

# 数字普惠金融与商业信用二次配置

钟 凯， 梁 鹏， 董晓丹， 王秀丽

**[摘要]** 商业信用二次配置是企业充当信用中介,将银行信贷等资金通过商业信用的渠道为供应链的上下游中小企业提供融资支持,这会导致资金供给链延长,加剧了供应链系统性风险,而数字普惠金融发展的重点在于为中小企业提供直接融资,因此,其能否抑制商业信用二次配置,对于防范金融风险和促进实体经济稳定发展具有重要意义。本文深入探讨了数字普惠金融对商业信用二次配置的影响及其作用机制,研究发现:数字普惠金融有助于降低商业信用二次配置,有效减少了企业利用商业信用把长期借款资金进行二次配置的行为,而且该抑制作用对于外部融资能力较强的企业更加明显。机制检验表明,数字普惠金融通过减少上市公司超额银行信贷抑制商业信用二次配置。进一步分析显示,在外部市场竞争程度较低、内部风险较低、现金持有水平较高以及非高科技企业中,数字普惠金融对上市公司商业信用二次配置的抑制作用更加明显;而且,数字普惠金融在降低商业信用二次配置的同时,对于促进企业创新投入具有一定的积极作用。本文研究表明,数字普惠金融通过增加中小企业直接融资,减少了资金供给的中间环节,进而抑制大型企业充当“影子银行”进行资金的二次配置。

**[关键词]** 数字普惠金融； 商业信用； 影子银行； 二次配置

**[中图分类号]**F275 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)01-0170-19

## 一、引言

金融资源通过正规金融机构分配给企业,只是资金的初次配置。企业通过商业信用形式为供应链的上下游中小企业提供非正式融资以缓解其融资约束,这是商业信用的二次配置行为(Petersen and Rajan, 1997; 王彦超, 2014)。在中国传统金融体系中,银行等金融机构占据着主导地位,金融抑制和银行信贷歧视等问题导致大部分银行信贷资源流向了国有企业或大型企业(王永钦等, 2015; 于泽等, 2015; Chen et al., 2020; 孔东民等, 2021)。上市公司等大型企业把获得的信贷资金以商业信用的方式二次配置给供应链上下游企业,充当信用中介,从事影子银行活动(Harford et al., 2014; 王彦超, 2014; Duchin et al., 2017; 张成思和刘贯春, 2018),导致信贷资金供给链条拉长,加剧

**[收稿日期]** 2021-06-20

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’投资安全保障体系研究”(批准号 19ZDA101);国家自然科学基金青年项目“企业金融化与投资行为研究:基于产业公司设立私募基金的分析”(批准号 71902028);国家社会科学基金一般项目“企业财务特征、治理环境对其退出产融结合的影响研究”(批准号 17BGL233)。

**[作者简介]** 钟凯,对外经济贸易大学国际商学院副教授,管理学博士;梁鹏,对外经济贸易大学国际商学院博士研究生;董晓丹,中国政企合作投资基金股份有限公司;王秀丽,对外经济贸易大学国际商学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:梁鹏,电子邮箱:liangpeng4430@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

了供应链的金融风险(Buchak et al., 2018; Allen et al., 2019)。一般而言,商业信用是由供应链中企业的市场竞争地位来决定,然而有些大型企业的客户集中度和供应商集中度较低,但存在较高的应收款项和预付账款,在一定程度上表明,这些企业的商业信用增加并非源于市场地位,很可能是利用商业信用对资金进行二次配置。可见,商业信用供给主要源于企业为促进销售开展的正常经营业务,以及为供应商和客户提供的融资支持,前者体现为商业信用的经营属性,后者体现为商业信用的金融属性。数字普惠金融的快速发展为中小企业提供了更加便捷的直接融资,提高了其贷款的可得性。基于此,本文将深入探究数字普惠金融是否由于商业信用这一非正式融资需求的减少而降低了商业信用的金融属性,抑制了商业信用的二次配置。

根据金融稳定理事会(Financial Stability Board)的定义,影子银行是指游离于正规金融机构体系之外、会引发系统性金融风险和监管套利风险等问题的金融中介体系。非金融企业充当信用中介进行商业信用二次配置的行为实质上属于影子银行活动,其在供应链环节的高风险性会加剧整个供应链的金融风险。上市公司相对而言规模较大,具有一定的融资优势,在给供应链上下游中小企业提供商业信用时处于优势地位<sup>①</sup>,很可能要求其支付保险溢价和违约溢价,来获取一定的金融回报(Cunat, 2007; 孔东民等, 2021)。因此,这类商业信用配置并非是为开拓市场所做的经营决策,而是体现出金融属性,成为一种金融投资方式,即上市公司将提供商业信用作为非正式的金融投资渠道来获取投资回报(Harford et al., 2014; Duchin et al., 2017)。此外,上市公司作为主贷方进行商业信用二次配置具有较高的隐蔽性和杠杆性,会加剧供应链上下游企业之间的风险传染,造成金融风险累积和溢出效应(沈红波等, 2013; 李建军和韩珣, 2019),一旦供应链上某个主体出现问题,可能加剧系统性金融风险(何德旭和王朝阳, 2017; 张成思, 2019)。因此,探究数字普惠金融对上市公司商业信用二次配置的影响,一方面有助于阐明数字普惠金融的微观效应,提升供应链资金配置效率,另一方面则能够为防范和化解影子银行风险、引导金融回归实体经济提供理论参考。

普惠金融是以商业可持续性和机会平等作为要求,以可负担的成本为社会各个主体提供与其需求相匹配的金融服务。自2015年《政府工作报告》首次提出大力发展普惠金融以来,普惠金融的发展一直是社会各界热切关注的问题。数字普惠金融的发展是数字化手段与金融服务的融合,既能够提升金融信息服务的渗透性和普及性,克服传统金融下的资金错配,更好地发挥长尾效应(谢绚丽等, 2018; 李建军和李俊成, 2020),又能够盘活市场中的金融资源,转化为有效供给(唐松等, 2020; 李建军等, 2020),强化金融对实体经济发展的支持作用(Dupas and Robinson, 2013; 盛天翔和范从来, 2020)。除此之外,数字普惠金融所拥有的数字化技术优势,通过大数据信用评估等手段,能够有效降低资金供需双方的信息不对称,减少信息搜寻与风险控制等成本,一定程度上也会促使交易成本下降(Goldstein et al., 2019)。中国人民银行发布的《中国普惠金融指标分析报告(2020年)》显示,截至2020年末,普惠小微贷款余额达15.1万亿元,同比增长30.3%,全年增加3.52万亿元;2020年新发放贷款金额1000万元以下的小微企业贷款平均利率为5.15%,同比下降0.81%。可见,普惠金融的发展增加了中小企业的贷款可得性,降低了融资成本,直接融资比重不断增加。因而,深入分析数字普惠金融对商业信用二次配置的影响,也有助于阐明数字普惠金融是否能够降低非正式的间接融资需求。

本文研究发现,数字普惠金融发展水平越高,上市公司商业信用二次配置越少,主要表现为数字普惠金融的发展能够显著降低超额商业信用供给,缓解企业将长期贷款以商业信用的方式配置

<sup>①</sup> 上市公司供应链上下游企业中,既有中小企业,也有大企业,本文通过对样本公司统计发现,上市公司前五大供应商和前五大客户比重分别约为25%和30%。

给供应链上下游企业,并且对于外部融资能力较强的企业,数字普惠金融与商业信用二次配置的负向关系更强,为商业信用“资源再配置理论”提供了证据,阐明了商业信用具有一定的金融属性。机制检验表明,数字普惠金融可以通过降低超额银行信贷来抑制商业信用二次配置;数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用有助于促进企业加大创新投入。

本文的潜在贡献主要体现在以下三个方面:①基于影子银行视角,探讨了商业信用从上市公司等大型企业到供应链上下游中小企业的二次配置过程,阐明了上市公司会通过商业信用二次配置来发挥“影子银行”功能,丰富了影子银行的相关研究。影子银行业务的兴起主要源于规避传统金融管制,进行监管套利(Buchak et al.,2018;Chen et al.,2020),尤其存在“资金错配”情况下,中小企业存在融资困难,非金融上市公司更愿意将自身多余资金通过商业信用的形式提供给上下游中小企业,发挥了“影子银行”的功能,导致资金供给链条不断拉长,会加剧供应链上下游企业的融资成本和供应链的系统性风险(彭俞超和黄志刚,2018;李建军和韩珣,2019)。本文研究表明,数字普惠金融由于提高了中小企业贷款可得性,能够减少上市公司商业信用二次配置行为,抑制非金融企业影子银行业务,丰富了非金融企业参与影子银行业务的表现形式,为防范和化解影子银行潜在风险、降低供应链环节的金融风险提供了一定的参考。②结合近年来国家大力发展战略普惠金融的有关政策,进一步评估了数字普惠金融的实施效果,拓展了数字普惠金融经济后果的研究。关于数字普惠金融经济后果的研究主要从宏观经济发展(Aduda and Kalunda,2012;Buchak et al.,2018)、社会收入分配(Burgess and Pande,2005;Imai et al.,2010;尹志超和张栋浩,2020)、企业财务决策(Dupas and Robinson,2013;盛天翔和范从来,2020)和家庭金融(易行健和周利,2018;Fuster et al.,2019;李建军和李俊成,2020)等角度开展,数字普惠金融在解决中小企业融资问题(李春涛等,2020)以及激励其创新创业活动(谢绚丽等,2018;唐松等,2020;李建军和李俊成,2020)等方面发挥着积极作用。本文结合商业信用二次配置的分析表明,数字普惠金融对上市公司等大型企业和中小企业的影晌存在非对称性,其缓解了中小企业的融资约束,降低了上市公司等大型企业的金融资源对外供给,有助于减少影子银行业务,促进金融资源的合理配置,解决金融资源的错配问题,对于监管部门创新直达实体企业的金融政策工具提供了一定的政策参考。③丰富了商业信用“资源再配置理论”研究,指出商业信用成为企业进行“资源再配置”的方式之一,而非完全由“买方市场”主导,拓展了商业信用二次配置影响因素的相关研究,为银行信贷与商业信用之间的关系研究提供了经验证据上的补充。已有关于企业商业信用的研究主要从“资源再配置理论”(Petersen and Rajan,1997;Fisman and Love,2003;王彦超,2014;Shenoy and Williams,2017;Altunok et al.,2020)和“买方市场理论”(Love et al.,2007;Giannetti et al.,2011;张新民等,2012;Davis and Hyndman,2018;陈胜蓝和刘晓玲,2019)两个方面展开。其中,“资源再配置理论”认为商业信用主要由需求端驱动,具有融资优势的企业会将多余资金通过商业信用的方式为供应链上下游企业提供融资支持,形成资金配置的非正式机制;“买方市场理论”则认为商业信用主要由供给端主导,企业为提高销售收入或确保上游供应商稳定而对外提供商业信用。此外,商业信用与银行信贷的研究主要集中于探讨二者是替代关系(Petersen and Rajan,1997)还是互补关系(Burkart and Ellingsen,2004),且已有研究主要将商业信用和银行信贷视为两种独立的融资方式,而未深入系统地研究其可能发生的转化过程。本文指出,上市公司通过商业信用对外供给的方式把银行信贷资源配置给其他企业,表明银行信贷和商业信用之间会发生转化,说明商业信用并非完全由买方市场主导,还具有一部分金融属性,能够为供应链上下游企业提供融资支持,是对商业信用研究的有益补充。

## 二、理论分析与研究假说

传统金融存在金融抑制、信贷歧视等诸多问题,导致中小企业难以充分享受银行信贷服务,使得资金二次配置现象一直存在(王彦超,2014;于泽等,2015)。商业信用在上市公司营业收入中占据较高比重,一定程度上表明上市公司很可能会利用商业信用对外提供资金配置,是信用体系中非正式融资方式之一(Fisman and Love,2003;王彦超,2014)。银行信贷资源由正规金融机构输送到上市公司,是资金的初次分配过程;由于中小企业难以从传统银行获得信贷支持,上市公司会将银行信贷资金通过商业信用形式提供给供应链上下游中小企业,以满足其融资需求(如图1实线部分),进而实现商业信用二次配置(Petersen and Rajan,1997;Fisman and Love,2003;陆正飞和杨德明,2011)。

上市公司通常有能力和动机开展商业信用二次配置,扮演着影子银行的角色。在能力方面,上市公司规模较大,具有一定的市场地位和较好的融资信誉,与银行等金融机构形成了良好的银企关系,更容易获得银行信贷资金(王永钦等,2015;于泽等,2015)。在这种情况下,上市公司内部往往容易形成资金的剩余和闲置,更有能力开展商业信用二次配置(王彦超,2014)。在动机方面,一方面,近年来实体经济的利润率逐渐下降,而金融投资具有较高的超额回报率(Buchak et al.,2018),在资本套利动机驱动下,实体企业更有动机从事金融回报较高的项目。上市公司在为上下游中小企业提供商业信用时,会要求其支付保险溢价和违约溢价以获取超额金融回报(Cunat,2007;孔东民等,2021)。管理者出于个人利益最大化和业绩压力考虑,会放弃投资回报周期较长、风险较高的项目,选择回报率较高的金融投资,因此,管理者有动机利用闲置资金为上下游中小企业进行商业信用二次配置,从而获取超额金融回报(Harford et al.,2014;Duchin et al.,2017),满足自身短期业绩要求。另一方面,供应链上的上市公司与上下游中小企业拥有长期合作关系,建立了紧密联系,比较了解产业链中真实的交易信息,面临的信息不对称程度较低,而且出于维持整个供应链稳定的目的,上市公司会通过为供应链上下游企业提供商业信用的方式给予融资支持,降低针对供应商、客户的搜寻成本,因而上市公司为供应链上下游的中小企业提供商业信用融资支持也有助于降低其自身的交易成本。与此同时,在传统金融模式下,中小企业在非正式融资方式的选择上也更倾向于商业信用融资。基于供应链的长期业务合作会降低中小企业信息不对称,增加上市公司等大型企业对上下游中小企业的信任,与委托贷款、发行信托产品等非正式融资方式相比,利用商业信用融资的成本较低。商业信用的融资方式有助于减少中小企业在融资中的搜寻成本,而且与其他非正式融资方式相比,商业信用的使用更加灵活,使得中小企业通过商业信用进行融资的交易成本较低。因此,中小企业对于商业信用的融资需求也会促使上市公司等大型企业通过商业信用进行资金的二次配置。

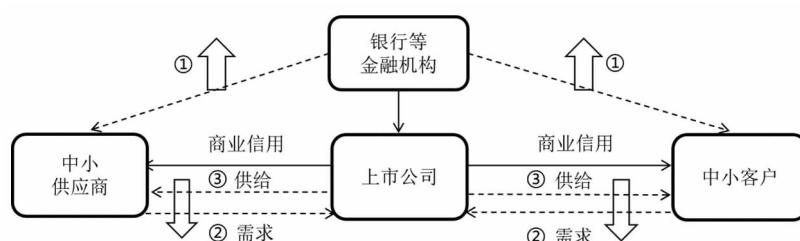
数字普惠金融在解决传统金融资金错配、金融抑制等问题上发挥着重要作用,是传统金融的重要补充和延伸,也是完善金融体系的重要方面。数字普惠金融发展的关键在于为中小企业提供融资支持,增加直接融资比重,其作用对象并非是上市公司等大型企业。中小企业与上市公司等大型企业之间存在风险和信用资质等差异,其融资来源存在明显的市场分割,这就为上市公司等大型企业利用低成本融资优势,通过影子银行业务向中小企业进行资金二次配置赚取套利收益提供了条件,而数字普惠金融由于直接缓解了中小企业融资约束,会对上市公司等大型企业参与影子银行业务产生间接影响。商业信用二次配置成为非金融企业影子银行业务的表现形式之一,数字普惠金融会通过需求与供给两个维度对其发挥作用。具体机制如下:

对于商业信用的需求方而言,一方面,随着数字普惠金融的快速发展,银行等金融机构运用机

器学习算法训练风控模型为中小供应商和客户“画像”,不仅可以从财务报表等历史数据中了解其经营状况,还可以从多维度精准分析融资需求与未来发展前景,为欺诈识别、信用风险管理等提供有力支撑,更好地发挥长尾效应;同时,数字技术的应用有效降低了供应链上下游中小企业与银行等金融机构之间的信息不对称,扩大了金融服务覆盖面,从而促使银行等金融机构可以直接将资金配置给供应链上下游中小企业(李建军等,2020;盛天翔和范从来,2020),增加了供应链上下游中小企业的直接融资规模(如图1虚线①部分),导致从上市公司获取商业信用的需求减弱。另一方面,根据资源再配置理论,由于商业信用供给方往往处于强势地位,上市公司可能会要求供应链上下游中小企业支付保险溢价和违约溢价,从而提高了商业信用的使用成本(Cunat,2007;孔东民等,2021)。数字普惠金融发展水平不断提高,不仅增强了供应链上下游中小企业的贷款可得性,而且银行等金融机构可以给中小供应商和客户提供多样化的金融服务,使其更容易以较低的资本成本获取资金(如图1虚线②部分),导致中小供应商和客户对较高成本的商业信用需求减弱。因此,数字普惠金融的发展能够有效降低中小供应商和客户对商业信用的需求意愿(如图1虚线③部分)。

对于商业信用的供给方而言,数字普惠金融的发展增强了供应链上下游中小企业获得资金的便利性(李建军等,2020;盛天翔和范从来,2020),也降低了其融资成本,改变了“金融机构—上市公司—中小供应商和客户”的传统资金供给模式(如图1实线部分)。中小供应商和客户对商业信用需求的下降会导致上市公司对外提供商业信用的动机减弱,即减弱了其商业信用二次配置的意愿和动机。此外,随着数字普惠金融的发展,金融资源配置的公平性使得上市公司获取超额银行信贷等资金的难度加大,导致上市公司进行商业信用二次配置的能力下降。因此,数字普惠金融的发展通过增强中小供应商和客户的贷款可得性,降低了融资成本,倒逼上市公司减少商业信用供给,而且金融资源配置的公平性也使得上市公司可用于对外供给的商业信用降低(如图1虚线③部分)。基于以上分析,本文提出:

假说:在其他条件一定的情况下,数字普惠金融的发展有助于降低上市公司商业信用的二次配置。



注:实线为传统金融的资金供给路径;虚线为数字普惠金融后的资金供给路径;箭头为与传统金融相比,数字普惠金融发展后资金供给的变化情况。

图1 资金供给链条

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源

本文以2011—2018年中国A股非金融类上市公司为研究对象,选取该样本区间的原因是数字普惠金融指数更新区间为2011—2018年。考虑已有研究证明数字普惠金融对于缓解中小企业融资具有一定积极作用,能够提高其贷款可得性(李建军等,2020;盛天翔和范从来,2020),但数字普惠

金融发展对大型企业与中小企业的影响存在非对称性，上市公司总体而言规模较大，市场地位较高，具有融资优势，更有可能利用商业信用进行资金二次配置。因而，本文选择上市公司样本探究数字普惠金融是否影响商业信用二次配置，抑制非金融企业参与影子银行业务。数字普惠金融发展指数来自《北京大学数字普惠金融指数(2011—2018)》，财务数据来源于国泰安 CSMAR 数据库。本文按照如下流程进行样本筛选：剔除金融行业样本；剔除 ST、PT 上市公司；剔除净资产小于 0 的样本；剔除数据缺失样本。对连续型变量进行前后 1% 的 Winsorize 处理，总共得到 19271 个观测样本。

## 2. 变量定义

(1) 数字普惠金融。借鉴郭峰等(2020)，数字普惠金融发展的衡量方式采用北京大学数字普惠金融指数，并取自然对数。数字普惠金融指数是通过蚂蚁金服在微观用户层面建立的大数据指数，采用多层级指标体系综合形成(张勋等,2019; 盛天翔和范从来,2020)，具有较高的可靠性和权威性。该指数为省级层面的面板数据，相对客观地反映了地区层面数字普惠金融发展水平。

(2) 商业信用。参考陈胜蓝和刘晓玲(2018)对商业信用的定义，本文采用两种方式定义商业信用：一是以营业成本为基础定义，计算方法为：(应收账款+应收票据+预付账款)/营业成本；二是以营业收入为基础定义，计算方法为：(应收账款+应收票据+预付账款)/营业收入。此外，本文也借鉴孙昌玲等(2021)的做法，进一步采用商业信用净额衡量，以增强结果的稳健性，计算公式分别为：(应收账款+应收票据+预付账款-应付账款-应付票据-预收账款)/营业收入、(应收账款+应收票据+预付账款-应付账款-应付票据-预收账款)/营业成本。

(3) 控制变量<sup>①</sup>。参考已有文献(张新民等,2012; 王彦超,2014)，考虑到可能有其他因素影响企业商业信用配置，本文加入以下控制变量：总资产报酬率(ROA)、资产负债率(LEV)、固定资产(TANG)、公司规模(SIZE)、经营活动现金流量(OCF)、公司成长性(GROW)、公司年龄(AGE)、独立董事占比(INDIR)、产权性质(SOE)、托宾 Q 值(TOBINO)，以及行业、年度和省份固定效应等。

## 3. 实证模型

为了检验数字普惠金融对商业信用配置的影响，本文构建如下回归模型：

$$TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FINDEX_{m,t} + \sum CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $TC$  为商业信用配置的代理变量， $FINDEX$  为数字普惠金融的代理变量， $CONTROLS$  为回归分析中涉及的控制变量。本文主要关注系数  $\beta_1$ ，如果  $\beta_1$  显著小于 0，说明数字普惠金融与上市公司的商业信用配置呈负相关，进而支持本文的假说。

## 四、实证结果

### 1. 描述性统计

表 1 列示了相关变量的描述性统计。可以看出，以营业成本定义的商业信用配置( $TC\_COST$ )的均值(中位数)为 0.37(0.30)，以营业收入定义的商业信用配置( $TC\_INCOME$ )的均值(中位数)为 0.35(0.28)，说明商业信用占营业收入的比例约为 35%，表明上市公司对外提供的商业信用有一定的规模，是企业的一项重要财务决策，体现出研究数字普惠金融对商业信用二次配置的影响具有重要意义。数字普惠金融发展( $INDEX$ )的均值(中位数)为 220.03(229.37)，数字普惠金融发展指数取对数( $FINDEX$ )的均值(中位数)为 5.28(5.44)，表明中国数字普惠金融发展迅速，发展水平较高。其余变量与已有文献基本一致。

<sup>①</sup> 变量定义表详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
TC_COST	19271	0.3738	0.3076	0.0062	0.1516	0.2969	0.5047	1.5463
TC_INCOME	19271	0.3489	0.2846	0.0060	0.1434	0.2794	0.4690	1.4286
NTC_COST	19271	0.0182	0.4015	-1.7538	-0.1100	0.0308	0.2012	1.1020
NTC_INCOME	19271	0.0117	0.3691	-1.6343	-0.1048	0.0293	0.1861	0.9531
INDEX	19271	220.0321	86.8977	16.2200	159.8600	229.3667	285.7906	377.7337
FINDEX	19271	5.2822	0.5502	3.3975	5.0805	5.4397	5.6588	5.9368
SIZE	19271	22.1555	1.2807	19.7687	21.2291	21.9837	22.8857	26.0909
LEV	19271	0.5734	0.2087	0.1121	0.4149	0.5813	0.7428	0.9497
ROA	19271	0.0377	0.0550	-0.2152	0.0138	0.0354	0.0644	0.1873
GROW	19271	0.1880	0.4314	-0.5409	-0.0134	0.1138	0.2765	2.7951
OCF	19271	0.0407	0.0701	-0.1756	0.0024	0.0403	0.0820	0.2339
TANG	19271	0.2153	0.1628	0.0019	0.0889	0.1814	0.3076	0.7059
AGE	19271	2.8736	0.3298	1.7918	2.7081	2.9444	3.0910	3.4657
SOE	19271	0.3746	0.4840	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
INDIR	19271	0.3745	0.0534	0.3333	0.3333	0.3333	0.4286	0.5714
TOBINQ	19271	2.5111	1.7939	0.8751	1.3608	1.9298	2.9731	10.9939

## 2. 基本检验结果

表 2 列示了数字普惠金融发展与商业信用配置相关性的检验结果。第(1)、(3)列的因变量是以营业成本为基础定义的商业信用(*TC\_COST*)，第(2)、(4)列的因变量是以营业收入为基础定义的商业信用(*TC\_INCOME*)，第(5)列的因变量是以营业成本为基础定义的商业信用净额(*NTC\_COST*)，第(6)列的因变量是以营业收入为基础定义的商业信用净额(*NTC\_INCOME*)。第(1)、(2)列控制了行业和年度固定效应，第(3)—(6)列控制了行业、年度和省份固定效应。结果显示，在第(1)、(2)列中，数字普惠金融发展水平的系数(*FINDEX*)均在 1% 水平上显著为负；在第(3)、(4)列中加入省份固定效应后，数字普惠金融发展水平的系数(*FINDEX*)显著为负，且至少在 10% 水平上显著；在第(5)、(6)列中<sup>①</sup>，数字普惠金融发展水平与商业信用净额的系数至少在 10% 的水平显著为负。上述结果表明，数字普惠金融的发展与商业信用配置呈显著的负相关关系，证实了数字普惠金融的发展水平越高，上市公司会减少对供应链上下游企业给予商业信用配置的行为，支持本文的假说。

## 3. 超额商业信用

商业信用供给主要包括企业正常经营业务和给上下游中小企业提供金融服务两部分，本文研究的重点在于上市公司通过商业信用为上下游中小企业提供金融服务这一部分，因此，下文将进一步检验数字普惠金融发展是否会降低上市公司利用商业信用为上下游中小企业提供金融服务的行为，即商业信用中的金融属性，据此说明数字普惠金融对商业信用二次配置存在抑制作用。

考虑商业信用经营属性与金融属性的区别，本文利用模型(2)构建了超额商业信用指标(*TC\_RES*)，是指企业超出正常经营活动而对外提供的商业信用，主要体现为企业给供应链上下游企业提供的融资支持，具有金融属性。针对超额商业信用，参考投资效率变量的构造方法，本文采用

<sup>①</sup> 应付账款、应付票据、预收账款等可能更多是由市场地位决定(Giannetti et al., 2011; 张新民等, 2012)，主要体现为商业信用的经营属性，本文关注的重点是商业信用的金融属性和对外供给过程，利用净商业信用测度商业信用供给可能存在较多干扰因素与偏差，因此本文将其作为稳健性指标。

表 2

基本检验结果

变量	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>NTC_COST</i>	<i>NTC_INCOME</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FINDEX</i>	-0.1047*** (-4.4967)	-0.0979*** (-4.6890)	-0.0447** (-1.9869)	-0.0369* (-1.8820)	-0.0465* (-1.7146)	-0.0486** (-2.0085)
<i>SIZE</i>	-0.0143*** (-3.6757)	-0.0185*** (-5.2152)	-0.0168*** (-4.2866)	-0.0208*** (-5.8066)	-0.0178*** (-3.2784)	-0.0160*** (-3.2563)
<i>LEV</i>	0.0456* (1.8570)	0.0028 (0.1227)	0.0407* (1.6867)	-0.0018 (-0.0806)	0.4952*** (16.9537)	0.4630*** (16.9251)
<i>ROA</i>	0.3909*** (6.4175)	-0.4191*** (-6.5697)	0.3971*** (6.5788)	-0.4112*** (-6.5211)	0.2000*** (3.0068)	0.0775 (1.0873)
<i>GROW</i>	-0.0040 (-0.7420)	-0.0207*** (-4.0523)	-0.0045 (-0.8535)	-0.0212*** (-4.2295)	0.0218*** (3.1444)	0.0215*** (3.3248)
<i>OCF</i>	-0.9938*** (-21.3800)	-0.9048*** (-21.9019)	-0.9572*** (-20.9557)	-0.8706*** (-21.4844)	-0.9220*** (-16.0179)	-0.7958*** (-15.5792)
<i>TANG</i>	-0.4766*** (-17.3140)	-0.4611*** (-18.2949)	-0.4799*** (-17.4705)	-0.4657*** (-18.4487)	-0.1040*** (-3.1095)	-0.1190*** (-3.8913)
<i>AGE</i>	-0.0905*** (-6.3095)	-0.0777*** (-6.0942)	-0.0829*** (-5.6657)	-0.0714*** (-5.4796)	-0.0310* (-1.9319)	-0.0273* (-1.8585)
<i>SOE</i>	-0.0524*** (-5.6804)	-0.0449*** (-5.2372)	-0.0630*** (-6.7455)	-0.0544*** (-6.2595)	-0.0661*** (-5.5033)	-0.0573*** (-5.2088)
<i>INDIR</i>	0.0609 (0.8778)	0.0678 (1.0719)	0.0573 (0.8228)	0.0668 (1.0494)	0.0698 (0.9109)	0.0813 (1.1696)
<i>TOBINQ</i>	-0.0050** (-1.9931)	-0.0047** (-2.0927)	-0.0052** (-2.0954)	-0.0049** (-2.1876)	0.0016 (0.5251)	-0.0020 (-0.6978)
<i>Constant</i>	1.2654*** (9.0613)	1.3233*** (10.4008)	1.0238*** (7.1991)	1.0818*** (8.4361)	0.3425* (1.8255)	0.3276* (1.9324)
<i>Year/Industry</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Province</i>	否	否	是	是	是	是
N	19271	19271	19271	19271	19271	19271
R <sup>2</sup>	0.2427	0.2621	0.2628	0.2807	0.3972	0.3888

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号内为系数的 t 值检验, t 值经公司层面 cluster 调整, 以下各表同。

如下模型<sup>①</sup>获取残差(*TC\_RES*), 作为超额商业信用的测度变量:

$$\begin{aligned} TC\_COST_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 TOBINQ_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 OCF_{i,t-1} + \beta_4 LEV_{i,t-1} \\ & + \beta_5 ROA_{i,t-1} + \beta_6 TANG_{i,t-1} + \beta_7 GROW_{i,t-1} + \beta_8 TOP1_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, *TOP1* 为企业第一大股东持股比例, 其余变量和前文定义保持一致。表 3<sup>②</sup>第(1)列展示了检验结果。结果显示, 数字普惠金融发展水平与超额商业信用的系数显著为负, 且在 10% 水平上显

① 商业信用(*TC\_INCOME*)与变量 *GROW* 均是以营业收入为基础, 存在一定的完美线性关系, 因此, 没有采用 *TC\_INCOME* 作为因变量回归。

② 计算超额商业信用时采用 *t-1* 期数据进行回归, 样本量有所减少。

著,表明数字普惠金融对超额商业信用即商业信用的金融属性具有一定的抑制作用,排除了商业信用可能受到企业正常生产经营活动的潜在影响。

#### 4. 商业信用二次配置检验

(1)银行借款的检验。这里结合商业信用二次配置的具体过程,进一步说明商业信用下降是否源于二次配置的减少,阐明数字普惠金融发展对商业信用二次配置的传导机制。

本文参考王彦超(2014)的做法,把上市公司银行借款与数字普惠金融发展进行交乘,来证实商业信用二次配置的作用。此外,把银行借款细分为长期借款和短期借款以探讨不同信贷期限对商业信用二次配置的异质性影响。长期借款采用长期借款总额除以贷款总额衡量,短期借款采用短期借款总额除以贷款总额衡量,并按照行业年度中位数分组,将高于行业年度中位数的样本取值为1,否则为0。表3第(2)、(3)列为企业长期借款与数字普惠金融发展进行交乘的结果,第(4)、(5)列为企业短期借款与数字普惠金融发展进行交乘的结果。

结果显示,在第(2)、(3)列中,长期借款与商业信用配置的系数为正,且均在5%的水平上显著,说明上市公司取得长期借款后更愿意将这部分资金以商业信用的形式配置给上下游中小企业。长期借款与数字普惠金融的交乘项( $LLOAN \times FINDEX$ )显著为负,且均在5%水平上显著,说明数字普惠金融的发展能够有效抑制企业利用商业信用方式把长期借款资金配置给其他企业的行为,从而证实了商业信用二次配置的存在。在第(4)、(5)列中,短期借款与商业信用配置的系数不显著,且短期借款与数字普惠金融的交乘项( $SLOAN \times FINDEX$ )的系数也不显著。上述结果说明,上市公司有动机利用长期借款资金,通过商业信用的形式配置给供应链上下游中小企业,而不是利用短期借款资金,这为资源再配置理论提供了相应的证据。

表3 超额商业信用和商业信用二次配置检验

变量	超额商业信用	长期借款		短期借款	
		<i>TC_RES</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FINDEX</i>	-0.0583*	-0.0290 (-1.6710)	-0.0242 (-1.2274)	-0.0410* (-1.1882)	-0.0341* (-1.8268) (-1.7376)
<i>LLOAN</i>		0.1048** (2.3768)	0.0823** (2.1268)		
<i>LLOAN</i> × <i>FINDEX</i>		-0.0201** (-2.4168)	-0.0166** (-2.2689)		
<i>SLOAN</i>				-0.0089 (-0.2043)	-0.0201 (-0.5098)
<i>SLOAN</i> × <i>FINDEX</i>				-0.0030 (-0.3639)	-0.0003 (-0.0450)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Year/Industry/Province</i>	是	是	是	是	是
N	16550	19271	19271	19271	19271
R <sup>2</sup>	0.0276	0.2631	0.2810	0.2642	0.2819

(2)企业外部融资能力的检验。企业融资能力的异质性也会在一定程度上影响商业信用二次配置,这里进一步从企业融资约束和企业融资成本两方面分析其对商业信用二次配置的影响作用,以及数字普惠金融发展水平如何影响两者之间的关系。当上市公司融资能力较强时,一般而言,其融资成本相对较低,面临的融资约束也较低,上市公司更有资金优势为上下游中小企业提供商业信用,从而利用商业信用来发挥影子银行功能(王彦超,2014)。随着数字普惠金融快速发展,上下游中小企业贷款可得性显著提高,对商业信用的需求减少,上市公司通过商业信用进行资金二次配置的动机降低。因此,当数字普惠金融发展水平较高时,外部融资能力较强的企业开展商业信用二次配置的动机将会得到有效缓解。

企业外部融资能力采用融资成本和融资约束两个变量进行度量,其中,融资约束采用SA指数衡量,融资成本采用利息支出除以总负债衡量。当融资约束或融资成本小于行业年度中位数时,取值1,否则为0。表4第(1)、(2)列为融资约束(ABSA)的回归结果,第(3)、(4)列为融资成本(FC)的回归结果。结果显示,在第(1)、(2)列中,融资约束与商业信用二次配置的系数为正,且均在1%水平上显著,说明融资约束较低的企业更倾向于开展商业信用二次配置;融资约束与数字普惠金融的交乘项(ABSA×FINDEX)显著为负,且至少在10%水平上显著,说明数字普惠金融发展较高时,融资约束较低的企业开展商业信用二次配置的动机将会得到缓解;融资成本具体表述和融资约束类似,这里不作赘述。

**表4 企业外部融资能力检验**

变量	融资约束		融资成本	
	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FINDEX</i>	-0.0410*	-0.0345*	-0.0396*	-0.0329*
	(-1.8212)	(-1.7510)	(-1.7790)	(-1.6843)
<i>ABSA</i>	0.1621***	0.1150***		
	(3.3925)	(2.6736)		
<i>ABSA</i> × <i>FINDEX</i>	-0.0205**	-0.0134*		
	(-2.3187)	(-1.6831)		
<i>FC</i>			0.1120**	0.0794**
			(2.4945)	(1.9778)
<i>FC</i> × <i>FINDEX</i>			-0.0226***	-0.0171**
			(-2.7337)	(-2.3127)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Year/Industry/Province</i>	是	是	是	是
N	19271	19271	19271	19271
R <sup>2</sup>	0.2682	0.2849	0.2633	0.2813

## 五、机制检验

下面进一步探讨数字普惠金融发展对上市公司商业信用二次配置的传导路径,以期打开两者关系的“黑箱”,为进一步抑制上市公司参与影子银行业务、防范和化解金融风险提供更加深入的经验证据。

在传统金融背景下,上市公司规模较大,具有较高的市场地位,拥有良好的可抵押资产,与银行等金融机构形成了良好的银企关系,更可能获得“超额”银行信贷资金(王永钦等,2015;于泽等,2015)。在这种情况下,上市公司往往有较多的闲置资金为上下游中小企业提供商业信用以获取一定金融回报(Duchin et al.,2017;Buchak et al.,2018)。但是,数字普惠金融的发展一方面促使银行等金融机构将更多资金向中小企业倾斜,从而减少对上市公司等大型企业提供超额信贷资金;另一方面增加了上下游中小企业的贷款可得性,降低了融资成本,因而其对于非正式融资的需求下降,导致上市公司获取超额信贷资金的动机降低,进而通过商业信用等方式供给上下游中小企业的动机减弱。因此,本文预期,数字普惠发展会通过降低上市公司的超额银行信贷来抑制商业信用二次配置。

本文借鉴投资效率模型的方法,构建超额银行贷款指标(*LOAN\_RES*),是指企业除获取银行贷款以满足正常生产经营之外超额获得的贷款,可以从一定程度反映上市公司具有一定的融资优势。针对超额银行贷款,本文采用如下模型获取残差(*LOAN\_RES*),作为超额银行贷款的测度变量:

$$\begin{aligned} LOAN_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 TOBINQ_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 OCF_{i,t-1} + \beta_4 LEV_{i,t-1} + \beta_5 ROA_{i,t-1} \\ & + \beta_6 TANG_{i,t-1} + \beta_7 GROW_{i,t-1} + \sum YEAR + \sum INDUSTRY + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中,*LOAN*表示企业长期贷款占期末总负债的比重,其余控制变量定义和前文保持一致。这里采用中介效应做机制检验,表5列示了机制检验的基本结果<sup>①</sup>,并同时控制了行业、年度和省份固定效应。结果显示,在第(1)列中,*FINDEX*的系数显著为负,且在1%水平上显著,表明数字普惠金融的发展会抑制上市公司获取超额银行贷款;在第(2)列中,*FINDEX*的系数显著为负,*LOAN\_RES*的系数显著为正,且至少在10%水平上显著;在第(3)列中,*FINDEX*的系数显著为负,*LOAN\_RES*的系数显著为正,且均在10%水平上显著。上述结果表明,数字普惠金融的发展会抑制上市公司获取超额银行贷款,从而降低上市公司商业信用二次配置行为。

**表 5** 机制检验结果

变量	机制检验结果		
	(1)	(2)	(3)
<i>LOAN_RES</i>		0.1660*** (2.8065)	0.0959* (1.7445)
<i>FINDEX</i>	-0.0298*** (-4.5229)	-0.0468* (-1.9176)	-0.0392* (-1.7676)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year/Industry/Province</i>	是	是	是
N	16678	16678	16678
R <sup>2</sup>	0.0820	0.2669	0.2853

## 六、进一步分析

下面进一步分析内外部环境的影响以及潜在的经济后果,为数字普惠金融抑制上市公司参与影子银行业务、降低供应链金融风险提供更加深入的经验证据。

### 1. 外部市场竞争

外部市场竞争主要从两个方面探讨:一是行业视角,即企业所处的整个行业竞争程度;二是供

<sup>①</sup> 由于计算超额银行贷款采用的是*t-1*期数据进行回归,样本量有所减少。

应链视角,即企业在与客户和供应商谈判时所拥有的话语权,这两方面均在一定程度上反映了企业所面临的外部市场竞争格局。

一方面,公司所在行业的竞争程度反映了外部市场竞争水平。当行业竞争程度较低时,企业利用商业信用争夺客户的难度较高,因而,此时企业对外提供商业信用可能不是源于经营活动,更可能体现为给上下游企业提供融资支持。随着数字普惠金融发展程度不断提高,上下游中小企业获取资金的便利性得到提升,可以选择更加多样化的金融服务产品,从而使得上市公司进行商业信用二次配置的动机有所降低,尤其在行业竞争程度较低时更加明显。因此,本文预期,当企业所处的行业竞争度较低时,数字普惠金融发展对上市公司商业信用二次配置的抑制作用会更加显著。

另一方面,客户集中度和供应商集中度体现出交易双方的话语权。当上市公司的客户集中度或供应商集中度越低时,其话语权相对越高,不容易依赖大客户提供订单支持,也不容易依赖大供应商提供原材料支持,与客户和供应商的谈判能力相对更强。根据资源再配置理论,处于有利地位的企业提供商业信用时,更有可能要求上下游中小企业支付保险溢价和违约溢价(Cunat,2007;孔东民等,2021),以获取一定的金融回报率。此时商业信用二次配置逐渐发展成为一种金融投资方式。随着数字普惠金融发展水平提高,上下游中小企业可以直接从金融机构选择更加便利化、多样化的金融服务产品,从而减少对商业信用的依赖,使得上市公司进行商业信用二次配置的动机减弱,尤其对于客户集中度或供应商集中度较低的企业更加明显。因此,本文预期,在客户集中度或供应商集中度较低时,数字普惠金融对上市公司商业信用二次配置的抑制作用会更加显著。

为了考察在不同市场竞争程度下数字普惠金融对商业信用二次配置的影响,本文采用赫芬达尔指数( $HHI$ )、客户集中度( $CR$ )和供应商集中度( $SR$ )来衡量市场竞争程度,并构造其与数字普惠金融发展的交乘项进行回归分析。 $HHI$ 越大,表示行业竞争度越小,当  $HHI$  大于行业年度中位数时,取值为 1,否则取 0。表 6 第(1)、(2)列展示了行业竞争程度的结果。结果显示, $HHI \times FINDEX$  的回归系数显著为负,且均在 1% 水平上显著,表明当企业所在的行业竞争程度更低时,数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用会更加显著。

表 6 第(3)、(4)列是采用客户集中度( $CR$ )衡量外部市场竞争程度的检验结果,客户集中度采用前五大客户销售额占全部销售额的比重衡量。第(5)、(6)列是采用供应商集中度( $SR$ )衡量外部市场竞争程度的检验结果,供应商集中度采用前五大供应商采购额占全部采购额的比重衡量。当客户集中度或供应商集中度小于行业年度中位数时,取值为 1,否则为 0。结果显示, $CR \times FINDEX$  的回归系数均在 1% 水平上显著为负, $SR \times FINDEX$  的回归系数至少在 5% 水平上显著为负,表明当客户集中度或供应商集中度较低时,数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用更加明显,间接支持了资源再配置理论。

## 2. 企业内部风险

企业内部风险主要包括经营风险和财务风险两方面,经营风险会增加企业经营的不确定性,财务风险会使得企业面临流动性危机时产生较高破产风险。内部风险较大的企业在日常活动时会更加谨慎,较少参与资金二次配置的投资活动;并且,财务状况比较脆弱的公司更可能受到危机事件的影响,会较少向上下游中小企业提供商业信用(Love et al.,2007)。当上市公司的经营风险或财务风险越低时,其更愿意参与影子银行业务,把取得的信贷资金进行二次配置。因此,在经营风险或财务风险越低的上市公司中,数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用更显著。

表 7 第(1)、(2)列是考虑了经营风险( $ORISK$ )的回归结果,第(3)、(4)列为考虑了财务风险( $FRISK$ ) 的回归结果。经营风险采用企业最近三年资产报酬率的标准差来衡量。财务风险借鉴

表 6

外部市场竞争

变量	行业竞争度		客户集中度		供应商集中度	
	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FINDEX</i>	-0.0157 (-0.6766)	-0.0071 (-0.3458)	-0.0311 (-1.3756)	-0.0243 (-1.2364)	-0.0485** (-2.1764)	-0.0398** (-2.0475)
<i>HHI</i>	0.2246*** (4.7866)	0.2291*** (5.4358)				
<i>HHI×FINDEX</i>	-0.0440*** (-4.9325)	-0.0451*** (-5.6297)				
<i>CR</i>			0.0454 (1.0689)	0.0478 (1.2848)		
<i>CR×FINDEX</i>			-0.0230*** (-2.8688)	-0.0219*** (-3.1006)		
<i>SR</i>					0.1473*** (3.3619)	0.1514*** (3.8657)
<i>SR×FINDEX</i>					-0.0202** (-2.4341)	-0.0220*** (-2.9508)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year/Industry/Province</i>	是	是	是	是	是	是
N	19271	19271	19271	19271	19271	19271
R <sup>2</sup>	0.2639	0.2821	0.2776	0.2944	0.2668	0.2843

Altman(1968),采用Z指数衡量。*Z\_SCORE*的数值越大,表示财务风险越小。当经营风险或财务风险小于行业年度中位数时,取值为1,否则为0。回归结果显示,*ORISK×FINDEX*的系数显著为负,且均在5%水平上显著;*FRISK×FINDEX*的系数显著为负,且至少在5%水平上显著,说明当经营风险或财务风险较低时,数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用更加显著。

### 3. 现金持有水平

企业的现金持有水平反映了其进行资金配置的能力,当现金持有水平越高时,企业更有能力开展商业信用二次配置。因此,数字普惠金融对商业信用二次配置的影响在现金持有水平较高的样本中更加显著。本文将企业现金持有水平定义为货币资金除以总资产,并将企业现金持有水平高于行业年度中位数定义为现金持有水平较高的样本,*CASH*取值为1,其余取值为0,并在模型(1)的基础上利用调节效应分析企业间的差异。检验结果如表7第(5)、(6)列所示,结果显示,*CASH×FINDEX*的系数显著为负,且均在1%水平上显著,说明在现金持有水平较高的样本中,数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用更加显著。

### 4. 高科技企业

高科技企业对创新投资的资金需求量较大,企业内部经营风险较高,抵御外部不确定性的能力相对较弱,会面临更强的融资约束。与高科技企业相比而言,非高科技企业有较多的资金实力对外提供商业信用。因此,数字普惠金融对商业信用二次配置的影响在高科技企业与非高科技企业之间很可能存在一定的差异。本文将制造业中的通用设备、专用设备、交通运输设备、电气机械及器材、计算机及其他电子设备、通信设备、仪器仪表及文化以及办公用机械划分为高科技行业,在模型(1)

表 7

企业内部风险和现金持有水平

变量	经营风险		财务风险		现金持有水平	
	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>	<i>TC_COST</i>	<i>TC_INCOME</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>FINDEX</i>	-0.0387*	-0.0307 (-1.7123)	-0.0417* (-1.5665)	-0.0339* (-1.8614)	-0.0316 (-1.7285)	-0.0236 (-1.4068)
<i>ORISK</i>	0.0871** (2.0972)	0.0805** (2.1886)				
<i>ORISK</i> × <i>FINDEX</i>	-0.0159** (-2.0212)	-0.0158** (-2.2665)				
<i>FRISK</i>			0.0406 (0.9148)	0.0492 (1.2475)		
<i>FRISK</i> × <i>FINDEX</i>			-0.0190** (-2.2832)	-0.0193*** (-2.6115)		
<i>CASH</i>					0.1329*** (3.0504)	0.0971** (2.5424)
<i>CASH</i> × <i>FINDEX</i>					-0.0331*** (-4.0481)	-0.0271*** (-3.7617)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year/Industry/Province</i>	是	是	是	是	是	是
N	19271	19271	19271	19271	19271	19271
R <sup>2</sup>	0.2630	0.2809	0.2672	0.2848	0.2677	0.2869

的基础上利用调节效应分析企业间的差异,定义针对非高科技企业,*NTECH* 取值为 1,其余取值为 0。检验结果表明,在非高科技企业样本中,数字普惠金融对商业信用二次配置的抑制作用更加显著<sup>①</sup>。

### 5. 经济后果检验

前文验证了数字普惠金融发展对商业信用二次配置具有抑制作用,那么,数字普惠金融是否会由于降低商业信用二次配置而激发企业参与创新活动等实体投资,培育其核心竞争力呢?上市公司参与商业信用二次配置具有金融回报,当企业有更多闲置资金无法参与金融投资获利中时,可能将更多精力和资金投入实体项目,如创新投资等,从而提升企业创新能力和核心竞争力以实现健康持续发展,降低金融投资对实体投资的“挤出效应”。

因此,下面在模型(1)的基础上,进一步设计如下模型加以分析:

$$RDRATIO_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 FINDEX_{m,t} + \sum CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$RDRATIO_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 FINDEX_{m,t} + \beta_2 TC_{i,t} + \sum CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,*RDRATIO* 为企业创新投入水平,以创新投入金额除以期末总资产衡量。表 8 列示了检验结果<sup>②</sup>,其中,第(1)、(2)列分别为模型(4)、(5)的检验结果。结果显示,在第(1)列中,数字普惠金融与企业创新投入的系数显著为正,且在 5% 水平上显著,说明数字普惠金融发展水平越高,将会使得企业创新投入显著提升;在第(2)列中,数字普惠金融与企业创新投入的系数显著为正,商业信用配置与企业创新投入的系数显著为负,且至少在 10% 水平上显著,说明数字普惠金融有助于降低企业

① 高科技企业检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 由于企业创新投入存在数据缺失,样本量有所减少。

商业信用二次配置行为,从而提高企业创新投入水平。

此外,本文为了说明创新投入的增加是由于商业信用二次配置的减少所致,增强结论的稳健性,下面进一步采用模型(2)测度的超额商业信用(*TC\_RES*)进行分析。表8第(3)列展示了把模型(5)中商业信用配置替换为超额商业信用之后的检验结果。结果显示,数字普惠金融与企业创新投入的系数显著为正,超额商业信用与企业创新投入的系数显著为负,且均在5%水平上显著,进一步阐明了数字普惠金融发展能够通过降低商业信用二次配置,提升企业创新投资水平,为数字普惠金融如何有效促进企业参与实体经济提供了进一步的经验证据。

**表8 经济后果检验**

变量	<i>RDRATIO</i>	<i>RDRATIO</i>	<i>RDRATIO</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>TC_COST</i>		-0.0020* (-1.7064)	
<i>TC_RES</i>			-0.0029** (-2.2378)
<i>FINDEX</i>	0.0036** (2.2632)	0.0035** (2.2262)	0.0043** (2.1737)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year/Industry/Province</i>	是	是	是
N	12341	12341	10673
R <sup>2</sup>	0.1981	0.1986	0.1933

## 七、稳健性检验

为了增强结果的稳健性,下面进行一系列稳健性检验<sup>①</sup>,包括替换自变量、排除替代性假设以及解决内生性问题等。

### 1. 替换自变量

数字普惠金融指数中包含两个子项,分别是普惠金融覆盖广度和普惠金融使用深度。本文选用这两个指数替换之前的数字普惠金融指数做进一步检验,结论和前文保持一致。

### 2. 排除替代性解释

(1)盈余管理的替代性解释。企业提供的商业信用可能会受盈余管理的影响,当企业经营业绩不佳时,会通过关联交易等方式虚构收入,使得商业信用配置总额增加,进而达到盈余管理的目的。因此,如果企业提供商业信用是出于盈余管理的目的,那么在盈余管理较高的样本中,数字普惠金融对商业信用配置的抑制作用会更加显著。为了排除盈余管理对上市公司商业信用配置的影响,本文将研究样本按照盈余管理水平的高低分为两组,盈余管理水平采用修正JONES模型的残差取绝对值来衡量。当盈余管理水平高于样本行业年度中位数时,定义为盈余管理较高组,否则为盈余管理较低组。回归结果表明,在盈余管理水平较低的企业中,数字普惠金融对上市公司商业信用二次配置的负向影响更加显著,从而有效排除盈余管理假说。

(2)经济发展水平的替代性解释。地区经济发展水平和数字普惠金融发展之间存在一定的相关

<sup>①</sup> 稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

性,为了排除地区经济发展水平对上市公司商业信用配置的影响,本文通过控制地区经济发展水平来达到该目的。地区经济发展水平采用地区人均GDP取对数来衡量,并将其作为控制变量加入模型(1),研究结果并未发生变化,排除了经济发展的替代性解释。

### 3. 内生性问题

(1)公司层面固定效应。公司层面可能会存在遗漏变量影响商业信用二次配置,从而产生遗漏变量这一内生性问题。因此,本文进一步控制了公司层面固定效应,基本检验结果依然存在。

(2)工具变量法。地区数字普惠金融发展水平是一个宏观变量,受单个企业商业信用行为的影响较小,但也可能由于遗漏变量或者数字普惠金融的测量误差导致结果出现偏误的内生性问题。为了排除内生性问题,借鉴李春涛等(2020),本文手工整理了所有省份的接壤省份,使用相同年度该省份所有接壤省份数字普惠金融发展水平的均值作为工具变量进行回归分析。回归结果与前文结论一致。

(3)DID方法。2016年国务院制定并发布《推进普惠金融发展规划(2016—2020)》。参考李建军和韩珣(2019)的做法,这一政策提出具有较强的外生性,因此,下面利用2016年出台该政策作为外生事件,当研究样本时间在2016年及之后时,*POST*取值为1,否则取值为0。数字普惠金融发展能够提升金融服务的广度和深度,提升金融服务的便利性,因此,数字普惠金融对金融服务不便利的省份影响更明显,将其作为实验组。金融服务便利性采用省内金融机构的数量取对数来衡量,当金融机构数量较多时,表明该省份的金融服务相对比较便利。本文将金融机构数量按照年度中位数进行分组,低于年度中位数取值为1,否则为0。结果表明,2016年及之后,金融服务便利性较低的省份,商业信用配置的抑制作用更加明显,为前文研究结果提供了稳健性证据。

## 八、结论与政策建议

### 1. 主要结论

本文以2011—2018年中国A股非金融上市公司为研究对象,探究数字普惠金融发展对上市公司商业信用二次配置的影响及其作用机制。研究发现,数字普惠金融的发展水平越高,上市公司商业信用二次配置越少,数字普惠金融的发展能够有效抑制企业利用商业信用渠道把长期借款资金配置给其他企业的行为;当数字普惠金融发展较高时,外部融资能力较强的企业开展商业信用二次配置的动机得到缓解,为“资源再配置理论”提供了证据支持。机制检验表明,数字普惠金融发展减少了上市公司的超额银行信贷,进而抑制上市公司商业信用二次配置。进一步分析表明,在外部市场竞争程度较低、企业内部风险较低、现金持有水平较高和非高科技企业中,数字普惠金融对上市公司商业信用二次配置的抑制作用更加显著;经济后果检验表明,数字普惠金融在抑制商业信用二次配置的同时,有助于促进企业创新投入提升。本文研究阐明数字普惠金融通过增加中小企业直接融资,减少融资中间环节,从而降低商业信用二次配置,抑制大型企业参与资金二次配置的行为,促进金融风险的防范与化解。

### 2. 政策建议

在政府层面,大力推动数字普惠金融的制度体系建设,充分发挥数字普惠金融在解决传统金融资源错配中的优势,促进金融风险的防范与化解。结合《G20数字普惠金融高级原则》,完善数字普惠金融相关法律政策,全面规范数字普惠金融实施过程中各参与主体的权利责任,建立并优化针对金融机构落实数字普惠金融的评价考核体系,引导金融机构增加普惠金融的参与程度;同时,探索风险补偿基金设立、普惠金融税收优惠等措施,营造良好的金融生态环境,引导金融资源向中小微

企业倾斜,提高直接融资比重,有效减少金融资源过度集中于大型实体企业而可能出现的影子银行化现象,助力金融风险的防范与化解。

在金融机构层面,应当拓宽金融服务广度与深度,加强金融服务可得性:①打造多层次的普惠金融组织体系,引导银行等大型金融机构设立数字普惠金融的专业部门,开发针对中小企业的多元化金融服务,推动大型银行、保险、政府风险补偿基金与中小微金融机构的通力合作,促进大型金融机构在金融资源配置中的优势与地方中小微金融机构在针对中小企业融资服务过程中的灵活性的高效协同,实现优势互补,提升数字普惠金融覆盖广度。②深化大数据、人工智能、云计算、卫星遥感等金融科技手段的应用,建立平台化管理模式,对中小企业进行更精准地“画像”,创新建立针对中小企业信用评级的数字风控体系,设立差异化的信贷政策,对授信额度等精准设定,实施动态调整,推动智能化贷后管理体系的建设,提升数字普惠金融的服务深度。③金融机构是落实数字普惠金融的关键,强化金融机构的责任,加大金融机构内部关于普惠金融的流程优化与评价考核,避免金融机构对大型公司的过度放贷,防范不良贷款的增长以及信贷资金在金融领域的空转,提升信贷资金配置效率。

在大型企业层面,应当践行普惠金融原则,聚焦主业发展。大型企业需意识到数字普惠金融的发展会促使影子银行业务逐渐减少,金融投资套利将很难产生持续的收益,未来发展应聚焦主业,基于核心利润建立有效的考核激励制度,避免追求短期金融套利收益,强化企业创新能力,打造核心竞争力。同时,大型企业在供应链中具有一定的主导地位,可依托掌握供应链发展趋势和上下游中小企业发展状况,借助数字普惠金融,发挥产融协同优势,推动供应链金融效率的提升。

### [参考文献]

- [1]陈胜蓝,刘晓玲. 经济政策不确定性与公司商业信用供给[J]. 金融研究,2018,(5):172–190.
- [2]陈胜蓝,刘晓玲. 中国城际高铁与商业信用供给——基于准自然实验的研究[J]. 金融研究,2019,(10):117–134.
- [3]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云. 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):1401–1418.
- [4]何德旭,王朝阳. 中国金融业高增长:成因与风险[J]. 财贸经济,2017,(7):16–32.
- [5]孔东民,李海洋,杨薇. 定向降准、贷款可得性与小微企业商业信用——基于断点回归的经验证据[J]. 金融研究,2021,(3):77–94.
- [6]李春涛,同续文,宋敏,杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济,2020,(1):81–98.
- [7]李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究,2019,(8):21–35.
- [8]李建军,李俊成. 普惠金融与创业:“授人以鱼”还是“授人以渔”[J]. 金融研究,2020,(1):69–87.
- [9]李建军,彭俞超,马思超. 普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究,2020,(4):37–52.
- [10]陆正飞,杨德明. 商业信用:替代性融资,还是买方市场[J]. 管理世界,2011,(4):6–14.
- [11]彭俞超,黄志刚. 经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革[J]. 世界经济,2018,(9):3–25.
- [12]盛天翔,范从来. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. 金融研究,2020,(6):114–132.
- [13]沈红波,张广婷,阎峻. 银行贷款监督、政府干预与自由现金流约束——基于中国上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济,2013,(5):96–108.
- [14]孙昌玲,王化成,王芃芃. 企业核心竞争力对供应链融资的影响:资金支持还是占用[J]. 中国软科学,2021,(6):120–134.
- [15]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):52–66.
- [16]王彦超. 金融抑制与商业信用二次配置功能[J]. 经济研究,2014,(6):86–99.

- [17]王永钦,刘紫寒,李婧,杜巨澜.识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J].管理世界,2015,(12):24-40.
- [18]谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.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):1557-1580.
- [19]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):47-67.
- [20]尹志超,张栋浩.金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J].经济学(季刊),2020,(5):153-172.
- [21]于泽,陆怡舟,王闻达.货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束[J].管理世界,2015,(9):52-64.
- [22]张成思.金融化的逻辑与反思[J].经济研究,2019,(11):4-20.
- [23]张成思,刘贯春.中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J].经济研究,2018,(12):51-67.
- [24]张新民,王珏,祝继高.市场地位、商业信用与企业经营性融资[J].会计研究,2012,(8):58-65.
- [25]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71-86.
- [26]Aduda, J., and E. Kalunda. Financial Inclusion and Financial Sector Stability with Reference to Kenya: A Review of Literature[J]. Journal of Applied Finance and Banking, 2012,2(6):95.
- [27]Allen, F., Y. Qian, G. Tu, and F. Yu. Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System[J]. Journal of Financial Economics, 2019,133(1):18-41.
- [28]Altman, E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy[J]. Journal of Finance, 1968,23(4):589-609.
- [29]Altunok, F., K. Mitchell, and D. K. Pearce. The Trade Credit Channel and Monetary Policy Transmission: Empirical Evidence from U.S. Panel Data[J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 2020,78:226-250.
- [30]Buchak, G., G. Matvos, T. Piskorski, and A. Seru. Fintech, Regulatory Arbitrage, and the Rise of Shadow Banks[J]. Journal of Financial Economics, 2018,130(3):453-483.
- [31]Burgess, R., and R. Pande. Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment[J]. American Economic Review, 2005,95(3):780-795.
- [32]Burkart, M., and T. Ellingsen. In-kind Finance: A Theory of Trade Credit [J]. American Economic Review, 2004,94(3):569-590.
- [33]Chen, Z., Z. He, and C. Liu. The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes[J]. Journal of Financial Economics, 2020,137(1):42-71.
- [34]Cunat, V. Trade Credit: Suppliers as Debt Collectors and Insurance Providers[J]. Review of Financial Studies, 2007,20(2):491-527.
- [35]Davis, A. M., and K. Hyndman. An Experimental Investigation of Managing Quality through Monetary and Relational Incentives[J]. Management Science, 2018,64(5):2345-2365.
- [36]Duchin, R., T. Gilbert, J. Harford, and C. Hrdlicka. Precautionary Savings with Risky Assets: When Cash Is Not Cash[J]. Journal of Finance, 2017,72(2):793-852.
- [37]Dupas, P., and J. Robinson. Why Don't the Poor Save More? Evidence from Health Savings Experiments[J]. American Economic Review, 2013,103(4):1138-1171.
- [38]Fisman, R., and I. Love. Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth [J]. Journal of Finance, 2003,58(1):353-374.
- [39]Fuster, A., M. Plosser, P. Schnabl, and J. Vickery. The Role of Technology in Mortgage Lending [J]. Review of Financial Studies, 2019,32(5):1854-1899.
- [40]Giannetti, M., M. Burkart, and T. Ellingsen. What You Sell Is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts[J]. Review of Financial Studies, 2011,24(4):1261-1298.

- [41]Goldstein, I., W. Jiang, and G. A. Karolyi. To Fintech and Beyond [J]. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(5):1647–1661.
- [42]Harford, J., S. Klasa, and W. F. Maxwell. Refinancing Risk and Cash Holdings[J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(3):975–1012.
- [43]Imai, K. S., T. Arun, and S. K. Annim. Microfinance and Household Poverty Reduction: New Evidence from India[J]. *World Development*, 2010,38(12):1760–1774.
- [44]Love, I., L. A. Preve, and V. Sarria-Allende. Trade Credit and Bank Credit: Evidence from Recent Financial Crises[J]. *Journal of Financial Economics*, 2007,83(2):453–469.
- [45]Petersen, M. A., and R. G. Rajan. Trade Credit: Theories and Evidence [J]. *Review of Financial Studies*, 1997,10(3):661–691.
- [46]Shenoy, J., and R. Williams. Trade Credit and the Joint Effects of Supplier and Customer Financial Characteristics[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2017,29:68–80.

## Digital Financial Inclusion and Secondary Allocation of Commercial Credit

ZHONG Kai<sup>1</sup>, LIANG Peng<sup>1</sup>, DONG Xiao-dan<sup>2</sup>, WANG Xiu-li<sup>1</sup>

(1. Business School of University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;  
2. China Government-Enterprise Cooperation Investment Fund Co., Ltd., Beijing 100038, China)

**Abstract:** The secondary allocation of commercial credit is that companies, as credit intermediaries, use bank loan to support the financing demand of small and medium-sized enterprises through the channel of commercial credit along the supply chain, which extends the chain of capital supply and intensifies the systematic risk of the supply chain. Whether digital financial inclusion, focusing to provide direct financing for small and medium-sized enterprises, could inhibit the secondary allocation of commercial credit is of great significance for the prevention of financial risks and the stable development of real economy. This article discusses the impact of digital financial inclusion on the secondary allocation of commercial credit and its potential mechanism. The study finds that digital financial inclusion could mitigate the secondary allocation of commercial credit. The association between commercial credit and bank loan as well as the association between commercial credit and external financing capacity are both reduced when the degree of digital financial inclusion is high. The mechanism test shows that the development of digital financial inclusion reduces the excess bank credit, thereby inhibiting the secondary allocation of commercial credit. Furthermore, for the subsample of non-high-tech companies and companies with low external market competition, high cash holdings and low external risks, the negative effect of digital financial inclusion on commercial credit is more significant. Moreover, evidence is shown that the reduction of secondary allocation of commercial credit could make innovation investment increased with high digital financial inclusion. This paper indicates that the digital financial inclusion could increase the direct financing for small and medium-sized enterprises and reduce the capital supply chain that will further impede the secondary allocation of capital by large enterprises acted as the “shadow bank”.

**Key Words:** digital financial inclusion; commercial credit; shadow banking; secondary allocation

**JEL Classification:** G21 G30 E58

[责任编辑:覃毅]