数字金融与中小企业融资可得性

——来自银行贷款的微观证据\*

赵绍阳 李梦雪 佘楷文

摘要：数字金融作为金融业发展的新业态，有助于缓解银企之间的信息不对称，从而提高中小企业的贷款可得性。本文在构建包含新型金融科技与传统金融的信贷市场理论模型的基础上，利用银行贷款追踪数据，从银企信息不对称视角实证检验数字金融对中小企业融资可得性的影响，并分析了数字金融发展后新型金融机构与传统金融机构之间的竞合关系。本文发现，数字金融发展显著增加中小企业贷款金额，降低中小企业贷款利率。机制分析表明，数字金融发展显著增加了中小企业信用担保的比例，且贷款违约率下降。数字金融发挥作用的途径主要依赖于金融科技公司与银行之间的合作而非竞争。进一步分析显示，线上经营的企业更容易在数字金融的帮助下获得银行贷款，但其贷款额度的增加挤出了一部分线下经营企业的贷款。本文研究表明，数字金融通过促进金融科技公司与银行合作，缓解银企之间的逆向选择与道德风险，从而提高中小企业融资可得性。但是，几乎没有数字禀赋的中小企业面临被边缘化的风险。因此，银行业在利用数字金融的同时，也要积极推动中小企业数字化转型。

关键词：数字金融 中小企业 银企信息不对称 竞合关系

**Digital Finance and the SMEs Loans Eligibility: Evidence from Bank Lending**

ZHAO Shaoyang1，LI Mengxue1，SHE Kaiwen2

1. Sichuan University，Chengdu，China；
2. Southwest University of Finance and Economics，Chengdu，China)

**Abstract:** Digital finance, as a new reality for financial industry development, helps to mitigate the information asymmetry between banks and firms, thus improving the SMEs loans eligibility. Based on a theoretical credit market model and bank loan tracking data, this paper empirically examines the impact of digital finance on the SMEs loans eligibility from the perspective of bank-firms information asymmetry. We also analyze the cooperation-competition relationship between digital finance and traditional financial institutions. This paper finds that the development of digital finance significantly increases the volume of loans and reduces the interest rate for SMEs. Mechanism analysis shows that digital finance development significantly increases the number of credit loan and decreases default rates for SMEs. The way in which digital finance works relies on cooperation rather than competition between digital finance and banks. Further analysis shows that firms operating online are more likely to obtain bank loans with the help of digital finance, however, their increased loan volume squeezes out a portion of the loan volume from firms operating offline. This paper shows that digital finance improves the SMEs loans eligibility by working with banks to mitigate adverse selection and moral hazard between banks and firms. However, SMEs with little digital endowment face the risk of being marginalized. Therefore, the banking industry should actively promote the digital transformation of SMEs while leveraging digital finance.

**Keywords:** Digital Finance；SMEs； Information Asymmetry；Cooperation-Competition Relationships

一、引言

党的十九大以来，习近平总书记多次强调“要做大做强数字经济，贯彻新发展理念，推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合，建设现代化经济体系”。在当前我国经济转向高质量发展的背景下，发展数字经济，不仅能推动金融业高质量发展，还能促进数字金融与实体经济的深度融合，为中小企业提供了更加便捷的融资渠道，提高其贷款可得性。其中，以数字普惠金融[[1]](#footnote-0)为代表的数字经济是我国金融供给侧结构性改革的重要着力点，自2016年被提出以来受到了国家和地方的高度重视[[2]](#footnote-1)，并在近年来呈现出蓬勃发展的态势。截止到2020年，各地级市的数字普惠金融发展指数的均值跃升至337.77，是2011年的8.44倍[[3]](#footnote-2)。相对于传统金融而言，数字金融更注重金融服务的普及度与实惠性，它让排斥在传统金融体系之外的经济主体都能以合理的成本享受到金融服务（邱晗等，2018）。那么，在我国数字金融迅速发展的背景下，中小企业贷款可得性能否得到实质提高？数字金融能否缓解银企间信息不对称？数字金融发挥作用是通过金融科技公司与传统银行的竞争还是合作？数字金融发展过程中还存在哪些缺陷与不足？目前，鲜有研究基于银行贷款层面的微观数据对此展开直接的量化评估。

理论上，已有研究表明数字普惠金融的发展可以通过银行或金融科技公司这两大主体影响中小企业融资可得性。从银行的角度看，随着数字普惠金融的发展，越来越多的金融服务数字化、普惠化，网上交易、线上支付备受推崇，这也使得企业线下的生产、销售、支付等活动可在线上进行，留下许多与企业真实经营活动相关的“数字足迹”（张一林等，2021；邱晗等，2018）。银行通过捕捉这些数字信息，利用大数据信用评估等手段实现对借款企业的精确画像，在中小企业硬信息不足的情况下，软信息的收集整理可在一定程度上有效降低逆向选择，减少信息搜寻与风险控制等成本（Goldstein et al.，2019），增加中小企业贷款可得性。另一方面，网上交易、线上支付的推崇使得中小企业获得贷款后进行生产、销售的数字足迹变得可以追溯，有利于银行进行贷后的风险监管从而降低道德风险，缓解中小企业融资难题。

但在实证研究中，由于中小企业信息非公开且银行征信数据难以获得，许多学者选择上市公司中的中小板、创业板等作为研究对象，利用其财务数据采用现金—现金流敏感度模型进行实证分析，而这些企业并非是真正意义上的中小企业，且财务数据不能从本质上衡量企业的贷款特征，因此实证分析的结果难以从根本上回答该问题。另外，囿于数据的可得性，数字普惠金融与中小企业融资约束之间的影响机制多以理论分析为主，缺乏相关数据进行机制检验，难以证实数字普惠金融缓解中小企业融资约束的作用机制。

更为重要的是，现有文献忽视了数字普惠金融发展后，金融科技公司的壮大与信贷市场传统债权人（银行）之间可能形成的竞合关系。从金融科技公司的角度看，数字普惠金融的快速发展催生了一大批金融科技公司，如蚂蚁金服[[4]](#footnote-3)、京东科技[[5]](#footnote-4)等，其利用平台独特的数字化交易信息与消费者评分信息[[6]](#footnote-5)实现对企业更为准确的风险定价，并根据特定群体的风险特征制定信用条款，对交易平台进行实时销售监控，使得金融科技公司比传统银行具有潜在的巨大信息优势（Huang et al.,2019）。Harald Hau et al.（2019;2021）利用蚂蚁金服与淘宝商户的数据相结合，说明了金融科技公司提供的信贷有助于建立一个更具包容性的金融体系，为排斥在传统金融信贷之外的借款人创造了信贷渠道。但对于金融科技公司的进入与传统银行之间形成的竞合关系没有展开进一步的讨论。

因此，本文利用银行逐笔信贷数据实证检验了数字普惠金融对中小企业融资可得性的影响，并从信息不对称的角度分析了数字普惠金融对中小企业融资约束的作用机制。本文首先构建了一个简单的信贷市场理论模型，分析数字普惠金融的发展对信贷市场产生的影响。本文的模型说明数字普惠金融的发展改变了传统信贷市场的均衡，拓宽了信贷市场边界，且拓宽部分往往是无法在传统信贷市场获得信贷的中小企业。其次，本文在北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服合作构建的北京大学数字普惠金融指数和2016年共47477笔中小企业贷款数据的基础上，通过固定效应模型发现，数字普惠金融发展显著增加中小企业贷款金额，降低中小企业贷款利率。

进一步的，本文从银企信息不对称的角度研究数字普惠金融如何提高中小企业的融资可得性。本文发现数字普惠金融增加了中小企业信用担保数量，且贷款违约率下降。以上结果说明，数字金融的发展缓解了银企之间的逆向选择与道德风险，从而提高中小企业银行信贷可得性。为了回答数字金融发挥作用的途径，本文根据信贷市场理论模型，从服务群体是否重叠与服务成本差异程度两个层面，构建金融科技公司与传统银行竞合关系验证逻辑图，并利用银行贷款逐笔数据说明金融科技公司与国有银行、农村银行的服务群体存在重叠，但国有银行与金融科技公司服务成本差异程度高，倾向于产生合作效应，农村银行与金融科技公司服务成本差异程度低，倾向于产生竞争效应。实证结果表明，数字普惠金融发挥作用的途径主要依赖金融科技公司与银行之间的合作而非竞争。此外，本文还关注到数字金融发展过程中存在的不足，对银行金融科技和企业数字化转型展开了研究。将贷款企业按照是否容易产生“数字足迹”分组，本文发现那些更容易产生“数字足迹”的线上经营企业更容易在数字金融的帮助下获得银行贷款。但是，其贷款额度的增加挤出了一部分线下经营企业的贷款。因此，在银行追求数字化转型的过程中，也要积极推动中小企业的数字化转型，增加中小企业的数字足迹，防止不易转化为线上生产销售的传统中小企业被边缘化。

本文的边际贡献主要体现在以下四个方面：首先，相较于已有研究，本文使用的中小企业信贷数据克服了弱代表性与过于宏观的缺陷，并提供了更好的信贷衡量指标，为数字金融与中小企业融资的关系提供了更加可靠的证据。其次，考虑到数字金融缓解中小企业融资约束的根本优势在于降低银企间信息不对称引发的信贷配给（黄益平和邱晗，2021），本文从信息不对称的角度进行了机制检验，并将信息不对称分为逆向选择与道德风险两部分，补充了该领域作用机制的实证分析。再次，由于金融科技公司也为中小企业提供相应的信贷业务，同时对金融机构开放技术合作，因此，本文在Hau et al.（2019；2021）等研究的基础上，进一步探究了信贷市场中金融科技公司的进入与传统银行业之间形成的竞争及互补效应。最后，从线下经营企业信贷挤出的角度出发，探讨是否更容易转化为线上生产销售的中小企业数字化足迹越多，从而更容易获得银行贷款，而对于线下生产销售的传统中小企业在银行数字化转型的大趋势下是否面临被边缘化的风险。

二、文献综述

近年来，数字普惠金融的快速发展克服了传统金融下金融抑制、信贷歧视、资源错配等问题，大幅提升了金融服务的渗透度和普及性（钟凯等，2022）。随着数字金融的不断深化，各类银行开始积极应用新型技术以此把握数字技术带来的机遇，通过互联网、大数据等技术与金融服务相结合，数字金融的发展能够帮助银行以更低的成本获取更多的中小企业经营信息，大幅降低银企信息不对称水平，提高预测借款人违约风险的能力，为增加中小企业银行信贷可得性，缓解中小企业融资难题带来重大突破（谢绚丽等，2018；谢平和邹传伟，2012；盛天翔和范从来，2020）。数字金融能够取得初步成功，并且以星火燎原之势很快蔓延开来，关键在于解决了普惠金融最重要的一个痛点，即如何降低中小企业融资管理中信息不对称的程度（黄益平和邱晗，2021），而这也是长期以来中小企业融资难问题的根本原因。

但由于中小企业相关数据及银行征信数据难以获得，现有文献关于数字金融与中小企业银行信贷可得性的研究主要以理论性分析和规范性分析为主（盛天翔和范从来，2020；Dupas and Robinson，2013；王颖和陆磊，2012；王馨，2015），相关实证研究则主要采用创业板、中小板等上市公司或区域层面的信贷约束指标进行分析，结果发现数字金融的发展有助于缓解中小企业融资约束，推动银行中小企业信贷供给（黄锐等，2021；滕磊，2020；喻平等，2020；盛天翔和范从来，2020；聂秀华等，2021）。但由于已上市的中小板和科创板多为规模较大的技术类企业，且上市后公司的融资渠道不再单一，甚至直接融资成本低于间接融资成本，至于其能不能代表中小企业存在较大争议。而区域层面的指标又过于宏观，无法进一步探究数字金融对中小企业融资约束的微观机制。因此，数字金融的实际影响效果还有待更多数据验证，相较于已有研究，本文采用的中小企业银行逐笔贷款数据克服了弱代表性与过于宏观的缺陷，并提供了更好的信贷衡量指标，为数字金融与中小企业融资的关系提供了更加可靠的证据。考虑到数字金融缓解中小企业融资约束的根本优势在于降低银企间信息不对称引发的信贷配给（Jaffee and Russell，1976；Stiglitz and Weiss，1981），本文还从信息不对称的角度进行了机制检验，丰富作用机制领域的研究内容。

在数字金融的发展通过影响银企信息不对称水平从而影响中小企业的信贷可得性上，现有文献主要认为数字金融的发展能够促进银行业积极应用金融科技，快速挖掘中小企业潜在信息以此提升中小企业信贷可得性（Lin et al.，2013；Mills，2018），而忽略了数字金融发展后信贷市场中新型金融机构（金融科技公司）的加入对中小企业银行信贷可得性产生的影响。理论上，金融科技公司比传统商业银行具有更为巨大的潜在信息优势（Huang et al.，2019），可能会挤压传统金融机构的表内业务和表外业务，导致其盈利能力降低（戴国强和方鹏飞，2014），进而迫使银行业自行研发金融科技从而降低信息不对称水平，提高对中小企业的服务效率和质量（黄益平和黄卓，2018），另外，金融科技公司对银行开放数据与技术合作，利用其在数据及信息技术上的比较优势对传统金融机构进行赋能，缓解传统金融机构面临的信息不对称难题（Lin et al.，2013；Huang et al.，2018），提高中小企业银行信贷可得性。基于此，本文深入探讨了数字金融影响中小企业银行信贷可得性的机制是通过银行与金融科技公司的合作还是竞争，为竞合关系的研究提供了实证分析的相关证据。

虽然数字金融的发展为缓解中小企业融资难题提供了更多可能，但其中仍存在一定的缺陷与不足（李克穆，2016）。在银行数字化转型的大趋势下，银行业更多了解到的都是容易转化为线上生产销售的企业信息，如淘宝商户，而对于采用传统生产经营模式且不易转化为线上生产经营的中小企业，即便银行研发了金融科技，也难以从匮乏的数字信息中准确推断出企业的信用水平和经营状况（张一林等，2021）。苏治等（2018）、许恒等（2020）、张一林等（2021）通过构建理论模型指出在数字化转型进程中，数据稀少的传统中小企业存在被边缘化的风险，但没有对数字化转型与银行信贷展开讨论。而本文在相关学者的基础上进一步探讨了容易转化为线上上产销售的企业对传统中小企业的银行信贷挤出效应，以期为企业数字化转型过程中存在的问题及对策提供相应的经验证据。

三、理论基础与假设提出

首先，本文在Hau et al.（2019）的基础上构建一个简单的信贷分析模型，用于阐述数字普惠金融的发展对信贷市场产生的影响。考虑到数字普惠金融的主要服务对象是中小企业或低收入人群（张勋等，2019；郭峰和熊云军，2021；钟凯，2022），因此，本节的理论模型主要用于说明数字普惠金融的发展对中小企业信贷可得性的影响。假设信贷市场中有资金需求的中小企业i（i∈[0,1]）可以分为两类:一类是安全借款者（S），即不会产生贷款违约的中小企业，安全借款者的概率为$P^{S}$；另一类为风险借款者（R），违约可能性（$P^{D}$）沿单位区间递减（$γ$>0），风险借款者的概率为$P^{R}$（$P^{R}=1−P^{S}$）。对于安全借款者（S）来说，其可以接受的贷款利率最高为$r^{S}$，而风险借款者（R）在贷款利率高于$r^{S}$的水平上仍愿意接受贷款，因此，$r^{S}<r^{R}$。具体公式如（1）、（2）所示。

 $i=\left\{\begin{array}{c}S P=P^{S}\\R P=P^{R}\end{array}\right.$ (1) $P^{D}=\left\{\begin{array}{c}e^{−γi} for i=R\\0 for i=S\end{array}\right.$ (2)

数字普惠金融发展之后，基于中小企业的数字化信息，让信贷市场中的传统债权人（银行）提高了对安全借款者的识别，假设现在安全借款者的概率为$P^{S+}$，则风险借款者的概率为$P^{R+}=1−P^{S+}$，其中$P^{S}<P^{S+}<1$。另外，数字普惠金融的发展催生出一大批金融科技公司，相较于银行，金融科技公司具有潜在的巨大信息优势，信贷分析技术也更为优越。假设金融科技公司的信贷技术多识别出增量为Δ（Δ>0）的安全借款人，此时中小企业获得的信用评分用1减去违约概率表示为$CS\_{i}^{FT}=1−e^{−γi}(1−P^{s+}−∆)$。

假定银行在当地的再融资成本为$r^{L}$（$r^{L}<r^{S}$），当信贷市场中不存在金融科技公司时，以信贷收益率衡量的信贷市场均衡方程为

$r\_{i}^{C}=r^{L}+e^{−γi}(1−P^{S+})(1+r\_{i}^{C})$ (3)

由于数字普惠金融助力银行识别出更多的安全借款人，因此均衡时$r\_{i}^{C}\leq r^{S}$。根据方程（3）反解出位于临界值的借款者*iC*，如公式（4）所示:

$ i^{C}=−\frac{1}{γ}ln\left[\frac{r^{s}−r^{L}}{(1−P^{S+})(1+r^{s})}\right]>0$ (4)

此时，只有位于[*iC*，1]的借款者能够获得银行贷款。接下来本文进一步分析金融科技公司进入信贷市场，由于其技术及信息优势多识别出增量为Δ的安全借款者，此时根据信贷市场均衡方程反解出的临界借款者*iFT*为:

$i^{FT}=−\frac{1}{γ}ln\left[\frac{r^{s}−r^{L}}{(1−P^{S+}−∆)(1+r^{S})}\right]<i^{C}$ (5)

因此，当金融科技公司进入信贷市场后，信贷市场的边界被拓宽，位于[*iFT*，1]的借款者均可以获得贷款，信贷市场的均衡状态随之改变，如图1所示。



图1 信贷市场分析图

从图1可以看出，位于[*iFT*，*iC*]区间的借款者是不被传统银行覆盖的中小企业，数字普惠金融发展后，这些企业通过金融科技公司渠道获得贷款，此时，金融科技公司拓宽并占据了该部分整体的信贷市场份额。位于[*iC*，1]的借款者同时被传统银行与金融科技公司服务，此时，传统银行与金融科技公司会产生相应的竞合行为来分配该部分信贷市场份额。但银行与金融科技公司的竞合关系不仅仅取决于贷款利率（直接成本），借款者会同时考虑到相应的间接成本，即在获取贷款过程中产生的各种交易成本。另外，地区银行竞争水平会影响到银行在当地的再融资水平$r^{L}$，从而对竞合关系也会产生影响。

以上理论模型已经说明数字普惠金融的发展改变了传统信贷市场的均衡，拓宽了传统信贷市场边界，且拓宽部分往往是数字普惠金融发展前无法在传统信贷市场获得信贷的中小企业。同时，数字普惠金融的发展提高了银行的信息识别能力，中小企业的潜在风险得到有效甄别，因此银行在进行风险定价时会索取相对较低[[7]](#footnote-6)的贷款利率，基于此，本文提出第一大假设。

H1:数字普惠金融的发展能够显著缓解中小企业融资难、融资贵问题。

从银企信息不对称的角度看，数字普惠金融的发展实现了在线支付与网上交易，越来越多的中小企业在这个过程中完成“线上转型”，也留下了更多关于企业商业信用的“数字足迹”（张一林等，2021）。在中小企业无法向银行提供抵押品、质押品、财务报表等硬信息时，通过收集整理中小企业留存在互联网平台上的数字化交易信息可以有效降低银企之间的逆向选择，如中国工商银行与中国建设银行针对中小企业推出的“逸贷”和“善融 e 贷”业务[[8]](#footnote-7)，只需中小企业进行相应的电子商务平台认证并提供一定期限的商业信用交易记录就可以获得银行贷款，而不需要提供任何形式的抵押品。另外，在中小企业获得贷款后，银行仍然可以通过企业的线上交易信息实施贷后监管，以根据企业的实时情况及时调整还款计划及约束企业高风险投资行为，从而降低道德风险。基于此，本文提出第二大假设。

H2:数字普惠金融的发展能够显著降低银企之间的逆向选择与道德风险，从而缓解中小企业融资约束。

在数字普惠金融的发展降低银企信息不对称从而缓解中小企业融资问题的过程中，银行与金融科技公司之间会形成相应的竞争与互补关系。本文构建的理论模型指出金融科技公司的进入一方面拓宽了传统信贷市场的服务范围，覆盖到了更多的企业，促进长尾效应，另一方面，金融科技公司服务的客户与传统银行之间会发生一定的重叠。当银行与金融科技公司服务的企业不存在重叠时，两者之间实现服务群体上的互补，此时不会存在明显的竞争与合作效应，而是拓宽了信贷市场份额。而当两者存在服务群体重合时，两者之间会形成相应的竞争与合作关系，实现信贷市场份额的重新分配（Hau et al.，2019）。图2展示了传统银行与金融科技公司的关系图。



图2 传统银行与金融科技公司关系图

如图2所示，当传统银行与金融科技公司服务的企业发生重叠时，银行与金融科技公司会形成相应的竞合关系。一方面，由于金融科技公司的数字化技术比较成熟，并且前期已经积累了大量商户的交易数据，因此，银行业可以和金融科技公司进行合作获取相应的数据和技术，实现对中小企业的信息识别。另一方面，银行在金融科技公司的竞争压力下也会自行研发金融科技收集和挖掘中小企业信息以避免潜在客户丢失，从而降低中小企业融资成本（程悦和李波，2021），提高对中小企业的服务效率和质量（黄益平和黄卓，2018）。但由于银行自行研发金融科技需要投入大量资金和精力[[9]](#footnote-8)，且技术的开发与数据的积累需要一定的时间（Strubell et al.，2019），因此相对于竞争效应引发的银行自行开发技术降低信息不对称，合作效应更容易在短期内引发银行显著的改变，基于此，本文提出第三大假设。

H3:合作效应显著缓解银企之间的信息不对称，竞争效应带来的缓解效应不显著。

最后，不管是银行自行开发金融科技还是和金融科技公司合作共享数据和技术，其更容易捕捉到“线上转型”的企业信息，而对于不容易“线上转型”的传统中小企业来说线上交易信息少，银行能收集到的数字化信息也较少（张一林等，2021）。因此，数字普惠金融的发展在很大程度上降低了“线上企业”的信息不对称，而在较低程度上降低了传统中小企业的信息不对称，银行因此将更多的贷款发放给“线上企业”，更多地缓解了线上企业的融资约束。基于此，本文提出第四大假设。

H4:相对于传统中小企业，数字普惠金融的发展更多地降低了“线上企业”的信息不对称。

四、实证分析

（一）数据来源

本文使用的数据主要分为银行的企业贷款数据库与数字普惠金融发展指数两大部分。其中银行企业贷款数据库为我国东部某发达省份经济发达、中等、较差的六个地级市所有银行的企业贷款数据，该数据包含详细的贷款信息，包括贷款特征（贷款期限、贷款规模、贷款利率、贷款质量）、企业特征（企业年龄、企业规模、行业分类、企业性质）、银行特征（国有银行、股份制银行、城商行、信用社、村镇银行）等，数据样本在地理位置、企业类型、银行类型等方面均具有很好的代表性。

在数字普惠金融发展指数方面，本文利用北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服合作构建的北京大学数字普惠金融指数，该指数受到学术界的普遍认可，较为准确客观地衡量了我国数字普惠金融发展水平。由于区县层面的数字普惠金融指数从2014年开始统计，但2014年、2015年存在大量的数据缺失，因此，本文选取2016年共47477笔中小企业贷款数据进行实证研究。

（二）变量选取与描述性统计

1.被解释变量。

根据本文所研究的问题，本文选取中小企业的贷款金额与贷款利率浮动幅度[[10]](#footnote-9)作为被解释变量，以此来衡量中小企业的贷款难与贷款贵问题。其中，中小企业的贷款金额越低，说明中小企业贷款越难，中小企业的贷款利率浮动幅度越大，说明中小企业贷款越贵。

在机制检验中，尹志超和甘犁（2011）指出越优质的企业为了获得银行贷款越愿意提供更多且更优质的抵押品，该类企业往往是大型企业或者有政府隐形担保的国有企业，因此认为选择抵押担保的企业往往逆向选择较低。当银行对企业的信息了解较少时，即逆向选择越严重的情况下，银行往往倾向于通过抵押品或质押品来甄别优质企业。相反，如果银行充分了解企业信息，即在逆向选择较低时，银行则不会过度依赖抵押品及质押品，通过的信用担保的贷款数量会明显增加，因此本文选取信用担保作为衡量逆向选择的指标，其中，信用担保越多，说明银企之间由于信息不对称导致的逆向选择程度越低。

在企业获得银行贷款后，道德风险体现在银行无法对企业如何使用该笔贷款进行实时监管以防止企业进行高风险投资从而造成贷款违约。对于大型企业来说，银行会通过企业的信息披露了解到相关信息，国有企业则有政府的隐形担保，因此道德风险较低。而对于中小企业来说，银行无法及时获取企业信息，贷后监管成本较高，从而存在严重的道德风险。如果银行能够实现对企业信息的及时获取与实时监控，则会及时调整企业的贷款计划，从而降低道德风险，贷款违约率随之降低，因此本文选取贷款是否违约作为衡量道德风险的指标，其中，违约贷款越少，说明银企之间由于信息不对称导致的道德风险程度越低。

参考钱龙（2015）学者的相关研究，本文选取贷款的五级分类来衡量贷款是否发生违约。根据国际金融业对银行贷款质量的公认标准，本文将正常、关注归为未违约贷款，赋值为0；次级、可疑、损失归为违约贷款，赋值为1。在本文所使用的数据中，由于中长期贷款的五级分类状态会随着时间发生改变[[11]](#footnote-10)，所以同一笔贷款的数据记录会从贷款发放时间持续到贷款到期时间，期间每年都会存在一条相应的五级分类[[12]](#footnote-11)，而其他信息不变。本文中，将贷款发放至贷款到期之间任意一年五级分类为次级、可疑，损失的均认为是违约贷款，其他为未违约贷款。

2.核心解释变量。

在衡量数字普惠金融发展水平的指标选取上，本文同大多学者保持一致（邱晗等，2018；孟娜娜，2020；陈中飞和江康奇，2021），以北京大学数字普惠金融发展指数作为本文的核心解释变量。该指数从覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度准确客观地刻画了目前中国数字金融的发展水平，数据覆盖省级、地市级及区县层面（郭峰等，2020），本文选取区县层面的数字普惠金融指数作为核心解释变量。

3.控制变量。

参考相关领域的已有研究（宋全云等，2016；宋全云等，2019；钱龙，2019），本文从企业特征、银行特征、贷款特征、地区特征、宏观经济特征等方面选取控制变量。企业特征方面，本文选取企业规模，企业所有权、企业从业人数、企业年龄作为控制变量，考虑到企业的生命周期理论，本文同时将企业年龄的平方作纳入控制变量。其中，企业规模可以分为中型企业和小微企业，以小微企业作为基准组；企业所有权可以分为国有、集体、私营、有限、股份、三资和外商企业，以国有企业作为基准组。银行特征方面，考虑到不同性质的银行其主要服务对象和业务经营范围存在差异，本文将银行类型（国有、股份、城商、农村）[[13]](#footnote-12)纳入控制变量，将国有银行作为基准组。贷款特征方面，不同期限的贷款其贷款金额及利率会存在差异，本文选取贷款期限作为控制变量，以长期贷款作为基准组。地区特征方面，本文控制了区县层面的GDP增长率，人均GDP，信贷短缺度、第二产业占比、距省会城市的距离等指标，以控制地区经济发展水平的影响。宏观经济特征方面，由于货币政策调控是影响银行信贷供给的重要因素，因此本文加入法定准备金率与基准利率来控制货币政策的影响。同时，考虑到不同城市的银行信贷市场会存在差异，而同一城市内的信贷市场较为相似，以及不同行业的企业面临信贷约束的程度不同（田晓霞，2004），本文加入了城市、行业固定效应来控制不可观测的城市特征与行业特征。相关变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计表

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
| 被解释变量: |  |  |  |  |  |
| Ln（贷款金额）[[14]](#footnote-13) | 47,477 | 14.6754 | 1.5959 | 10.0002 | 20.5001 |
| 贷款利率浮动幅度 | 47,477 | 0.3748 | 0.4025 | -0.3789 | 3.4483 |
| 信用担保 | 47,477 | 0.0432 | 0.2032 | 0.0000 | 1.0000 |
| 贷款违约 | 47,477 | 0.0064 | 0.0799 | 0.0000 | 1.0000 |
| 核心解释变量: |  |  |  |  |  |
| Ln（数字普惠金融指数）[[15]](#footnote-14) | 47,477 | 4.6132 | 0.0449 | 4.4868 | 4.6874 |
| 控制变量:（贷款特征） |  |  |  |  |  |
| 短期贷款 | 47,477 | 0.9288 | 0.2572 | 0.0000 | 1.0000 |
| 中期贷款 | 47,477 | 0.0622 | 0.2415 | 0.0000 | 1.0000 |
| 长期贷款 | 47,477 | 0.0090 | 0.0946 | 0.0000 | 1.0000 |
| 控制变量:（企业特征） |  |  |  |  |  |
| 中型企业 | 47,477 | 0.1403 | 0.3473 | 0.0000 | 1.0000 |
| 小微企业 | 47,477 | 0.8597 | 0.3473 | 0.0000 | 1.0000 |
| Ln（企业年龄）[[16]](#footnote-15) | 47,477 | 2.3927 | 0.4718 | 0.0000 | 3.6636 |
| Ln（企业年龄）的平方[[17]](#footnote-16) | 47,477 | 5.9475 | 2.2044 | 0.0000 | 13.4217 |
| 国有企业 | 47,477 | 0.0065 | 0.0802 | 0.0000 | 1.0000 |
| 集体企业 | 47,477 | 0.0074  | 0.0854  | 0.0000  | 1.0000  |
| 私营企业 | 47,477 | 0.1850  | 0.3883  | 0.0000  | 1.0000  |
| 有限责任公司 | 47,477 | 0.6990  | 0.4587  | 0.0000  | 1.0000  |
| 股份有限公司 | 47,477 | 0.0366  | 0.1878  | 0.0000  | 1.0000  |
| 三资企业（港、澳、台投资企业） | 47,477 | 0.0289  | 0.1676  | 0.0000  | 1.0000  |
| 外商投资企业 | 47,477 | 0.0366  | 0.1878  | 0.0000  | 1.0000  |
| Ln（企业从业人数）[[18]](#footnote-17) | 47,477 | 3.7893  | 1.4878  | 0.0000  | 10.7556  |
| 控制变量:（银行特征） | 47,477 | 0.6990  | 0.4587  | 0.0000  | 1.0000  |
| 国有银行 | 47,477 | 0.3152 | 0.4646 | 0.0000 | 1.0000 |
| 股份制银行 | 47,477 | 0.1054 | 0.3071 | 0.0000 | 1.0000 |
| 城市商业银行 | 47,477 | 0.1504 | 0.3575 | 0.0000 | 1.0000 |
| 农村银行 | 47,477 | 0.4289 | 0.4949 | 0.0000 | 1.0000 |
| 控制变量:（宏观经济变量） |  |  |  |  |  |
| 基准利率 | 47,477 | 4.5430 | 0.2020 | 4.35 | 4.9000 |
| 存款准备金率 | 47,477 | 0.1425 | 0.0165 | 0.1300 | 0.1700 |
| 控制变量:（地区特征） |  |  |  |  |  |
| Ln（人均GDP）[[19]](#footnote-18) | 47,477 | 11.6503 | 0.3605 | 10.7149 | 12.1586 |
| GDP增长率 | 47,477 | 7.2319 | 3.3733 | 2.6100 | 14.1800 |
| Ln（信贷短缺度）[[20]](#footnote-19) | 47,477 | 16.8521 | 0.6093 | 13.4492 | 17.5901 |
| Ln（距省会城市的距离）[[21]](#footnote-20) | 47,477 | 5.1703  | 0.2403  | 4.4299  | 5.6108  |
| 第二产业占比 | 47,477 | 48.4113  | 6.9616  | 24.9700  | 63.1400  |

从表1的描述性统计可以看出，在本文所使用的47477笔中小企业银行信贷数据中，中型企业占比14.03%，小微企业占比85.97%，覆盖7种企业所有制类型及9种国民经济行业门类[[22]](#footnote-21)。其中，中型企业及小微企业的划分标准是按照工业和信息化部、国家统计局、发展改革委、财政部研究制定的《中小企业划型标准规定》（工信部联企业工信部联企业〔2011〕300号），根据企业从业人员、营业收入、资产总额等指标，结合行业特点制定。从贷款特征来看，短期贷款占比92.88%，中期贷款占比6.22%，长期贷款占比0.90%，说明银行给中小企业发放的贷款仍然以短期贷款为主。从银行特征来看，国有银行发放的中小企业贷款占比31.52%，股份制银行发放的中小企业贷款占比10.54%，城商行发放的中小企业贷款占比15.04%，农村银行发放的中小企业贷款占比42.89%，说明农村银行仍然是服务中小企业的主力军。

（三）模型建立

本文考察数字普惠金融的发展对中小企业融资的影响，根据本文的研究问题及数据特点，建立如（6）式所示的模型:

$y\_{i}=β\_{0}+β\_{1}x\_{i}+\sum\_{}^{}Controls+λ\_{C}+γ\_{ℎ}+ε\_{i} $ (6)

其中，$y\_{i}$代表本文的被解释变量贷款金额或贷款利率浮动幅度，*i*表示银行发放的每笔贷款，考虑到贷款金额的数量级较大，本文对其进行对数化处理，降低数据的大幅变化对模型的干扰。$x\_{i}$代表本文的核心解释变量北京大学数字普惠金融指数，同样对其进行对数化处理。Controls代表本文控制的企业特征、银行特征、贷款特征、宏观经济特征、地区特征等一系列变量。$λ\_{C}$代表城市固定效应，$γ\_{ℎ}$代表行业固定效应，$ε\_{i}$表示残差项。

与大部分研究一样，本文模型的残差项中可能存在既影响数字普惠金融指数又影响贷款金额与贷款利率的因素，为了处理遗漏变量带来的内生性问题，本文采用工具变量法控制模型的内生性。在工具变量的选取上，本文参考傅秋子和黄益平（2018）利用北京大学数字普惠金融指数对农村金融需求异质性影响的研究，选取区县距离杭州的距离作为本文的工具变量。郭峰等（2020）在编制北京大学数字普惠金融指数的报告中指出，数字普惠金融的发展呈现出距离杭州越远越难推广的特点，因此，距杭州距离首先满足与数字普惠金融指数具有一定的相关性，但地理距离又不直接影响银行的贷款利率与贷款金额，而可以通过影响数字普惠金融的发展从而影响到贷款金额及贷款利率（陈云松，2012），满足工具变量与解释变量相关但与被解释变量不直接相关的两大条件。

（四）基准回归结果

从表2的基准回归结果可以看出，OLS的回归结果与IV的回归结果具有明显的一致性，说明本文的回归结果较为稳健，另外，工具变量的F值均大于16.38，不存在弱工具变量问题。核心解释变量的回归系数表明数字普惠金融的发展在1%的水平上显著增加了银行对中小企业的放款金额，降低了银行对中小企业的贷款利率，且数字普惠金融指数每增加1%，银行发放给中小企业的贷款金额平均增加6.91%，贷款利率浮动幅度平均下降0.99%，即数字普惠金融的发展显著缓解了中小企业融资难、融资贵问题，以更低的利率给更多的中小企业发放贷款，验证了本文提出的假设一。从控制变量上看，短期贷款的贷款金额小于中期贷款小于长期贷款，而三者之间的贷款利率没有明显的差别。相较于小微企业，中型企业的贷款利率更低，而贷款额度无显著差别。且中小企业从业人数越多，贷款金额越高，贷款利率越低。相较于国有银行，股份制银行给中小企业的贷款额度更高，城商行和农村银行给中小企业的贷款金额与国有银行没有显著差别，从贷款利率上看，国有银行的贷款利率低于股份制银行低于城商行低于农村银行。另外，信贷短缺度越高的地区，银行对中小企业的放贷金额越少，贷款利率越高。

表2 基准回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |
|  | （OLS） | （IV） | （OLS） | （IV） |
| VARIABLES | 贷款金额 | 贷款金额 | 贷款利率浮动幅度 | 贷款利率浮动幅度 |
| 数字普惠金融指数 | 1.9667\*\*\* | 6.9109\*\*\* | -0.8403\*\*\* | -0.9880\*\*\* |
|  | (0.5773) | (1.7339) | (0.0971) | (0.2119) |
| 短期贷款 | -0.8249\*\*\* | -0.7966\*\*\* | 0.0214 | 0.0206 |
|  | (0.1890) | (0.1889) | (0.0208) | (0.0207) |
| 中期贷款 | -0.4909\*\*\* | -0.4689\*\*\* | -0.0097 | -0.0104 |
|  | (0.1741) | (0.1739) | (0.0185) | (0.0185) |
| 中型企业 | 0.0607 | 0.0791 | -0.0558\*\*\* | -0.0563\*\*\* |
|  | (0.1485) | (0.1448) | (0.0131) | (0.0129) |
| 企业年龄 | -0.4450\*\* | -0.5012\*\* | 0.0581 | 0.0597 |
|  | (0.2056) | (0.2097) | (0.0418) | (0.0418) |
| 企业年龄平方 | 0.1258\*\* | 0.1391\*\*\* | -0.0151\* | -0.0155\* |
|  | （0.0193） | （0.0198） | （0.0048） | （0.0048） |
| 集体企业 | -0.3087 | -0.2406 | 0.0033 | 0.0013 |
|  | (0.2717) | (0.2842) | (0.0475) | (0.0477) |
| 私营企业 | -1.1620\*\*\* | -1.1930\*\*\* | 0.0611 | 0.0620 |
|  | (0.2547) | (0.2742) | (0.0456) | (0.0461) |
| 有限责任公司 | -0.8152\*\*\* | -0.7099\*\*\* | 0.0472 | 0.0441 |
|  | (0.2453) | (0.2589) | (0.0448) | (0.0450) |
| 股份有限公司 | -1.8716\*\* | -1.7914\*\* | -0.0131 | -0.0155 |
|  | (0.8206) | (0.8152) | (0.0678) | (0.0673) |
| 三资企业（港、澳、台投资企业） | -0.7643\*\*\* | -0.7363\*\*\* | 0.0257 | 0.0249 |
|  | (0.2570) | (0.2726) | (0.0470) | (0.0473) |
| 外商投资企业 | -1.0543\*\*\* | -1.0253\*\*\* | 0.0106 | 0.0097 |
|  | (0.2698) | (0.2838) | (0.0475) | (0.0479) |
| 企业从业人数 | 0.1474\*\*\* | 0.1449\*\*\* | -0.0389\*\*\* | -0.0389\*\*\* |
|  | (0.0251) | (0.0259) | (0.0031) | (0.0031) |
| 股份制银行 | 0.9791\*\*\* | 0.9971\*\*\* | 0.2775\*\*\* | 0.2769\*\*\* |
|  | (0.2642) | (0.2681) | (0.0380) | (0.0380) |
| 城商行 | -0.0587 | -0.0700 | 0.5439\*\*\* | 0.5443\*\*\* |
|  | (0.2441) | (0.2432) | (0.0364) | (0.0364) |
| 农村银行 | -0.3498 | -0.2658 | 0.5597\*\*\* | 0.5572\*\*\* |
|  | (0.2329) | (0.2465) | (0.0367) | (0.0364) |
| 基准利率 | 1.3558\*\*\* | 1.3106\*\*\* | -0.2047\*\*\* | -0.2034\*\*\* |
|  | (0.1303) | (0.1200) | (0.0166) | (0.0163) |
| 存款准备金率 | 7.7464 | 8.2133 | 5.7442\*\*\* | 5.7303\*\*\* |
|  | (5.9366) | (6.0347) | (0.9554) | (0.9536) |
| 人均GDP | -0.4655\*\*\* | -0.8795\*\*\* | -0.0812\*\*\* | -0.0689\*\* |
|  | (0.1432) | (0.2522) | (0.0194) | (0.0287) |
| GDP增长率 | 0.0183 | -0.0112 | -0.0113\*\*\* | -0.0104\*\*\* |
|  | (0.0142) | (0.0160) | (0.0029) | (0.0033) |
| 信贷短缺度 | -0.0354 | -0.1182\*\* | 0.0207\*\* | 0.0231\*\* |
|  | (0.0549) | (0.0475) | (0.0099) | (0.0094) |
| 距省会城市的距离 | 0.6091\*\* | 0.8383\*\*\* | 0.0570\* | 0.0502 |
|  | (0.2492) | (0.3085) | (0.0323) | (0.0356) |
| 第二产业占比 | 0.0018 | 0.0121\* | 0.0030\*\*\* | 0.0027\*\*\* |
|  | (0.0044) | (0.0068) | (0.0006) | (0.0009) |
| Constant | 3.8069 | -14.2307\* | 4.4250\*\*\* | 4.9638\*\*\* |
|  | (2.9421) | (7.5392) | (0.4967) | (0.8655) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 47,477 | 47,477 | 47,477 | 47,477 |
| R-squared | 0.2434 | 0.2347 | 0.4490 | 0.4488 |
| 第一阶段回归F值 |  | 994.89 |  | 994.89 |
| 工具变量T值 |  | -43.39 |  | -43.39 |

注释：括号内是聚类到公司层面的稳健标准误，\*\*\* p<0.01， \*\* p<0.05， \* p<0.1；如无特殊说明，以下均同。

（五）机制检验

基准回归结果已经表明数字普惠金融的发展能够显著缓解中小企业融资约束，下面本文从银企信息不对称的角度进行机制检验，探究数字普惠金融的发展是否缓解银企之间的信息不对称。按照上文选定的逆向选择与道德风险的衡量指标，本文建立了如（7）所示的模型:

$y\_{i}=β\_{0}+β\_{1}x\_{i}+\sum\_{}^{}Controls+λ\_{C}+γ\_{ℎ}+ε\_{i} $ （7）

其中，$y\_{i}$表示被解释变量是否信用担保（1代表信用担保，0表示其他担保）或是否贷款违约（1表示贷款违约，0代表贷款未违约），*i*表示银行发放的每笔贷款，$x\_{i}$代表本文的核心解释变量北京大学数字普惠金融指数，对其进行对数化处理，其他指标和（1）式相同。由于被解释变量为0，1变量，因此本文同时采用IV与IVProbit模型进行回归，回归结果如表3所示。

表3 机制检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |
|  | IV | IVProbit | IV | IVProbit |
| VARIABLES | 信用担保 | 信用担保 | 贷款违约 | 贷款违约 |
| 数字普惠金融指数 | 0.3284\*\*\* | 3.9275\*\*\* | -0.1515\*\*\* | -15.4667\*\*\* |
|  | (0.1075) | (0.8293) | (0.0316) | (2.2483) |
| Controls | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | -1.4114\*\*\* | -21.3276\*\*\* | 0.5560\*\*\* | 41.6235 |
|  | (0.4391) | (3.5135) | (0.1297) | (124.0613) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 47,477 | 47,435 | 47,477 | 45,390 |
| R-squared | 0.0542 |  | 0.0263 |  |

 注释：控制变量与表2的回归模型一致。如无特殊说明，以下均同。

从表3的回归结果可以看出，采用IV与IVProbit模型的回归结果基本一致，但由于IVProbit模型的回归系数本身并不代表边际效应，所以系数大小与IV系数大小并不具有可比性。核心解释变量的回归系数表明，数字普惠金融的发展在1%的水平上显著降低了逆向选择与道德风险，且数字普惠金融指数每增加1%，银行给一家中小企业发放信用担保贷款的可能性平均增加32.84%，一笔中小企业贷款违约的可能性平均减少15.15% ，即数字普惠金融的发展显著降低了银企之间的信息不对称。随着数字普惠金融的不断发展，银行可以通过多渠道从多方面获取企业的综合信息，不再仅仅依靠抵押品或质押品等硬信息筛选优质企业，数字化的软信息逐渐纳入银行综合考虑企业等级的范围，降低银企之间的逆向选择，减少原本处于高水平信息不对称的中小企业数量，并从中筛选出低风险优质企业，增加该类企业的信贷可得性。另一方面，数字普惠金融的发展显著降低了道德风险，这与数字金融技术能够有效进行事后监管有关。在数字普惠金融的发展显著增加中小企业信用担保的情况下，更多的中小企业在这个过程中获得了银行贷款，根据结构效应，目前获得银行贷款的中小企业的结构与以往获得银行贷款的中小企业已经不同，以往银行不愿意发放贷款的高风险中小企业被重新评估后纳入贷款范围，即目前获得贷款的中小企业整体上呈现出更高的风险，但其违约率并没有显著上升反而显著下降，说明数字金融的发展确实在很大程度上缓解了事后的道德风险。根据信息不对称理论，当银企之间的信息不对称程度降低时，中小企业的融资约束将得到缓解。因此，本文验证了数字普惠金融的发展通过降低银企信息不对称最终缓解中小企业融资约束，假设二成立。

上文分析已经说明数字普惠金融的发展通过降低银企信息不对称进而缓解中小企业融资约束，但数字普惠金融指数是根据蚂蚁金服的相关数据进行编制的[[23]](#footnote-22)，其指数的大小衡量了目前新兴金融科技公司而非银行的数字普惠金融发展水平，对于该指数如何影响到银企信息不对称程度从而缓解中小企业融资约束，存在竞争和互补两种效应。第一，当金融科技公司服务的企业与传统银行服务的企业不存在重叠时，两者之间实现了服务群体的互补，但由于此时服务群体不存在交叉，因此金融科技公司的发展并不会对银行业产生显著的影响，而是扩大了整个信贷市场的份额。第二，当新兴金融科技公司与传统银行服务的企业发生重叠时，银行业与金融科技公司之间会出现相应的合作（实现传统银行与金融科技的互补）与竞争行为，从而实现信贷市场的重新分配，对银行业会产生一定的显著影响，与图2对应，该部分的验证逻辑如图3所示。

图3 金融科技公司与银行业竞合关系验证逻辑图

按照图3所示的验证逻辑，本文首先分析最有可能与金融科技公司出现服务企业重叠的银行类型， 表4展示了各类银行在2008-2016年服务的中小企业的数量。从表4可以看出，国有银行与农村银行服务的中小企业数量最多，是股份制银行与城市商业银行的四倍。与其他商业银行不同，国有银行要承担一定的政策负担（Dong et al.，2014；Zhao et al.，2022），积极带头实施国家对中小企业的普惠金融支持政策[[24]](#footnote-23)，开发相关的金融产品，落实对中小企业的金融服务，因此服务中小企业的数量较多。而农村银行则是由于自身业务定位，更多服务于农村地区的中小企业。因此，最容易与金融科技公司服务企业出现重叠的是国有银行与农村银行。表5报告了不同银行类型的回归结果。

表4 各类银行服务中小企业的数量

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 贷款年份 | 国有银行 | 股份制银行 | 城商行 | 农村银行 | Total |
| 2008 | 40，480 | 4，035 | 7，282 | 57，409 | 111，013 |
| 2009 | 75，912 | 9，508 | 16，990 | 83，313 | 187，861 |
| 2010 | 90，297 | 13，548 | 19，234 | 109，822 | 236，114 |
| 2011 | 102，547 | 18，543 | 27，759 | 120，234 | 272，627 |
| 2012 | 115，479 | 24，310 | 27，107 | 103，822 | 273，073 |
| 2013 | 114，443 | 31，700 | 28，906 | 103，518 | 281，018 |
| 2014 | 111，838 | 32，300 | 35，127 | 100，712 | 282，007 |
| 2015 | 90，423 | 31，173 | 32，592 | 99，135 | 254，899 |
| 2016 | 27，490 | 9，428 | 11，734 | 33，310 | 82，299 |
| Total | 768，909 | 174，545 | 206，731 | 811，275 | 1，980，911 |

表5 分银行类型回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1）（IV） | （2）（IV） | （3）（IV） | （4）（IV） |
|  | 国有银行 | 股份制银行 | 城商行 | 农村银行 |
| VARIABLES | 贷款金额 | 贷款金额 | 贷款金额 | 贷款金额 |
| 数字普惠金融指数 | 13.2975\*\*\* | -2.9943 | 1.5823 | 6.3831\*\*\* |
|  | (2.7805) | (2.6367) | (2.8698) | (1.7507) |
| Controls | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | -53.3292\*\*\* | 10.2684 | 1.1457 | -1.2719 |
|  | (14.0621) | (10.9174) | (11.7283) | (5.3252) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 14,967 | 5,005 | 7,140 | 20,365 |
| R-squared | 0.1524 | 0.2245 | 0.3319 | 0.1881 |

与上文的分析相一致，国有银行与农村银行最容易与金融科技公司服务企业出现重叠，相应地，数字普惠金融指数在1%的水平上显著影响这两类银行对中小企业的贷款金额，而对股份制银行与城市商业银行没有产生显著影响，此时金融科技公司与股份制银行和城商行实现服务群体上的互补效应。

结合表4与表5，本文已经说明国有银行与农村银行最容易与金融科技公司的服务群体发生重叠。此时，一家中小企业选择金融科技公司还是传统银行办理信贷业务主要取决于两者的金融服务成本[[25]](#footnote-24)，即中小企业获得贷款的直接成本与间接成本。从直接成本看，传统银行的贷款利率低于金融科技公司，这是由于金融科技公司的主要贷款资金的来源也是通过银行放贷，为了赚取利差，金融科技公司的贷款利率要高于传统银行[[26]](#footnote-25)。但传统银行相较于金融科技公司，其贷款审批流程长，网点物理距离远，且企业需要承担贷不到款及贷款金额不满足自身需求的风险，间接成本高；而对于金融科技公司而言，不需要克服物理距离，贷款审批流程快[[27]](#footnote-26)，利用数字化技术快速确定企业的信用额度，间接成本低。总体来看，传统银行直接成本低、间接成本高；金融科技公司直接成本高，间接成本低，两者各有优势与劣势。这就决定了当传统银行与金融科技公司服务的企业出现重叠时，两者之间会通过竞合完善自身的不足，从而稳固信贷市场地位。

而对于传统银行来说，其金融服务成本会随着银行类型、地区银行竞争度的不同产生显著差异（钱龙，2015；李波和朱太辉，2020）。因此，本文结合银行类型、地区银行竞争度两个层面展开金融服务成本的分析，进一步验证银行与金融科技公司之间存在的竞合关系。

从银行类型来看，国有银行与农村银行在金融服务成本上存在显著差别，国有银行作为我国银行体系的主体，其规模大、业务范围广、吸收存款成本低，金融科技公司与国有银行差距悬殊，更容易产生合作效应。而农村银行规模小、业务范围集中，吸收存款成本高，且农村银行的物理网点往往较远，企业需要承担更高的交通成本及贷款不被发放的风险，金融科技公司与农村银行差距较小，更容易产生竞争效应。

从地区银行竞争度来看，如果当地银行业竞争不充分，说明银行具有较强的价格垄断能力，这直接导致了中小企业面临较高的直接融资成本（钱龙，2015）。同时，垄断利润的存在使得银行没有动力开发金融科技来降低企业的信息搜寻成本、线下交易成本等间接成本[[28]](#footnote-27)（鲁丹和肖华荣，2008），导致中小企业的间接融资成本较高。因此，在银行业竞争不充分的地区，银行业整体的金融服务成本较高，与金融科技公司的金融服务成本不易拉开差距。另外，银行业竞争不充分说明说明该地区银行业分支机构较少，布局不够完善，此时金融科技公司更容易直接进入当地的信贷市场，与银行进行竞争，抢占一部分市场份额。相反，如果当地银行业竞争激烈，银行的价格垄断能力下降，这将直接导致企业融资的直接成本下降。同时，银行垄断利润空间收缩导致其边际利润率下降，在业绩压力下银行积极开发金融科技搜集和挖掘企业信息，降低中小企业融资的间接成本（程悦和李波，2021）。因此，在银行业竞争激烈的地区，银行的金融服务成本低，与金融科技公司的金融服务成本更容易拉开差距。另外，银行业竞争激烈，说明该地区银行业分支机构较多，布局相对完善，此时金融科技公司更难直接进入当地的信贷市场，从而更偏向于与银行合作。因此，本文利用银监会发布的金融许可证数据按照银行类型计算出了各地区的银行业市场集中度（HHI）[[29]](#footnote-28)，用于衡量地区银行竞争水平。

结合银行类型与地区银行竞争度来看，本文认为位于高竞争水平地区的农村银行金融服务成本最高，与金融科技公司产生竞争效应，位于低竞争水平地区的国有银行金融服务成本最低，与金融科技公司产生合作效应。由于贷款利率直接代表了银行业贷款的直接成本，因此，表6给出了国有银行、农村银行在不同信贷短缺水平下贷款利率的具体差异。

表6 分银行类型、地区银行竞争度的中小企业平均贷款利率（%）

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 银行类型 | 低竞争水平 | 高竞争水平 | Total |
| 国有银行 | 5.3021 | 4.9070 | 5.0206 |
| 农村银行 | 7.4540 | 6.7723 | 7.0664 |
| Total | 6.7467 | 5.8785 | 6.2002 |

通过表6可以看出，高竞争水平地区中小企业的贷款利率更低，平均而言，高竞争水平地区比低竞争水平地区贷款利率低0.87%。从银行类型来看，国有银行凭借其规模大、业务范围广等诸多优势更容易吸收到存款，较低的融资成本决定了其较低的贷款利率，平均而言，国有银行的贷款利率比农村银行的贷款利率低2.04%。结合银行类型与银行竞争度来看，位于低竞争水平地区的农村银行贷款直接成本最高，达到7.45%，位于高竞争水平地区的国有银行贷款直接成本最低，为4.91%。

同时，位于低竞争水平地区的农村银行垄断水平高，物理网点远，业务范围狭窄，导致中小企业面临更大的间接融资成本。相反，位于高竞争水平地区的国有银行垄断水平低，物理网点近，业务范围广，间接成本低。因此，综合直接成本与间接成本来看，位于低竞争水平地区的农村银行金融该服务成本最高，与金融科技公司的金融服务成本差距不大，而位于高竞争水平地区的国有银行金融服务成本最低，与金融科技公司的金融服务成本差距较大，进一步印证上文中位于低竞争水平地区的农村银行更容易产生竞争效应，位于高竞争水平地区的国有银行更容易产生合作效应。

表7展示了在不同银行类型与地区银行竞争水平下数字普惠金融指数与中小企业贷款金额的回归结果。如果位于低竞争水平地区的农村银行回归系数显著为正，则说明中小企业融资约束的缓解是由于竞争效应降低了信息不对称，如果位于高竞争水平地区的国有银行回归系数显著为正，则说明中小企业融资约束的缓解是由于合作效应降低了信息不对称。

表7 分银行类型、地区银行竞争度回归结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 银行类型 | 低竞争水平 | 高竞争水平 | Total |
| 国有银行 | 13.0003 | 13.9754\*\*\* | 13.2975\*\*\* |
|  | (15.1915) | (3.1123) | (2.7805) |
| 农村银行 | 5.7781 | 2.2176 | 6.3831\*\*\* |
|  | (8.9287) | (1.3839) | (1.7507) |
| Total | 2.2176 | 5.4299\*\*\* | 9.1913\*\*\* |
|  | (1.3839) | (1.6157) | (1.8825) |

注释: 1.以上回归系数是按照银行类型与地区银行竞争水平将样本分成四组后，在每个组中分别对数字金融与中小企业贷款金额进行回归的结果，模型设定与上文一致。2.数字金融的回归系数均通过组间系数差异检验。

表7可以看到，位于低竞争水平地区的农村银行的回归系数并不显著，说明竞争效应对缓解中小企业融资约束并不显著，而位于高竞争水平地区的国有银行的回归系数在1%的水平上显著为正，说明合作效应显著缓解中小企业融资约束。对于竞争效应不显著的原因，本文认为虽然数字普惠金融的发展具有众多数字化、科技化优势，但其贷款利率是农村银行的两倍之多，平均贷款利率为16.30%[[30]](#footnote-29)，并且与传统信贷相比，金融科技信贷仍然处于小众地位，信贷占比约为2%（Cornelli，2020）[[31]](#footnote-30)。因此，在中小企业能够获得银行贷款的情况下，并不会转向金融科技公司进行借款，从而金融科技公司的发展并没有显著降低中小企业对银行等正规金融机构的信贷需求。而位于低竞争水平地区的农村银行由于其自身融成本高、布局不完善、资金规模小等原因面临着严重的数字化转型障碍（金洪飞等，2020；刘孟飞和蒋维，2020），无法对金融科技公司的进入作出立即的反映，从而金融科技公司的发展也没有显著增加银行中小企业信贷供给。综上，本文认为中小企业融资约束的缓解效应主要是由于银行业与金融科技公司进行合作带来的合作效应，而非竞争效应，验证了本文提出的假设三。

（六）数字普惠金融对线下经营企业的挤出效应

上文指出，银行对中小企业放贷增加主要是由于银行与金融科技公司进行合作带来的合作效应，此时银行可以通过金融科技公司了解到更多企业在金融科技公司平台上留下的线上交易信息。其实，不管是银行业自己追求数字化转型开发金融科技还是和金融科技公司进行合作共享数据和技术，银行业更多了解到的都是容易转化为线上生产及销售的企业信息，比如淘宝商户，而对于不容易转化为线上生产销售的企业信息仍然难以获得，因为这些企业不容易在线上留下“数字足迹”，银企之间的信息不对称程度缓解较小，基于此，本文就行业异质性展开探讨。表8展示了2012-2016年获得银行贷款的不同行业的企业数量。

表8 获得银行贷款的不同行业的企业数量

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 行业分类 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | Total |
| 农林牧渔 | 1，504 | 1，687 | 1，912 | 1，776 | 651 | 10，927 |
| 制造业 | 120，006 | 123，893 | 123，768 | 113，304 | 37，004 | 881，238 |
| 建筑业 | 15，848 | 17，206 | 18，788 | 17，843 | 5，207 | 114，308 |
| 零售业 | 31，875 | 32，347 | 31，631 | 25，851 | 8，105 | 217，638 |
| 交通、运输、仓储、邮政 | 4，315 | 4，666 | 4，535 | 3，877 | 1，216 | 31，017 |
| 住宿、餐饮 | 19，764 | 18，459 | 18，667 | 17，633 | 5，639 | 125，008 |
| 信息、软件、传输 | 49 | 77 | 112 | 116 | 48 | 516 |
| 房地产 | 4，930 | 5，789 | 5，307 | 3，641 | 1，327 | 40，172 |
| 租赁、商业服务 | 10，827 | 12，237 | 13，647 | 12，287 | 4，543 | 78，915 |
| Total | 209，118 | 216，361 | 218，367 | 196，328 | 63，740 | 1，499，739 |

通过表8可以看出，银行业发放贷款最多的行业是制造业，其次是零售业。而这两类行业具有很好的样本代表性。零售业作为率先拥抱互联网的行业，是开展数字化转型的先行领域，并呈现出网上零售快速增长的趋势[[32]](#footnote-31)（李晓雪等，2020；祝合良和王春娟，2020）。根据阿里研究中心发布的《2019数字化趋势报告》可知，当前数字化应用向零售业深入推进，未来三至五年，零售业数字化程度有望达到70%至80%。陈冬梅等（2020）更是认为像淘宝、阿里巴巴等企业是天生数字化企业。相对来说，中国大量制造业从低端产品开始起步，尤其是众多中小企业制造业仍处于起步阶段（刘洋等，2020； 池毛毛等，2020）。波士顿咨询公司2019年发布的《为中国互联网下一阶段做好准备》指出，中国仅有25%的制造业提出未来将建造智慧工厂，且在智慧连接、数据整合、智慧决策、人机协作4个制造业数字化转型方面的表现较为落后（戚聿东和肖旭，2020）。

另外，制造业和零售业本身又具有很强的行业特征。制造业作为中间产业，负责将原料加工成产品，其规模相对较大，呈现出订单次数少但额度大的特点，不容易转化为线上企业，且留下的交易信息较少。而零售业则是将产品销售给最终的消费者，其规模相对较小，呈现出订单次数多但数额较小的特点，更容易转化为线上企业，也更容易留下更多的线上交易信息。中国最大的在线交易平台阿里巴巴数据显示淘宝前五名商户类型分别为女装、男装、化妆品、二手市场、女鞋，均为零售业[[33]](#footnote-32)。因此，本文以零售业和制造业区分企业数字足迹的强弱，探究是否更容易转化为线上生产销售的企业银企信息不对称降低的更多，从而更容易获得银行贷款，表9展示了相应的回归结果。

表9 分行业回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
|  | （IV） | （IV） | （IV） | （IV） | （IV） | （IV） |
|  | 零售业 | 制造业 | 零售业 | 制造业 | 零售业 | 制造业 |
| VARIABLES | 信用担保 | 信用担保 | 贷款违约 | 贷款违约 | 贷款金额 | 贷款金额 |
| 数字普惠金融指数shu数 | 1.4483\* | 0.2343\*\* | -0.5341\*\*\* | -0.1704\*\*\* | 11.6837\* | 3.5880\*\*\* |
|  | (0.8100) | (0.1095) | (0.1559) | (0.0424) | (6.7985) | (1.2319) |
| Controls | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | -3.4699 | -1.4079\*\*\* | 1.5690\*\*\* | 0.5549\*\*\* | -16.7165 | -2.8241 |
|  | (2.5084) | (0.4735) | (0.4649) | (0.1798) | (21.8845) | (5.2318) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 6,327 | 28,263 | 6,327 | 28,263 | 6,327 | 28,263 |
| R-squared | 0.0854 | 0.0566 | 0.0197 | 0.0331 | 0.1815 | 0.2618 |
| 经验P值 | 0.000\*\*\*0.000\*\*\* | 0.000\*\*\*经验P值 | 0.000\*\*\*0.000\*\*\* |

注释： 经验P值用于检验组间数字普惠金融指数系数差异的显著性，通过自体抽样（Boot-strap）1000次得到。

表9中经验P值表明，数字普惠金融指数的回归系数在三个分组中均具有显著的差异性。从回归系数的大小来看，零售业的信用担保增加幅度是制造业的6.18倍，贷款违约下降幅度是制造业的3.13倍。因此，相较于制造业，零售业的银企信息不对称程度大幅下降，相应地，其获得的贷款金额大幅增加，接近制造业的3.26倍，验证了本文提出的假设四。在银行追求数字化转型的过程中，容易转化为线上生产销售的企业由于其更容易留下数字化信息，银企之间的信息不对称程度大幅降低，银行因此对该行业的企业发放更多的贷款金额，其贷款额度的增加会不会挤出一部分不容易转化为线上生产销售的企业贷款额度？这些企业在未来会不会面临更大的融资缺口？图4绘制了数字普惠金融的发展与零售业贷款额度占比、制造业贷款额度占比的散点图。可以看出，随着数字普惠金融的不断发展，零售业贷款占比越来越高，而制造业贷款占比越来越低，线上企业贷款额度的增加明显挤出了一部分线下企业的贷款金额，这对于不容易转化为线上企业的线下企业来说显然不利，在未来可能会面临更大的资金缺口。然而，由于企业数字化转型成本较高，目前众多中小企业尚未成功实现数字化转型（戚聿东和肖旭，2020；张夏恒，2020），其中很大比重的中小企业甚至尚未开始数字化转型（张夏恒，2020），对于没有数字化转型的中小企业而言，由于其几乎没有数字化禀赋，被信贷市场边缘化的风险将大大增加（苏治等，2018；许恒等，2020；张一林等，2021）。因此，在银行追求数字化转型的过程中，也要积极推动中小企业的数字化转型，增加中小企业的数字足迹，防止不易转化为线上生产销售的传统中小企业被边缘化。

图4 数字普惠金融发展水平与零售业、制造业贷款额度占比

（七）稳健性检验

为了说明本文实证结果的稳健性，本文采用替换解释变量的方法进行稳健性检验。根据郭峰等学者（2020）编制数字普惠金融指标体系的细则可知，数字普惠金融总指标下包含覆盖广度、使用深度、数字化程度三个一级子指标，其一级指标下包含33个二级子指标。其中，与中小企业贷款最相关的两个子指标为信贷业务二级子指标与实惠化二级子指标，分别衡量了中小企业获得蚂蚁金服贷款时的平均贷款额度与平均贷款利率。根据北京大学数字金融研究中心发布的官方数据，其中区县层面的实惠化二级子指标尚未对外公布，而该二级子指标又包含于数字化水平一级子指标，因此，本文将数字化程度一级子指标与信贷业务二级子指标替换数字金融总指数进行稳健性检验，其回归结果如表10所示。

从表10可以看出，将数字普惠金融指数替换为数字化程度与信贷业务指标后，核心解释变量对中小企业贷款金额的回归结果在1%的水平上显著为正，对中小企业贷款利率的回归结果在1%的水平上显著为负。从控制变量上看，替换前后控制变量的显著性基本一致，数值大小存在些许差异。因此，这里有理由认为本文的实证分析结果具有稳健性。

表10 稳健性检验回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |
|  | （IV） | （IV） | （IV） | （IV） |
| VARIABLES | 贷款金额 | 贷款利率浮动幅度 | 贷款金额 | 贷款利率浮动幅度 |
| 数字化程度 | 1.7522\*\*\* | -0.2505\*\*\* |  |  |
|  | (0.4624) | (0.0521) |  |  |
| 信贷业务 |  |  | 15.4303\*\*\* | -2.2059\*\*\* |
|  |  |  | (3.7543) | (0.4889) |
| Controls | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Constant | 11.5410\*\*\* | 1.2796\*\*\* | -72.7341\*\*\* | 13.3273\*\*\* |
|  | (2.4158) | (0.3879) | (21.2831) | (2.6813) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 47,477 | 47,477 | 47,477 | 47,477 |
| R-squared | 0.2103 | 0.4505 | 0.2336 | 0.4416 |

五、结论与政策建议

本文利用银行的企业征信数据库从银企信息不对称角度对数字普惠金融与中小企业融资问题展开了探究，本文发现:1）数字普惠金融的发展在1%的水平上显著增加了中小企业的贷款金额，降低了中小企业的贷款利率，即数字普惠金融的发展显著缓解了中小企业融资难、融资贵问题，以更低的利率为更多的中小企业提供了贷款，进一步证实了相关学者利用上市企业得出的结论。2）数字普惠金融的发展在1%的水平上显著增加了信用担保的数量，但贷款违约率不升反降，说明数字普惠金融的发展显著缓解了银企之间的逆向选择与道德风险，降低了银企之间的信息不对称，最终缓解中小企业融资难题。3）数字普惠金融的发展缓解银企信息不对称主要是由于金融科技公司与银行业进行了合作，其竞争效应并不明显。4）容易转化为线上生产销售的企业与银行之间的信息不对称下降幅度更大，也更容易获得银行贷款，其贷款额度的增加挤出了一部分线下企业的贷款，几乎没有数字禀赋的传统中小企业面临被边缘化的风险。

本文的研究具有如下的政策启示:首先，国家应继续大力推进数字金融发展，提高传统金融机构的数字化程度，深化数字普惠金融，实现普惠金融的提质增效；同时也需要政府部门加强数字普惠金融的政策支持与引导，以实现良好政策支持下的数字普惠金融良性、可持续的发展。其次，在银行数字化转型的过程中，可以积极与金融科技公司建立合作，中央人民银行发布的《金融科技发展规划（2022-2025年）》明确指出稳妥开展跨界合作创新，构建各方互促共进、互利共赢的网状数字生态，从而着力打破银企间信息不对称困局，促进中小企业高质量发展。最后，在银行业追求数字化转型的大趋势下，也要积极推动中小企业的数字化转型，防止不易转化为线上生产销售的传统中小企业被边缘化。由于尚未数字化转型的传统中小企业几乎没有数字化禀赋，因此，其在政府部门留下的税务、海关、电力、通讯以及社会信用等方面的数据就显得尤为重要，政府部门可以在保证安全的情况下构建全国中小企业融资服务大数据平台，如信易贷平台，实现政府数据共享与监督，增加中小企业的数字足迹。

**参考文献：**

陈冬梅 王俐珍 陈安霓，2020：《数字化与战略管理——理论回顾、挑战与展望》，《管理世界》第36期。

陈云松，2012：《逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第6期。

陈中飞 江康奇，2021：《数字金融发展与企业全要素生产率》，《经济学动态》第10期。

程悦 李波，2021：《银行业市场竞争度、债务融资成本与中小企业风险承担》，《金融经济学研究》第6期。

池毛毛 叶丁菱 王俊晶 翟姗姗，2020：《我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角》，《南开管理评论》第3期。

戴国强 方鹏飞，2014：《利率市场化与银行风险——基于影子银行与互联网金融视角的研究》，《金融论坛》第8期。

傅秋子 黄益平，2018：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》第11期。

郭峰 王靖一 王芳 孔涛 张勋 程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期。

郭峰 熊云军，2021：《中国数字普惠金融的测度及其影响研究：一个文献综述》，《金融评论》第6期。

黄锐 赖晓冰 赵丹妮 汤子隆，2021：《数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估》，《中国经济问题》第1期。

黄益平 黄卓，2018：《中国的数字金融发展:现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期。

黄益平 邱晗，2021：《大科技信贷:一个新的信用风险管理框架》，《管理世界》第2期。

金洪飞 李弘基 刘音露，2020：《金融科技、银行风险与市场挤出效应》，《财经研究》第5期。刘孟飞 蒋维，2020：《金融科技促进还是阻碍了商业银行效率?——基于中国银行业的实证研究》，《当代经济科学》第3期。

李波 朱太辉，2020：《银行价格竞争、融资约束与企业研发投资——基于“中介效应“模型的实证研究》，《金融研究》第7期。

李克穆，2016：《互联网金融的创新与风险》，《管理世界》第2期。

李晓雪 路红艳 林梦，2020：《零售业数字化转型机理研究》，《中国流通经济》第4期。

刘冲 周峰 刘莉亚 温梦瑶 庞元晨，2020：《财政存款、银行竞争与僵尸企业形成》，《金融研究》第11期。

刘洋 董久钰 魏江，2020：《数字创新管理：理论框架与未来研究》，《管理世界》第7期。

鲁丹 肖华荣，2008：《银行市场竞争结构、信息生产和中小企业融资》，《金融研究》第5期。

孟娜娜 粟勤 雷海波，2020：《金融科技如何影响银行业竞争》，《财贸经济》第3期。

聂秀华 江萍 郑晓佳 吴青，2021：《数字金融与区域技术创新水平研究》，《金融研究》第3期。

戚聿东 肖旭，2020：《数字经济时代的企业管理变革》，《管理世界》第6期。

钱龙，2015：《信息不对称与中小企业信贷风险缓释机制研究》，《金融研究》第10期。

钱龙，2019：《利率市场化增加企业信贷成本了吗？——基于中国某省信贷数据的研究》，《金融论坛》第5期。

邱晗 黄益平 纪洋，2018：《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》，《金融研究》第11期。

盛天翔 范从来，2020：《金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给》，《金融研究》第6期。

宋全云 李晓 钱龙，2019：《经济政策不确定性与企业贷款成本》，《金融研究》第7期。

宋全云 吴雨 钱龙，2016：《存款准备金率与中小企业贷款成本——基于某地级市中小企业信贷数据的实证研究》，《金融研究》第10期。

苏治 荆文君 孙宝文，2018：《分层式垄断竞争:互联网行业市场结构特征研究——基于互联网平台类企业的分析》，《管理世界》第4期。

滕磊，2020：《数字普惠金融缓解中小企业融资约束的机制与路径》，《调研世界》第9期。

田晓霞，2004：《小企业融资理论及实证研究综述》，《经济研究》第5期。

王颖 陆磊，2012：《普惠制金融体系与金融稳定》，《金融发展研究》第1期。

谢平 邹传伟，2012：《互联网金融模式研究》，《金融研究》第12期。

谢绚丽 沈艳 张皓星 郭峰，2018：《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学（季刊）》第4期。

许恒 张一林 曹雨佳，2020：《数字经济、技术溢出与动态竞合政策》，《管理世界》第11期。

尹志超 甘犁，2011：《信息不对称、企业异质性与信贷风险》，《经济研究》第9期。

喻平 豆俊霞，2020：《数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗》，《财会月刊》第3期。

张夏恒，2020：《中小企业数字化转型障碍、驱动因素及路径依赖——基于对377家第三产业中小企业的调查》，《中国流通经济》第12期。

张勋 万广华 张佳佳 何宗樾，2019《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》第8期。

张一林 郁芸君 陈珠明，2021：《人工智能、中小企业融资与银行数字化转型》，《中国工业经济》第12期。

郑志来，2015：《互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角》，《财经科学》第5期。

钟凯 梁鹏 董晓丹 王秀丽，2022：《数字普惠金融与商业信用二次配置》，《中国工业经济》第1期。

祝合良 王春娟，2021：《“双循环”新发展格局战略背景下产业数字化转型:理论与对策》，《财贸经济》第3期。

Cornelli,G.et al(2020),“Fintech and big tech credit: a new database”,Bank for International Settlements Working Paper.

Dong,Y.et al(2014),“Ownership structure and risk-taking: Comparative evidence from private and state-controlled banks in China”, *International Review of Financial Analysis* 36:120-130.

Dupas,P.&J. Robinson(2013),“Why don’t the poor save more? Evidence from health savings experiments”,*American Economic Review* 103(4):1138-1171.

Goldstein,I.et al(2019),“To Fintech and beyond”, *The Review of Financial Studies* 32(5):1647-1661.

Hau,H.et al(2021),“FinTech credit and entrepreneurial growth”,*Swiss Finance Institute Research Paper* (21-47).

Hau,H.et al(2019),“ How FinTech enters China's credit market”. In AEA Papers and Proceedings (Vol. 109, pp. 60-64).

Huang,Y.et al(2019),“The Distributional Effect of Fintech Credit: Evidence from E-commerce Platform Lending”, University of Geneva Working Paper.

Huang,Y.et al(2018),“FinTech credit and service quality”,Geneva Financial Research Institute, Working Papers, Geneva.

Jaffee,D.&T.Russell(1976),“Imperfect information, uncertainty, and credit rationing”,*Ouarterly Journal of Economies* 90(4):651-666.

Lin,J.et al(2013),“Financial constraint and the choice between leasing and debt”,*International Review of Economics & Finance* 27:171-182.

Mills,K.(2018), Fintech, small business & the American dream: How technology is transforming lending and shaping a new era of small business opportunity, Springer International Publishing.

Stiglitz,J.&A.Weiss(1981),“Credit rationing in markets with imperfect information”,*The American Economic Review* 71(3):393-410.

Strubell,E.et al(2019),“Energy and policy considerations for deep learning in NLP”,arXiv preprint arXiv:1906.02243.

Zhao,J.et al(2022),“Riding the FinTech innovation wave: FinTech, patents and bank performance”, *Journal of International Money and Finance* 122:102552.

1. \*赵绍阳、李梦雪，四川大学经济学院，邮政编码：610065，电子邮箱：zhaoshaoyang@scu.edu.cn，lmx13541157620@163.com；佘楷文，西南财经大学金融学院，邮政编码：610074， 电子邮箱：she2120269@163.com。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

黄益平和黄卓（2018）认为，数字金融、互联网金融和金融科技基本相似，只是直观理解上的侧重点不同，本文中作为近义词处理，可以相互等价｡相较于数字金融，数字普惠金融更强调普惠性，即更倾向于服务于长尾群体，本文探讨的是数字金融服务中小企业，因此本文中数字金融等同于数字普惠金融。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 参见中华人民共和国中央人民政府官网《推进普惠金融发展规划（2016-2020年）》。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 中国数字普惠金融发展指数是由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的，该指数采用了蚂蚁金服的交易账户（即支付宝交易账户）数据，在很大程度上刻画了中国数字金融的发展及其普惠性。 [↑](#footnote-ref-2)
4. 中国最大的在线信贷提供商，在全球范围内分享技术，支付宝和数字钱包伙伴共同服务全球约13亿用户，提供移动支付和数字普惠金融服务。 [↑](#footnote-ref-3)
5. 前身为京东金融，面向政府、企业、金融机构提供服务，以“数字、普惠、创新、连接“ 为践行社会责任的核心理念。 [↑](#footnote-ref-4)
6. 如蚂蚁金服使用淘宝商户的交易数据进行自动信用分析，并为淘宝供应商提供具有足够高信用评分的信用额度（Hau et al，2018）。 [↑](#footnote-ref-5)
7. 相对较低是指相较于中小企业的信息没有得到有效甄别前，银行常常认为所有的中小企业都有很高的风险，从而制定较高的贷款利率。 [↑](#footnote-ref-6)
8. 参考北京大学数字金融研究中心课题组发布的《商业银行互联网战略转型研究》。 [↑](#footnote-ref-7)
9. 如2021年上半年中国邮政储蓄银行信息科技投入52.02亿元，占营业收入的3.30%；招商银行投入50.55亿元，同比增长28.89%，占营业收入的3.26%，同比提高0.40个百分点，金融科技创新项目新增立项192个，新增上线项目350个；光大银行投入17.04亿元，占营业收入的2.21%；华夏银行投入9.43亿元，同比增长20.74%。 [↑](#footnote-ref-8)
10. 贷款利率浮动幅度的计算参考宋全云等（2019）学者的研究，具体公式为贷款利率浮动幅度=（贷款利率-基准利率）/基准利率。 [↑](#footnote-ref-9)
11. 比如一笔四年期贷款开始发放时五级分类状态为正常，但是两年后五级分类状态为次级。 [↑](#footnote-ref-10)
12. 比如一笔四年期贷款在T年开始发放，则T、T+1、T+2、T+3、T+4年都会存在一条相应的贷款记录，其中只有五级分类的状态存在差异，其他信息和贷款发放时的信息相同。 [↑](#footnote-ref-11)
13. 根据银行的所有权性质及银行特征，本文将银行分为四大类型，分别为国有银行、股份制银行、城商行与农村银行｡其中，国有银行包括中国银行、中国建设银行、中国工商银行、交通银行、中国邮政储蓄银行及中国农业银行；农村银行指农村商业银行、农村信用合作社、村镇银行等为农村地区提供金融服务的银行机构。 [↑](#footnote-ref-12)
14. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为贷款金额。 [↑](#footnote-ref-13)
15. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为数字普惠金融指数。 [↑](#footnote-ref-14)
16. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为企业年龄。 [↑](#footnote-ref-15)
17. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为企业年龄平方。 [↑](#footnote-ref-16)
18. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为企业从有人数。 [↑](#footnote-ref-17)
19. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为人均GDP。 [↑](#footnote-ref-18)
20. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为信贷短缺度。 [↑](#footnote-ref-19)
21. 为节省篇幅，下文中回归结果展示的变量名称将省略对数符号，直接表示为距省会城市的距离。 [↑](#footnote-ref-20)
22. 本数据中共涉及9种行业分类，分别为农、林、牧、渔业，制造业，建筑业，批发和零售业，交通运输、仓储和邮政业，住宿和餐饮业，信息传输、软件和信息技术服务业，房地产业，租赁和商业服务业。 [↑](#footnote-ref-21)
23. 来自北京大学数字金融研究中心工作论文系列 IDF Working Paper Series NO. IDFWP2016017（总第 17 期）《中国数字普惠金融指标体系与指数编制》。 [↑](#footnote-ref-22)
24. 如银保监会发布的《关于2021年进一步推动小微企业金融服务高质量发展的通知》明确指出五家大型银行要努力实现普惠型小微企业贷款全年增长30%以上，并要求大型银行将小型微型企业“首贷户“占比纳入内部绩效指标，而未对其他类型银行提出硬性要求。 [↑](#footnote-ref-23)
25. 金融服务成本的高低是基于中小企业而言的，下文同。 [↑](#footnote-ref-24)
26. 本文表8的数据展示了国有银行及农村银行的平均贷款利率，金融科技公司的平均贷款利率是16.3%（根据Hau et al.（2021）论文中的数据描述性统计得知）。 [↑](#footnote-ref-25)
27. 如蚂蚁集团旗下网商银行独创的310全流程线上信贷（3分钟申请、1秒钟放款、0人工干预）。 [↑](#footnote-ref-26)
28. 在传统金融市场下，此时银行还未进行基于互联网、大数据等金融科技的开发，如果中小企业想要申请一笔贷款，首先需要线下了解各家银行贷款产品的特征，并与自身的融资需求进行匹配，同时还要面临匹配错误需要再次进行匹配的风险，即使匹配成功，整个审批流程需要耗费较长的时间，无法及时满足中小企业的融资需求。 [↑](#footnote-ref-27)
29. HHI的计算参考刘冲等（2020）学者的相关研究，根据该地区一类银行的分支机构与该地区所有银行的分支机构的占比平方后进行求和计算得出。 [↑](#footnote-ref-28)
30. 根据Hau et al（2021）论文中的数据描述性统计得知。 [↑](#footnote-ref-29)
31. 国际清算银行BIS（Bank for International Settlements）的报告指出，截至2018年，金融科技信贷（包括大型科技公司、金融科技公司授信及其他）总体金额仅占金融部门信贷的0.6%。即使在金融科技信贷和大型科技信贷的最大市场中国（包括阿里巴巴的蚂蚁金服集团、腾讯的网络银行、百度的度小满和京东科技等大型科技公司），金融科技信贷也仅占金融部门信贷的2%。 [↑](#footnote-ref-30)
32. 刘运国等（2022）展示了2011-2020年来中国社会消费零售总额和网上零售的趋势，发现网上零售总额年均增长率达到36.14%。 [↑](#footnote-ref-31)
33. 根据Hau et al（2021）论文中的数据描述性统计得知。 [↑](#footnote-ref-32)