、工业和服务业, 其研发基础较好, 创新活力较强, 研发资金投入带来的边际创新产出相对较高, 数字金融对不同产业全要素生产率的影响可能存在异质性。表11的估计结果显示, 数字金融对第一产业的企业全要素生产率影响不显著, 但是显著地提升了第二、三产业的企业全要素生产率。第一产业企业受制于自身的低研发效率, 即使获得有效的融资支持, 也难以提升企业研发创新能力, 为全要素生产率的提

①由于综合类企业无法进行产业归类, 在此异质性分析中被剔除。

②A类为农、林、牧、渔业; B、C、D和E分别为采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水生产、供应业和建筑业。

升提供动力支持。第二、三产业企业由于具有较高的研发资源禀赋,如较高的人力资本,数字金融提供的资金资本与人力资本协同耦合,相得益彰,带动技术创新水平的提升,进而提高企业全要素生产率。

表 11 产业异质性影响

	第一产业	第二产业	第三产业
<i>df</i>	0.445(0.330)	0.667*** (0.034)	0.673*** (0.086)
年度效应	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes
<i>control</i>	yes	yes	yes
常数项	12.032*** (1.052)	7.733*** (0.129)	12.851*** (0.243)
<i>obs</i>	140	8675	3664
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.505	0.716	0.609

#### (四)城市资源禀赋异质性

从数字金融指数的空间分布看,数字金融初始发展较好的区域往往是传统金融较为发达的区域,意味着可能存在数字金融的服务能力与地区金融资源禀赋相关的现象。数字金融作为金融与科技的结合,依托数字技术发挥其优势,意味着数字金融会受限于以互联网技术等为代表的现代信息技术的渗透。由此,以传统金融发展程度和互联网普及率分别作为地区金融资源禀赋和信息技术禀赋的代理变量,研究城市资源禀赋约束下数字金融对企业全要素生产率的异质性影响。具体而言,按照各城市样本时间内传统金融发展水平和互联网普及率的中位值,将样本分为金融发达和不发达地区、信息水平高和水平低的地区,估计结果如表12所示。组间系数差异通过了费舍尔检验,说明存在显著性差异。从传统金融发展水平分组回归结果来看,无论是在金融发达地区还是在发达地区,数字金融都能显著促进企业全要素生产率的提升,但是对处在金融发达地区的企业促进作用更大,说明数字金融目前是“锦上添花”,并不能完全脱离传统金融资源基础。从互联网普及率的分组回归结果来看,互联网普及率较高的地区,数字金融对企业全要素生产率的作用更大,意味着数字基础设施是制约数字金融服务的一大影响因素,现阶段在推进数字金融服务的过程中应当完善数字基础设施,以缩小“数字鸿沟”。

表 12 城市要素禀赋差异下数字金融的异质性影响

	金融发展水平分组		互联网普及率分组	
	发达	不发达	高	低
<i>df</i>	1.331*** (0.079)	0.390*** (0.050)	0.804*** (0.089)	0.618*** (0.049)
年度效应	yes	yes	yes	yes
行业效应	yes	yes	yes	yes
<i>Control</i>	yes	yes	yes	yes
费舍尔检验经验P值	0.000***		0.000***	
常数项	8.857*** (0.206)	9.742*** (0.167)	10.417*** (0.226)	9.006*** (0.160)
<i>Obs</i>	6275	6296	6127	6444
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.693	0.611	0.666	0.644

## 六、结论与启示

驱动中国经济高质量发展的动力之一是提升金融服务实体经济的质效。随着信息技术的

快速发展,数字技术与金融的融合越来越广泛,数字金融这一新型金融业态能否提升企业生产效率、促进企业高质量发展成为关注的焦点。数字金融最大的特点是“数字化”和“普惠性”,这无疑为纾解企业的融资困境提供了可能,也为企业生产率的提升奠定了基础。基于此,本文从数字金融这一新金融业态的视角,研究其对企业全要素生产率的影响,挖掘其内在作用机制以及潜在的异质性作用,并基于中国2011-2017年沪深A股非金融类上市公司数据进行实证检验。主要结论为:第一,数字金融对企业全要素生产率具有显著的正向影响,在考虑了因遗漏变量等可能引致的内生性问题以及经过一系列稳健性检验后,该结论依旧成立。第二,数字金融对企业全要素生产率影响的内在逻辑链条为:“数字金融—融资成本—技术创新—企业全要素生产率”“数字金融—融资约束—技术创新—企业全要素生产率”,即数字金融通过缓解企业融资难、融资贵的困境,促进企业技术创新,进而提升企业全要素生产率。第三,进一步在“数字金融—企业全要素生产率”研究范式中嵌入多元约束要素,发现除数字化程度对企业全要素生产率产生了正U形影响之外,数字金融覆盖广度与使用深度两个子维度的影响均显著为正;数字金融对创新型企业 and 资产负债率更高的企业的全要素生产率的提升作用更大;除第一产业以外,数字金融对其他产业的企业全要素生产率均有显著的正向作用;传统金融发展和信息技术水平是数字金融驱动企业全要素生产率的重要边界条件,传统金融越发达的地区,信息技术水平越高的地区,数字金融对企业全要素生产率的正向作用越大。

本文的研究结论为新时代数字金融如何服务实体经济、实现经济高质量发展提供了有益思考。(1)引导数字金融服务实体经济,助力企业提升全要素生产率。引导金融“脱虚向实”是金融业高质量发展的必然选择,也是金融供给侧结构性改革的重点。充分发挥数字金融的数字技术优势,降低金融服务的门槛,将金融服务的触角延伸至受传统金融服务排斥的中小微企业,为有发展潜力的中小微企业提供精准的金融服务,缓解企业在研发、生产、经营过程中的融资困境,促进企业全要素生产率的提升。(2)因内外部资源禀赋差异,数字金融对企业全要素生产率的影响存在异质性,因此,应实施差异化的数字金融服务策略。对于涉农企业,数字金融应发挥“普惠性”作用,降低涉农企业的融资成本,缓解其融资约束,提高其研发效率,助力实现农业现代化;对于高负债率的企业,应借助大数据、人工智能等数字技术,加强服务前的信用评估、服务中的动态风险监控;对于传统金融资源匮乏的地区,应当在推进传统金融发展的基础上进一步发展数字金融;对于传统金融发达的地区,应当积极推进银行等传统金融机构的数字化转型,加大金融科技的研发和应用,提高金融服务实体经济的效率,如利用数字技术识别有潜力的创新型企业,提供高效、精准的金融服务。(3)重视数字金融的生产率提升效应,创造良好的外部环境,进一步促进数字金融的发展。在守住不发生系统性金融风险底线的前提下,给予数字金融这一新型金融业态更多的政策支持,如完善数字基础设施建设,提高互联网普及率,为推动数字金融的深度发展提供坚实的保障;制定科学的信用数据标准,完善征信数据资源共享机制,健全数字金融征信体系,为数字金融服务实体经济营造良好的信用环境;保持“试点容错”的监管态度,创造宽紧适度的监管环境,为数字金融的成长保留一定的空间。

#### 主要参考文献:

- [1] 巴曙松,白海峰,胡文韬. 金融科技创新、企业全要素生产率与经济增长——基于新结构经济学视角[J]. 财经问题研究,2020,(1).
- [2] 蔡昉. 通过改革避免“中等收入陷阱”[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2013,(5).
- [3] 陈刚,李树,刘樱. 银行信贷、股市融资与中国全要素生产率动态[J]. 经济评论,2009,(6).
- [4] 陈维涛,韩峰,张国峰. 互联网电子商务、企业研发与全要素生产率[J]. 南开经济研究,2019,(5).



- [5] 董嘉昌,冯涛,李佳霖. 中国地区间要素错配对经济发展质量的影响——基于链式多重中介效应模型的实证检验[J]. 财贸研究, 2020, (5).
- [6] 杜传忠,张远. “新基建”背景下数字金融的区域创新效应[J]. 财经科学, 2020, (5).
- [7] 段梅,李志强. 经济政策不确定性、融资约束与全要素生产率——来自中国上市公司的经验证据[J]. 当代财经, 2019, (6).
- [8] 葛鹏,干春晖,李思龙. 融资约束与产出效率损失——基于中国工业企业的数据分析[J]. 产业经济研究, 2017, (1).
- [9] 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).
- [10] 何光辉,杨咸月. 融资约束对企业生产率的影响——基于系统GMM方法的国企与民企差异检验[J]. 数量经济技术经济, 2012, (5).
- [11] 何美玲,刘忠,马灿坤. 金融分权与制造业企业全要素生产率[J]. 山西财经大学学报, 2019, (9).
- [12] 洪图,李飏. 我国农业类上市公司研发效率测度与划分——基于SBM-Malmquist模型和企业生命周期的实证分析[J]. 经济问题探索, 2020, (9).
- [13] 胡海峰,窦斌,王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, (1).
- [14] 胡育蓉,齐结斌,楼东玮. 企业杠杆率动态调整效应与“去杠杆”路径选择[J]. 经济评论, 2019, (2).
- [15] 黄锐,赖晓冰,唐松. 金融科技如何影响企业融资约束? ——动态效应、异质性特征与宏观机制检验[J]. 国际金融研究, 2020, (6).
- [16] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, (4).
- [17] 李骏,万君宝. 研发补贴与融资约束:信号效应的检验[J]. 上海财经大学学报, 2019, (6).
- [18] 刘伟江,孙聪,赵敏慧. 科技政策与区域生产率增长——创业与创新的链式中介作用[J]. 经济管理, 2019, (4).
- [19] 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).
- [20] 马勇,张航. 金融因素如何影响全要素生产率? [J]. 金融评论, 2017, (5).
- [21] 阮坚,申么,范忠宝. 何以驱动企业债务融资降成本——基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验[J]. 金融经济研究, 2020, (1).
- [22] 宋建,郑江淮. 资本深化、资源配置效率与全要素生产率:来自小企业的发现[J]. 经济理论与经济管理, 2020, (3).
- [23] 谭小芬,张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. 世界经济, 2017, (12).
- [24] 唐松,赖晓冰,黄锐. 金融科技创新如何影响全要素生产率:促进还是抑制? ——理论分析框架与区域实践[J]. 中国软科学, 2019, (7).
- [25] 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, (5).
- [26] 陶锋,胡军,李诗田,等. 金融地理结构如何影响企业生产率? ——兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 2017, (9).
- [27] 万佳戔,周勤,肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020, (1).
- [28] 王诗卉,谢绚丽. 经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新[J]. 经济学家, 2021, (1).
- [29] 汪亚楠,谭卓鸿,郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, (7).
- [30] 王玉泽,罗能生,刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济, 2019, (3).
- [31] 吴秋生,黄贤环. 财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解[J]. 中国工业经济, 2017, (9).
- [32] 吴晓求. 互联网金融:成长的逻辑[J]. 财贸经济, 2015, (2).
- [33] 肖文,薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J]. 世界经济, 2019, (1).
- [34] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, (4).
- [35] 徐思远,洪占卿. 信贷歧视下的金融发展与效率拖累[J]. 金融研究, 2016, (5).
- [36] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, (2).
- [37] 易行健,周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018, (11).



- [38] 张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987–2001[J]. *经济研究*, 2005, (11).
- [39] 赵春明, 文磊, 赵梦初. 融资约束对企业全要素生产率的影响——基于工业企业数据的研究[J]. *经济经纬*, 2015, (3).
- [40] Arizala F, Cavallo E, Galindo A. Financial development and TFP growth: Cross-country and industry-level evidence[J]. *Applied Financial Economics*, 2013, 23(6): 433–448.
- [41] Bosworth B, Collins S M. Accounting for growth: Comparing China and India[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2008, 22(1): 45–66.
- [42] Caggese A. Financing constraints, radical versus incremental innovation, and aggregate productivity[R]. Working Papers 865, 2015.
- [43] Claessens S, Laeven L. Financial development, property rights, and growth[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2401–2436.
- [44] Gatti R, Love I. Does access to credit improve productivity? Evidence from Bulgarian firms[R]. CEPR Discussion Papers 6676, 2008.
- [45] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [46] Han J, Shen Y Z. Financial development and total factor productivity growth: Evidence from China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2015, 51(S1): S261–S274.
- [47] Hao C. Development of financial intermediation and economic growth: The Chinese experience[J]. *China Economic Review*, 2006, 17(4): 347–362.
- [48] Krishnan K, Nandy D K, Puri M. Does financing spur small business productivity? Evidence from a natural experiment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(6): 1768–1809.
- [49] Levine O, Warusawitharana M. Finance and productivity growth: Firm-level evidence[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021, 117: 91–107.
- [50] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(1): 317–342.
- [51] Méon P G, Weill L. Does financial intermediation matter for macroeconomic performance[J]. *Economic Modelling*, 2010, 27(1): 296–303.
- [52] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [53] Romer P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002–1037.

## Can Digital Finance Improve Enterprise Total Factor Productivity? Empirical Evidence from Chinese Listed Companies

Jiang Hongli, Jiang Pengcheng

(School of Finance and Economics, Jiangsu University, Jiangsu Zhenjiang 212013, China)

**Summary:** Improving the quality and efficiency of financial services in the real economy is the key to driving the high-quality development of the Chinese economy. With the development of information technology, the in-depth integration of digital technology and finance is the general trend. Whether digital finance, a new financial format, can empower the production

efficiency of enterprises and promote the high-quality development of enterprises has become the focus of attention. On the one hand, digital finance has stronger geographical penetration and low-cost advantages, which can broaden the boundaries of financial services and achieve efficient allocation of resources; on the other hand, the “silver effect” triggered by digital finance has weakened the monopoly power of banks. Relieving the dilemma of “difficult and expensive financing” of enterprises can help enterprises increase R&D investment and promote technological innovation, which is the endogenous driving force for the improvement of total factor productivity. It is different from the existing literature discussing the mitigation effect of financing constraints and the effect of technological innovation in digital finance. This paper extends the logical chain of the study to the total factor productivity of enterprises. Under the panoramic logical framework of “digital finance-enterprise total factor productivity”, based on the theory of endogenous growth, and using China’s 2011–2017 A-share non-financial listed companies as a sample for empirical testing, this paper combines mathematical derivation and logical reasoning to identify the path and key nodes of digital finance influencing enterprise total factor productivity. The research finds that: (1) Digital finance has significantly improved the total factor productivity of enterprises. After dealing with endogenous problems and a series of robustness tests, this conclusion is still valid. (2) “Financing costs”, “financing constraints” and “technical innovation” are key nodes on the path of “digital finance-enterprise total factor productivity”. Digital finance promotes technological innovation by alleviating the dilemma of “expensive financing” and “difficult financing” of enterprises, thereby enhancing the total factor productivity of enterprises. (3) Further embedding multiple constraint elements in the research framework of “digital finance-enterprise total factor productivity”, it is found that the digital financial structure has a heterogeneous impact on the total factor productivity of enterprises; digital finance has a stronger effect on improving the productivity of innovative enterprises, enterprises with higher asset-liability ratios, enterprises in the secondary and tertiary industries, and enterprises in areas with developed traditional finance and high levels of information technology. Accordingly, the country should pay attention to the productivity improvement effect of digital finance, and create a good external environment to further promote the development of digital finance. On the premise of maintaining the bottom line of systemic financial risks, more policy support should be given to digital finance, and each region should implement differentiated digital financial service strategies based on regional resource endowments and industrial development status.

**Key words:** digital finance; total factor productivity of enterprises; financing constraints; financing costs; technological innovation

(责任编辑: 王西民)