

数字普惠金融对中小企业转型升级的影响与机制

李国龙 黄丹艺 朱宁

内容提要:推动中小企业转型升级是引导其专精特新发展的重要环节。本文从企业转型和升级两个层面出发,选取2011—2019年沪深两市A股上市中小企业作为研究对象,研究数字普惠金融能否影响中小企业转型与升级,并从融资约束和企业经营风险两个角度分析作用机制。研究结果显示,数字普惠金融能够有效提升中小企业的技术地位,实现企业升级,但没有促使中小企业改变现有的发展模式和所属产业。从作用机制看,数字普惠金融主要通过供应链金融模式,使中小企业获得了更充足、安全的资金和更全面的交易数据。数字普惠金融在缓解了融资约束的同时,降低了企业经营风险,进而加快了升级进程。相比国有中小企业,数字普惠金融促进民营中小企业升级的效果更强;而中、西部地区的中小企业与东部地区企业相比,升级进程受到数字普惠金融的影响更深。

关键词:数字普惠金融 中小企业 转型升级 供应链金融 融资约束 经营风险

中图分类号:F424;F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-7636(2023)08-0038-17

一、问题提出

党的十九大以来,党中央、国务院陆续出台多项政策引导中小企业专精特新发展。在全党全国各族人民迈上全面建设社会主义现代化国家新征程、向第二个百年奋斗目标进军的关键时刻,党的二十大报告强调了“支持中小微企业发展”和“支持专精特新企业发展”的重要性。中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于促进中小企业健康发展的指导意见》(中办发〔2019〕24号)提出,要“引导中小企业专精特新发展”“支持推动中小企业转型升级”。转型升级已成为新发展阶段下中小企业健康发展的必然趋势。其中,转型指企业在不同产业和不同发展模式间的转变,常以转行和转轨为实现路径;升级指企业在产业链、价值链中位置的不断提升,通常通过创新、整合等方式来达成。

收稿日期:2023-03-01;修回日期:2023-06-22

基金项目:国家自然科学基金面上项目“非金融企业影子银行投融资:测度、双刃剑效应与治理机制研究”(72272154);国家社会科学基金一般项目“‘脱实向虚’背景下的实体企业金融化评价及其风险防范研究”(19BJY237)

作者简介:李国龙 北京交通大学经济管理学院博士研究生,北京,100044;

黄丹艺 上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生,上海,200030;

朱宁 中南大学商学院副教授,通信作者,长沙,410083。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

中小企业作为国民经济的重要组成部分,在转型升级的过程中面临诸多问题。一方面,中小企业受制于融资体量较小、资质担保稍差、经营与信用记录不完善等问题,制约了银行等传统金融机构为其提供的服务内容与质量,导致中小企业难以获得充足的传统金融资源供给与服务;另一方面,供应链渠道下沉,大量的个人与小微经营者汇聚在供应链两端,而具有一定规模的中小企业是连接两端供应商和经销商的核心企业。供应链两端的供应商和经销商通常经营规模较小、盈利能力较弱、总资产规模有限,并且核心企业一般采用上游赊销、下游现结或收取预付的方式与供应商和经销商交易结算,供应商和经销商融资难、融资贵的问题突出,进一步加剧了中小企业的融资约束和资金链安全问题,进而制约了企业创新和多元化经营投入。此外,民营企业和中小企业互为主体、高度重叠;非国有的身份导致企业缺乏信任背书,也进一步加剧民营中小企业的融资约束和风险控制难题。因此,加强对中小企业的资源供给,特别是金融资源的支持,是中小企业实现转型升级迫切需要解决的关键问题。

近年来,数字普惠金融技术长足进步,正不断改善经济发展的外部环境,为中小企业的发展提供了越来越完备的“金融基础设施”。而以往相关研究通常从数字普惠金融的定义出发,从覆盖广度、使用深度和数字支持服务三个层面向两个方向展开分析:一是探究数字普惠金融对企业的影响;二是研究数字普惠金融服务的企业类型。而关于数字普惠金融的企业服务方式、效率问题却很少被提及。

本文以2011—2019年沪深两市A股中小板、创业板上市公司为研究对象,采用双向固定效应模型、中介机制分析法等计量方法,从融资约束与企业经营风险两个角度分析数字普惠金融如何影响中国中小企业转型与升级。本文可能的创新之处在于:第一,首次将企业转型和企业升级区分开来,分别明确了数字普惠金融对中小企业转型、升级两个层次的影响和作用机制;第二,针对国有和非国有中小企业、东部和中西部中小企业展开异质性分析,找到了数字普惠金融的主要作用对象,这对于破解中小企业融资难问题和缩小地区差异,实现高质量发展和促进共同富裕都有一定的参考意义;第三,考虑到跨省追债的难度较大,金融机构发放贷款面临较大的信用风险,同时相关的法律和制度决定了企业逾期未还的相关案件结果多受当地司法环境影响,使得跨省大规模放贷行为较少,因此本文使用市级面板的数据,能够使研究方法贴合真实的企业融资活动,研究结论更加精确。

本文余下部分安排如下:第二部分界定核心概念,梳理国内外相关文献和主要理论,讨论数字普惠金融影响中小企业转型升级进程的理论机制,进而提出研究假设;第三部分是模型构建和数据说明;第四部分是实证结果分析;第五部分是结论与政策建议。

二、文献综述、理论机制与研究假设

(一) 数字普惠金融发展

数字普惠金融是普惠金融与数字技术深度融合的全新结果。郭峰等(2020)认为数字普惠金融在狭义上指通过互联网企业开展普惠金融服务的新型金融模式,在广义上指银行等传统金融机构拥抱新型数字技术改造传统金融业务,提供普惠金融服务的过程^[1],其关键特征是借助信息化技术及产品创新。使用广度上,通过设立线上机构网点来降低机构网点建设成本,使得传统金融服务渗透到经济相对落后的地区^[1];使用深度上,通过实现电脑、手机终端获取金融服务,突破传统金融机构对硬件的需求,从而降低客户准入门槛,拓宽了金融业务服务覆盖面^[2]。从数字化程度层面而言,数字普惠金融服务越便捷、成本越小、信用化程度越高,意味着数字普惠金融的价值越突出^[3]。

数字技术能够摆脱地理空间的束缚、边际成本几乎为零,有利于缩小地区间的发展差异,缓解中国现阶段发展的不充分和不平衡矛盾^[1]。此外,数字普惠金融也有利于缓解突发性冲击。郭峰(2021)认为,如果一个地区基于数字技术精准发放的信贷发展水平可以从全国平均水平上升到杭州市的发展水平,则可以使得新冠疫情冲击幅度下降约51%,即疫情的冲击减弱约一半,这说明中国发达的数字金融和数字经济在抗击疫情包括缓解疫情对经济的冲击中发挥了重要作用^[4]。

(二) 企业转型升级的测度与影响因素

1. 企业转型升级的概念界定

汉弗莱和施米茨(Humphrey & Schmitz, 2000)认为企业转型升级就是制造商成功地从劳动密集型、低价值资本的经济角色向技术密集型、高价值资本的经济角色转变的过程^[5]。具体来看,企业的转型升级可以从转型和升级两个层面来理解。转型这一概念由杰雷菲(Gereffi, 1999)提出,其认为转型即企业在不同产业之间的转换和不同发展模式之间的转变^[6]。升级这一概念由潘(Poon, 2004)提出,其认为升级是企业迈向技术密集和资本密集领域的过程,即企业产业链和价值链上位置的提升^[7]。但无论从哪个层面看,企业转型升级都包括由低技术水平、低附加价值状态向高技术水平、高附加价值状态转变的过程,是提高现有产品生产、服务效率,扩大价值增值活动范畴的行为。

2. 企业转型升级测度

对于企业转型升级的测度和衡量,已有文献基于对转型升级概念的不同定义从多个角度提出测算方法。

第一种方法是建立转型升级评价指标体系,该方法较为复杂,对研究条件的要求也最高,但同时也是最为准确的方法之一。已有文献主要以问卷、客观赋权、主观赋权以及客观主观结合的方法展开指标体系构建。具体内容则根据研究的需要以不同形式呈现,如重视产品本身特征和研发技术的指标体系^[8]、企业战略与规划层次的指标体系^[9]、非国有企业背景下转型升级衡量体系^[10]、新发展理念指导下绿色转型升级体系^[11]和体现某一具体行业特征(如装备制造业)的指标体系等^[12]。

第二种方法是指标衡量法,计算企业某些特殊指标,并用其测量企业的转型升级。指标衡量法主要分为两类。第一类以企业效率反映企业转型升级水平。持该观点的学者普遍认为,企业效率的不断提高将逐渐促进企业创新活动和内部绩效调整,进而提高其转型升级水平^[13],于是将转型升级的衡量问题转化为对企业效率的合理测算。第二类是选取如产品附加值水平^[14]、企业研发经费占营业收入的比重^[14]、企业新产品占企业当年销售的总产品比重^[15]等指标进行衡量。如果将变量归类成“转型”与“升级”两方面,“转型”主要指企业主动离开原有产业布局、打开新产业的过程,可以使用企业经营多元化的指标来衡量。本文参考卫志民(2011)^[16]选取赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman index, HHI)衡量企业的转型。而企业“升级”则侧重指代企业对生产经营各环节进行改良,提高其发展效率、研发效率和经营实力,进而提高其整体竞争力的过程。因此,企业转型升级是企业现有经营背景和技术条件下全面革新的一项系统工程^[17]。学者们通常用企业创新能力来衡量该指标。本文借鉴这一做法,参考万佳彧等(2020)^[18]选取年度获得授权的发明专利总数为衡量指标。

3. 企业转型升级的影响因素

李华燊等(2011)认为:企业转型升级的影响因素可以从三个层面来归纳,一是推动因素,二是制约因素,三是转型升级时机^[19]。首先,推动企业转型升级的因素可分为外部环境和内部环境^[20]。良好的经济环境和激烈的市场竞争是企业推动转型升级的外因,而企业正确的发展规划、战略及企业自身的发展水平和

积累等因素,则是推动其转型升级的内因^[21]。上述内外部因素对于企业转型升级而言具有较强的主动性,此外仍有若干被动因素推动企业不得不进行转型升级,如规避企业外部市场风险、环境波动和上下游产业链风险等。

其次,分析企业转型升级制约因素,较差的外部经济环境是主导的制约因素^[22]。在宏观经济发展环境不佳的情况下,企业往往不会转型升级。企业自身对市场的悲观情绪也是其转型升级停滞不前的一大原因。除此之外,资金投入方面的忧虑、人力资源匮乏、产业资源供给不足和金融资源难以获取都对企业转型升级构成明显的制约。

最后,企业转型升级往往取决于其时机选择。事实上,具体时机选择的背后也是对外部经济环境和内部经营环境的充分考量。例如,从宏观上来看,宏观经济探底回升期是中小企业转型升级的最好时期。在这一时期,资本市场上的资产价格处于低位,因而中小企业转型与升级的成本也较小。在微观层面,中小企业个体在宏观经济探底回升期进行转型升级同样也是最优的选择。在这一时期,企业拥有强大的发展自信、充裕的资金、充足的发展机遇,这些都为推进中小企业转型升级进程提供了更多机会。

综合上述数字普惠金融和企业转型升级的已有研究,显然还存在有待改进之处。在指数衡量方面,越来越多的文献倾向于选择北京大学数字普惠金融课题组发布的全国各地区数字普惠金融指数,这为该领域研究的规范化以及结论的普适性奠定坚实基础。但研究文献大多直接将省级层面企业所在地普惠金融指数作为解释变量,未能考虑数字普惠金融对企业的综合影响。本文运用市级层面区域数据分区域调节相关解释变量,不仅有利于综合考量数字普惠金融对微观企业所产生的具体影响,还将提高结论的可信度。同时已有研究大多探究数字普惠金融对企业创新的影响,事实上转型升级作为企业创新的最终目的之一,在当前新发展格局的背景下更值得进一步深入探究。

(三) 理论机制与研究假设

随着社会生产分工细化,企业为增强核心竞争力加强核心业务,越来越趋于向专精特新方向发展。企业围绕主营业务在世界范围内寻求合作伙伴,形成广泛的生产、销售和服务的战略协作关系已是大势所趋。从原材料和零部件采购、运输、加工制造、分销直至最终送达顾客手中的过程,即供应链。供应链以核心企业(一般是上市公司)为中心展开,将供应商、制造商、分销商直到最终用户连为一体,形成一个功能完整的网链结构。供应链下游角色大多由加盟商或经销商承担,这些经销商又分为分销商、二级批发商、各级零售商,在品牌商与终端门店之间承担资金周转与末端配送的作用。供应链上游是为核心企业提供各类原料的供应商。他们之间也有不同的层级,通常直接为核心企业提供原料的为一级供应商,而其他供应商则为核心企业的一级供应商提供原材料。供应链上资金流的统一和安全直接影响到供应链上所有参与者,特别是核心企业的资金需求和运作效率。在供应链两端的经营者,一方面,由于供求地位的失衡,无力与核心企业谈判,因此交易结算时核心企业采用对上游赊销、对下游现结或收取预付的方式。此结算方式使得与核心企业相关的流动资金、库存、原料大量占用了供应商和经销商的经营资金,从而导致其信用评级降低。另一方面,出于风险规避的角度,金融机构要求供应商和经销商提供抵押担保资产。资金实力较弱的供应商和经销商们经营规模小、盈利能力较弱、总资产规模有限,无力配置优质抵押品用作担保。这两点原因致使供应商和经销商融资困难且融资成本高昂,也进一步使核心企业所面临的资金流断裂风险加大。

当前,数字普惠金融通过“互联网+”等技术提供供应链金融服务,具有较强的信贷业务特征,覆盖人群

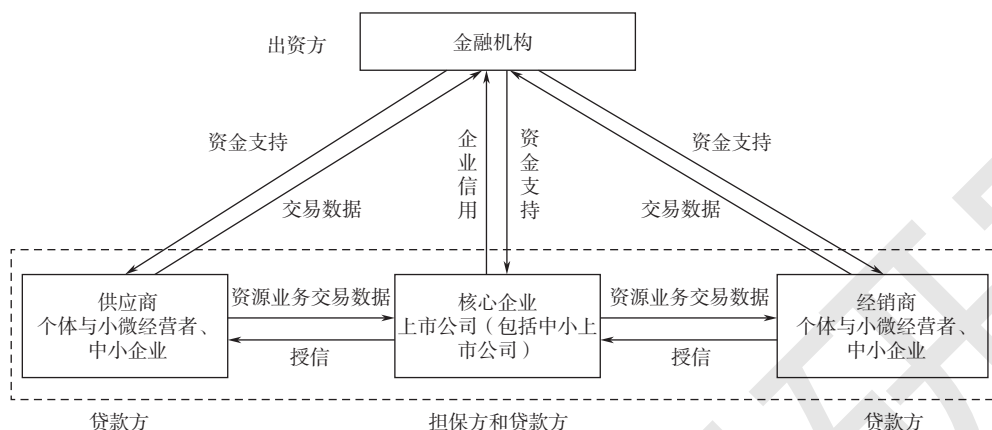


图1 数字普惠金融的供应链金融服务

主要是个体和小微经营者。这些个体和小微经营者大量汇聚在供应链的两端。如图1所示,在数字普惠金融的供应链金融服务模式下,出资方不再依靠审查借款方的财务信息对企业资信评级来判断是否提供金融服务,而依托供应链两端的供应商和经销商与核心企业之间真实的交易数据抉择授信,并以核心企业信用作为担保,替代抵押资产提供金融服务,进一步降低了融资的难度。基于核心企业的信用担保,金融机构接受以交易过程中产生的应收账款、预付账款、存货等自偿性流动资产为质押/抵押,向上下游供应商和经销商批发资金。对不能够完全收回的贷款,剩余欠款由担保的核心企业回购交于银行的抵押物进行偿还。这增强了供应链上资金流的安全性,减小了核心企业特别是本身也存在融资难、融资贵的中小上市公司的资金压力。与此同时,数字普惠金融也直接为部分中小企业发放贷款,具体通过客户画像以及大数据匹配等技术简化企业资质的评估流程、提升资金适配效率,进一步降低融资过程中产生的评估、决策等费用,使得中小企业信贷融资成本大幅度下降^[23-24]。对于中小企业融资难的问题,资金成本取决于基准利率、吸储能力等,下降空间十分有限,因而有效控制运营成本和风险成本对于商业银行而言十分重要。传统的贷款模式存在着审批时间长、信贷资金跨地区流动风险和成本相对较高等问题。而数字普惠金融不仅极大地简化了审批流程,还打破传统贷款模式在时间和空间上的限制,起到了降低银行营运成本的作用^[25],并且数字普惠金融获取的多维度客户画像打破了企业与银行间的信息壁垒,可降低风险成本^[26],进而扩大对中小企业的信贷规模。融资约束问题得到缓解后,中小企业可以加大技术创新投入,进一步提高其产业链和价值链地位,既加速升级进程,也能够降低企业信贷错配和信用展期风险^[27],满足多元化经营的资金需求^[28-29],实现企业转型。基于上述分析,本文提出假设1和假设2。

假设1:数字普惠金融通过提供供应链金融服务,缓解中小企业的融资约束,进而促进其升级。

假设2:数字普惠金融通过提供供应链金融服务,缓解中小企业的融资约束,进而促进其转型。

数字普惠金融在增强供应链上资金统一性和安全性的同时也补全了供应链全链条交易数据,真实披露了供应链上下游企业经营情况。在供应链中,由于上下游供应商和经销商采用各自的系统来分散管理自身业务,各级供应商和经销商的交易数据在底层技术、信息格式等方面的差异性,使得供应链上下游信息无法沿着供应链向上逐级流通,核心企业只掌握与自身有直接商业交易的一级供应商数据。供应链交易数据断层带来的核心企业与低层级经销商之间的信息不对称问题使核心企业与二级及更低层级经销商的交易关系难以证实。但数字普惠金融所提供的供应链金融服务下,供应商和经销商如需核心企业授信,核心企业

就不仅掌握了单笔业务的应收账款、预付账款、存货数量等交易信息,还掌握了上下游供销商留存等多种信息,多维度交叉认证评估供销商在供应链内的交易关系,核实资源和业务交易的真实性。由于拥有更加全面和真实的交易数据,供应链上的中小企业特别是核心企业的经营风险将会减少。一方面,降低经营风险有利于企业技术革新,实现升级;另一方面,理性的经营者也可能选择企业多元化的发展获得竞争优势,以追求更高的回报率。因此,本文提出假设3和假设4。

假设3:数字普惠金融通过补全供应链全链条交易数据,降低中小企业的经营风险,进而促进其升级。

假设4:数字普惠金融通过补全供应链全链条交易数据,降低中小企业的经营风险,进而促进其转型。

三、模型构建与数据说明

(一) 计量模型构建

参考以往相关文献,本文构建模型(1)对前文提出的研究假设进行检验。

$$DVS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{i,t-1} + \phi CONTROL_{i,t} + YEAR_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $DVS_{i,t}$ 代表中小企业*i*在第*t*年的企业转型程度以及企业升级进程,中小企业升级程度使用本年度获取授权的发明专利总数来衡量,中小企业转型程度使用赫芬达尔-赫希曼指数来衡量,计算公式为:

$$HHI = \sum_{j=1}^N \left(\frac{X_j}{X_n} \right)^2 \quad (2)$$

其中, X_j 为企业从事第*j*个行业的主营业务收入, X_n 为企业总的主营业务收入, $DIFI_{i,t-1}$ 为中小企业*i*在第*t-1*年其所在市的数字普惠金融总指数值, $CONTROL_{i,t}$ 为其他可能对企业金融资产配置行为产生影响的因素, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。为了排除不可观测变量对研究结果的影响,还控制了企业的个体固定效应 u_i 和年份的时间固定效应 $YEAR_t$ 。 α_1 是数字普惠金融对中小企业转型、升级的影响,是本文关心的核心估计系数,按照理论分析, α_1 预期显著为正。

(二) 数据和指标说明

1. 样本选取与数据来源

本文选取2011—2019年沪深两市A股中小板、创业板上市公司为样本,样本中基本面数据来自万得(Wind)和同花顺(iFinD)数据库。在数字普惠金融指数方面,本文通过北京大学数字金融研究中心获取精确至市级层面的数字普惠金融指数。随后对数据进行如下处理:(1)剔除金融行业、房地产行业的样本;(2)剔除ST类及中途退市的样本;(3)剔除数据缺失和异常的样本;(4)对数据进行1%的双侧缩尾。

2. 主要变量的度量

被解释变量。为确保研究结论的可靠性,同时考虑到数据的可得性,本文参考李林木和汪冲(2017)^[30]的研究,将中小企业的转型升级能力细化为企业转型能力、升级能力两个维度进行分析。由于中小企业的转型与升级进程无法直接从可观测数据中获得,本文借鉴卫志民(2011)^[16]的测量思路,选取赫芬达尔-赫希曼指数衡量中小企业转型进程(BOD);参考万佳彧(2020)^[18],选取本年度获授权的发明专利总数作为中小企业升级进程($PATENT$)的代理变量。数据来源于万得数据库中样本上市公司的年报。

解释变量。本文选取北京大学数字金融中心发布的中国市级层面数字普惠金融指数作为解释变量。该指标的唯一底层数据来源为蚂蚁金服服务集团(现名为蚂蚁科技集团股份有限公司)^[31]。在已有相关国内外文献和国际组织提出的传统普惠金融指标基础上,数字普惠金融指数将数字金融服务新形势、新特征

与数据的可得性和可靠性结合层次分析法的指数编制方法,从数字金融覆盖广度(*DCB*)、数字金融使用深度(*DUD*)和普惠金融数字化程度(*DSS*)三个维度刻画了数字普惠金融指标体系。但需要特别指出的是,数字普惠金融指数(*DIFI*)中信贷业务的占比高,获得贷款的主要主体是个体和小微经营者,而非具有一定规模的中小上市公司。蚂蚁科技集团股份有限公司正是借助其旗下支付宝平台丰富的数字交易数据及合伙公司阿里巴巴所涉及多元化交易场景,直达供销商,还原供应链上下游经销商关系和供应链交易全貌,开展数字普惠金融服务。在此数据条件下,本文重点实证检验个体和小微经营者信贷资金的数字普惠金融能否以及如何通过供应链金融服务,影响作为核心企业的中小上市公司的融资约束和经营风险,进而影响其转型升级。为了克服内生性,本文对数字普惠金融指数进行滞后一期处理。

控制变量。本文参考张成思(2019)^[32]的分类做法,从企业经营和治理层面选取控制变量,包括企业总资产规模(*SIZE*)、杠杆率(*LEV*)、企业成长性(*GROWTH*)、净资产现金流(*ROE*)、衡量企业价值的托宾*Q*(*TQ*)、股权集中度(*TOP1*)、企业年限(*AGE*)。其中,特别对企业总资产规模先做价格化处理——按照中小上市公司主营业务所属的产业类型,农业用所在省份的农产品生产价格指数平减,工业用工业品出厂价格指数平减,服务业用居民消费价格指数平减,然后取自然对数。平减的基期为2011年,价格指数数据来源于国家统计局。总资产规模的原始数据和其他控制变量直接来源于万得数据库,缺失数据由同花顺数据库补充。

中介变量。本文分析的中介变量是企业融资约束(*SA*)和经营风险(*Z-SOCRE*),在采用巴伦和肯尼(Baron & Kenny, 1986)^[33]模型基础上,基于温忠麟等(2004)^[34]提出改良的中介效应检验模型进行分析。对于融资约束,参考万佳彧等(2020)^[18]的做法选取融资约束指数作为融资约束的衡量指标;对于经营风险,参考程虹等(2016)^[13]以及孟为和姜国华(2023)^[22]的做法,本文基于资产回报率(*return on assets*, *ROA*)、资本比率和资产回报率标准计算得到。

具体变量定义及说明见表1。

表1 变量及其定义

变量类型	变量名称	变量含义	变量说明
被解释变量	<i>PATENT</i>	中小企业升级进程	本年度获授权的发明专利总数
	<i>BOD</i>	中小企业转型进程	$\sum_{j=1}^N \left(\frac{X_j}{X_n} \right)^2$
解释变量	<i>DIFI</i>	数字普惠金融指数	上一年数字普惠金融总指数
	<i>DCB</i>	数字金融覆盖广度	上一年数字普惠金融覆盖广度指数
	<i>DUD</i>	数字金融使用深度	上一年数字普惠金融使用深度指数
	<i>DSS</i>	普惠金融数字化程度	上一年数字普惠金融数字化程度指数
中介变量	<i>SA</i>	<i>SA</i> 指数	$-0.737Size+0.043Size^2-0.04AGE$
	<i>Z-SOCRE</i>	经营风险	$\ln(\text{ROA}+\text{资本比率})/\text{ROA}$ 标准
控制变量	<i>SIZE</i>	企业总资产规模	价格化处理后的总资产取自然对数
	<i>LEV</i>	杠杆率	总负债/总资产
	<i>GROWTH</i>	企业成长性	当年主营业务收入/上年度主营业务收入
	<i>ROE</i>	净资产收益率	税后利润/所有者权益
	<i>TQ</i>	托宾 <i>Q</i>	企业股票市值/资产重置成本
	<i>TOP1</i>	股权集中度	前十大股东比重(百分比)
	<i>AGE</i>	企业年限	$\ln(1+\text{企业成立年限})$

(三) 描述性统计

表 2 对样本企业的主要变量进行了描述性统计。在中小上市公司的样本中,企业升级进程(*PATENT*)的平均值为 5.37,表明中小上市公司的升级进程整体较为缓慢,创新能力明显不足。企业升级进程的最小值为 0,最大值达 87,标准差为 3.158,进一步表明中小上市公司升级进程的整体差异较大。企业转型进程(*BOD*)的均值和中位数分别为 0.837 和 0.997,表明中小上市公司的业务拓展状况较差、多元化经营程度较低。就数字普惠金融指数(*DIFI*)来看,各地域之间的数字普惠金融发展水平存在明显差异。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>PATENT</i>	6 798	5.37	3.158	0	5	87
<i>BOD</i>	6 459	0.837	0.228	0.100	0.997	1.000
<i>DIFI</i>	7 342	195.324	67.793	52.240	201.480	306.673
<i>DCB</i>	7 342	196.015	64.041	53.000	205.398	310.912
<i>DUD</i>	7 342	192.650	70.599	54.930	185.030	321.951
<i>DSS</i>	7 342	201.697	85.045	23.280	228.140	328.998
<i>SIZE</i>	7 290	21.615	1.040	19.331	21.580	24.338
<i>LEV</i>	7 290	0.381	0.188	0.008	0.370	2.681
<i>ROE</i>	7 290	0.070	0.104	-0.675	0.083	0.341
<i>AGE</i>	7 290	2.007	0.916	0	2.079	3.258
<i>TQ</i>	7 290	1.971	1.126	0.879	1.891	8.733
<i>GROWTH</i>	6 258	1.162	0.496	0.116	2.032	5.806
<i>TOP1</i>	6 258	59.382	14.660	23.26	60.145	90.39

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表 3 给出了中小企业升级与数字普惠金融的回归结果。表 3 的列(1)—列(3)中,核心解释变量——数字普惠金融指数(*DIFI*)、数字普惠金融覆盖广度(*DCB*)和数字普惠金融使用深度(*DUD*)——的估计系数均显著为正,即一个地区的数字普惠金融发展水平越高,越有利于当地中小企业升级。假设 1 和假设 3 得到了部分验证。但表 3 列(4)中,普惠金融数字化程度(*DSS*)的估计系数并不显著。其主要原因可能是数字化程度指标构建中 50%的构成指标只与线上支付相关,其更多地测量了支付手段的线上化程度,而不涉及供应链金融服务中的核心信贷环节。因此,支付手段线上化对中小企业升级无显著影响。

表 3 数字普惠金融对中小企业升级进程的影响

变量	<i>PATENT</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIFI</i>	0.557***			
	(3.28)			

表3(续)

变量	PATENT			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DCB</i>		0.184 [*] (1.94)		
<i>DUD</i>			0.417 ^{***} (3.03)	
<i>DSS</i>				0.086 (1.37)
<i>SIZE</i>	-9.567 ^{**} (-2.03)	-9.990 ^{**} (-2.15)	-10.248 ^{**} (-2.18)	-9.176 [*] (-1.96)
<i>LEV</i>	13.982 ^{**} (2.01)	15.313 ^{**} (2.20)	13.877 ^{**} (1.97)	14.892 ^{**} (2.09)
<i>ROE</i>	-0.170 ^{**} (-2.47)	-0.156 ^{**} (-2.38)	-0.156 ^{**} (-2.33)	-0.169 ^{**} (-2.41)
<i>AGE</i>	4.592 ^{***} (3.75)	4.396 ^{***} (3.55)	4.390 ^{***} (3.47)	4.492 ^{***} (3.63)
<i>TQ</i>	0.113 ^{***} (2.99)	0.113 ^{***} (2.94)	0.113 ^{***} (2.91)	0.113 ^{***} (2.99)
<i>GROWTH</i>	-4.868 [*] (-1.78)	-4.203 (-1.63)	-4.313 [*] (-1.97)	-5.130 [*] (-1.82)
<i>TOP1</i>	0.015 (0.15)	0.029 (0.29)	0.031 (0.32)	0.002 (0.02)
截距项	49.005 (0.57)	132.089 (1.44)	93.478 (1.04)	132.448 (1.43)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5 267	5 277	5 226	5 237
\bar{R}^2	0.943	0.945	0.945	0.943

注:括号内为稳健 *t* 值; *、** 和 *** 分别为 10%、5% 和 1% 的显著性水平。后表同。

表 4 汇报了中小企业转型与数字普惠金融的回归结果。由结果看出,不论是数字普惠金融指数(*DIFI*)这一综合测度指标,还是数字普惠金融覆盖广度(*DCB*)、数字普惠金融使用深度(*DUD*),以及普惠金融数字化程度(*DSS*)分维度测度指标均不显著,表明数字普惠金融并未对中小企业的转型进程起到良好的推进作用,假设 2 和假设 4 均不成立。结合表 3 的结果可以推测,通过数字普惠金融提供的供应链金融服务,中小企业的融资约束问题可能得到缓解,同时因得到了更加全面和真实的交易数据,中小企业特别是作为供应链核心企业的中小上市公司的经营风险减小,更加集中致力于技术创新,从而提高其产业链和价值链地位实现升级,而非选择改变企业现有的发展模式多元化经营。在此基础上,本文将重点考察数字普惠金融对中小企业升级的作用机理,即数字普惠金融是否通过融资约束和经营风险两个潜在影响机制,最终加速中小企业的升级进程。

表 4 数字普惠金融对中小企业转型进程的影响

变量	BOD			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIFI</i>	0.000 (0.66)			
<i>DCB</i>		0.000 (0.66)		
<i>DUD</i>			0.002 (0.71)	
<i>DSS</i>				0.000 (1.37)
截距项	2.207*** (10.25)	2.212*** (10.68)	3.712*** (11.24)	3.284*** (11.09)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5 548	5 563	5 226	5 237
$\overline{R^2}$	0.746	0.743	0.745	0.739

(二) 机制检验

理论分析表明,数字普惠金融能够凭借缓解融资约束、降低经营风险两个间接机制推动中小企业的升级进程。在数字普惠金融发展下,个体和小微经营者、中小企业,甚至是作为核心企业的中小上市公司的融资约束得到改善,同时供应链上信息不对称的问题也得以有效缓解。充足的产业资金、人力资金、研发投入和较低的经营风险为中小企业技术创新升级创造了更好的条件^[34-36]。在此基础上,为探究数字普惠金融是否以融资约束或经营风险为中介路径,最终影响中小企业升级进程,本文采用巴伦和肯尼(1986)^[33]以及温忠麟等(2004)^[34]的中介效应检验模型对两条路径进行检验。

模型设定如下:

$$PATENT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{i,t-1} + \phi CONTROL_{i,t} + YEAR_t + u_i + v_{i,t} \tag{3}$$

$$MEDIAN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{i,t-1} + \phi CONTROL_{i,t} + YEAR_t + u_i + \iota_{i,t} \tag{4}$$

$$PATENT_{i,t} = \alpha_0 + \beta MEDIAN_{i,t} + \alpha_1 DIFI_{i,t-1} + \phi CONTROL_{i,t} + YEAR_t + u_i + \sigma_{i,t} \tag{5}$$

其中, $MEDIAN_{i,t}$ 是待检验的中介变量,即融资约束指数($SA_{i,t}$)和经营风险($Z-SOCRE_{i,t}$)。 $SA_{i,t}$ 为中小企业*i*在第*t*年的融资约束程度,数值越大表明企业面临的融资约束越强,反之则融资约束较弱。 $Z-SOCRE_{i,t}$ 度量的企业的经营风险,数值越大则经营风险越小。 $PATENT_{i,t}$ 、 $DIFI_{i,t}$ 以及 $CONTROL_{i,t}$ 的含义均与前文设定一致。 $v_{i,t}$ 、 $\iota_{i,t}$ 、 $\sigma_{i,t}$ 均为残差项。

如表 5 列(1)所示,在不控制两个潜在中介变量时,中小企业升级进程与数字普惠金融显著正相关。表 5 中,列(2)检验了数字普惠金融对中小企业融资约束的影响,得到的估计系数显著为负。这说明数字普惠金融可以通过提供供应链金融服务,有效缓解中小企业的融资约束问题。列(3)在列(1)的基础上控制了

企业融资约束的中介影响。结果显示,尽管数字普惠金融的系数仍显著为正,但系数值已经下降。这说明数字普惠金融在抑制了融资约束缓解的正面影响后,对中小企业升级的影响有所减弱,融资约束具备正向中介的作用得以验证,并且其发挥了部分中介的作用。同时列(3)中企业升级进程与融资约束指数之间显著负相关,又表明融资约束的缓解能够有效促进中小企业升级。至此,假设1得到验证。

表5列(4)为数字普惠金融对于中小企业经营风险影响的回归结果。结果显示,在数字普惠金融所提供的供应链金融服务下,作为核心企业的中小上市公司因为拥有了更加全面和真实的交易数据,经营风险得以降低。列(5)在列(1)的基础上控制了企业经营风险的中介影响,同样验证了经营风险的正向中介作用。假设3得到验证。列(6)在列(1)的基础上同时控制了融资约束和经营风险两个正向中介变量,可以观察到数字普惠金融的系数明显减小。数字普惠金融以供应链金融模式为主要方式,为中小企业提供了更充足、安全的资金和更全面的交易数据,在缓解了融资约束的同时,降低了企业经营风险,进而加快了中小企业的升级进程。

表5 数字普惠金融—融资约束/经营风险—中小企业升级进程的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DIFI</i>	0.557*** (3.28)	-0.012*** (-3.65)	0.548*** (3.22)	0.006*** (2.761)	0.550*** (3.22)	0.386*** (4.17)
<i>SA</i>			-17.537*** (-3.75)			-22.776*** (-3.63)
<i>Z-SOCRE</i>					0.006*** (2.761)	0.005*** (3.134)
截距项	49.005 (0.57)	-2.207*** (-31.58)	436.400*** (4.00)	2.167*** (12.28)	158.832*** (6.19)	162.116*** (8.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5 267	5 625	5 267	5 625	5 267	5 267
$\overline{R^2}$	0.943	0.983	0.943	0.463	0.896	0.914

注:列(1)为数字普惠金融对中小企业升级进程影响的基准回归;列(2)检验数字普惠金融对融资约束的影响;列(3)在基准回归的基础上控制了融资约束的中介影响;列(4)检验数字普惠金融对经营风险的影响;列(5)在基准回归的基础上控制了经营风险的中介影响;列(6)在基准回归的基础上同时控制了融资约束和经营风险的中介影响。

(三) 异质性检验

1. 按企业性质分组

与民营企业和集体企业等非国有企业相比,国有企业存在预算软约束问题,其独特的政治背景和政府增信措施使得国有企业有着得天独厚的融资优势和经营条件。而非国有企业,尤其是中小型民营企业和集体企业,既缺乏大型固定资产进行抵押贷款,又存在内部治理结构不完善、企业信息披露质量较低等问题,这使得其融资难、融资贵的问题比较突出,面临的经营风险也更大。如前文所述,数字普惠金融可以通过放

松中小企业融资约束,减少经营风险,从而推动其升级。相对于融资困难、经营风险较高的非国有制中小企业,数字普惠金融对国有中小企业升级的助推作用可能有限。数字普惠金融的目标受益方应是非国有性质的中小企业,主要是民营企业。

为了检验数字普惠金融对于不同所有权属性企业的影响差异,本文将研究样本按照企业所有权属性分为国有企业组和非国有企业组,在此基础上展开分组回归。结果如表6所示,国有企业组的数字普惠金融指数系数并不显著,表明数字普惠金融对于国有中小企业升级的作用十分有限。而在非国有企业组,数字普惠金融指标的系数为正,并通过了1%的显著性水平检验,印证了数字普惠金融的主要受益者确实是非国有中小企业。这也与数字普惠金融的本质十分契合——数字普惠金融发展正是为了服务和支持无政府背书、传统金融机构较少支持的“弱势”企业。此外,表6还研究了数字普惠金融对不同产权性质的中小企业转型的影响,结果表明不论是国有企业还是非国有企业,数字普惠金融对于中小企业转型都无显著影响,假设2和假设4不成立。

表6 按企业性质分组回归结果

变量	PATENT		BOD	
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
<i>DIFI</i>	0.357 (1.02)	0.542*** (2.78)	0.003 (1.24)	-0.011 (-1.05)
截距项	137.097 (1.01)	-26.919 (-0.29)	1.313*** (3.46)	2.430*** (9.71)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 006	4 261	1 124	4 424
\bar{R}^2	0.787	0.947	0.788	0.735

2. 按地区分组

中国幅员辽阔、人口众多,不同地区之间不论是资源禀赋还是市场发展进程都有很大不同。受区位因素影响,东部沿海地区的市场化水平相对较高,资本市场发达,配套制度也更为完善。与中西部地区的企业相比,东部地区企业除了拥有更多的融资渠道,还能享受资本市场带来的融资便利。但数字普惠金融突破了空间的局限,可能惠及中西部地区企业。

为了检验数字普惠金融对于不同地区中小企业升级的影响,本文进一步将研究样本划分为东部地区企业和中西部地区企业两类,然后展开分组回归。实证结果如表7所示,在东部企业样本组中,数字普惠金融指数的估计系数在10%的水平上显著为正,说明数字普惠金融对于东部中小企业的升级进程有正向促进作用;在中西部企业样本组中,在1%的水平上,数字普惠金融指数的估计系数显著为正,并且系数的绝对值远远高于东部企业样本组。说明数字普惠金融同时惠及东部和中西部地区的中小企业,但与东部地区相比,中西部地区的中小企业获益更大。本文还研究了数字普惠金融对于不同地区中小企业转型的影响,结果表明不论是东部还是中西部地区的中小企业,数字普惠金融对于中小企业转型都无显著影响。

表7 按地区分组回归结果

变量	PATENT		BOD	
	东部	中西部	东部	中西部
<i>DIFI</i>	0.452*	0.936***	0.013	-0.041
	(1.96)	(3.28)	(0.44)	(-0.07)
截距项	76.556	-245.484	2.234***	2.566***
	(0.77)	(-1.46)	(8.95)	(6.04)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	4 051	1 083	4 218	1 188
$\overline{R^2}$	0.945	0.757	0.737	0.777

(四) 稳健性检验

第一,企业升级和转型的其他衡量指标。本文参考李林木和汪冲(2017)^[30]的做法,分别选择企业专利总数和用熵值法计算的企业多元化程度作为中小企业的升级和转型进程的衡量指标,结果如表8所示。表8列(1)和列(2)均显示数字普惠金融指数对中小企业升级进程存在显著的正向促进作用。列(3)和列(4)中,数字普惠金融指数对中小企业转型进程无显著影响。假设1和假设3再次得到验证,假设2和假设4仍然不成立,与基准回归结果相符。

表8 替换被解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIFI</i>	0.557***	1.060**	0.000	-0.001
	(3.28)	(2.03)	(0.66)	(-0.82)
截距项	49.005	730.678***	2.207***	-1.833***
	(0.57)	(2.76)	(10.25)	(-5.08)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5 267	5 267	5 548	5 548
$\overline{R^2}$	0.943	0.930	0.746	0.765

注:列(1)为数字普惠金融对中小企业升级进程影响的基准回归;列(2)为数字普惠金融对企业专利总数影响的回归;列(3)为数字普惠金融对中小企业转型进程影响的基准回归;列(4)为数字普惠金融对企业多元化程度影响的回归。

第二,剔除异常年份样本。2014年和2015年的股市动荡对上市公司特别是中小上市公司影响很大。根据国家统计局和《中国统计年鉴》数据,2013年中国规模以上中小工业企业数量为34.3万户,相比2012年增长率为5.5%,而到2016年末,规模以上中小工业企业数量为36.9万户,相比2015年增长率仅为1.3%。为排除异常年份对回归结果的影响,本文剔除了2014年和2015年的样本重新回归分析。回归结果显示,中小企业升级进程对数字普惠金融指数的回归系数在5%的水平上显著为正,中小企业转型进程对数

字普惠金融指数的回归系数不显著。剔除异常年份样本后,实证结果仍然与基准回归一致,甚至数字普惠金融对中小企业升级进程的积极影响更加突出。

表 9 剔除异常年份样本的稳健性检验

变量	PATENT		BOD	
	基准回归	剔除 2014 年和 2015 年数据	基准回归	剔除 2014 年和 2015 年数据
<i>DIFI</i>	0.557*** (3.28)	1.223** (1.98)	0.000 (0.66)	0.471 (0.27)
截距项	49.005 (0.57)	789.390** (2.51)	2.207*** (10.25)	660.743* (1.90)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5 267	4 071	5 548	4 038
$\overline{R^2}$	0.943	0.932	0.746	0.922

第三,模型设定检验。本文基准回归采用了双向固定效应模型展开研究。为尽可能消除遗漏变量所导致的内生性偏误,本文在基准模型的基础上,分别加入年份与行业的联合效应、年份与城市的联合效应等高维固定效应进行稳健性检验,结果见表 10。结果显示,控制高维固定效应后的实证结果与基准回归一致,仍然是数字普惠金融能够促进中小企业升级,但对企业转型无影响。

表 10 模型设定的稳健性检验

变量	PATENT		BOD	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIFI</i>	0.594*** (3.97)	0.617*** (5.21)	-0.002 (-0.04)	-0.002 (-0.04)
截距项	-71.18 (-0.61)	-89.17 (-0.45)	229.8*** (10.31)	327.3*** (19.14)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份与行业的联合效应	控制	控制	未控制	未控制
年份与城市的联合效应	未控制	未控制	控制	控制
样本量	5 237	5 237	5 267	5 267
$\overline{R^2}$	0.932	0.932	0.922	0.922

五、结论与政策建议

本文基于数字普惠金融指数和 2011—2019 年非金融、非房地产 A 股中小板以及创业板上市公司的经验数据,研究数字普惠金融指数对中小企业升级、转型进程的影响和具体作用机制。研究结果显示:中小企业升级程度与数字普惠金融指数显著正相关,即数字普惠金融的发展不仅增强了供应链上个体和小

微经营者的资金安全,还为银行、经销商和核心企业等关联方提供了更加全面的交易数据,提升了中小企业的资金实力和安全性,在一定程度上放松了中小企业的融资约束,降低了中小企业的经营风险,进而加速了企业技术革新的升级进程,推动企业向专精特新的发展方向。数字普惠金融指数对中小企业转型进程无显著影响,表明在缓解了中小企业融资难、融资贵和信息不对称问题后,企业没有选择多元化经营的方式增强自身竞争力,而是在现有的领域夯实核心业务。此外,对于外部融资条件较好的国有中小企业,数字普惠金融对加速其升级的作用效率比民营中小企业小,反映数字普惠金融正在逐步消除当前财富管理市场供给缺口和供需不匹配的问题,在一定程度实现了普惠金融的根本目的。与东部地区企业相比,数字普惠金融在更大程度上助推了中西部地区中小企业升级,这离不开数字普惠金融在中西部地区的迅速发展,更深层次地反映出中国发展数字普惠金融针对的主要群体是偏远地区、传统金融机构较少、金融服务程度较低的“弱势”企业,使它们能够得到金融支持。异质性分析结论与普惠金融适用群体的画像高度契合。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:

第一,政府应充分发挥金融科技企业、中小银行以及互联网银行在技术、平台和数据上的优势,为中小企业提供流动资金支持,从而满足中小企业的融资需求。这有利于尽快恢复市场信心,促进中小企业技术创新,进而加速其升级进程。虽然数字普惠金融的发展有利于促进中小企业升级,但主要获益的是中西部地区的中小企业。应当进一步健全市场信息中介机制,充分发挥大数据等新兴技术的监管与治理功能,改善地区制度信用环境,减少区域发展的不平衡。

第二,金融机构应当加大物联网、区块链、大数据及云计算等新兴技术的资金投入,提高不同产业的数字普惠金融的专业化程度。中小企业不同产业之间财务数据差异程度极大,因此使用统一的平均标准来衡量放贷风险制约了中小企业的发展、壮大。金融机构应积极联合各类相关的市场机构和主体,包括金融机构和非金融机构、科技公司和非科技公司,寻找每一个环节上各自最可能实现专业化的领域开展全方位合作,实现优势互补。此外,各金融机构还应该加强对数字普惠金融的风险监测与防范,并建立健全风险提示和披露机制,从而促进数字普惠金融良性发展。

第三,中小企业应主动对接外部创新的金融服务,加大技术创新的投入力度,与政府部门、金融机构等形成良性互动。一方面,多举措提升自身经营发展水平和风险抵御能力;另一方面,由于金融机构可从中小企业提供的财务数据中,推断该企业的上下游企业财务数据的真实性,从企业到企业的渠道,降低再贷款时的信息不对称程度,从而降低银行和全供应链的风险成本。因此,中小企业需坚持实体核心业务,严防“脱实向虚”的倾向,持续完善自身信用体系和信息披露建设,主动接受社会各界的监督。

参考文献:

- [1]郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [2]郭峰,王瑶佩. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J]. 财经研究,2020,46(1):19-33.
- [3]黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.

- [4]郭峰. 数字经济在抗击新冠肺炎疫情中的作用与问题:一个文献综述[J]. 产业经济评论,2021(1):34-49.
- [5]HUMPHREY J,SCHMITZ H. Governance and upgrading;linking industrial cluster and global value chain research[Z]. IDS Working Paper No. 120, 2000.
- [6]GEREFFI G. International trade and industrial upgrading in the apparel commodity chain[J]. Journal of International Economics, 1999, 48(1): 37-70.
- [7]POON T S C. Beyond the global production networks: a case of further upgrading of Taiwan's information technology industry[J]. International Journal of Technology and Globalisation, 2004, 1(1): 130-144.
- [8]张亮. 我民营企业转型升级的政府作用研究——基于政府行为视角的实证分析[J]. 当代经济管理,2014,36(5):14-19.
- [9]王玉燕,林汉川,吕臣. 全球价值链嵌入的技术进步效应——来自中国工业面板数据的经验研究[J]. 中国工业经济,2014(9):65-77.
- [10]才国伟,邵志浩,刘剑雄. 组织管理结构、政府公共服务与民营企业转型升级[J]. 财贸经济,2015(4):46-59.
- [11]王昀,孙晓华. 政府补贴驱动工业转型升级的作用机理[J]. 中国工业经济,2017(10):99-117.
- [12]潘秋晨. 全球价值链嵌入对中国装备制造业转型升级的影响研究[J]. 世界经济研究,2019(9):78-96,135-136.
- [13]程虹,刘三江,罗连发. 中国企业转型升级的基本状况与路径选择——基于570家企业4794名员工入企调查数据的分析[J]. 管理世界, 2016(2):57-70.
- [14]黄昌富,徐锐,张雄林. 政府补贴、产能过剩与企业转型升级——基于制造业上市公司的实证研究[J]. 企业经济,2018,37(3):160-168.
- [15]曾义,冯展斌,张茜. 地理位置、环境规制与企业创新转型[J]. 财经研究,2016,42(9):87-98.
- [16]卫志民. 微观经济学[M]. 北京:高等教育出版社,2011.
- [17]谢绚丽. 商业银行数字化转型的现状、挑战和机遇[J]. 中华工商时报,2021-01-04(3).
- [18]万佳彧,周勤,肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论,2020(1):71-83.
- [19]李华荣,吴家曦,李京文. 浙江省中小企业社会责任调查报告[J]. 管理世界,2011(9):1-6,73.
- [20]王吉发,冯晋,李汉钊. FS集团的转型创新[J]. 企业管理,2006(8):46-47.
- [21]毛蕴诗,王婕,郑奇志. 重构全球价值链:中国管理研究的前沿领域——基于SSCI和CSSCI(2002—2015年)的文献研究[J]. 学术研究, 2015(11):85-93,160.
- [22]孟为,姜国华. 汇率政策不确定性与企业信贷融资:基于外币贷款视角[J]. 世界经济,2023,46(3):31-62.
- [23]张璇,刘贝贝,汪婷,等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究,2017,52(5):161-174.
- [24]GUO B, PÉREZ-CASTRILLO D, TOLDRÀ-SIMATS A. Firms' innovation strategy under the shadow of analyst coverage[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 131(2): 456-483.
- [25]李春涛,闫续文,宋敏,等. 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.
- [26]HALL B H, LERNER J. The financing of R&D and innovation[M]//HALL B H, ROSENBERG N. Handbook of the economics of innovation, vol. 1. Amsterdam: Elsevier, 2010: 609-639.
- [27]解维敏,方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究,2011(5):171-183.
- [28]吴国鼎,张会丽. 多元化经营是否降低了企业的财务风险? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中央财经大学学报,2015(8):94-101.
- [29]姜付秀,我国上市公司多元化经营的决定因素研究[J]. 管理世界,2006(5):128-135.
- [30]李林木,汪冲. 税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据[J]. 经济研究,2017,52(11):119-134.
- [31]张远,李焕杰. 金融科技发展如何影响制造业服务化? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究,2023,44(2):57-74.
- [32]张成思. 金融化的逻辑与反思[J]. 经济研究,2019,54(11):4-20.
- [33]BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [34]温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.

The Effect of Digital Financial Inclusion on the Transformation and Upgrading of SMEs and Its Mechanism

LI Guolong¹, HUANG Danyi², ZHU Ning³

1. Beijing Jiaotong University, Beijing 100044;
2. Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030;
3. Central South University, Changsha 410083)

Abstract: Promoting the transformation and upgrading of small and medium-sized enterprises (SMEs) is an important part of guiding their development toward specialization, refinement, uniqueness, and innovation. This paper focuses on the transformation and upgrading of enterprises and selects A-share listed SMEs in China from 2011 to 2019 as samples. It examines the effect of digital financial inclusion on the transformation and upgrading of SMEs, and analyzes its mechanism from the perspectives of financing constraints and operational risks.

In terms of research contribution, this paper distinguishes the transformation and upgrading of enterprises, and clarifies the impact and mechanism of digital financial inclusion on the transformation and upgrading of SMEs. It uses municipal-level panel data to align the research methods with actual corporate financing activities to enhance the accuracy of research findings. Moreover, it conducts an empirical analysis to reveal the role of digital financial inclusion in addressing the financing difficulties faced by SMEs, reducing regional disparities, promoting common prosperity, and achieving high-quality development.

The findings are as follows. First, there is a significantly positive correlation between the digital financial inclusion index and the upgrading of SMEs. This signifies that the development of digital financial inclusion enhances the financial safety of individuals and small and micro entrepreneurs involved in the supply chain. Additionally, it provides more comprehensive transaction data to stakeholders such as banks and dealers, thereby reducing operational risks for SMEs. In other words, digital financial inclusion can effectively upgrade the technologies of SMEs. However, the relationship between the digital financial inclusion index and the transformation of SMEs is not significant, which means that digitalization fails to change SMEs' development modes and industries or their transformation. Second, digital financial inclusion enables SMEs to obtain more secure and sufficient funding, while providing comprehensive transaction data through supply chain finance. This helps alleviate financing constraints and reduce operational risks, thereby accelerating SMEs' upgrading. Finally, the effect of digital financial inclusion on enterprise upgrading is more pronounced in private SMEs and SMEs in the central and western regions than in state-owned SMEs and SMEs in the eastern region.

Keywords: digital financial inclusion; small and medium-sized enterprise; transformation and upgrading; supply chain finance; financing constraint; operational risk

责任编辑:周 斌