

数字普惠金融缓解中小企业融资约束的效应*

——基于中国上市公司的实证研究

郑祖昫 黄瑞玲

(中共江苏省委党校, 江苏 南京 210000)

[摘要] 中小企业是推动我国经济发展的主力军,但融资约束问题是阻碍其自身发展的顽疾,也是制约中国经济转型升级的重要瓶颈之一,数字普惠金融作为普惠金融发展的新模式,运用大数据、云计算等数字技术为缓解中小企业融资约束问题提供了新思路。本文以SA指数反映企业融资约束,利用2011-2018年A股上市公司的财务数据和北京大学数字普惠金融指数,构建实证模型分析数字普惠金融对中小企业融资约束的影响。同时,本文从企业异质性和地区经济发展差异性两个角度作出进一步分析,将面板数据分组,添加交互项进行回归分析,实证结果表明:数字普惠金融发展能够显著缓解中小企业的融资约束;相比民营中小企业,数字普惠金融发展更能缓解国有中小企业融资约束,但这种差异性随着数字普惠金融的完善在逐步收敛;在经济发展水平较高的地区,数字普惠金融发展更能缓解中小企业的融资约束。根据分析结果,本文提出以下对策:推动数字普惠金融进一步发展,提升数字化程度,减轻信息不对称程度,消除“所有制歧视”;平衡区域发展,在财政上向经济落后地区倾斜,提高金融基础设施建设;构建数字普惠金融监管框架,平衡数字普惠金融的创新和风险,引导数字普惠金融健康且可持续地为实体经济服务。

[关键词] 数字普惠金融 中小企业 融资约束

[中图分类号] F832.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1671-3575(2021)01-0050-13

收稿日期: 2020-09-07

*基金项目: 国家社科基金重点项目新型城镇化促进区域协调发展机制研究(16AJL008); 江苏省决策咨询研究基地项目《竞争中性条件下江苏民营企业融资难融资贵问题的破解路径研究》(19SSL045)

作者简介: 郑祖昫, 硕士研究生, 主要从事金融理论与政策研究; 黄瑞玲, 世界经济与政治教研部主任, 博士, 教授, 硕士生导师, 主要从事金融理论与政策研究。

一、引言

2020年伊始,新型肺炎疫情全球蔓延严重冲击我国实体经济,尤其是中小企业。企业复工受阻、现金流和供应链中断、国外订单骤降等问题引发关注。中小企业是推动我国经济发展的主力军,《中国中小企业统计年鉴》数据显示,截止2018年末,中小企业户数占全部规模以上工业企业户数的97.6%,主营业务收入和利润总额分别占规上企业的56.7%和51.6%,然而在获得资金支持方面却难以匹配其在社会经济发展中所做出的贡献^[1]。中小企业的融资约束问题是阻碍其自身发展的顽疾,也是制约中国经济转型升级的重要瓶颈之一^[2]。当前,中国经济正处于转方式、优结构和换动力的攻关期,经济增速换挡明显,同时外部经济环境变幻莫测对中国的经济发展都提出了重大考验。因此,研究如何缓解中小企业的融资困境则显得尤为重。

发展普惠金融是增大金融服务实体经济的覆盖面和提升金融服务效率的一个重要途径,习近平总书记在2017年全国金融工作会议上首次提出建设普惠金融体系加强对小微企业的金融服务,同时指明普惠金融数字化发展方向^[3]。数字普惠金融作为普惠金融发展的新模式、新工具,本质上是通过数字化或电子化技术去开展普惠金融服务^[4],运用大数据、云计算等数字技术降低金融机构运营成本、扩大金融服务范围、缓解信息不对称问题,进而降低中小企业融资成本、拓宽融资渠道、提高融资效率,缓解中小企业的融资约束^[5]。

二、文献综述

关于企业融资约束的测度,目前可大致分为两类:一类为模型分析法,fazzari等(1988)首创投资-现金敏感模型,认为融资约束越强的企业表现出越强的投资现金流敏感度^[6],但该模型却表现出较为明显的局限性,即存在托

宾Q值衡量偏误、委托代理引发企业过度投资等问题导致该模型失效^[7-9]。Almeida等(2004)则提出现金-现金模型,认为若企业存在融资约束,其现金持有量的变化与现金流将呈正向相关^[10]。另一类为指数法,Kaplan和Zingales(1997)率先提出定量测度企业融资约束水平的方法,根据企业的财务状况构建KZ指数^[7],此外,国际学术界典型的测度方法还包括WW指数(Whited和Wu,2006)和SA指数(Hadloc和Pierce,2009)^[11-12],但KZ指数和WW指数包含了现金流、杠杆等内生变量,而SA指数仅包含企业规模和企业年限两个外生性很强的变量,避免了内生变量的干扰,除此之外,SA指数易于计算且相对稳健,故本文采用SA指数度量企业的融资约束程度,值得注意的是,这些定量指标仅能反映企业间的相对融资约束水平,并非衡量企业融资约束的绝对指标^[13]。

关于数字普惠金融发展水平的测度。大多集中于传统普惠金融发展水平的测度,普惠金融是一个多维度多指标概念,目前尚未具有统一的量化标准,金融包容联盟(AFI)、全球普惠金融合作伙伴组织(GPFI)、世界银行(WB)等国际组织均给出了评价普惠金融发展水平的指导办法。Sarma、Pais(2011)参照人类发展指数的计算方法,引入产品接触性、使用效用性和地理渗透性三个不同维度去测度不同国家的普惠金融发展指数^[14]。张国俊等在Sarma、Pais指标体系的基础上作出改进,基于金融排斥与普惠金融互为对应的概念,在测算金融排斥指数时引入渗透度、使用度、效用度和承受度四个维度,对我国普惠金融发展水平进行评价^[15],焦瑾璞等(2014)采用“可获得性”、“使用情况”和“服务质量”作为一级指标,构建包含19个二级指标的普惠金融指标体系,测算中国普惠金融发展水平^[16]。随着数字技术的发展,数字普惠金融扩展了传统普惠金融的触达范围,学者开始研究数字普惠金融发展的评价体系,最为典型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,包含2011—2015年和2016—2018年两期,该指标体系涵盖数字金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度3个一级维度,账户覆盖率(覆盖广度),支付、货币基金、信贷、保险、投资、信用业务(使用深度),移动化、实惠化、信用化、便利化(数字化程度)11个二级维度,测度了除港澳台以外其余31个省市区的数字普惠金融发展情况^[17]。

关于数字普惠金融与中小企业融资约束,前期文献几乎都以普惠金融为主考虑对中小企业融资约束的缓解作用,尚未纳入数字化特征^[18],随着数字技术的发展和应用,数字与金融的结合为传统金融模式下难以解决的问题提供了新的思路,数字普惠金融也逐渐引发关注。关于数字普惠金融对中小企业融资约束的作用机制,已有研究主要集中于数字普惠金融的本质和优势,即利用数字普惠金融具有“成本低、速度快、覆盖广”的优势,进而定性分析数字普惠金融改善中小企业融资环境的机制,服务实体经济发展^[19-21]。相关的实证研究则较为匮乏,喻平、豆俊霞(2020)通过构建现金—现金流模型研究表明中国数字普惠金融的发展能够缓解企业的融资约束,且制度环境越完善的地区,数字普惠金融缓解中小企业融资的效果则越明显^[22]。

综上,数字普惠金融对中小企业融资约束的缓解效应尚需实证检验,故本文在相关理论文献的基础上,开展以下三个方面的工作:数字普惠金融发展对中小企业融资约束的缓解效应研究、数字普惠金融发展对不同产权性质中小企业融资约束的缓解效应研究、在不同经济发展水平下数字普惠金融发展对中小企业融资约束的缓解效应研究。本文采用SA指数去衡量企业的融资约束程度,并利用沪深两市所有A股上市公司数据和北京大学数字金融研究中心发布的北京大学数字普惠金融指数(2011—2018)构建回归模型,对上述三个方面问题进行实证分析,并对实证结果进行稳健性检验。

三、理论分析与研究假设

数字普惠金融作为普惠金融和数字技术的融合创新,能够有效地解决传统普惠金融服务实体经济过程中存在的“成本高、服务失衡、效率低”的难题。移动互联网的普及使得金融机构的客户目标从线下向线上转移,降低金融机构的获客成本,大数据、云计算等数字技术的应用能够降低金融机构经营成本和风险甄别成本,进而降低客户的融资成本;数字技术的发展打破了地域上的限制,扩大了金融机构的服务范围,金融机构能够兼顾“长尾理论”中处于正态分布曲线“尾部”的客户群体,促使金融服务均衡化;大数据技术能够大幅提高数据搜集和处理的能力,完善客户信用评估,降低信息不对称,为客户开展定制化金融服务,提升金融服务效率,云计算具有极强的扩展性,能够整合海量资源,提高大数据技术的效率。以数字技术为驱动的普惠金融能够更加凸显“普惠”的内涵,即使得更多中小企业能够以可负担的成本获得多元的金融服务,数字普惠金融通过降低企业融资成本、拓宽企业融资渠道、提高企业融资效率进而缓解中小企业的融资约束。

基于此,本文提出假设H1:数字普惠金融发展能够缓解中小企业的融资约束。

由于我国特殊的制度背景,企业的产权性质在其融资时发挥重要作用,国有企业因具有明显的政府信用背书,在融资时易受到银行等金融机构的青睐,而民营企业则受到银行的“信贷歧视”,存在着较大的融资约束^[23],产权性质差异使得国有企业长期占用大量金融资源,对民营企业形成“挤出效应”,进而导致民营企业陷入融资困境^[24]。因此,与传统金融服务模式相比,数字普惠金融对于不同产权性质中小企业融资约束的作用机制和缓解效果也并非一致:一方面,信息不对称是导致企业融资约束的原因之一,相较于国有企业,民营中小企业的财务信息不透明,可信度低。传统金融机构“偏爱”

与国有中小企业保持紧密联系,更加掌握国有中小企业的信息状况,而与民营中小企业的业务交集则较为缺乏。因此,民营中小企业的信息不对称问题相比于国有中小企业更加严重。数字普惠金融基于大数据、云计算等数字技术,能够迅速收集、整理数据,完善客户画像,提高中小企业信息透明度,有效降低信息不对称程度,因此,数字普惠金融更加有利于缓解民营中小企业的融资约束。另一方面,从融资意愿上看,民营中小企业由于不具备国有企业的融资优势,很难从正规金融机构获得信贷支持,使其从数字普惠金融创新渠道获得融资的意愿很强烈,因此,数字普惠金融能够为民营中小企业提供更多的资金支持,对缓解其融资约束更加有效。此外,在传统的融资过程,国有企业能够利用其产权性质和政府关系作为信用补偿获得金融机构的信贷倾斜,但是在数字普惠金融的创新模式下将会对这种信用替代机制产生影响,由于国有企业机制上不够灵活,管理上缺乏弹性,意识上缺乏创新动力使其难以适应传统融资模式的变化,导致数字普惠金融对于国有中小企业融资约束的缓解效果相对较弱。

基于此,本文提出假设H2:相比于国有中小企业,数字普惠金融发展更有利于缓解民营中小企业的融资约束。

我国存在地区发展不平衡的问题,经济发展水平能够显著影响该地区的普惠金融发展程度,经济发展水平越高的地区,其普惠金融发展程度越好^[25]。在经济发展较差的地区,落后的金融结构会限制普惠金融的发展,金融体系难以将经济资源引流至各个实体部门,金融发展效

率低,无法有效满足中小企业的融资需求^[26]。在经济发展水平较高的地区,数字普惠金融则能够发挥优势,金融机构能够利用借贷双方的规模经济降低金融交易成本,完善的金融市场能够提高信息获取和处理能力,进而降低借贷双方信息不对称程度,提高金融机构对中小企业的信贷支持^[27]。

基于此,本文提出假设H3:在经济发展水平较高的地区,数字普惠金融发展对中小企业的缓解作用更有效。

四、数据选取、模型设计及变量说明

(一) 数据选取

本文所采用的数据来源于深圳国泰安CSMAR数据库和由北京大学数字金融研究中心发布的北京大学数字普惠金融指数,时间窗口为2011年至2018年。为衡量企业的融资约束水平,本文选取沪深两市所有A股上市公司作为初始样本,为保证数据质量进行如下筛选:一是剔除金融类、租赁与商务服务类、ST类公司;二是剔除研究数据缺失的样本;三是仅保留有八年连续观测值的企业,最终得到1842家企业数据,为消除极端值的影响,本文借鉴已有文献中的常见做法,对所有变量进行1%的winsor处理。

(二) 模型设计与变量说明

由于SA指数相对稳健的特性,本文采用SA指数作为衡量企业融资约束的指标,并构建如下模型去研究各省份数字普惠金融发展对企业融资约束的影响:

$$|SA|_{it} = \alpha + \beta_1 * FI_{it} + \sum_{k=1}^n \gamma_k * Control_{it} + ydummy + indummy + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

1. 被解释变量 式(1)中,SA即为模型的被解释变量,表示企业所受融资约束的程

$$SA = -0.737 * \ln(\text{Size}) + 0.043 * \ln(\text{Size}^2) - 0.04 * \text{Age} \quad (2)$$

其中,Size表示企业资产总额(百万元),Age表示企业上市年限。通过该公式计算得到

度,参照Hadlock和Pierce(2009)^[12]、鞠晓生等(2013)^[13]的做法,得到SA的计算公式为:

的SA指数为负数,且其绝对值越大,说明企业所受到的融资约束越严重。

2.解释变量 式(1)中的FI即为解释变量,表示各企业所处省份(直辖市)的数字普惠金融发展水平,本文采用北京大学数字金融研究中心公布的中国数字普惠金融发展指数,该指数从数字金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度出发,构建了包含33个具体指标(第一期包含26个具体指标)在内的指标体系,较为全面、客观地反应我国数字普惠金融的发展状况。

3.控制变量 本文借鉴鞠晓生、卢荻等(2013)^[13]、包钧等(2018)^[28]的做法,纳入以下变量作为控制变量:(1)资产负债率DAR,反映企业偿债能力,通常资产负债率越低表明企业偿债能力越强,越能够从金融机构获得贷款支持从而缓解融资约束。(2)现金流CASH,一

般企业自由现金流越大表明企业可用的现金越多,流动性越强,所受的融资约束也越小。

(3)总资产周转率TAT,反映企业的营运能力,通常周转率越高表示企业资产运营效率越好,企业的创收能力也越强。(4)营业收入增长率GROW,反映企业的发展能力,通常该指标越高表示企业的发展能力越强,能够获得越多的资金供其未来发展。(5)资产报酬率ROA,反映企业的盈利能力,一般该指标越高表示企业的获利能力越强,越容易获得外部资金。(6)前十大股东股权占比CA,表示企业的股权集中度,该指标反映企业的稳定性强弱。ydummy、industry为时间和行业虚拟变量,用来控制时间和行业特征对结果的影响,ε为误差扰动项,i为企业标识,t为年份标识,j为省份标识。

表1 变量说明

名称	符号	定义
企业融资约束程度	SA	计算公式为 $SA = -0.737 \cdot \ln(\text{Size}) + 0.043 \cdot \ln((\text{Size})^2) - 0.04 \cdot \text{Age}$, Size为企业资产总额, Age为企业的上市年限, SA 为SA的绝对值
数字普惠金融发展总指数	FI	北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)
数字普惠金融覆盖广度	F1	北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)
数字普惠金融使用深度	F2	北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)
数字普惠金融数字化程度	F3	北京大学数字普惠金融指数(2011-2018)
资产负债率	DAR	负债总额/资产总额
公司现金流	CASH	现金及现金等价物净增加额—筹资活动产生的现金流量净额
总资产周转率	TAT	营业收入/平均资产总额
营业收入增长率	GROW	(营业收入本年余额-营业收入上年余额)/营业收入上年余额
资产报酬率	ROA	(利润总额+财务费用)/平均资产总额
前十大股东持股比例	CA	前十大股东持股数量与本公司总股本的比例
所有权性质	SOE	国有取值为1,非国有取值为0
年度虚拟变量	year	年度虚拟变量,时间跨度为2011-2018年
行业虚拟变量	industry	行业虚拟变量,按照证监会2012版行业分类,制造业采用二级行业分类标准,其他行业采用一级行业分类标准

表1对本文所涉及的所有变量进行了定义说明,其中数字普惠金融指数及其分指数均按照

各企业办公所在省份(直辖市)进行匹配,表2给出了模型主要变量的描述性统计。

表2 描述性统计

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
SA	14736	3.513	0.297	1.819	4.278
FI	14736	2.079	0.877	0.162	3.777
F1	14736	1.9	0.845	0.02	3.539

(续表)

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
F2	14736	2.118	0.89	0.068	4.004
F3	14736	2.598	1.19	0.076	4.537
DAR	14736	0.43	0.207	0.007	1.685
CASH	14736	-0.00625	0.40233	-9.3133	14.8582
TAT	14736	0.672	0.583	0.006	12.373
GROW	14736	1.403	123.607	-0.982	14883.06
ROA	14736	0.061	0.064	-0.662	0.672
CA	14736	0.574	0.154	.091	1
SOE	14736	0.411	0.492	0	1

五、实证结果与分析

(一) 数字普惠金融缓解中小企业融资约束的效应

本文首先对式(1)进行估计,回归过程中添加年份、行业虚拟变量,同时还考虑从覆盖广度F1、使用深度F2、数字化程度F3三个维度对模型进行估计,作为初步的稳健性检验。表3报告了数字普惠金融对中小企业融资约束影响的结果。结果显示,在控制了时间和行业因素之后FI、F1、F2、F3的系数均在1%的置信水平上显著为负,表明覆盖广度指数、使用深度指数、数字化程度指数及数字普惠金融总指数越高,企业面临的融资约束越低,即数字普惠金融的发展能够显著降低中小企业的融资约束程度,与假设H1一致。

控制变量方面,资产负债率显著为正,表明

企业负债水平越高,越难从外部获得贷款支持,所受融资约束越重;公司现金流系数显著为负,表明企业持有现金越充裕、财务状况越宽松,融资约束程度也就越低;总资产周转率系数为负预期但不显著,表明该指数与融资约束程度并无直接关联;营收增长率和资产报酬率系数显著为正,与上文预期不符,可能的原因在于我国中小上市企业的应收账款逐年增长,挤占了企业过多的流动资产,且应收账款违约或展期的情况也连年递增,加剧了资金链断裂的风险,导致中小企业面临融资难题^[29];前十大股东占比系数显著为负,表明企业的股权集中度越高,企业面临的融资约束越低。

数字普惠金融总指数与分项指标回归结果的各系数符号和显著性均保持一致,一定程度上证明了数字普惠金融发展缓解中小企业融资约束具有稳健关系。

表3 数字普惠金融对中小企业融资约束的影响

变量	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字化程度
FI	-0.0332*** (0.00548)			
F1		-0.0279*** (0.00600)		
F2			-0.0147*** (0.00302)	
F3				-0.00695*** (0.00230)
DAR	0.0702*** (0.00416)	0.0707*** (0.00416)	0.0707*** (0.00417)	0.0704*** (0.00416)
CASH	-0.0196*** (0.00348)	-0.0194*** (0.00348)	-0.0203*** (0.00348)	-0.0202*** (0.00349)
TAT	-0.00182	-0.00194	-0.00219	-0.00275

(续表)

变量	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字化程度
	(0.00233)	(0.00233)	(0.00233)	(0.00232)
GROW	0.00964***	0.00955***	0.00950***	0.00952***
	(0.00123)	(0.00123)	(0.00123)	(0.00123)
ROA	0.0651***	0.0683***	0.0653***	0.0678***
	(0.0113)	(0.0113)	(0.0113)	(0.0113)
CA	-0.110***	-0.109***	-0.110***	-0.109***
	(0.00524)	(0.00525)	(0.00525)	(0.00523)
_cons	3.372***	3.367***	3.364***	3.359***
	(0.0187)	(0.0177)	(0.0186)	(0.0177)
年度	Control	Control	Control	Control
行业	Control	Control	Control	Control
N	12936	12912	12902	13023

(二) 数字普惠金融对不同产权性质中小企业融资约束的缓解效应

根据产权性质的不同, 本文将企业划分为国有企业和民营企业, 并引入所有权性质变量SOE (当企业当年为国有控股时SOE为1, 否则为0), 然后在回归方程中加入SOE与上市公司办公所在省份 (直辖市) 的数字普惠金融所构成的交互项SOE×FI, 进行产权异质性分析。根据表4的回归结果, FI与F1、

F2的指数均显著为负, 表明数字普惠金融能够显著缓解中小企业的融资约束, 但是交互项SOE×FI、SOE×F1、SOE×F2、SOE×F3却也显著为负, 表明相比于民营中小企业, 数字普惠金融的发展对于国有中小企业的效果更强, 这与假设H2不一致, 为此, 本文进一步展开研究, 将数据分为2011—2015年和2015—2018年两段, 从时间维度去考察数字普惠金融作用机制的变化。

表4 数字普惠金融对不同所有权性质中小企业融资约束的影响

变量	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字化程度
FI	-0.0298***			
	(0.00536)			
SOE×FI	-0.0166***			
	(0.000763)			
F1		-0.0249***		
		(0.00587)		
SOE×F1		-0.0178***		
		(0.000818)		
F2			-0.00903***	
			(0.00297)	
SOE×F2			-0.0153***	
			(0.000772)	
F3				-0.00335
				(0.00226)
SOE×F3				-0.0110***
				(0.000542)
DAR	0.0596***	0.0601***	0.0617***	0.0612***
	(0.00408)	(0.00408)	(0.00410)	(0.00409)
CASH	-0.0151***	-0.0148***	-0.0165***	-0.0160***

(续表)

变量	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字化程度
	(0.00340)	(0.00339)	(0.00341)	(0.00342)
TAT	-0.00299	-0.00330	-0.00293	-0.00369
	(0.00227)	(0.00228)	(0.00228)	(0.00227)
GROW	0.00894***	0.00898***	0.00907***	0.00848***
	(0.00120)	(0.00120)	(0.00120)	(0.00120)
ROA	0.0609***	0.0633***	0.0629***	0.0631***
	(0.0110)	(0.0110)	(0.0110)	(0.0110)
CA	-0.0896***	-0.0876***	-0.0935***	-0.0897***
	(0.00520)	(0.00520)	(0.00521)	(0.00521)
_cons	3.367***	3.361***	3.358***	3.350***
	(0.0185)	(0.0175)	(0.0184)	(0.0175)
年度	Control	Control	Control	Control
行业	Control	Control	Control	Control
N	12936	12912	12902	13023

根据表5的结果可看出, FI的系数显著为负表明数字普惠金融能够显著缓解中小企业的融资约束, SOE×FI的系数也显著为负, 但值得注意的是, 两个时间段里SOE×FI的大小发生了很大变化, 由前半段的-0.0172升至-0.00617, 可见国有企业的产权性质能够影响数字普惠金融的作用效果, 但这种内在的影响力随着数字普惠金融的发展在逐渐削弱, 说明数字普惠金融在不断完善的过程中能够逐渐抹平企业产权性质的差异, 消除“所有制歧视”的烙印, 使得民营企业在获得金融机构信贷支持时能够拥有与国有企业同等待遇。同时, 从数字化程度F3的回归结果可

以看出, 前半段数字化程度发展能够显著缓解国有中小企业的融资约束, 对于民营中小企业融资约束缓解效果却并不显著, 但是到了后半段, 数字化程度则能够显著缓解中小企业的融资约束, 且SOE×F3的系数显著为负说明相比于国有中小企业, 数字化程度的提高更有利于缓解民营中小企业的融资约束。因此, 对于国有中小企业而言, 若仍保留固有体制机制, 未能及时调整传统融资模式和意识, 随着数字普惠金融的日趋完善, 尤其数字化程度的进一步加深, 很有可能出现SOE×FI系数为正的情况, 即国有产权性质可能阻碍其从数字普惠金融创新发展中受益。

表5 分时间段分析

	(1) 11-15年		(2) 15-18年	
	总指数	数字化程度	总指数	数字化程度
FI	-0.0184***		-0.0179***	
	(0.00648)		(0.00579)	
SOE×FI	-0.0172***		-0.00617***	
	(0.00101)		(0.00121)	
F3		0.000369		-0.00764***
		(0.00343)		(0.00219)
SOE×F3		-0.0105***		0.00392***
		(0.000565)		(0.000983)
DAR	0.0676***	0.0662***	0.0110**	0.0123**
	(0.00501)	(0.00501)	(0.00508)	(0.00510)

(续表)

	(1) 11-15年		(2) 15-18年	
	总指数	数字化程度	总指数	数字化程度
CASH	-0.0171*** (0.00357)	-0.0167*** (0.00357)	-0.00376* (0.00193)	-0.00370* (0.00195)
TAT	-0.0111*** (0.00279)	-0.0114*** (0.00278)	0.0124*** (0.00269)	0.0125*** (0.00271)
GROW	0.0119*** (0.00114)	0.0118*** (0.00114)	0.00376*** (0.000865)	0.00375*** (0.000873)
ROA	0.0540*** (0.0118)	0.0521*** (0.0118)	-0.00315 (0.00894)	-0.00588 (0.00902)
CA	-0.0727*** (0.00603)	-0.0703*** (0.00603)	-0.0683*** (0.00811)	-0.0715*** (0.00815)
_cons	3.364*** (0.0269)	3.356*** (0.0268)	3.621*** (0.0225)	3.595*** (0.0196)
年度	Control	Control	Control	Control
行业	Control	Control	Control	Control
N	9210	9210	7368	7368

(三) 不同经济发展水平下数字普惠金融缓解中小企业融资约束的效应

根据样本企业所在省份(直辖市)人均GDP水平的高低, 本文将样本数据分为人均GDP高、中、低三组进行分组回归。从表6的结果可知, 人均GDP高组和中组的FI系数分别在1%和5%置信水平上显著为负, 且高组的系数小

于中组, 说明在经济发展水平较高的地区, 数字普惠金融能够缓解中小企业的融资约束, 而且经济发展水平越高缓解效果则越强烈。低组FI的系数为负, 但是却并不显著, 说明在经济发展水平较低时, 数字普惠金融发展并不能与缓解中小企业融资约束形成稳健的联系, 这与文本假设H3保持一致。

表6 不同经济发展水平下数字普惠金融对中小企业融资约束的影响

	(1) 人均GDP高组	(2) 人均GDP中组	(3) 人均GDP低组
FI	-0.0556*** (0.0170)	-0.0326** (0.0166)	-0.00315 (0.0148)
DAR	0.0337*** (0.00785)	0.0988*** (0.00723)	0.0669*** (0.00706)
CASH	-0.0154*** (0.00344)	0.00142 (0.00538)	-0.0327*** (0.00583)
TAT	0.000559 (0.00454)	0.00333 (0.00367)	-0.00265 (0.00384)
GROW	0.0146*** (0.00204)	0.0123*** (0.00179)	0.00768*** (0.00162)
ROA	-0.00342 (0.0193)	0.0217 (0.0165)	0.0810*** (0.0175)
CA	-0.208*** (0.0101)	-0.136*** (0.00920)	-0.0552*** (0.00849)
_cons	3.569*** (0.0427)	3.329*** (0.0314)	3.377*** (0.0309)
年份	Control	Control	Control
行业	Control	Control	Control
N	5943	4924	3869

六、稳健性检验

尽管上文已有初步的稳健性检验,但为进一步提高结论的可靠性,本文仍进行以下稳健性检验:一是分析方法变换检验:考虑个体效应和时间效应,采用双向固定效应模型对上文重新回归检验;二是变量替换检验:考虑到可能存在的变量测量误差,对公司的一些财务指标进行替换,将资产负债率DAR换成速动比率LR,公司现金流CASH换成自由现金流CASHF,前十大股东持股比例CA换成第一大股东持股比例CA1,资产报酬率ROA换成总资产净利润率ROA1。

表7为双向固定效应模型的回归结果,列(1)

至(4)为数字普惠金融总指数及其三个分项指数对中小企业融资约束的作用效果,FI、F1、F2、F3的系数均在1%的置信水平上显著为负,可知数字普惠金融的发展能够有效缓解中小企业的融资约束,再次证实了本文的主要结论。列(5)至(7)为对样本所在省份(直辖市)的人均GDP高低进行分组回归的结果,由FI的系数可看出在高组中数字普惠金融对中小企业融资约束的缓解效果最强,中组次之,而在低组FI的系数并不显著,说明在经济较落后的地区,数字普惠金融并不能对中小企业融资约束起到很好的缓解作用,因此,该回归结果证明了在经济水平越高的地区,数字普惠金融对中小企业的缓解效应越强烈。

表7 稳健性检验1:双向固定效应

	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字程度	(5)高组	(6)中组	(7)低组
FI	-0.0319*** (0.00563)				-0.0647*** (0.0176)	-0.0317* (0.0171)	-0.00156 (0.0150)
F1		-0.0260*** (0.00629)					
F2			-0.0139*** (0.00307)				
F3				-0.00710*** (0.00231)			
DAR	0.0641*** (0.00419)	0.0647*** (0.00419)	0.0646*** (0.00420)	0.0643*** (0.00419)	0.0295*** (0.00795)	0.0917*** (0.00731)	0.0620*** (0.00715)
CASH	-0.0205*** (0.00349)	-0.0202*** (0.00348)	-0.0212*** (0.00349)	-0.0211*** (0.00350)	-0.0154*** (0.00346)	0.000755 (0.00541)	-0.0334*** (0.00587)
TAT	-0.00262 (0.00235)	-0.00276 (0.00236)	-0.00301 (0.00235)	-0.00361 (0.00235)	-0.00173 (0.00465)	0.00317 (0.00374)	-0.00310 (0.00390)
GROW	0.00999*** (0.00123)	0.00991*** (0.00123)	0.00985*** (0.00123)	0.00989*** (0.00123)	0.0144*** (0.00205)	0.0123*** (0.00180)	0.00805*** (0.00163)
ROA	0.0621*** (0.0113)	0.0652*** (0.0113)	0.0624*** (0.0113)	0.0649*** (0.0113)	-0.00287 (0.0194)	0.0150 (0.0166)	0.0802*** (0.0177)
CA	-0.105*** (0.00528)	-0.103*** (0.00529)	-0.104*** (0.00529)	-0.104*** (0.00527)	-0.196*** (0.0102)	-0.130*** (0.00931)	-0.0502*** (0.00861)
_cons	3.356*** (0.0189)	3.351*** (0.0177)	3.348*** (0.0188)	3.343*** (0.0176)	3.544*** (0.0427)	3.315*** (0.0325)	3.385*** (0.0317)
个体效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
时间效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
N	12936	12912	12902	13023	5943	4924	3869
R2	0.891	0.891	0.891	0.891	0.814	0.875	0.896

变量替换后的描述性统计见表8,对替换后的变量采用双向固定效应模型进行回归,回归结果如表9所示。从表9中列(1)到列(4)的结果可知,数字普惠金融发展能够有效地缓解中小企业融资约束,列(5)到列(7)的结果可得在经济发展越高的地区,数字普惠金融对中小企业融资约束的缓解效果越强。至此,两种

检验结果均与上文保持一致,证明了上文实证结果的可靠性,此外,运用这两种检验方法对企业产权异质性下数字普惠金融的缓解作用进行检验,同样能够得出数字普惠金融的发展能够逐渐消除金融机构对于国有中小企业的“偏爱”,使得民营中小企业融资趋于与国有中小企业一一致待遇。

表8 描述性统计

名称	符号	定义
企业融资约束程度	SA	计算公式为 $SA = -0.737 * \ln(\text{Size}) + 0.043 * \ln((\text{Size})^2) - 0.04 * \text{Age}$, Size为企业资产总额, Age为企业的上市年限, SA 为SA的绝对值
数字普惠金融发展总指数	FI	北京大学数字普惠金融指数(2011-2015)(2016-2018)
数字普惠金融覆盖广度	F1	北京大学数字普惠金融指数(2011-2015)(2016-2019)
数字普惠金融使用深度	F2	北京大学数字普惠金融指数(2011-2015)(2016-2020)
数字普惠金融数字化程度	F3	北京大学数字普惠金融指数(2011-2015)(2016-2021)
速动比率	LR	(流动资产-存货)/流动负债
总资产周转率	TAT	营业收入/平均资产总额
资产报酬率	ROA1	净利润/总资产平均余额
营业收入增长率	GROW	(营业收入本年余额-营业收入上年余额)/营业收入上年余额
公司现金流	CASHF	息前税后利润+折旧与摊销-营运资本增加-资本支出
前十大股东持股比例	CA1	第一大股东持股数量与本公司总股本的比例
年度虚拟变量	year	年度虚拟变量,时间跨度为2011-2018年
行业虚拟变量	industry	行业虚拟变量,按照证监会2012版行业分类,制造业采用二级行业分类标准,其他行业采用一级行业分类标准

表9 稳健性检验2: 变量替换

	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字程度	(5)高组	(6)中组	(7)低组
FI	-0.0360*** (0.00594)				-0.0903*** (0.0178)	-0.0423** (0.0174)	0.00967 (0.0149)
F1		-0.0189*** (0.00661)					
F2			-0.0189*** (0.00327)				
F3				-0.0106*** (0.00255)			
LR	-0.00540*** (0.000234)	-0.00541*** (0.000234)	-0.00541*** (0.000234)	-0.00537*** (0.000234)	-0.00608*** (0.000410)	-0.00438*** (0.000350)	-0.00450*** (0.000417)
CASHF	-0.0248*** (0.00264)	-0.0248*** (0.00264)	-0.0248*** (0.00264)	-0.0248*** (0.00264)	-0.0119*** (0.00322)	-0.0115** (0.00525)	-0.0473*** (0.00519)
TAT	0.00360 (0.00240)	0.00353 (0.00241)	0.00370 (0.00241)	0.00317 (0.00241)	0.000290 (0.00471)	0.00986*** (0.00377)	-0.0000453 (0.00382)
GROW	0.00938*** (0.00110)	0.00934*** (0.00110)	0.00926*** (0.00110)	0.00918*** (0.00110)	0.00804*** (0.00206)	0.0103*** (0.00181)	0.00715*** (0.00161)
ROA1	-0.0346***	-0.0335***	-0.0341***	-0.0357***	-0.0634***	-0.0514***	0.0362*

(续表)

	(1)总指数	(2)覆盖广度	(3)使用深度	(4)数字程度	(5)高组	(6)中组	(7)低组
	(0.0116)	(0.0117)	(0.0116)	(0.0117)	(0.0211)	(0.0180)	(0.0190)
CA1	-0.0556***	-0.0545***	-0.0556***	-0.0547***	-0.0573***	-0.108***	0.00136
	(0.00739)	(0.00740)	(0.00739)	(0.00740)	(0.0135)	(0.0123)	(0.0115)
_cons	3.393***	3.384***	3.385***	3.379***	3.492***	3.363***	3.403***
	(0.0187)	(0.0188)	(0.0186)	(0.0185)	(0.0431)	(0.0329)	(0.0311)
个体效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
时间效应	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
N	14736	14736	14736	14736	5943	4924	3869
R2	0.844	0.844	0.844	0.844	0.808	0.870	0.897

七、结论与政策建议

本文采用沪深两市所有A股上市公司数据和北京大学数字金融研究中心发布的北京大学数字普惠金融指数(2011-2015、2016-2018)构建回归模型,考察数字普惠金融对中小企业融资约束的影响,实证结果表明:第一、数字普惠金融的发展能够显著缓解中小企业融资约束。第二、相比民营中小企业,数字普惠金融发展更能缓解国有中小企业融资约束,但随着数字普惠金融不断完善,这种产权差异导致的缓解效果偏差不断缩小,在数字化程度上,数字普惠金融反而有利于缓解民营中小企业融资约束。第三、在经济发展水平较高的地区,数字普惠金融发展更能缓解中小企业的融资约束。值得注意的是,尽管本文采用的是A股上市公司数据,与研究对象“所有中小企业”存在样本选择偏差,但是本文的结论可以扩展理解。因为与上市企业相比,非上市中小企业的信息不对称问题更加严重、融资渠道更加受限,导致非上市中小企业所受的融资约束也更加严重,因此,数字普惠金融发展能够缓解上市企业的融资约束程度,那么非上市中小企业而言,数字普惠金融对其融资约束的所用将会更加重要^[30]。

基于上述研究结论,提出以下政策建议:建议一是:推动数字普惠金融进一步发展,从三个维度出发,拓宽覆盖广度、加大使用深度,更为重要的是提升数字化程度,通过加快推进物联网、大数据和云计算等数字技术在金融机构的运用,降低

金融服务的成本和使用门槛,减轻信息不对称程度,消除“所有制歧视”,更加精准有效的满足企业需求。建议二是:平衡区域发展,在财政上向经济落后地区倾斜,政府在注重当地经济发展的同时,应当提高金融基础设施建设,为发挥数字普惠金融对中小企业融资约束的缓解作用奠定良好的金融环境。建议三是:构建数字普惠金融监管框架,平衡数字普惠金融的创新和风险,严格监控数字技术在金融领域运用时可能发生的信息泄露、数字欺诈等风险,营造良好的金融环境,引导数字普惠金融健康且可持续地为实体经济服务。

参考文献:

- [1]张伟斌,刘可.供应链金融发展能降低中小企业融资约束吗?——基于中小上市公司的实证分析[J].经济科学,2012(3):108-118.
- [2]邓可斌,曾海舰.中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J].经济研究,2014(2):47-60.
- [3]吴善东.数字普惠金融的风险问题、监管挑战及发展建议[J].技术经济与管理研究,2019(1):66-69.
- [4]邱兆祥,向晓建.数字普惠金融发展中所面临的问题及对策研究[J].金融理论与实践,2018(1):5-9.
- [5]梁榜,张建华.中国普惠金融创新能否缓解中小企业的融资约束[J].中国科技论坛,2018(11):94-105.
- [6]Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C, et al. Financing constraints and corporate investment[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1):141-206.
- [7]Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints[J]. Quarterly journal of economics,

- 1997, 112(1):169-215.
- [8]Clear Y S. The relationship between firm investment and financial status [J]. *Journal of finance*, 1999, 54(2): 673-692.
- [9]连玉君, 程建. 投资—现金流敏感性: 融资约束还是代理成本[J]. *财经研究*, 2007(2): 37-46.
- [10]ALMEIDA H, CAMPELLO M, WEISBACH M S. The cash flow sensitivity of cash[J]. *Journal of finance*, 2004, 59(4): 1777-1804.
- [11]WhitedTM, G. Wu. Financial Constraints Risk [J]. *Review of Financial Studies*, 2006(2): 531-559.
- [12]Hadlock C, Pierce J. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. *Review of Financial Studies*, 2010(5):1909-1940.
- [13]鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1): 4-16.
- [14]Sarma M, Pais J. Financial Inclusion and Development [J]. *Journal of International Development*, 2011(5): 613-628.
- [15]张国俊, 周春山, 许学强. 中国金融排斥的省际差异及影响因素[J]. *地理研究*, 2014(12): 2299-2311.
- [16]焦瑾璞, 黄亭亭, 汪天都等. 中国普惠金融发展进程及实证研究[J]. *上海金融*, 2015(4): 12-22.
- [17]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[A]. 北京: 北京大学数字金融研究中心, 2019.
- [18]吴金旺. 数字普惠金融文献综述[J]. *财会月刊*, 2018(19): 123-129.
- [19]黄益平. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. *经济学季刊*, 2018(4): 1489-1502.
- [20]胡滨. 数字普惠金融的价值[J]. *中国金融*, 2016(22): 58-59.
- [21]黄国平. 发展数字普惠金融破局中小微融资难题[N]. *中国证券报*, 2020-01-22: 58-59.
- [22]喻平, 豆俊霞. 数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗[J]. *财会月刊*, 2020(3): 140-146.
- [23]林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. *经济研究*, 2001(1): 10-18.
- [24]高兰根, 王晓中. 中国金融制度演进的逻辑与困境——兼论民营经济融资困境的制度根源[J]. *金融研究*, 2006(6): 170-178.
- [25]方蕾, 粟芳. 我国农村普惠金融的空间相关特征和影响因素分析——基于上海财经大学2015“千村调查”[J]. *财经论丛*, 2017(1): 39-48.
- [26]星球. 普惠金融: 一个基本理论框架[J]. *国际金融研究*, 2016(9): 21-37.
- [27]邹伟, 凌江怀. 普惠金融与中小微企业融资约束——来自中国中小微企业的经验证据[J]. *财经论丛*, 2018(6): 34-45.
- [28]包钧, 谢霏, 许霞红. 中国普惠金融发展与企业融资约束[J]. *上海金融*, 2018(7): 34-39.
- [29]张子凌. 应收账款质量、融资约束与融资效率研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2019.
- [30]姚耀军, 董钢锋. 中小企业融资约束缓解: 金融发展水平重要抑或金融结构重要? ——来自中小企业板上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, 2015(4): 148-161.

【责任编辑 许鲁光】

The Effect of Digital Inclusive Finance on Easing the Financing Constraints of Small and Medium-Sized Enterprises—Empirical Research Based on Chinese Listed Companies

ZHENG Zuyun & HUANG Ruiling

Abstract: This paper uses the SA index to reflect corporate financing constraints. Using 2011-2018 listed company financial data and Peking University digital inclusive financial index, an empirical model is constructed to analyze the impact of digital inclusive financial development on SME(Small and Medium-Sized Enterprises) financing constraints. The research results show that: the development of digital inclusive finance can significantly ease the financing constraints of SMEs; the development of digital inclusive finance can ease the financing constraints of state-owned SMEs more than private SMEs, but with The continuous improvement of digital inclusive finance, this difference is gradually converging; In regions with high levels of economic development, the development of digital inclusive finance is more effective in easing the financing constraints of SMEs.

Keywords: digital inclusive; finance SMEs; financing constraints