

数字普惠金融促进了小微企业技术创新吗？

——基于中国小微企业调查(CMES)数据的实证研究

杨 君^{1,2} 肖明月² 吕 品¹

(1. 浙江理工大学 经济管理学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江理工大学 产业开放与创新发展研究所, 浙江 杭州 310018)

摘要:小微企业是全面塑造我国发展新优势的生力军,推动其创新发展对我国创新驱动战略的实施具有重要意义。本文通过匹配中国小微企业调查数据(CMES)与数字普惠金融数据,分析了数字普惠金融对小微企业技术创新的影响及其作用机制。研究发现:数字普惠金融显著促进了小微企业技术创新;细分创新指标后发现,数字普惠金融对创新行为的促进作用大于对创新产出的促进作用;在考虑稳健性和内生性问题后,上述结论依旧成立。进一步分析发现,扩大数字普惠金融覆盖率比挖掘服务深度更能促进小微企业技术创新。异质性分析显示,数字普惠金融对技术创新的促进作用在规模较小企业和未入园企业中表现更为突出。机制分析显示,数字普惠金融通过缓解企业融资约束、优化金融资源在部门间的配置和弥补传统金融短板促进小微企业技术创新,是对传统金融的有力补充。

关键词:数字普惠金融;小微企业;技术创新;融资约束

中图分类号:F124.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)04-0119-13

DOI:10.19639/j.cnki.issn1003-5230.2021.0047

一、引言

技术创新是经济实现高质量发展的驱动力,党的十九届五中全会更是把技术创新提升到现代化建设全局中的核心位置。企业作为技术创新的主体,是中国实现创新驱动的生力军,因此如何推动企业技术创新对经济高质量发展至关重要。企业技术创新需要持续稳定的资金投入^[1],在企业自有资金难以支撑的情况下,高效便捷的金融支持服务便成为创新项目得以顺利实施的保障。然而,作为中

收稿日期:2021-01-16

基金项目:浙江省哲学社会科学规划重点课题“推进中国跨越‘创新陷阱’的机制与政策研究”(20NDJC30Z);浙江省自然科学基金探索Q类项目“中国创新质量与数量协同增长的机制与政策研究”(LQ20G030001);浙江省软科学项目“推进浙江经济绿色转型的技术进步机制与政策研究”(2021C35020);浙江省属高校基本科研业务费项目“浙江省技术创新质量的测度与时空演化特征研究”(2021YB10)

作者简介:杨 君(1984—),男,安徽宿州人,浙江理工大学经济管理学院、产业开放与创新发展研究所副教授;
肖明月(1985—),女,安徽无为,浙江理工大学产业开放与创新发展研究所副教授;
吕 品(1969—),男,山西大同人,浙江理工大学经济管理学院教授,本文通讯作者。

国金融体系关键角色的银行业,却长期存在着低效运行和资源错配等问题^[2],众多具有创新意愿和创新能力的企业难以获得有效的金融支持^[3],特别是贡献了全国70%左右专利权的小微企业^①,更是深受融资约束困扰。世界银行于2018年公布的数据显示,中国中小微企业潜在融资需求高达4.4万亿美元,但融资供给仅为2.5万亿美元,潜在融资缺口比重高达43.18%^②。金融资源供给匮乏严重制约了小微企业做大做强,进而扭曲了企业规模分布,使得中国企业规模呈现出明显的“双峰分布”特征,由此产生的“中等规模企业迷失”现象不仅导致国家创新活力减退,还使得经济持续发展的动力缺失^[4]。因此,如何发挥金融资源对小微企业技术创新的支撑作用,持续推进小微企业做大做强,成为中国经济高质量发展亟待破解的难题。

随着信息技术的蓬勃发展,中国数字普惠金融也在加速崛起。一方面,数字普惠金融借助人工智能、区块链、大数据和云计算等技术,大大减少了资金供需双方的搜寻与匹配时间,并通过整合个人、企业和行业数据建立完善的第三方征信体系^[5],可有效缓解信息不对称问题,从而得以开拓金融业务长尾市场,让长期饱受融资歧视之苦的小微企业也能享受到正规的金融服务。另一方面,数字普惠金融还进一步打破了传统金融机构的营业网点限制,让偏远地区的企业也能够借助手机等智能终端获取高效的金融服务^[6],极大地提高了金融服务的地理穿透性,助力打通金融服务“最后一公里”。那么,对深受融资约束困扰的小微企业而言,数字普惠金融的发展能否改变其在传统金融体系下的融资困境,进而实现技术创新水平提升呢?如能,其中又有何种影响机制?由于小微企业面临的发展困境本质上也是中国经济发展面临的主要困境,因此如何通过数字普惠金融推动小微企业创新发展,不仅有助于破解“中等规模企业迷失”困境,还对中国经济实现高质量发展有着重要指导意义。

虽然数字普惠金融对企业发展影响的研究一直是这几年的热点话题,但囿于数据获取,已有文献多关注数字普惠金融对规模以上工业企业和上市公司技术创新的影响,对数字普惠金融如何影响小微企业技术创新的研究相对较少。仅有的几篇涉及小微企业技术创新的文献也多采用中小板上市公司数据进行研究^{[7][8]},但中小板上市企业本身便具有发展潜力大和创新能力强等特点,并非真正意义上的小微企业,因此使用该数据进行研究可能存在样本选择偏误问题,难以准确反映数字普惠金融对小微企业技术创新的影响。

本文通过匹配中国小微企业调查数据(CMES)与数字普惠金融数据,实证检验数字普惠金融对小微企业技术创新的影响,可能的贡献有:一是着重分析数字普惠金融对小微企业技术创新的影响。传统金融难以有效服务小微企业已得到了学界的广泛认可,数字普惠金融与大中型企业之间关系的研究也是热点,但数字普惠金融能否有效助力小微企业发展仍有待学界深入探究。由于中国小微企业数量占比超过98%,发明专利权占比在70%左右^①,因此以大中型企业为样本的研究结论不仅无法指导小微企业创新发展,更与中国企业技术创新的结构特征不符。本文借助小微企业调查数据开展研究,将该领域的研究范围从大中型企业拓展到小微企业,有助于为“小微企业如何做大做强”这一难题的解答提供新视角。二是借助独特数据细化小微企业技术创新指标。区别于已有文献多使用专利数据衡量企业技术创新,本文结合中国小微企业调查数据的特征,将技术创新细分为创新产出、专利申请和创新行为三个类型,从而以高度细化的研究视角分析数字普惠金融对不同类型技术创新的影响,可为差异化政策的制定提供科学指导。三是挖掘数字普惠金融影响小微企业技术创新的内在机理。本文从缓解企业融资约束、弥补传统金融短板和优化资源配置三个层面对影响机制进行了深入分析,有助于深入揭示数字普惠金融影响小微企业技术创新的具体机制,进而为相关政策制定提供经验证据^③。

二、文献综述与研究假设

传统金融难以有效服务小微企业技术创新,究其根源在于规模歧视和所有制歧视导致的金融资源错配以及金融服务存在的地理穿透性短板^{[9][10]}。首先,传统金融偏向于支持资产雄厚和盈利能力强的大中型企业,对具有发展潜力但仍处于成长阶段的小微企业存在严重歧视^[11],由此产生的规模

歧视抑制了小微企业技术创新。其次,信息不对称导致传统金融很难有效评估放贷风险,出于安全性考量,传统金融部门更倾向于为具有政治背景的国有企业提供服务,对非国有企业则存在所有制歧视。最后,依赖营业网点提供服务制约了传统金融的地理扩张,从而使得传统金融在地理穿透性方面存在短板,难以将服务触角延伸到偏远地区的小微企业。

数字普惠金融可通过缓解上述问题,为小微企业技术创新提供优质服务。一方面,数字普惠金融应用数字技术能有效缓解信息不对称,提高了受歧视群体获取正规金融服务的可能^[12],这不仅能够缓解小微企业的融资约束,还有助于金融服务向具有创新活力的企业集聚^[13],从而减少传统金融资源的部门间错配。另一方面,在传统金融难以触及或不愿提供服务的区域,数字普惠金融借助商业模式创新、产品服务创新和组织架构创新,不断延伸金融服务范围和服务触角,可有效弥补传统金融的地理穿透性短板,从而成为传统金融的有力补充^[14],共同促进小微企业技术创新。

据此,下文从缓解企业融资约束、优化资源在部门间配置和弥补传统金融服务短板三个方面阐述数字普惠金融影响小微企业技术创新的机制。

(一)缓解企业融资约束

小微企业技术创新面临着严重的融资约束^[15]。一方面,小微企业可用于银行质押贷款的资产较少,且存在财务信息和信用状况不透明、创新行为不规范等问题,因此技术创新项目较难获取银行贷款支持^[16]。另一方面,小微企业担心泄露商业机密而不愿披露具体的研发创新事宜,会导致传统金融机构难以进行合理的风险评估,因此放贷意愿不高。

数字普惠金融能够缓解小微企业的融资约束。首先,数字普惠金融利用数字化技术可在短时间内完成对小微企业及其负责人的信用评估,评估效率的提高有助于提升小微企业的融资可得性。其次,数字普惠金融丰富了金融服务提供主体,改变了企业仅从银行获得信贷支持的局面,通过拓宽企业融资渠道缓解小微企业融资约束^[17]。再次,数字普惠金融在加大贷款投放力度的同时,还降低了小微企业融资成本。数字技术的应用简化了金融机构放贷审批流程,以往涉及多个部门协同的业务被标准化为一站式和全方位的业务流程,审批工作的简化降低了业务处理成本和小微企业融资成本,有助于激发企业创新活力。最后,数字普惠金融通过弥合银企间信息不对称来提升小微企业融资效率。学界普遍认为信息不对称是导致融资约束的重要原因^[18],而数字普惠金融可以借助信息技术对海量非结构化和非标准化数据进行挖掘,从而将信贷资源与小微企业的技术创新项目进行合理匹配,以规避逆向选择和道德风险问题^{[19][20]},最终有助于提升小微企业融资效率。据此,提出本文第一个研究假设:

H1:数字普惠金融通过缓解企业融资约束促进小微企业技术创新。

(二)优化金融资源在部门间配置

传统金融供给和需求之间长期存在着部门间错配问题,特别是产权性质导致的国有部门和非国有部门之间的错配,不利于充分发挥金融对技术创新的促进作用。一方面,国有企业具有的特殊政治背景使其能以较低成本获取便捷的金融服务,但这也降低了国有企业面临的市场竞争压力,进而对技术创新产生诅咒效应^[21]。另一方面,具有创新活力的非国有企业遭受着传统金融的所有制歧视^[11],技术创新项目往往难以筹集到充足的研发资金。

数字普惠金融能够优化金融资源在部门间的配置。首先,数字普惠金融的发展使得部分原本会存放到银行的存款转移到利息水平更高的数字普惠金融平台,这一方面引起国有小微企业潜在贷款总量下降,另一方面促进了多元化借贷市场的形成,丰富了非国有小微企业的融资渠道。其次,非国有小微企业难以从传统金融部门获取信贷资源,因此,向数字普惠金融融资的意愿更为强烈,而国有小微企业则缺乏改变传统融资模式的动力,随着数字普惠金融发展壮大,非国有小微企业在融资方面的不利局面将会得以改善。因此,从优化资源配置的视角来看,如果数字普惠金融可通过缓解融资约束促进小微企业技术创新,其促进作用应在信贷资源配置更为稀缺的非国有小微企业中更为明显。据此,提出本文第二个研究假设:

H2: 数字普惠金融通过优化金融资源在部门间的配置促进小微企业技术创新。

(三) 弥补传统金融服务短板

传统金融机构在获取小微企业客户和风控方面面临巨大难题。一方面,小微企业具有数量庞大但地理位置分散的特点^[10],而传统金融机构又过多依赖营业网点开展业务,在获客渠道和成本方面存在巨大短板,进而导致其服务难以触及众多小微企业。另一方面,传统金融的风险评估方法大多适用于大中型企业,对抵押资产较少和财务数据披露不规范的小微企业则缺少有效的评估手段,因此向小微企业提供服务的意愿不强。

数字普惠金融可借助数字技术拓展传统金融难以触及的群体,提高该类群体获取金融服务的可能性和便利性^[11],有效地弥补传统金融服务短板。首先,数字普惠金融借助智能终端设备开展业务,具有极强的地理穿透性,使得偏远地区的小微企业也可以享受到正规金融机构提供的服务。其次,数字普惠金融能够高效挖掘小微企业的账务流水、动态营收和历史交易等多维软信息,并借助大数据和机器学习等创新风险评估方法,准确评估其违约风险^[22],进而为众多缺乏传统融资资质的小微企业提供信贷服务。因此,数字普惠金融能够突破传统金融的“二八定律”,为长尾客户提供优质服务,在金融领域扮演着“毛细血管”的角色,成为传统金融的强有力补充。根据上述分析,在传统金融部门不愿意发展或发展相对薄弱的地区,数字普惠金融对小微企业技术创新的影响会更为显著。据此,提出本文第三个研究假设:

H3: 数字普惠金融通过弥补传统金融服务短板促进小微企业技术创新。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文设定如下实证模型分析数字普惠金融对小微企业技术创新的影响:

$$\text{Innovation}_i = \alpha_1 + \alpha_2 \text{Index}_i + \beta X_i + \lambda_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中,Innovation 为被解释变量,即小微企业技术创新;Index 是解释变量,即数字普惠金融指数;X 代表影响小微企业技术创新的一系列控制变量; λ 是固定效应, ϵ 是随机误差项。

(二) 变量选取与说明

1.被解释变量。被解释变量是小微企业技术创新,根据中国小微企业调查数据库的特征,本文使用三个指标衡量:其一,企业创新产出(Output),如果企业有产品和技术方面的创新产出或其他方面的创新(如组织创新、服务创新、文化创新、营销创新),该变量赋值为 1,否则为 0;其二,企业专利申请(Patent),如果企业成功申请到专利或正在申请专利,该变量赋值为 1,否则为 0;其三,企业创新行为(Behavior),如果企业目前或曾经有产品与技术上的研发与创新活动,该变量赋值为 1,否则为 0。

2.解释变量。本文使用数字普惠金融指数(Index)衡量各地区数字普惠金融发展情况。在稳健性检验部分,还使用该指数的两个对称的细分维度指标——覆盖广度(Breadth)和使用深度(Depth),进行检验。

3.控制变量。借鉴甘犁等的研究^[23],本文选取的控制变量包括:员工人数(Staff),使用企业员工总人数衡量;企业存续时长(Age),即企业自成立年份起的年限;企业资产(Asset),使用企业总资产衡量;高管工作年限(Worktime),即最主要的企业所有者截至目前参与管理的年限;员工受教育水平(Education),使用企业员工的主要文化程度衡量;行政招待费用(Expense),使用企业调查当年的招待费用衡量。此外,机制分析部分还涉及融资约束和传统金融发展,下文将详细介绍。

(三) 数据来源

本文数据源于三个方面:一是小微企业调查数据库(CMES),本文的被解释变量、控制变量和融资约束变量均源于此,该数据库是 2015 年西南财经大学中国家庭金融调查与研究在调查基础上构建的,数据库包含 2014 年 5497 家小微企业的详细信息,这些企业分布在全国 28 个省(自治区、直辖市)、80 个县(区、县级市),240 个街道(乡镇),为分析小微企业技术创新打下了良好的数据基

础^[23]。二是数字普惠金融数据,数字普惠金融指数来自北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组^[6],该指数包含省级、地级市和县域层面数据。值得说明的是,为了保护受访小微企业的隐私,CMES 数据库并未公布企业所在城市和区县信息,因此无法匹配地级市和县域层面的数字普惠金融指数,故在基准分析中仅使用省级层面的数字普惠金融指数。借鉴已有研究^{[8][24][25]},本文还将中小板和创业板上市公司数据分别与地级市和县域层面的数字普惠金融指数匹配后进行稳健性检验,上市公司数据来自 CSMAR 数据库。三是宏观数据,传统金融发展程度(贷款规模/GDP)来自各地区国民经济和社会发展统计公报。此外,本文还使用各省移动电话普及率作为数字普惠金融的工具变量,该数据来自历年的《中国统计年鉴》。除虚拟变量和计数变量外,本文对其他变量均取自然对数,本文使用的计量软件为 Stata15.0。表 1 报告了主要变量的描述性统计特征。

表 1 主要变量描述性统计							
变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业创新产出	Output	5497	0.4115	0.4921	0	1
	企业专利申请	Patent	5497	0.4131	0.4924	0	1
	企业创新行为	Behavior	5497	0.3249	0.4684	0	1
解释变量	数字普惠金融指数	Index	5497	5.2691	0.1333	5.0410	5.4787
	覆盖广度	Breadth	5497	5.2240	0.1667	4.9409	5.4968
	使用深度	Depth	5497	5.1610	0.2211	4.6755	5.4922
控制变量	员工人数	Staff	5497	2.4825	1.4805	0	10.5966
	企业存续时长	Age	5497	7.4209	6.3331	0	58.5
	企业资产	Asset	5497	11.2582	6.3012	0	25.3284
	高管工作年限	Worktime	5497	8.8571	8.3810	0	65
	员工受教育水平	Education	5497	2.7340	2.2120	0	9
	行政招待费用	Expense	5497	4.6452	5.2623	0	17.0344
其他变量	移动电话普及率	Mobile	5497	1.0829	0.3358	0.6469	1.8946
	融资约束	SA	4320	25.5161	5.0740	-3.9120	17.5103
	传统金融发展程度	Credit	5497	1.4188	0.4769	0.7684	2.4449

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

小微企业技术创新为二值虚拟变量,因此本文选择 Probit 方法进行回归分析,具体结果如表 2 所示。不论是否加入控制变量,数字普惠金融均对小微企业创新产出、专利申请和创新行为存在显著的促进作用,这一结果不仅说明了数字普惠金融对小微企业创新发展的重要作用,也在一定程度上反映了数字普惠金融对中国实现创新驱动战略的特殊意义:第四次全国普查数据显示,虽然中国小微企业数量占比高达 98.4%^④,是技术创新的重要力量,却长期遭受融资约束困扰,延缓了技术创新投入,因此未来亟需深入发挥数字普惠金融的重要作用,推动小微企业创新发展。

通过比较回归系数的大小发现,数字普惠金融对小微企业技术创新行为的影响最强,对创新产出和专利申请的影响相对较小,其中可能的原因是:数字普惠金融的发展为小微企业提供了大量信贷资金,缓解了小微企业融资约束,进而使得小微企业可将更多的资金投入到研发与创新活动中,因此数字普惠金融能够对创新行为产生较强的促进作用。银保监会的数据也显示,截至 2020 年 5 月,全国普惠型小微企业贷款余额已达到 13.08 万亿元,同比增长 27.56%,小微企业融资难问题得到较好缓解^⑤。但由于创新活动存在巨大不确定性,且受限于企业规模,小微企业往往无法长期维持高水平的研发投入,因此难以积累充足的创新经验,进而导致创新效率低下,这也使得数字普惠金融对小微企业创新产出和专利申请的影响相对较弱。

表 2

基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Output	Output	Patent	Patent	Behavior	Behavior
Index	0.6931 *** (0.0000)	0.9306 *** (0.0351)	1.0002 ** (0.0000)	1.2958 *** (0.0401)	1.1852 *** (0.0000)	1.4531 *** (0.0392)
Staff		0.3020 *** (0.0177)		0.0759 *** (0.0254)		0.3029 *** (0.0169)
Age		- 0.0223 *** (0.0047)		- 0.0340 *** (0.0045)		- 0.0173 *** (0.0048)
Asset		- 0.0028 (0.0028)		0.0077 * (0.0040)		0.0022 (0.0043)
Worktime		0.0073 *** (0.0026)		0.0041 (0.0027)		0.0092 *** (0.0029)
Education		0.0742 (0.0099)		- 0.0669 *** (0.0118)		0.0298 ** (0.0128)
Expense		0.0275 *** (0.0027)		0.0051 (0.0044)		0.0188 *** (0.0041)
Constant	- 3.9895 *** (- 0.0000)	- 6.1466 *** (0.1955)	- 5.5299 ** (0.0000)	- 6.9524 *** (0.2379)	- 6.9169 *** (0.0000)	- 9.1805 *** (0.2268)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	5497	5497	5497	5497	5497	5497
R ²	0.0146	0.1322	0.0170	0.0430	0.0204	0.1193

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为稳健标准误，除表6外，各表汇报的结果均在省份层面聚类。

(二)稳健性检验

基准回归使用不同的技术创新指标进行实证检验，结果显示数字普惠金融对小微企业技术创新具有促进作用。下面进一步进行稳健性检验。

1.数字普惠金融细分维度的检验。借鉴唐松等的研究^[9]，本部分将数字普惠金融指数降维至两个对称的层面：覆盖广度（基于账户覆盖率测算，包括绑卡用户比例、账号数量和绑卡数量等）和使用深度（基于服务类型测算，包括支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务、投资服务和信用服务等）。表3报告了数字普惠金融覆盖广度和使用深度对小微企业技术创新的影响，结果均与基准回归保持一致。值得一提的是，覆盖广度对小微企业技术创新的影响比使用深度大，表明扩大数字普惠金融覆盖率比挖掘金融服务深度更能促进小微企业技术创新。深入分析数字普惠金融指数可以发现，中国数字普惠金融发展仍存在明显的地区集聚性特征，部分地区的数字普惠金融发展仍十分落后，难以为小微企业提供有效服务。因此，未来仍需进一步扩大数字普惠金融的覆盖广度，以更好地实现其普惠性特征，不断夯实小微企业技术创新的资金要素支撑。

表 3

稳健性检验：数字普惠金融细分维度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
Breadth	0.8710 *** (0.0329)	1.2129 *** (0.0375)	1.3601 *** (0.0367)			
Depth				0.5028 *** (0.0190)	0.7001 *** (0.0216)	0.7851 *** (0.0212)
Constant	- 5.8525 ** (0.1847)	- 6.5429 ** (0.2256)	- 8.7214 *** (0.2147)	- 3.7761 *** (0.1105)	- 3.6515 *** (0.1411)	- 5.4790 *** (0.1309)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	5497	5497	5497	5497	5497	5497
R ²	0.1322	0.0430	0.1193	0.1322	0.0430	0.1193

2.更换计量方法。本文的被解释变量——创新产出、专利申请和创新行为均为典型的二值选择变量,故基准回归采用 Probit 回归方法,本部分则采用固定效应模型进行稳健性检验。表 4 的检验结果显示,数字普惠金融显著促进了小微企业技术创新,与上文结论保持一致。

表 4 稳健性检验:固定效应模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Output	Output	Patent	Patent	Behavior	Behavior
Index	0.2615 *** (0.0000)	0.2948 *** (0.0110)	0.3854 *** (0.0000)	0.4888 *** (0.1488)	0.3801 *** (0.000)	0.4251 *** (0.0135)
Constant	-1.0092 *** (0.0000)	-1.4634 *** (0.0596)	-1.6316 ** (0.0000)	-2.1246 *** (0.0892)	-1.7477 *** (0.0000)	-2.2225 *** (0.0769)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	5497	5497	5497	5497	5497	5497
R ²	0.0195	0.1637	0.0227	0.0560	0.0251	0.1402

3.滞后解释变量。考虑到数字普惠金融对小微企业技术创新的影响需要经过一定时滞才能完全显现,本部分使用数字普惠金融指数滞后一期和两期分别进行回归,结果如表 5 所示。不论是滞后一期还是滞后二期的数字普惠金融指数,均对小微企业技术创新有显著的促进作用,进一步说明上文结论是稳健的。

表 5 稳健性检验:滞后主要变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
L1.Index	0.7225 *** (0.0273)	1.0060 *** (0.0311)	1.1282 *** (0.0304)			
L2.Index				0.6009 *** (0.0227)	0.8368 *** (0.0259)	0.9384 *** (0.0253)
Constant	-4.9469 *** (0.1518)	-5.2819 ** (0.1882)	-7.3073 *** (0.1778)	-4.0783 *** (0.1210)	-4.0723 ** (0.1531)	-5.9509 *** (0.1429)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	5497	5497	5497	5497	5497	5497
R ²	0.1322	0.0430	0.1193	0.1322	0.0430	0.1193

4.使用上市公司数据。考虑到不同城市的经济环境存在巨大差异,使用省级层面数据可能难以准确反映微观企业面临的外部发展环境,因此有必要使用城市层面的数字普惠金融指数进一步进行实证分析。CMES 数据库并未公布企业所在地的具体信息,因此难以与城市层面的数字普惠金融指数进行匹配。为此,本部分借鉴已有文献^{[5][24][25]},使用中小板和创业板上市公司数据作为小微企业的替代样本,并将其与地级市和县域层面的数字普惠金融指数进行匹配,再次进行实证检验。根据上市公司的数据特征,本文选取企业专利数量(Patent)和研发投入(R&D)作为小微企业技术创新的代理变量,选取员工人数(Staff)、管理费用(Expense)、企业存续时长(Age)和企业资产(Asset)作为控制变量,地级市层面和县域层面样本的时间段分别为 2011~2018 年、2014~2018 年,并删除了金融业上市公司、ST 公司和数据严重缺失的公司。地级市层面的回归结果见表 6 的第(1)~(4)列,县域层面的回归结果见表 6 的第(5)~(8)列,不论是将企业专利数量还是研发投入作为被解释变量,数字普惠金融均对小微企业技术创新存在显著的促进作用,进一步说明上文回归结论的稳健性。

5.内生性检验。本文借鉴梁榜和张建华的做法^[8],引入小微企业所在省份移动电话普及率作为数字普惠金融的工具变量,以缓解可能存在的内生性问题。一方面,数字普惠金融的发展离不开移动电话的支持,移动电话普及率越高的地区,基于网络的金融服务需求与供给越多,因此该工具变量与

数字普惠金融存在相关性。另一方面,移动电话的普及程度很难直接影响到小微企业技术创新,即工具变量满足外生性假设。移动电话普及率采用人均拥有移动电话的数量衡量(Mobile),表7报告了采用工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)的回归结果。第(1)列为第一阶段的回归结果,移动电话普及率与数字普惠金融指数之间呈现出显著的正相关关系。第(2)~(4)列为第二阶段的回归结果,在考虑内生性问题后,数字普惠金融对小微企业技术创新的促进作用依然显著。

表 6 稳健性检验:中小板和创业板上市公司数据

变量	地级市层面				县域层面			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Patent	Patent	R&D	R&D	Patent	Patent	R&D	R&D
Index	0.8899 *** (0.0725)	0.6011 *** (0.0706)	0.7600 *** (0.0369)	0.2558 *** (0.0328)	1.0848 *** (0.2894)	1.4530 *** (0.3896)	0.7368 *** (0.1855)	0.6018 *** (0.1839)
Staff		0.3372 *** (0.0373)		0.2374 *** (0.0299)		0.4851 ** (0.1902)		0.3394 *** (0.0933)
Expense		0.1109 *** (0.0404)		0.3617 *** (0.0259)		-0.0028 (0.0810)		0.0633 * (0.0364)
Age		-0.0069 (0.0055)		-0.0038 (0.0026)		-0.0650 ** (0.0308)		-0.0222 (0.0172)
Asset		0.2123 *** (0.0457)		0.3956 *** (0.0387)		-0.1129 (0.1636)		0.2981 *** (0.0941)
Constant	-1.3860 *** (0.3857)	-8.7823 *** (0.9393)	14.0614 *** (0.1963)	-0.1052 (0.5049)	-1.4353 *** (1.3773)	-3.1356 (3.1847)	15.6408 *** (0.8828)	6.0812 (1.9381)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	15565	15560	15565	15560	10732	10732	10732	10732
R ²	0.1365	0.2486	0.2616	0.7174	0.5843	0.6156	0.7811	0.8925

表 7 内生性检验:2SLS 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Index	Output	Patent	Behavior
Mobile	0.3273 *** (0.0030)			
Index		0.1425 ** (0.0570)	0.3258 *** (0.0612)	0.2301 *** (0.0554)
Constant	4.9010 *** (0.0043)	-0.6556 ** (0.3010)	-1.2759 *** (0.3234)	-1.1762 *** (0.2923)
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本量	5497	5497	5497	5497
R ²	0.6909	0.1526	0.0346	0.1292

(三)异质性检验

1.企业规模异质性。与规模较大的企业相比,规模较小的企业因为可抵押物缺乏和财务信息不透明等原因,更加难以获得传统金融部门的贷款。数字普惠金融“短、频、快”的供给模式则能够满足小微企业“短、频、急”的贷款需求,在众多关键时刻成为小企业的“救命稻草”^[9]。借鉴范寒冰和徐承宇的研究^[26],本文以企业员工数量为标准,将100人以上、20~100人和20人以下的企业分别划分为中型企业、小型企业和微型企业,以考察数字普惠金融影响小微企业技术创新的规模异质性,具体的结果如表8所示。第(1)~(3)列显示,数字普惠金融对中型企业技术创新的促进效应不显著,第(4)~(9)列显示数字普惠金融对小型企业和微型企业的技术创新有显著的促进作用。上述结果说明,规模越小的企业越依赖数字普惠金融的支持,换言之,数字普惠金融通过将服务触角延伸到传统金融难以触及的边缘企业,在金融领域扮演着“毛细血管”的角色,与传统金融形成“相辅相成”的关系,从而共同促进企业创新发展。

表 8

异质性检验:企业规模

变量	中型企业			小型企业			微型企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
Index	-0.1198 (0.1855)	0.2586 (0.2498)	0.1355 (0.1659)	0.4940* (0.2961)	0.9637*** (0.2419)	0.8933*** (0.2413)	0.4577** (0.1834)	0.4566** (0.1771)	0.4271** (0.1770)
Constant	0.6947 (1.0029)	-0.4670 (1.3543)	-0.7381 (0.8931)	-2.3695 (1.6019)	-5.1021*** (1.2963)	-4.7470*** (1.2936)	-2.3181** (0.9878)	-2.3249** (0.9542)	-2.1764** (0.9537)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1017	1017	1017	1775	1775	1775	3092	3092	3092
R ²	0.4488	0.1779	0.4012	0.0597	0.0728	0.0753	0.0976	0.0657	0.0665

2.企业是否入驻产业园。近年来,全国各省市相继出台推进小微企业入驻产业园的政策,以期通过企业集聚实现产业高质量发展。推进小微企业入驻园区不仅有利于缓解土地要素制约,还能够改善专业服务供给,从而提升企业融资便利度,如政府和园区运营方为入园企业提供的各类信贷疏通工程、小微企业贷款“绿色通道”和贷款融资“一站式”服务等,有效地缓解了入园企业的融资约束。未入园企业则因缺乏政策支持而难以改变传统金融的融资歧视,因此对数字普惠金融有着更大需求。由此可以猜测,数字普惠金融对未入园企业的技术创新有着更大影响。为了验证上述猜想,本文按照小微企业是否位于工业园区、科技园区或出口加工区(包括工厂、办公场所等),将研究样本细分为入园企业和未入园企业两组分别进行回归。表 9 的结果显示,数字普惠金融显著促进了未入园小微企业的技术创新,对入园小微企业技术创新的影响则不显著,验证了上述猜想。由于未入园小微企业受到更强的融资约束,所以上述结果也说明数字普惠金融对融资约束强的小微企业的影响更为显著,即数字普惠金融可通过缓解企业融资约束促进技术创新,对于这一结论,下文机制分析部分还将进一步说明。

表 9

异质性检验:与否入驻产业园

变量	入园企业			未入园企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
Index	-0.2535 (0.5716)	-0.5458 (0.5935)	-0.4744 (0.5677)	0.3149** (0.1388)	0.5529*** (0.1490)	0.4631*** (0.1248)
Constant	1.4651 (3.0717)	3.4576 (3.1874)	2.6474 (3.0506)	-1.5503 (0.7490)	-2.4246 (0.8042)	-2.3996 (0.6724)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1334	1334	1334	4149	4149	4149
R ²	0.1708	0.0632	0.1655	0.1480	0.0644	0.1038

五、机制分析

(一)缓解企业融资约束

将 SA 指数作为融资约束的代理变量在国内得到广泛应用^{[5][27]},因此本文借鉴 Hadlock 等的研究^[28],以 SA 指数衡量企业的融资约束,具体计算方法为:

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

式(2)中,Size 表示企业规模,使用企业资产总额衡量,Age 表示企业存续年限。借鉴封进等的研究^[29],本文以融资约束的平均值为界将样本分为融资约束强和融资约束弱两组分别进行回归分析。

如果数字普惠金融对小微企业技术创新的促进作用在融资约束强的样本中更为显著,则说明数字普惠金融能够通过缓解融资约束促进小微企业技术创新,具体的检验结果如表 10 所示。

首先,表 10 第(1)~(6)列显示数字普惠金融对两类小微企业的技术创新均存在显著的促进作用,但对强融资约束企业的影响明显大于弱融资约束企业,表明缓解融资约束的确是数字普惠金融促进小微企业技术创新的作用机制。其次,本文还从覆盖广度和使用深度层面检验数字普惠金融对不同融资约束程度的小微企业技术创新的影响,结论均显示企业面临的融资约束越强,数字普惠金融对小微企业技术创新的促进作用越明显^⑥。最后,根据上文分析可知,数字普惠金融和传统金融对小微企业技术创新可能存在着“相辅相成”的关系,而不是单向传导机制,因此进一步借鉴陈晓华和刘慧的研究^[30],将数字普惠金融与融资约束的交互项作为解释变量进行实证分析。第(7)~(9)列显示交互项的回归系数显著为正,进一步说明数字普惠金融可通过缓解融资约束促进小微企业技术创新,验证了研究假设 1。

表 10 影响机制检验:缓解融资约束

变量	融资约束强			融资约束弱			交互项检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
Index	1.1245 *** (0.0422)	2.0508 *** (0.0601)	1.7262 *** (0.0543)	0.4849 *** (0.0750)	0.3267 *** (0.0928)	0.8531 *** (0.0726)			
Index * SA							0.0026 *** (0.0004)	0.0022 *** (0.0004)	0.0007 ** (0.0003)
Constant	-7.1911 *** (0.2604)	-11.0790 *** (0.3460)	-10.6755 *** (0.3184)	-3.9115 *** (0.4175)	-1.3337 ** (0.5633)	-5.8876 *** (0.4651)	-0.0401 (0.0424)	0.3152 *** (0.0566)	0.0518 (0.0383)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3452	3452	3452	2045	2045	2031	4320	4320	4320
R ²	0.1252	0.0460	0.1118	0.1239	0.0670	0.0928	0.0822	0.0658	0.1485

(二)优化金融资源在部门间的配置

由于存在政府信用加持,国有企业融资更容易得到金融机构的青睐,故国有小微企业能够以较低成本为技术创新项目筹资,而非国有小微企业则面临着众多融资障碍,这也使得传统金融市场存在资源错配。为检验假设 2,本部分将样本分为国有小微企业和非国有小微企业两组分别进行回归分析。

根据表 11 的结果可知,数字普惠金融抑制了国有小微企业的技术创新,却促进了非国有小微企业的技术创新。其中可能的原因是:数字普惠金融的发展减少了传统金融部门可吸纳的存款数量,由此导致国有企业潜在的贷款总量下降,但这也优化了金融资源在两个部门间的配置,从而使得更具活力的非国有小微企业获得了更多的金融资源。进一步地,将非国有企业赋值为 Type=1,国有企业赋值为 Type=0,并与数字普惠金融构建交互项 Index*Type 进行回归,结果显示交互项对小微企业技术创新的影响显著为正,再次说明数字普惠金融可通过优化资源配置促进小微企业的技术创新,验证了研究假设 2。

(三)弥补传统金融服务短板

受网点设置和人员成本限制,传统金融对偏远落后地区的服务能力较为薄弱。数字普惠金融通过数字技术突破服务的地理空间限制,将服务触角延伸到各个角落,可有效弥补传统金融短板。这也意味着,在传统金融发展较差的地区,数字普惠金融对小微企业技术创新的促进作用将会更加显著。因此本部分借鉴张成思等的研究^[31],使用各省份金融机构贷款规模总量与当年 GDP 的比值来衡量传统金融发展情况,并以平均值为界将样本分为传统金融发展较好的地区和传统金融发展较差的地区分别进行回归分析,检验结果如表 12 所示。

表 11

影响机制检验:优化资源配置

变量	国有企业			非国有企业			交互项检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
Index	-1.6978*** (0.1844)	-1.9853*** (0.2151)	-2.5419*** (0.2352)	0.3454*** (0.0110)	0.5568*** (0.0140)	0.5104*** (0.0126)			
Index * Type							0.0095** (0.0044)	0.0145** (0.0065)	0.0126** (0.0060)
Constant	9.5305*** (0.9678)	11.3452*** (1.1088)	13.9072*** (1.2088)	-1.7442** (0.0617)	-2.4954*** (0.0865)	-2.6861*** (0.0725)	0.0967*** (0.0271)	0.4315*** (0.0390)	0.0333 (0.0346)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	255	255	255	5234	5234	5234	5497	5497	5497
R ²	0.1801	0.2105	0.1751	0.1685	0.0569	0.1486	0.1641	0.0384	0.1410

表 12

影响机制检验:弥补传统金融短板

变量	传统金融发展好的地区			传统金融发展差的地区			交互项检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior	Output	Patent	Behavior
Index	0.8962*** (0.0363)	1.3047*** (0.0475)	1.4438*** (0.0552)	12.9255*** (0.0405)	14.5017*** (1.2338)	14.4116*** (1.3423)			
Index * Credit							0.0075* (0.0039)	0.1038*** (0.0189)	0.0815*** (0.0177)
Constant	-5.9992*** (0.2264)	-6.9417*** (0.2842)	-9.1005*** (0.3411)	-67.8597*** (5.6070)	-71.9329*** (6.2641)	-75.7311 (6.9046)	0.0489 (0.0326)	-0.8395*** (0.2594)	-0.9883*** (0.2367)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3080	3080	3080	2409	2409	2409	5497	5497	5497
R ²	0.1369	0.0386	0.1160	0.1275	0.0531	0.1276	0.1349	0.0577	0.1413

由表 12 结果可知,数字普惠金融对小微企业技术创新的影响无论在传统金融发展好的地区还是发展差的地区均显著为正,这说明数字普惠金融和传统金融之间首先是一种“相辅相成”的关系^[32]。其次,从系数来看,数字普惠金融对小微企业技术创新的促进作用在传统金融发展较差地区更为明显,这也初步验证了上文猜测。更进一步,将数字普惠金融与传统金融发展情况的交互项 Index * Credit 作为解释变量进行回归后发现,交互项对小微企业技术创新的影响显著为正,说明数字普惠金融的确能够通过弥补传统金融服务短板促进小微企业技术创新,研究假设 3 得到验证。

六、结论与建议

推进小微企业做大做强的关键在于技术创新能力的提升,而如何破解小微企业面临的“融资难、融资贵”困境,则是推动其创新发展的关键所在。基于此,本文在匹配中国小微企业调查数据与数字普惠金融数据的基础上,从理论和实证两方面分析了数字普惠金融对中国小微企业技术创新的影响,并深入分析了上述影响的异质性及其作用机制。研究结果表明,数字普惠金融显著促进了小微企业的技术创新,且上述促进作用在规模较小的企业和未入园的企业中更为显著。细分技术创新指标的结果显示,数字普惠金融对小微企业创新行为的影响大于其对创新产出的影响。细分数字普惠金融指标的结果则显示,扩大数字普惠金融覆盖率比挖掘数字普惠金融服务深度更能促进小微企业技术创新。机制分析发现,数字普惠金融通过缓解企业融资约束、优化金融资源在部门间配置和弥补传统金融服务短板三大机制,实现对小微企业技术创新的促进作用。数字普惠金融已然成为传统金融服务的重要补充,发挥着对企业创新发展的重要支撑作用。

上述研究结论可提供如下启示与参考:第一,着力提升数字普惠金融的覆盖度。数字普惠金融能够促进小微企业技术创新,且扩大数字普惠金融覆盖广度的促进作用更大,这不仅反映了数字普惠金融的普惠特征,也说明了未来一段时期仍需进一步扩大数字普惠金融的覆盖度,而不仅仅是挖掘服务深度。第二,小微企业应借助数字普惠金融大力提升创新效率。本文研究发现数字普惠金融对小微企业技术创新产出的促进作用小于其对创新投入的促进作用,这说明小微企业创新效率还有待提升。未来可针对企业创新产出实施专项性激励政策,如加大对高质量创新产出的金融支持力度等,并与创新投入激励政策形成强大的政策合力,不断提高创新投入的转化效率。第三,积极推进数字普惠金融与传统金融“相辅相成”式发展。数字普惠金融能够有效弥补传统金融服务的短板,共同促进小微企业技术创新,因此未来应着力探索推动数字普惠金融和传统金融协同发展的举措,一方面积极探索如何通过数字技术突破传统金融困境的政策,另一方面加快研究数字普惠金融如何做实线下服务的举措,最终打造线上与线下深度融合的金融服务模式。特别是对国有企业而言,更应该转变传统融资模式,积极探索依赖数字普惠金融与传统金融“两条腿走路”的混合融资模式,进而在减少数字普惠金融不利影响的同时,充分利用其对技术创新的促进作用。第四,完善数字普惠金融监管体系。正确认识数字普惠金融对经济发展的两面性,是制定数字普惠金融发展政策的前提。当前,数字普惠金融快速发展导致的监管冲击与监管真空等问题已引起政府和学界的高度关注,上述问题的处理稍有不慎,不仅会导致数字普惠金融的普惠性难以真正实现,还会对金融系统造成严重冲击,进而威胁到经济健康持续发展。因此,未来应持续加强金融监管体系建设,有效遏制发展乱象,切实防范系统性风险,从而牢牢守住数字普惠金融发展的基本底线。

注释:

- ①数据来自中国人民银行行长易纲在第十届陆家嘴论坛(2018)上的主旨演讲《关于改善小微企业金融服务的几个视角》。
- ②数据来自世界银行2018年发布的研究报告《中小微企业融资缺口:对新兴市场微型、小型和中型企业融资不足与机遇的评估》。
- ③感谢浙江理工大学陈祥同学为本文数据处理所做的贡献。
- ④数据来自国家统计局网站 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201912/t20191218_1718313.html。
- ⑤数据来自中国政府网 http://www.gov.cn/xinwen/2020-06/22/content_5520961.htm。
- ⑥篇幅所限,未报告回归结果,备索。

参考文献:

- [1] 马光荣,刘明,杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究,2014,(7):76—93.
- [2] 钟腾,汪昌云. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角[J]. 金融研究,2017,(12):127—142.
- [3] Hall, B. H., Lerner, J. The Financing of R&D and Innovation[Z]. NBER Working Paper, 2009.
- [4] Hsieh, C.T., Olken, B. The Missing "Missing Middle"[J]. Journal of Economic Perspectives, 2014,28(3):89—108.
- [5] 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.
- [6] 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,(4):1401—1418.
- [7] 喻平,豆俊霞. 数字普惠金融、企业异质性与中小微企业创新[J]. 当代经济管理,2020,(12):79—87.
- [8] 梁榜,张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗? ——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学,2019,(5):74—86.
- [9] 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.
- [10] 黄益平,邱晗. 大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界,2021,(2):12—21.
- [11] 林毅夫,李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究,2001,(1):10—18.
- [12] Rosavina, M., Raden, A. R., Mandra, L. K., et al. P2P Lending Adoption by SMEs in Indonesia[J]. Qualitative Research in Financial Markets, 2019,11(2):260—279.
- [13] 郑雅心. 数字普惠金融是否可以提高区域创新产出? ——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. 经济问题,2020,(10):53—61.

- [14] Lee, I., Shin, Y. J. Fintech: Ecosystem, Business Models, Investment Decisions and Challenges[J]. Business Horizons, 2018, 61(1): 35—36.
- [15] Savignac, F. Impact of Financial Constraints on Innovation: What Can Be Learned from a Direct Measure [J]. Economics of Innovation and New Technology, 2008, 17(6): 553—569.
- [16] Stiglitz, J. E., Weiss, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information[J]. American Economic Review, 1981, 71(3): 393—410.
- [17] Laeven, L., Levine, R., Michalopoulos, S. Financial Innovation and Endogenous Growth[J]. Journal of Financial Intermediation, 2015, 24(1): 1—24.
- [18] Kaplan, S. N., Zingales, L. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169—215.
- [19] Demertzis, M., Merler, S., Wolff, G. B. Capital Markets Union and the Fintech Opportunity[J]. Journal of Financial Regulation, 2018, 4(1): 157—165.
- [20] 傅秋子, 黄益平. 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[J]. 金融研究, 2018, (11): 68—84.
- [21] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J]. 管理世界, 2015, (1): 139—155.
- [22] Huang, Y., Zhang, L., Li, Z., et al. Fintech Credit Risk Assessment for SMEs: Evidence from China[Z]. IMF Working Paper, 2020.
- [23] 甘犁, 秦芳, 吴雨. 小微企业增值税起征点提高实施效果评估——来自中国小微企业调查(CMES)数据的分析[J]. 管理世界, 2019, (11): 80—88.
- [24] 郭晔, 徐菲, 舒中桥. 银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于 A 股和新三板三农、小微企业数据的分析[J]. 金融研究, 2019, (1): 1—18.
- [25] 陈德萍, 曾智海. 资本结构与企业绩效的互动关系研究——基于创业板上市公司的实证检验[J]. 会计研究, 2012, (8): 66—71.
- [26] 范寒冰, 徐承宇. 我国政府补贴促进了企业实质性创新吗? ——基于中国企业—劳动力匹配调查的实证分析[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2018, (7): 1—13.
- [27] 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, (5): 161—174.
- [28] Hadlock, C. J., Pierce, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909—1940.
- [29] 封进, 艾静怡, 刘芳. 退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究[J]. 经济研究, 2020, (9): 106—121.
- [30] 陈晓华, 刘慧. 外需疲软、生产技术革新与制造业劳动力价格扭曲[J]. 统计研究, 2015, (10): 47—55.
- [31] 张成思, 朱越腾, 芦哲. 对外开放对金融发展的抑制效应之谜[J]. 金融研究, 2013, (6): 16—30.
- [32] 刘西川, 杨奇明, 陈立辉. 农户信贷市场的正规部门与非正规部门: 替代还是互补? [J]. 经济研究, 2014, (11): 145—158.

(责任编辑: 姜晶晶)

**Does Digital Inclusive Finance Promote the Technology Innovation of Small and Micro Enterprises?
An Empirical Study Based on the data of China Small and Micro Enterprise Survey**

YANG Jun^{1,2} XIAO Mingyue² LV Pin¹ • 119 •

(1. School of Economics and Management, Zhejiang Sci-tech University, Hangzhou 310018, China; 2. Institute of Industrial Opening and Innovation Development, Zhejiang Sci-tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Small and micro enterprises plays an important role in shaping China's new development advantages, and promoting its technological innovation is of great importance to the realization of China's innovation-driven strategy. This paper matches the China Small and Micro Enterprise Survey (CMES) and digital inclusion financial data, and analyzes the impact of digital inclusive financial on the technology innovation of small and micro enterprises and its mechanism. The result shows that digital inclusive finance has significantly promoted the technology innovation of small and micro enterprises. After subdividing the innovation indicators, it is found that digital inclusive finance plays more important in promoting innovation behavior than on innovation output. After considering the robustness and endogenous issues, the above conclusions are still valid. Expanding the coverage of digital inclusive finance can promote the technology innovation of small and micro enterprises more than tapping the service depth. Heterogeneity test shows that the role of digital inclusive finance in promoting technology innovation is particularly prominent among smaller enterprises and enterprises that have not settled in industrial parks. Mechanism analysis shows that digital inclusive finance promotes technology innovation of small and micro enterprises by alleviating financing constraints, optimizing the allocation of financial resources among sectors, and complementing traditional financial shortcomings, so digital inclusive finance is a powerful supplement to traditional financial services.

Key words: Digital Inclusive Finance; Small and Micro Enterprises; Technology Innovation; Financing Constraints

Land Supply, Start-up Cost and Entrepreneurial Activities

SHI Zhenhuai SHEN Yao • 144 •

(School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: The improvement of urban entrepreneurial activity and entrepreneurial survival rate is related to the allocation efficiency of entrepreneurial resources and the overall economic vitality. From the perspective of land supply, this paper explored the impact of land supply as a source institutional motivation on urban entrepreneurial activities. Specifically, based on the theoretical analysis of the effect, mechanism and hypothesis, we tested the hypothesis by using the panel data of Chinese cities from 2000 to 2017 and the panel data of industrial and commercial registration collected by State Administration for Industry and Commerce of China. The result shows that: (1) The decrease of land supply increases the entrepreneurship cost, which leads to the increase of entrepreneurial failure rate and the decrease of entrepreneurial activity. (2) There is a significant spatial heterogeneity in the entrepreneurial effect of land supply due to the land policy partial to the central and western regions and the migration of population. (3) Compared with long-established enterprises, urban land supply contraction has a greater impact on new enterprises. In addition, compared with joint stock limited companies and limited liability companies, the negative impact of urban land supply contraction on individual businesses and partnerships is stronger. This paper contributes to identify the fundamental causes of entrepreneurial failure and the differences in entrepreneurial activity between cities, and enriches the relevant research on entrepreneurial activity in transition economies.

Key words: Land Supply; Start-up Cost; Entrepreneurial Activities; Efficiency of Resource Allocation