

数字普惠金融发展能提升企业价值吗?

——来自中小板上市公司的证据

高绍福¹, 何紫晶¹, 江涵远²

(1. 集美大学工商管理学院, 福建 厦门 361021; 2. 华中农业大学经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

[摘要] 将2011—2020年我国中小板上市公司作为研究样本, 实证探究了地区数字普惠金融水平对企业价值的影响以及传导机制。研究发现, 数字普惠金融的发展能激励企业技术创新、强化主业经营进而提升企业价值, 其覆盖广度以及使用深度在提升企业价值中发挥了主要作用; 与国有性质的中小上市企业相比, 数字普惠金融的发展对于提升民营中小上市企业企业价值的作用更加显著; 企业金融化程度具有调节作用, 过度的金融资产投资会削弱数字普惠金融对企业价值的正向影响。在数字普惠金融发展过程中, 地方政府、银行等金融机构及企业主体要各司其职, 把握数字普惠金融模式带来的发展契机, 优化金融发展环境, 合理利用金融资源, 不断提高资源配置水平, 以期实现经济的高质量发展。

[关键词] 数字普惠金融; 企业价值; 企业金融化; 中小上市企业

[中图分类号] F 830

[文献标识码] A

[文章编号] 1008-889X (2022) 04-0035-11

一、引言

近年来, 随着大数据、云计算以及人工智能等技术在金融行业的深度融合与应用, 通过数字金融服务来实现金融普惠成为我国新金融业态的重要组成部分。2016年, G20杭州峰会通过的《G20数字普惠金融高级原则》, 标志着数字普惠金融正式成为全球未来金融改革的主要方向之一。在我国, 发展数字普惠金融不仅是深化金融供给侧结构性改革的重点内容, 也是助力国民经济持续稳定健康发展的重要引擎。

高质量发展是新时代贯彻新发展理念的根本要求, 而中小企业作为最具活力的微观经济主体, 是新常态下提供稳定就业、推动技术创新以及促进经济增长的中坚力量。但由于其规模较小、可抵押资产有限以及经营状况不稳定, 因此更难享受到机会均等、正规有效的金融服务, 阻碍了企业发展与价值提升。数字普惠金融通过技术创新与普惠金融的有机结合, 改善了中小企业等“长尾群体”所处的金融生态环境, 缓解了传统金融模式下金融服务门槛和服务成本“双

高”的局面。正如2013年诺贝尔经济学奖得主罗伯特·希勒对于数字普惠金融核心价值的论述: “能帮助我们在更广泛的社会阶层中广泛分配财富, 能让金融创造的产品更加大众化, 也能更好地与社会经济融为一体。”^[1]那么, 数字普惠金融发展能否赋能企业高质量发展? 具体的作用机制如何? 基于此, 本研究立足于我国数字普惠金融发展进程, 实证探究了数字普惠金融发展与企业价值创造之间的联系, 以期为实现企业高质量发展提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字普惠金融促进企业价值提升的机理

金融是实体经济的“血脉”, 已有研究表明, 金融的发展可以通过改善资本配置、推动技术进步、促进全要素生产率的提升等方面促进经济增长^[2-4], 而企业作为宏观经济环境下的真正主体, 是经济高质量发展的基础, 分析金融发展对于企业发展的影响更能帮助我们深入了解金融作用于经济增长的微观机理。数字普惠金融作为传统金融的重要补充, 无疑将改变企业资源的获

[收稿日期] 2021-12-03

[作者简介] 高绍福 (1968—), 男, 福建政和人, 教授, 硕士, 主要从事管理会计、审计研究。

取与配置以及内生于这一过程中经营战略的选择,从而对企业高质量发展产生深刻影响。梁榜、张建华指出,由于研发创新活动投入大、风险高,资金受限已经成为阻碍企业顺利开展创新活动的绊脚石^[5]。一方面数字普惠金融的发展为广大企业提供了一个更具包容性的外部融资环境,它可以在一定程度上缓解企业在研发过程中所受到的融资约束,激励企业积极地进行技术创新,构建起自身的核心竞争力;另一方面,持续有效的金融供给能够改善企业内部的资源配置水平,降低企业为追求短期利润而将大量资金投向非生产领域的可能性,促使其将有限的资源集中于更有利于企业长远发展的主业经营^[6],进而实现企业价值的创造。

基于以上分析,在此提出假设 H1:地区数字普惠金融的发展会促进企业技术创新、强化主业经营从而显著提升企业价值。

(二) 产权性质的异质性影响

众多研究表明,外部融资对于企业成长与发展至关重要^[7-8]。在我国独特的制度背景与传统金融体系下,国有企业特有的所有权属性使其能够获得更多来自政府的财政支持以及银行贷款,民营企业虽然有着更强烈的融资需求,但是却面临着更严重的融资约束^[9]。某种意义上,正是国有金融体制对国有企业的金融支持以及国有企业对于这种支持的刚性依赖导致了民营经济的金融困境^[10]。此外,由于民营企业的信息披露质量不高,可信度存疑,往往面临着更加严重的信息不对称问题,无形中堆高了外部融资成本。因此,“融资难、融资贵”等问题一直都是制约我国民营企业发展的因素。数字普惠金融的发展极大改善了我国企业所面临的金融环境,能将持续有效、可负担的金融服务惠及更多具有金融需求但却遭到金融排斥的“尾部”群体。同时,数字金融模式借助大数据、云计算以及移动互联等信息技术能够及时高效地挖掘服务对象的多维信息,有效地降低风险评估成本与交易成本,减轻信息不对称。由于金融环境优化对于融资约束程度不同的企业所带来的效用不同,因此企业经营战略的调整也会有所不同。国有企业的融资约束程度更低,金融环境更优,所获得的效用更小,企业经营决策以及内部资源配置的调整幅度也相

对较小;而融资约束程度更高的民营企业则会更加充分利用外部资金,对资源做出更高效的配置,以达到企业价值最大化的目标。

基于以上分析,在此提出假设 H2:数字普惠金融的发展对于提升民营中小上市企业企业价值的作用更加显著。

(三) 数字普惠金融、企业金融化与企业价值

实体企业金融化是指企业资产负债中配置金融资产或对金融资产投资比例越来越高的一种现象^[11]。目前学界关于企业金融化的经济后果有2种主流观点:(1)金融资产的配置作为一种短期投资行为能够发挥“蓄水池效应”,即适当持有金融资产可以增强资产流动性,帮助企业在发现潜在财务困境或投资机会时快速变现,防止资金短缺给企业经营带来不利影响^[12]。(2)企业的金融化行为具有“挤出效应”,即出于逐利动机,金融行业的超额回报率吸引企业将更多资金用于金融资产的投资,由于不同投资项目之间存在天然的替代关系,金融资产投资的增加会“挤出”实业投资^[13],造成实体投资的相应减少。而从我国的实际情况来看,我国企业金融投资的逐利目的较为明显,金融资产的配置并没有发挥其“蓄水池”功能,增加企业的实业投资,反而表现为反向关系^[14]。在有限的资源总量下,过度的金融投资挤占了企业的创新投资,阻碍企业核心竞争力的形成。此外,企业资金的“脱实向虚”会造成主要经营业务生产与投资的供给不足,抑制全要素生产率的提高,导致实体企业严重偏离主业,加大了企业经营过程中的不确定性风险,带来主业业绩的下降^[15-17]。

基于以上分析,在此提出假设 H3:企业过度金融化会削弱数字普惠金融发展对企业价值的提升作用。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本研究选取2011—2020年我国中小板上市公司作为初始样本。为保证研究结果的准确可靠,将根据下列原则进行筛选:(1)剔除金融类企业。(2)剔除ST、*ST等经营状况异常以及相关财务数据不完整的样本,最终构造了870

个样本,观测值合计7 172个。我国各省数字普惠金融相关数据来自《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》,上市公司所在地、股权比例、实际控制人以及其他财务数据均来自CS-MAR数据库。

(二) 变量说明

1. 核心解释变量:数字普惠金融(*Index*)。以北京大学数字普惠金融总指数衡量地区数字普惠金融水平,该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制而成,具体编制过程见郭峰等^[18]。总指数根据覆盖广度(*Breadth*)、使用深度(*Depth*)以及数字化程度(*Digit*)3个分项指数依据权重计算而得,其中覆盖广度主要观测通过数字化形式实现金融服务的用户数量,体现了地区数字金融基础设施的覆盖程度;使用深度主要衡量了以支付、货币基金、信贷、保险、投资和信用服务为主的各项金融服务的实际使用情况,一定程度上代表了地区的数字金融业务水平;数字化程度则反映了便利化、信用化和实惠化等因素对于用户选择金融服务的影响。

为检验地区数字普惠金融发展对企业价值的影响,本研究将中小板上市企业办公所在地与我

国省域数字普惠金融指数进行匹配。此外,为了深入研究数字普惠金融3个主要方面与企业价值之间的联系,从覆盖广度、使用深度以及数字化程度等一级维度指数出发做出了进一步的分析。

2. 被解释变量:企业价值(*Tobin's Q*)。与主流文献一致,采用托宾*Q*值作为企业价值的测度指标。

3. 情境变量:产权性质(*Soe*)。对国有企业赋值为1,非国有企业赋值为0。

4. 调节变量:企业金融化程度(*Fin*)。借鉴万良勇等的研究,以各类金融资产占总资产的比例衡量企业金融化程度^[19],具体计算方法为:(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款净额+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额+投资性房地产净额)/总资产。

5. 控制变量:借鉴已有文献,控制了企业规模(*Size*)、企业杠杆率(*Lev*)、股权集中度(*Top1*)、管理层持股比例(*Msh*)、企业年龄(*Age*)以及是否四大审计(*Big4*)等可能影响企业价值的因素,此外还控制了行业(*Ind*)和年度(*Year*)的固定效应。具体变量定义见表1。

表1 具体变量定义

类型	名称	符号	定义
被解释变量	企业价值	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i> = 市场价值/期末总资产 市场价值 = 股权市值 + 净债务市值 其中:非流通股市值用净资产代替计算
解释变量	数字普惠金融	<i>Index</i>	北京大学数字普惠金融总指数(省级指标)
情境变量	产权性质	<i>Soe</i>	国有企业赋值为1,非国有企业赋值为0
调节变量	企业金融化	<i>Fin</i>	若企业金融化程度大于样本总体中位数则赋值为1,否则赋值为0。
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	企业杠杆率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量/股本总数
	管理层持股比例	<i>Msh</i>	管理层持股数量/股本总数
	企业年龄	<i>Age</i>	当年年份减去公司成立年份加1后的对数值
	是否四大审计	<i>Big4</i>	若是四大审计赋值为1,否则为0
	行业	<i>Ind</i>	若属于某一行业为1,否则为0
	年度	<i>Year</i>	若属于某一年度为1,否则为0

(三) 模型设计

1. 基准模型。为验证地区数字普惠金融水平对企业价值的影响 (假设 H1), 构造了模型 (1)。其中 i 表示企业, t 表示年份, β_0 为截距项, β_1 为数字普惠金融变量的回归系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为模型随机误差项。如果 β_1 显著为正, 则说明数字普惠金融的发展能够显著提升当地企业的企业价值。进一步地, 以模型 (1) 为基础, 根据产权性质的差异对全样本进行分组回归, 以探究数字普惠金融发展在不同产权类型企业中的异质性影响 (假设 H2)。

$$Tobin's\ Q_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{i,t} + \beta_2 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

2. 企业金融化的调节效应检验。为验证企业金融化程度是否会影响数字普惠金融发展与企业价值之间的联系 (假设 H3), 引入了数字普惠金融 ($Index$) 与企业金融化 (Fin) 的交乘项

($Index_{i,t} \times Fin_{i,t}$), 如果 α_2 与 α_1 符号保持一致, 则说明企业金融化程度的提高能增强地区数字普惠金融水平对企业价值的影响效果, 反之则说明会削弱数字普惠金融发展给企业价值带来的影响。

$$Tobin's\ Q_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t} + \alpha_2 Index_{i,t} \times Fin_{i,t} + \alpha_3 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(四) 描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性特征。由统计结果可以看出 $Tobin's\ Q$ 的均值和中位数分别为 2.047 和 1.656, 标准差为 1.415, 说明大部分样本企业的 $Tobin's\ Q$ 值集中分布于均值附近, 企业价值水平差异不大。此外, $Index$ 的均值为 253.427, 标准差为 99.318, 则表明样本期间内我国各地区的数字普惠金融水平迅速提升, 不过仍然存在较大的地域差异, 最小值 18.330 和最大值 431.928 的分布也印证了这一点。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Tobin's\ Q$	7 172	2.047	1.415	0.749	1.656	58.592
$Index$	7 172	253.427	99.318	18.330	264.850	431.928
Soe	7 172	0.152	0.359	0	0	1
Fin	7 172	0.500	0.500	0	1	1
$Size$	7 172	21.911	0.971	19.647	21.814	26.372
Lev	7 172	0.378	0.187	0.031	0.365	0.990
$Top1$	7 172	0.337	0.142	0.084	0.318	0.758
Msh	7 172	0.205	0.216	0	0.128	0.705
Age	7 172	2.715	0.379	1.386	2.773	3.555
$Big4$	7 172	0.024	0.154	0	0	1

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 3 报告了数字普惠金融发展对企业价值影响的实证检验结果。其中 $Controls$ 代表控制变量, $_cons$ 列示的是常数项系数, N 为样本观测值的数量, F 值为回归模型的方差检验结果,

$Adj-R^2$ 为调整后的 R^2 。该研究在所有的实证分析中均控制了年度 ($Year$) 与行业 (Ind) 的双向固定效应, 并且在线性回归过程中均采用稳健标准误以消除异方差的影响。列 (1) 是数字普惠金融总指数 ($Index$) 与中小上市企业企业价值 ($Tobin's\ Q$) 的全样本回归结果, 可以发现数字普惠金融 ($Index$) 的系数为 0.001 5, 并且通过了 1% 的显著性水平测试, 这说明地区数字普惠金融水平的提高能够显著提升当地中小上市企

业的企业价值,假设 H1 得到经验数据的验证。

为进一步考察地区数字普惠金融水平各个主要维度与企业价值创造之间的关系,笔者在模型(1)的基础上,以北京大学数字普惠金融指数中的覆盖广度(*Breadth*)、使用深度(*Depth*)以及数字化程度(*Digit*)3个主要分项维度指数为主要解释变量进一步分析数字普惠金融哪些方面的发展提升了企业价值。换言之,即企业价值的提升是得益于数字普惠金融扩大了金融服务的覆盖面、增加了多样化的金融产品以及服务,还

是因为金融服务效率的提升,又或是以上因素共同作用的结果。回归结果如列(2)至列(4)所示,覆盖广度(*Breadth*)和使用深度(*Depth*)的回归系数均为正并且通过了1%的显著性水平检验,而数字化程度(*Digit*)回归系数不显著。由此可见,数字普惠金融对于金融服务边界的延伸与拓展以及对金融产品的丰富是提升企业价值的2个主要方面,而并非数字化所带来的金融服务便利程度的提升。

表3 数字普惠金融发展与企业价值^①

变量	被解释变量:Tobin's Q			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Index</i>	0.001 5*** (2.82)			
<i>Breadth</i>		0.001 4*** (2.77)		
<i>Depth</i>			0.001 0*** (2.65)	
<i>Digit</i>				0.000 3 (0.36)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	9.314 6*** (11.21)	9.320 1*** (11.21)	9.319 3*** (11.20)	9.322 3*** (11.26)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 172	7 172	7 172	7 172
<i>F</i> 值	41.11	41.09	41.26	41.27
<i>Adj-R</i> ²	0.245 2	0.245 2	0.245 1	0.244 5

(二) 产权性质的异质性影响

此外,以模型(1)为基础,本研究对不同所有权性质的中小上市企业进行了分组回归。回归结果如表4所示,列(1)与列(2)分别是国有企业与民营企业样本的回归结果,通过对比数字普惠金融(*Index*)的回归系数,容易看出,数字普惠金融的发展促进民营中小上市企业企业价值提升的作用更加显著,假设

H2 得到证实。与国有企业相比,发展数字普惠金融对于民营中小企业这一类更易遭受金融排斥的尾部群体而言无疑有着更深刻的现实意义。它能够极大改善民营中小企业长期所面临的艰难的外部融资环境,将持续有效低成本的金融服务惠及到饱受融资难题困扰的中小民营企业,助力其获得更好的发展。

① 表中***、**、*分别表示 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$ 。括号内为*t*值。下同。

表 4 异质性检验结果

变量	被解释变量: <i>Tobin's Q</i>	
	(1) 国有企业	(2) 民营企业
<i>Index</i>	0.000 4 (0.33)	0.001 7*** (2.90)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>_cons</i>	7.116 4*** (6.91)	9.524 1*** (12.96)
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	1 090	6 082
<i>F</i> 值	16.06	33.23
<i>Adj-R²</i>	0.332 2	0.276 9

表 5 数字普惠金融、企业金融化与企业价值

变量	被解释变量: <i>Tobin's Q</i>	
	(1)	(2)
<i>Index</i>	0.001 5*** (2.82)	0.002 0*** (3.63)
<i>Index × Fin</i>		-0.000 9*** (-3.50)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>_cons</i>	9.314 6*** (11.21)	9.212 0*** (11.16)
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	7 172	7 172
<i>F</i> 值	41.11	39.27
<i>Adj-R²</i>	0.245 2	0.245 7

(三) 企业金融化的调节作用

基于模型 (2), 笔者还探究了企业金融化程度 (*Fin*) 所起到的调节作用。在表 5 中, 引入数字普惠金融 (*Index*) 和企业金融化 (*Fin*) 的交乘项 *Index × Fin* 以考察企业金融资产配置对于“数字普惠金融发展—企业价值提升”存在着何种影响。由列 (2) 可以看出, 交乘项 *Index × Fin* 的系数在 1% 的水平上显著为负, 这说明企业对于金融资产的过度投资会削弱数字普惠金融发展对企业价值的正向影响。究其原因, 在融资约束得到缓解后, 企业投资金融资产以预防未来得到投资机会时出现资金不足的需求减弱, 而出于逐利目的进行金融资产投资的动机增强, 资本大量投向金融领域挤占了企业经营性项目与研发创新的资金投入, 这种短期效益的追求会损害企业的长远发展, 阻碍企业价值的提升。

(四) 稳健性测试

1. 内生性检验。在探究数字普惠金融发展与企业价值提升的关系时或许会存在内生性问题的干扰, 比如企业价值更高的企业可能会更容易受到金融机构的青睐, 从而推动地区数字金融发展。为了解决这种反向因果问题对实证结果造成的偏误, 本研究以当期企业价值为被解释变量, 用滞后一期的数字普惠金融总指数和控制变量对其进行回归, 以求在一定程度上避免反向因果对研究结论所造成的干扰^[20]。本研究所提出的 3 个主要假设滞后一期的回归结果如表 6 所示, 其中列 (1) 为全样本滞后一期的回归结果, 列 (2) 与列 (3) 分别为国有与民营中小上市企业样本滞后一期的回归结果, 列 (4) 则是引入企业金融化调节项滞后一期的回归结果。表 6 的回归结果与前文实证结果一致, 这表明本研究的研究结论具备一定的稳健性。

表 6 滞后一期回归结果

变量	被解释变量: <i>Tobin's Q</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. Index</i>	0.001 5** (2.45)	0.000 9 (0.61)	0.001 5** (2.27)	0.001 9*** (3.03)
<i>L. Index × L. Fin</i>				-0.000 7** (-2.36)
<i>L. Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	8.582 6*** (16.67)	6.578 6*** (5.75)	9.123 5*** (15.74)	8.490 3*** (16.46)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 103	931	5 172	6 103
<i>F</i> 值	43.41	15.08	35.31	40.89
<i>Adj-R²</i>	0.286 7	0.344 3	0.287 1	0.287 0

2. 变更核心被解释变量企业价值的测度指标。借鉴吴育辉和吴世农的研究^[21], 将被解释变量变更为 *ROA* 再次进行多元回归, 结果如表 7

所示。回归结果与上述结论一致, 说明本研究的研究结论是稳健而准确的。

表 7 更换核心被解释变量

变量	被解释变量: <i>ROA</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Index</i>	0.000 05 [*] (1.86)	0.000 0 (0.17)	0.000 05 [*] (1.72)	0.000 08 ^{***} (2.57)
<i>Index</i> × <i>Fin</i>				-0.000 03 ^{**} (-2.06)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-0.351 5 ^{***} (-14.30)	-0.271 3 ^{***} (-6.29)	-0.359 9 ^{***} (-12.70)	-0.357 8 ^{***} (-14.43)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 316	1 114	6 202	7 316
<i>F</i> 值	42.38	17.38	34.94	40.28
<i>Adj-R</i> ²	0.219 6	0.329 6	0.217 4	0.220 1

3. 更换样本回归期间。虽然中国数字金融的起始点可以从 2004 年支付宝账户体系上线算起, 但业界通常将 2013 年余额宝开张视为中国数字金融发展的元年^[22]。基于此, 笔者将样本

期间更换为 2013—2020 年, 重新进行回归。结果如表 8 所示, 表 8 的数据结果再次证明了本研究结论的准确性。

表 8 更换回归期间

变量	被解释变量: <i>Tobin's Q</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Index</i>	0.001 7 ^{***} (2.94)	0.000 4 (0.32)	0.001 8 ^{***} (2.90)	0.002 3 ^{***} (3.63)
<i>Index</i> × <i>Fin</i>				-0.000 9 ^{**} (-2.05)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	9.831 4 ^{***} (11.07)	7.439 4 ^{***} (6.22)	9.673 1 ^{***} (14.25)	9.668 2 ^{***} (10.83)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5 957	898	5 059	5 957
<i>F</i> 值	43.10	16.94	34.74	40.54
<i>Adj-R</i> ²	0.246 8	0.353 5	0.304 1	0.247 0

五、路径分析

(一) 数字普惠金融对企业创新的影响

相较于其他传统投资活动,企业的创新投资往往具有高成本、高风险、长期性等特征^[23],因此企业在进行创新活动时容易面临较强的融资约束。而数字普惠金融模式通过大数据、云计算等技术精准刻画企业信用图谱,可以实现准确的风险评估,建立可靠的第三方征信体系,降低信息不对称,提高企业外部融资的可得性。此外,数字普惠金融的发展在校正传统金融中的资本错配、拓宽融资渠道和金融服务的广度、提供持续可负担的金融支持等方面都发挥了积极作用,有效地缓解了企业研发过程中的融资约束,能够激励企业进行技术创新,培育和巩固核心竞争力^[24-27]。

基于以上分析,笔者借鉴温忠麟和叶宝娟的方法^[28],建立中介效应模型检验地区数字普惠金融水平是否通过影响企业创新进而提升企业价值。判断是否具有中介效应的依据为:如果 β_1 显著,且 α_1 和 λ_2 也显著,并且系数 λ_1 的绝对值小于系数 β_1 ,说明技术创新发挥了部分中介作用,其中,中介效应占总效应的比例可以表示为 $\alpha_1 \times \lambda_2 / \beta_1$;若 β_1 显著,同时 α_1 和 λ_2 也都显著,但是 λ_1 不显著,则说明技术创新发挥了完全中介效应。

$$Tobin's\ Q_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{i,t} + \beta_2 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Innov_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t} + \alpha_2 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Tobin's\ Q_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Index_{i,t} + \lambda_2 Innov_{i,t} + \lambda_3 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Innov$ 代表企业的创新投资,以研发投入/营业收入来衡量。数值越大,代表企业对于研发创新的投入程度越高。

具体回归结果如表 9 所示。在列(2)中, $Index$ 项系数为 0.005 3($t = 2.49$),说明企业研发创新($Innov$)与地区数字普惠金融水平($Index$)显著正相关。此外,结合列(1)与列(3)的回归数据可以看出,企业价值($Tobin's\ Q$)与技术创新($Innov$)显著正相关,而 $Index$

项系数依旧显著并且有所下降,这说明技术创新在地区数字普惠金融发展对企业价值的影响中起到部分中介作用。可见数字普惠金融的发展能够通过改善广大企业所处的金融生态环境,缓解研发过程中存在的融资约束,激励企业的创新意愿,从而促进企业价值的提升。

表 9 企业创新的中介效应检验

变量	(1) <i>Tobin's Q</i>	(2) <i>Innov</i>	(3) <i>Tobin's Q</i>
<i>Index</i>	0.001 2** (2.31)	0.005 3** (2.49)	0.001 0* (1.92)
<i>Innov</i>			0.041 9*** (9.13)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	8.740 1*** (18.08)	1.221 0 (0.89)	8.688 9*** (18.06)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 534	6 534	6 534
<i>F</i> 值	46.07	80.76	48.01
<i>Adj-R</i> ²	0.298 0	0.273 9	0.315 5
中介效应	α_1, λ_2 显著, 中介效应显著		

(二) 数字普惠金融对主业经营的影响

资源基础理论指出,企业增长潜力和竞争优势的创造及维持关键仍源自企业内外部资源的有效获取、配置和利用。金融资源的供给不足会直接影响企业的资源配置以及经营战略的选择,促使企业将有限的资金投向“短平快”、获利更高的金融投资项目,导致资产管理的“脱实向虚”。企业资源过多地投入金融领域,必然挤占主业成长的空间,限制主业的发展^[29]。数字普惠金融以信息技术为手段,为无法获得或缺乏金融资源的群体提供低成本高质量、适当有效的金融服务,有效地满足了企业在经营运作中的资金需求,抑制企业为追逐短期效益而过度投资金融资产的动机,有助于其聚焦主业、提升主业水平。

与上述模型构建方法一致,在此再次检验地区数字普惠金融水平是否通过影响主业经营进而

提升企业价值:

$$Tobin's Q_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Index_{i,t} + \beta_2 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Coperf_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{i,t} + \alpha_2 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Tobin's Q_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Index_{i,t} + \lambda_2 Coperf_{i,t} + \lambda_3 Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中, *Coperf* 代表主业业绩, 参考倪志良等的研究, 以剥离金融投资后的资产收益率测度^[30], 具体计算公式为: *Coperf* = (营业利润 - 投资收益 - 交易性金融资产 + 公允价值变动 + 对联营企业与合营企业的投资收益) / 总资产。

表10列示了主业经营中介效应检验的回归结果。由列(2)的回归数据可以看出, 企业的主业经营 (*CorePerf*) 与地区数字普惠金融水平 (*Index*) 显著正相关。模型(8)在模型(6)的基础上, 进一步考虑企业主业经营水平在其中所起到的影响。检验结果如列(3)所示, *CorePerf* 项系数为正并且通过了1%的显著性水平检验, *Index* 项系数依旧显著, 而与列(1)中的回归结果相比有所下降, 说明主业经营在地区数字普惠金融水平对企业价值提升的影响中起到部分中介作用, 即存在“数字普惠金融发展—主业经营强化—企业价值提升”的路径。实证结果表明数字普惠金融的发展能够引导企业将更多资金投入有利于企业长远发展的项目中, 在一定程度上保证其在经营过程中聚焦主业经营, 不断提高主业水平, 进而实现企业价值的创造。

表10 主业经营的中介效应检验

变量	(1) <i>Tobin's Q</i>	(2) <i>CorePerf</i>	(3) <i>Tobin's Q</i>
<i>Index</i>	0.001 8** (2.19)	0.000 1*** (2.62)	0.001 5* (1.85)
<i>CorePerf</i>			2.055 1*** (4.64)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	8.172 3*** (11.32)	-0.493 0*** (-6.65)	9.185 5*** (12.34)

续表 10

变量	(1) <i>Tobin's Q</i>	(2) <i>CorePerf</i>	(3) <i>Tobin's Q</i>
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 905	3 905	3 905
<i>F</i> 值	25.75	20.16	25.53
<i>Adj-R</i> ²	0.302 8	0.182 8	0.317 4
中介效应	α_1, λ_2 显著, 中介效应显著		

六、结论与启示

基于2011—2020年我国中小板上市公司的相关数据, 实证研究数字普惠金融的发展对于企业价值的影响。研究结论如下: (1) 数字普惠金融的发展会通过激励企业创新以及强化主业经营进而提升企业价值, 而从数字普惠金融的3个主要维度来看, 其对于企业价值提升的贡献更多地体现在金融服务边界的延伸与拓展以及金融产品的丰富, 而并非金融数字化所带来的便利程度的增加。(2) 相较于国有企业, 民营企业更易陷入融资困境导致发展受限, 因此数字普惠金融的发展对于提高民营中小上市企业企业价值的作用更加显著。(3) 企业对于金融资产的过度投资, 会造成企业经营的脱实向虚, 削弱数字普惠金融对企业价值的提升作用。值得一提的是, 虽然本研究的实证样本为我国的中小板上市企业, 但是不难推断, 对于数以万计融资渠道更为单一的非上市小微企业群体而言, 发展数字普惠金融无疑同样具有重大意义。

本研究证明了地区数字普惠金融的发展对于提升企业价值的积极作用, 并且通过对影响机制的探究明晰了数字普惠金融提升企业价值的具体路径, 为金融市场发展如何助力企业价值增值, 实现高质量发展提供了理论参考与实践指导, 丰富了数字普惠金融在微观企业层面上的有关研究。研究结论具有以下政策启示: (1) 地方政府在数字普惠金融体系建设中要发挥引导作用, 不但要制定相关政策促进信息技术产业与金融产

业的融合,而且应该充分利用市场的力量引导金融业向信息化、数字化转变,为发展数字普惠金融营造良好的环境;鼓励作为数字化基础的硬件建设,提高互联网尤其是 5G 网络的覆盖率以期扩大数字普惠金融的覆盖广度。此外,对于金融模式创新的支持不代表对监管的放弃,相反地,相关部门要加强金融风险监测预警和 risk 排查,防范系统性金融风险,使数字普惠金融成为真正造福普罗大众的包容性金融。(2) 银行等金融机构应该主动探索数字技术与金融相结合的新模式,在传统金融服务中积极应用数字技术,为不同客户群体提供多元化、个性化的金融产品和服务,以期提高数字普惠金融的使用深度。同时,应积极依托数字技术对企业进行信用评估与风险甄别,加强对中小企业尤其是民营中小企业的金融扶持,促进金融资源分配的均衡化、普惠化。(3) 企业自身要把握数字普惠金融模式带来的发展契机,合理利用金融资源,不断提高资源配置水平,加大研发创新投入,聚焦主业经营,避免过度投资金融资产导致企业经营的“脱实向虚”,以期实现长远阶段的高质量发展。

[参考文献]

- [1] 罗伯特·希勒. 金融与好的社会 [M]. 束宇, 译. 北京: 中信出版社, 2012.
- [2] GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial development, growth and the distribution of income [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5): 1076 - 1107.
- [3] CHAVA S, OETTL A, SUBRAMANIAN A, et al. Banking deregulation and innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3): 759 - 774.
- [4] CALDERON C, LIU L. The direction of causality between financial development and economic growth [J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 72 (1): 321 - 334.
- [5] 梁榜, 张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗?: 来自中国城市和中小企业的证据 [J]. *当代经济科学*, 2019, 41 (5): 74 - 86.
- [6] 杜金岷, 韦施威, 刘立夫. 金融科技促进了实体企业未来主业发展吗? [J]. *当代经济管理*, 2021, 43 (11): 80 - 89.
- [7] 李斌, 江伟. 金融发展、融资约束与企业成长 [J]. *南开经济研究*, 2006 (3): 68 - 78.
- [8] 李连发, 辛晓岱. 外部融资依赖、金融发展与经济增长: 来自非上市企业的证据 [J]. *金融研究*, 2009 (2): 73 - 86.
- [9] 罗党论, 甄丽明. 民营控制、政治关系与企业融资约束: 基于中国民营上市公司的经验证据 [J]. *金融研究*, 2008 (12): 164 - 178.
- [10] 张杰. 民营经济的金融困境与融资次序 [J]. *经济研究*, 2000 (4): 3 - 10.
- [11] KRIPPNER G R. The financialization of the American economy [J]. *Socio - Economic Review*, 2005, 3 (2): 173 - 208.
- [12] 戴贻, 彭俞超, 马思超. 从微观视角理解经济“脱实向虚”: 企业金融化相关研究述评 [J]. *外国经济与管理*, 2018, 40 (11): 31 - 43.
- [13] ORHANGAZI O. Financialization and capital accumulation in the non - financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973 - 2003 [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32 (6): 863 - 886.
- [14] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角 [J]. *经济研究*, 2016, 51 (12): 32 - 46.
- [15] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新: 基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. *南开管理评论*, 2017, 20 (1): 155 - 166.
- [16] 刘笃池, 贺玉平, 王曦. 企业金融化对实体企业生产效率的影响研究 [J]. *上海经济研究*, 2016 (8): 74 - 83.
- [17] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 实体企业资金“脱实向虚”: 风险、动因及治理 [J]. *财经科学*, 2018 (11): 83 - 94.
- [18] 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*, 2020, 19 (4): 1401 - 1418.
- [19] 万良勇, 查媛媛, 饶静. 实体企业金融化与企业创新产出: 有调节的中介效应 [J]. *会计研究*, 2020 (11): 98 - 111.
- [20] WOOLDRIDGE J M. *Econometric analysis of cross section and panel data* [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.
- [21] 吴育辉, 吴世农. 高管薪酬: 激励还是自利?: 来自中国上市公司的证据 [J]. *会计研究*, 2010 (11): 40 - 48.
- [22] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来

- 来[J]. 经济学, 2018, 17 (4): 1489-1502.
- [23] 钟腾. 金融发展如何支持企业创新: 研究综述和展望[J]. 金融监管研究, 2019 (4): 62-71.
- [24] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战: 来自中国的经验[J]. 经济学家, 2018 (4): 80-85.
- [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, 36 (5): 52-66.
- [26] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020 (1): 71-83.
- [27] 杨先明, 杨娟. 数字金融对中小企业创新激励: 效应识别、机制和异质性研究[J]. 云南财经大学学报, 2021, 37 (7): 27-40.
- [28] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [29] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017 (12): 113-131.
- [30] 倪志良, 宗亚辉, 张开志, 等. 金融化是否制约了实体企业主营业务的发展?[J]. 经济问题探索, 2019 (3): 51-62.

Can the Development of Digital Financial Inclusion Enhance Corporate Value? ——Evidence from Listed Companies on the Small and Medium Board

GAO Shao-fu¹, HE Zi-jing¹, JIANG Han-yuan²

(1. School of Business Administration, Jimei University, Xiamen 361021, China;

2. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

Abstract: This article takes the small and medium board listed companies from 2011 to 2020 as a research sample to empirically explore the impact of regional digital financial inclusion on the value of local minor enterprises and the transmission mechanism. The research found that the development of digital financial inclusion can stimulate enterprise technological innovation, strengthen the main business operation and enhance the value of the enterprise, and the two dimensions of coverage and depth of use play a major role in enhancing the value of enterprises; compared with state-owned enterprises, the development of digital financial inclusion plays a more significant role in enhancing the value of non-state-owned minor listed enterprises; the degree of corporate financialization has a moderating effect, and excessive financial asset investment will weaken the positive impact of digital financial inclusion on corporate value. In the development of digital financial inclusion, local governments, banks and other financial institutions and small and medium-sized enterprises must perform their respective duties, grasp the development opportunities brought by the digital financial inclusion model, optimize the financial development environment, rationally utilize financial resources, and continuously improve resources allocation level in order to achieve high-quality economic development.

Key words: digital financial inclusion; corporate value; corporate financialization; small and medium-sized listed enterprises

(责任编辑 陈蒙腰)