

数字普惠金融对民营经济增长的影响效应及异质性

张林^{1,2}, 曹星梅², 丁晓兰²

(西南大学 1. 普惠金融与农业农村发展研究中心; 2. 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 民营经济增长因多种原因长期面临融资难问题, 数字普惠金融发展为缓解民营经济融资困境提供了可行的解决思路。通过对数字普惠金融影响民营经济增长的作用机理进行理论分析, 并提出研究假说, 然后利用 2011—2020 年中国省级面板数据, 实证检验了数字普惠金融对民营经济增长的影响作用、中介效应及区域异质性。研究结果表明, 数字普惠金融总指数和覆盖广度、使用深度两个分指数均对民营经济增长产生正向促进作用, 经内生性讨论和稳健性检验后, 该结论依然成立。中介效应检验发现, 创新水平和城镇化水平在数字普惠金融影响民营经济增长的过程中发挥部分中介效应, 即存在“数字普惠金融→企业创新→民营经济增长”和“数字普惠金融→城镇化→民营经济增长”两条传导路径。区域异质性检验发现, 在东部地区和数字普惠金融发展高水平地区, 数字普惠金融对民营经济增长的影响作用更大。

关键词: 数字普惠金融; 民营经济增长; 中介效应; 区域异质性

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2023)05-0116-14

一、问题的提出

改革开放至今, 我国民营经济取得了举世瞩目的成绩, 已经成为国民经济的重要组成部分、和谐社会的重要建设力量、产业转型的重要动力源泉、市场竞争的重要参与主体以及科技创新的重要驱动因素^[1]。作为民营经济的重要单元体, 民营企业具有相对分散、规模小等特点, 能够充分调动所有者、经营者和广大职工的积极性, 有利于增加社会就业和提高人民生活水平与生活质量。因此, 中央及地方各级政府都高度重视民营经济发展问题。习近平总书记关于民营经济的系列重要讲话既肯定了民营经济发展的重要性, 又为未来较长时期内民营经济发展提供了方向指引。同时, 自 2019 年以来, 中共中央办公厅及相关政府部门联合印发了《关于促进中小企业健康发展的指导意见》《关于加强金融服务民营企业的若干意见》《关于加强新时代民营经济统战工作的意见》等系列重要文件, 对民营经济发展进行了战略部署, 要求加大对民营经济的金融支持

作者简介: 张林, 西南大学经济管理学院, 副教授; 重庆市金融学会, 特约研究员。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“农业强国目标下健全农村金融服务体系的机制与路径研究”(23JYB02347), 项目负责人: 张林; 国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”(21ZDA062), 项目负责人: 温涛; 国家社会科学基金重大项目“数字普惠金融支持乡村振兴的政策与实践研究”(22&ZD123), 项目负责人: 何婧; 国家社会科学基金重点项目“财政金融配合深化与农村产业内需动力释放研究”(21AJY006), 项目负责人: 冉光和。

力度。2023年7月,中共中央和国务院发布的《中共中央 国务院关于促进民营经济发展壮大的意见》再次强调,要持续优化民营经济发展环境,依法保护民营企业产权和企业家权益,加大对民营经济政策支持力度,强化民营经济发展法治保障,再一次为大力支持民营经济发展壮大发出了最强音,为做好新阶段民营经济工作指明了前进方向、提供了根本遵循。

随着金融业务的逐步深入和金融集聚度的不断提高,金融发展对民营经济增长发挥了重要作用。一方面,金融发展弱化了信贷歧视,民营企业的借款期限结构逐渐延长,与国有企业之间的差异得到缩小^[2],促进了民营企业的长远发展。金融发展不仅可以缓解民营企业的融资难题,还可以约束企业的税收规避行为,达到规范财税体制的目的,使得民营企业得到健康运行^[3]。另一方面,金融集聚和企业研发投入的提升对企业成长均具有正向影响^[4],但中国省级金融集聚度由东部向中西部地区递减^[5],导致金融集聚度对民营经济增长的促进作用在东中西部地区也存在显著差异。尽管如此,在金融支持民营经济增长的实践中仍存在诸多问题,尤其是融资难、融资贵、融资慢等问题特别突出,主要原因在于:一是大多数民营企业自身经济实力差、生产经营规模小、信用观念淡薄^[6]、财务信息不透明、融资担保能力不足,导致其融资模式具有单一性和脆弱性。二是政府干预缺位、干预过度或干预不当^[7],以及地方政策的不确定性和贸易环境的不确定性^[8]等多种因素都会对民营企业成长造成严重的负面影响,尤其是经济政策不确定性使得民营企业在面临市场风向波动时倾向于做出更保守的业务战略和融资决策^[9-10]。因此,如何有效解决民营企业的融资难题成为当前及未来民营经济增长的重要工作内容。

普惠金融可以为贫困者、中小微企业等各类弱势群体提供低成本的、便捷的金融服务,既有助于缓解民营企业面临的资金约束问题,又有利于促进城乡居民创业^[11-12],从而提升民营经济增长水平。随着互联网和计算机的广泛普及和大数据、云计算、区块链、人工智能等现代信息技术的发展,数字科技逐渐改变传统普惠金融的基本信贷逻辑^[13],为普惠金融这块重要阵地带来了巨大的市场增量。近年来,快速发展的数字普惠金融已逐渐成为普惠金融的主要模式,是解决普惠金融发展“最后一公里”的重要途径^[12],这为缓解民营经济的融资困境提供了可行的解决思路^[14]。但是,鲜有文献实证研究数字普惠金融对民营经济增长的影响效应及作用异质性。因此,本文将在梳理数字普惠金融影响民营经济增长的作用机理的基础上,利用2011—2020年中国省级面板数据,实证分析数字普惠金融对民营经济增长的影响作用及区域异质性,为健全数字金融服务体系,促进民营经济更好发展提供理论借鉴和经验证据。

关于数字普惠金融与民营经济增长、民营企业转型等方面的研究逐年增多,为本文研究提供了很好的思路借鉴。与现有文献相比,本文可能的边际贡献在于:第一,鲜有文献专门讨论数字普惠金融与民营经济增长之间的作用机理并进行实证检验,本文首先对数字普惠金融发展促进民营经济增长的作用机理进行分析,然后基于2011—2020年中国省级面板数据,实证检验了数字普惠金融对民营经济增长的影响效应,这既有助于深化相关基础理论的实践应用,也有助于拓宽关于数字普惠金融与民营经济关系的研究范畴;第二,已有研究鲜有涉及数字普惠金融影响民营经济增长的传导机制,本文实证检验了城镇化水平和创新水平在数字普惠金融影响民营经济增长过程中的中介效应,这有助于更加清晰地、系统地掌握数字普惠金融影响民营经济增长的传导机制,从而提出更高效、有针对性的政策;第三,考虑到民营经济增长与数字普惠金融自身所具有的巨大区域差异,本文将全国样本分为东、中、西部地区,以及数字普惠金融发展高水平地区和低水平地区,实证检验了数字普惠金融影响民营经济增长的区域异质性,从而有助于为差异化推进数字金融服务和促进民营经济协调发展提供经验证据。

二、理论分析与研究假说

数字普惠金融是金融机构和互联网公司依托于传统金融,以大数据、区块链、人工智能等数字技术对传统普惠金融的改造升级^[15],不仅具有与传统金融相似的特征,又有传统金融所不具备的多种新型功能和特殊作用,在促进民营经济增长方面具有明显优势。一方面,作为数字普惠金融发展的推动力量,金融科技不仅利用现代科技手段改造或创新金融产品、金融服务、经营模式和业务流程,助力数字经济与实体经济的有机融合^[16],还加速推动了我国金融组织形态的多样化和商业银行数字化转型,可以促进银行贷款利率定价市场化,进而间接改变民营企业的融资方式和融资效率^[17-18]。另一方面,数字普惠金融利用其独特的功能和优势有效推动了民营经济发展。首先,数字普惠金融凭借其服务范围广泛化、客户群体大众化、交易成本低廉化以及风险管理数据化的特点^[19],可以通过多种途径或手段弥补传统金融服务的短板,充分发挥“门槛低、覆盖广、成本低、速度快”等优势^[20-22],可以通过“鲶鱼效应”和“技术溢出效应”促进传统金融机构降低客户门槛、创新金融产品和金融服务,为民营企业提供多元化的融资渠道和融资方式,增强“长尾客户”的金融服务可得性,从而有效地缓解民营企业的融资约束问题。其次,数字普惠金融发展拥有独特的信息优势,不仅可以降低金融服务中的信息不对称和道德风险^[13,23],从而对民营企业信贷融资产生显著的替代效应,减轻民营企业对信贷的依赖程度^[24]。数字普惠金融发展还有助于金融供给主体根据民营企业的实际情况针对性地创新金融产品和服务,提高民营企业金融供求匹配度,进而减缓民营企业融资的结构性失衡问题^[25]。最后,数字普惠金融的信贷审批过程具有即时性、自动性和远程性等特征^[26],可以降低金融服务的交易成本和提高金融交易的灵活性^[27],从而快速实现资金的供求匹配和有效配置,有助于缓解民营企业的流动性约束问题和提高融资效率。据此,本文提出研究假说 1:

H1:数字普惠金融发展有助于促进民营经济增长,缓解融资约束是主要作用机制之一。

改革开放至今,民营企业蓬勃发展,民营经济从小到大、由弱变强,逐渐成为促进经济社会健康发展的中坚力量。技术创新在民营企业转型升级和发展壮大的过程中起到了关键作用,是推动民营经济发展的重要因素^[28]。有研究表明,创新战略对民营企业成长会产生先抑后扬的影响作用,且对董事会权力层级与民营企业成长之间存在非线性中介作用^[29]。当然,创新投入水平与企业成长之间呈 U 型,只有当创新投入较高时,创新投入才能促进企业成长,当创新投入水平较低时,创新投入对企业是一种负担,会影响企业成长^[30]。因此,不断增加创新投入并越过这个门槛值对民营企业成长至关重要。民营企业自身资金实力弱、融资难等困境必然影响民营企业创新投入。数字普惠金融发展无疑为民营企业技术创新创造了良好的金融环境。首先,数字普惠金融发展可以强化市场作为资源要素配置中“看不见的手”的作用,有助于拓宽民营企业的融资渠道,从而释放民营企业的技术创新活力和提高技术创新积极性^[31]。其次,数字普惠金融发展能够通过降低中小企业债务融资成本和缓解民营企业的外部融资约束,进而促进民营企业的创新产出^[32-35]。此外,数字金融发展还能助推传统工业企业技术创新^[36]和企业绿色创新^[37],可以通过培育企业的动态能力^[38]和缓解企业金融错配程度^[39]对企业创新产生促进效应,而且该促进作用对于中部地区的民营企业和受金融要素扭曲影响较大的民营企业更大^[40]。

城镇化是衡量一个国家或地区经济社会发展水平的重要标志,也是我国最大的内需潜力和发展动能所在,对于经济发展具有较强的带动作用。民营经济增长与城镇化建设之间是相辅相成、共生共荣的关系^[41]。民营经济在数量和规模上的快速发展,为社会创造了更多的就业岗位,使大量劳动力向城镇聚集,推动了城镇化进程^[42]。城镇化水平的提高可以扩大市场需求,提供

更多的就业机会和创业空间,从而为民营企业成长创造良好的外部环境,推动民营经济快速增长,并且这种外部推动作用更胜于民营企业自身的内部推动作用^[43]。数字普惠金融是拓宽新型城镇化建设融资的重要途径,数字普惠金融发展可以通过就业效应、收入效应和创新效应等多种途径对新型城镇化产生显著的促进作用^[44],但该作用存在显著的区域异质性,东部地区主要享受数字金融科技红利,西部地区主要享受数字金融政策红利^[45]。反过来,新型城镇化建设也能够显著提高数字普惠金融发展水平,尤其是在三线城市、东北部和西部地区的促进作用更大^[46]。基于以上分析,本文提出待检验假说 2:

H2:地区创新水平和城镇化水平在数字普惠金融促进民营经济增长过程中发挥部分中介作用。

一方面,我国国土面积广袤,历史、地理位置及经济基础等原因使得民营经济增长的外部环境和增长水平都存在较大差异。东部地区因政策红利、优越的地理位置等优势,拥有丰富的人力、贸易、资金等资源要素,在发展民营经济时能够调配更多的资源。与东部相比,中西部地区缺乏接触优质资源的条件,尤其是西部地区,资源相对匮乏导致中西部地区经济发展水平与东部地区的差距较为明显。因此,我国民营经济增长表现出由东部沿海至西部内陆逐步降低的变化趋势。另一方面,各地区传统金融发展水平、数字基础设施、互联网普及率、金融市场生态和居民数字金融素养等方面的差异导致数字金融发展水平在不同区域存在显著的差异性^[47],也使得数字普惠金融发展对新型城镇化、民营企业成长和民营经济高质量发展等方面的影响也存在显著的差异性、门槛效应和空间效应^[12,20,45,48-49]。在数字普惠金融发展水平较高的地区,其数字基础设施建设比较完善,居民金融素养相对较高,数字普惠金融发展可能会提高民营企业对数字普惠金融的接受度和使用率。因此,在数字普惠金融发展水平较高的地区,数字普惠金融总指数及其各分指数对民营经济增长的促进作用可能要大于数字普惠金融发展水平较低的区域。而且,数字普惠金融水平较高的地区可能会对邻近省份民营企业产生虹吸效应,邻近省份民营科技创新水平和转型潜力产生负向影响^[49]。据此,本文提出待检验假说 3:

H3:数字普惠金融对民营经济增长的促进作用可能在东中西部地区、数字普惠金融高水平地区和低水平地区存在异质性。

三、实证研究设计

(一)模型设定

为了实证检验数字普惠金融对民营经济增长的影响,本文设定如下面板数据模型:

$$PE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{it} + \beta Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, PE 表示民营经济增长水平, $DIFI$ 表示数字普惠金融总指数, $Control$ 表示控制变量, i 表示第 i 个省(市、自治区), t 表示第 t 年。 α 、 β 表示变量的回归系数, μ_i 表示个体固定效应, τ_t 表示时间固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。同时,本文也采用数字普惠金融的分指数来进行实证检验,包括覆盖广度指数(COV)、使用深度指数(USE)和数字化程度指数(DIG)。

进一步,为了检验城镇化水平与创新水平在数字普惠金融影响民营经济增长过程中存在的中介效应,本文借鉴 Zhao 等^[50]的思路,运用两步回归法进行实证检验。区别于温忠麟等^[51]的传统三步法检验方法,两步回归法没有三步法中的第一步,即检验数字普惠金融指数和民营经济增长水平之间的关系。模型设定如下:

$$Patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{it} + \alpha_{it} Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$PE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIFI_{it} + \gamma_2 Patent_{it} + \gamma_{it} Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Urban_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{it} + \alpha_{it} Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$PE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIFI_{it} + \gamma_2 Urban_{it} + \gamma_{it} Control_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,中介变量 *Patent* 和 *Urban* 分别表示创新水平和城镇化水平, γ 表示变量的回归系数,其他参数含义不变。在实证过程中,采用 *Sgmediation* 命令进行中介效应检验,中介效应的显著性检验由 *Sobel* 检验结果自动给出。

(二)变量选择和数据说明

被解释变量:各省份民营经济增长水平(PE)。关于民营经济增长水平的衡量,张玄等^[5]采用规模以上非国有工业企业销售收入作为民营经济增长的代理变量,张慧一和张友祥^[21]选取各省份民营经济增加值占 GDP 的比重来衡量民营经济发展。本文考虑到中国各省份民营经济增长的实际情况,选用各省份私营企业的工业销售产值作为衡量民营经济增长水平的指标。工业销售产值指工业企业在报告期内销售的本企业生产的工业产品或提供工业性劳务价值的总价值量。

解释变量:数字普惠金融总指数(DIFI)及其覆盖广度(COV)、使用深度(USE)和数字化程度(DIG)三个分指数。原始数据来源于“北京大学数字普惠金融指数(2021)”。北京大学数字金融研究中心编制数字普惠金融指数的基础是蚂蚁金服集团提供的互联网金融微观数据,该指标从覆盖广度、使用深度、理财、保险、支付、数字化程度等多个方面刻画了数字普惠金融发展水平,有效弥补了现有研究中金融服务指标单一等方面的不足^[52],是目前国内比较权威且被学术界使用频率最高的数字普惠金融指数。

中介变量:城镇化水平(*Urban*),采用各省份城镇人口占总人口的比重来衡量;创新水平(*Patent*),采用各省份专利申请数衡量。

控制变量:为了尽可能减少遗漏变量对实证结果的影响,本文选择以下 5 个控制变量:市场化程度(*Market*),采用王小鲁等发布的各省份市场化指数衡量^[53];劳动投入(*Labor*),采用各省市私营企业的平均用工人数量衡量,即报告期企业平均实际拥有的、参与本企业生产经营活动的人员数;公路密度(*Road*),采用各省市等级公路和等外公路的总里程数与行政区划面积之比来衡量;传统金融服务水平(*Loans*),采用各省市金融机构贷款余额衡量;产业结构高级化水平(*Advanced*),采用各省市第二三产业占 GDP 之比衡量。

鉴于数据的可得性、可比性及连续性,本文研究样本包括 2011—2020 年中国 31 个省(区、市,不含港澳台)。被解释变量、控制变量和中介变量的原始数据分别来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国金融年鉴》、各省市历年统计年鉴以及国家统计局官方网站数据库等,个别缺失数据采用线性插值法予以补齐。以 2011 年为基础,对所有与价格有关的变量进行平减处理,以消除价格变动的影响。同时,对所有非比值型指标取对数处理,以减少异方差对回归结果的影响。本文采用 Stata 17 软件进行数据统计分析和计量检验,所有变量的描述性统计分析见下表 1。

从表 1 数据可知,在全样本中,民营经济增长水平平均值为 8.511,标准差为 1.812,说明我国各省市民营经济增长水平存在较大差异。从解释变量看,数字普惠金融总指数及其分指数的标准差均超过 0.6,说明各省市数字普惠金融发展存在明显的不平衡性,其他控制变量也呈现出一定差异。

表 1 变量的描述性统计分析

变量	代码	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
民营经济增长水平	PE	310	8.511	8.781	1.812	1.999	11.370
数字普惠金融指数	DIFI	310	5.212	5.410	0.677	2.786	6.068
覆盖广度	COV	310	5.060	5.284	0.844	0.673	5.984
使用深度	USE	310	5.195	5.313	0.651	1.911	6.192
数字化程度	DIG	310	5.510	5.778	0.698	2.026	6.136
市场化程度	Market	310	7.020	6.991	2.477	0.000	12.710
劳动投入	Labor	310	8.363	8.508	1.694	2.197	10.840
公路密度	Road	310	0.808	0.799	0.455	0.052	2.194
传统金融服务水平	Loans	310	10.04	10.06	0.947	6.004	12.160
产业结构高级化水平	Advanced	310	0.903	0.907	0.0510	0.739	0.997
城镇化水平	Urban	310	58.05	56.98	13.14	22.810	89.600
创新水平	Patent	310	9.964	10.12	1.620	4.796	13.470

如果核心解释变量和控制变量之间存在多重共线性,则回归结果的稳定性和准确性有待商榷,甚至可能得出与现实截然相反的谬论。因此本文对各自变量进行多重共线性检验,结果显示^①,VIF 值为 3.37,可以认为不存在多重共线性问题,变量选择是可靠的。

为了避免伪回归现象,确保回归结果的准确性,本文对各指标进行面板单位根检验,以确保各变量是平稳的。面板数据单位根主要包括同质单位根和异质单位根两种情况,同质单位根可以采用 LLC 方法进行检验,异质单位根可以采用 ADF-Fisher 和 PP-Fisher 方法进行检验。本文同时采用这 3 种检验方法对所有指标进行平稳性检验,结果见表 2。从表 2 中的结果可知,所有变量在 LLC 法检验下都通过了显著性检验,大部分变量也在 ADF-Fisher 和 PP-Fisher 法检验下通过显著性检验。根据综合性判断原则,可以拒绝存在单位根的原假设,即各指标数据是平稳的,可以用于实证分析。

表 2 变量单位根检验结果

变量	代码	LLC	ADF-Fisher	PP-Fisher	结论
民营经济增长水平	PE	-9.093 3***	6.750 5***	19.001 4***	平稳
数字普惠金融指数	DIFI	-29.120 4***	6.519 5***	134.111 3***	平稳
覆盖广度	COV	-1.1e+02***	6.971 2***	134.111 3***	平稳
使用深度	USE	-33.018 7***	5.935 8***	87.181 5***	平稳
数字化程度	DIG	-40.098 9***	2.332 6***	102.827 6***	平稳
市场化程度	Market	-8.910 3***	0.803 7	17.758 6***	平稳
劳动投入	Labor	-12.223 1***	3.308 8***	1.065 7	平稳
公路密度	Road	-2.822 0***	0.106 6	6.406 4***	平稳
传统金融服务水平	Loans	-19.830 5***	2.391 6***	-1.103 7	平稳
产业结构高级化水平	Advanced	-5.530 8***	0.508 3	-0.541 1	平稳
城镇化水平	Urban	-9.569 2***	4.623 4***	15.669 0***	平稳
创新水平	Patent	-6.157 6***	3.623 2***	2.832 9***	平稳

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著

四、数字普惠金融影响民营经济增长的实证分析

(一)基准回归

本文首先采用 Hausman 检验进行回归模型的选择。检验结果显示,模型在 1%的水平上拒

① 囿于篇幅,多重共线性结果未列出,备索。

绝接受随机效应模型的原假设,因此本文选取面板固定效应模型来验证数字普惠金融对民营经济增长的影响,基准回归结果见表3。从表3中的结果可知,数字普惠金融总指数的回归结果为正,并在5%的水平上显著,说明随着数字普惠金融发展水平的不断提高,地区实际使用数字金融人数和频率的增加,金融服务逐渐多样化,从而对民营经济增长产生正向促进作用。从数字普惠金融分指数来看,其覆盖广度和使用深度均在5%的水平上通过了显著性检验,说明数字普惠金融覆盖广度和使用深度对于民营经济增长也具有正向的促进作用。从北京大学数字普惠金融分指数可知,覆盖广度指数更多体现数字普惠金融支付便利性方面的优势,使用深度指数包含了信贷业务指数、信用业务指数等,主要体现数字普惠金融发展在缓解融资约束方面的特色优势^[40]。比较模型2和模型3的回归结果可知,使用深度的回归系数要明显大于覆盖广度的回归系数,说明数字普惠金融使用深度的发展对民营经济增长的带动作用更明显。使用深度通过实际使用数字金融服务的情况来进行衡量,包括支付服务、信贷服务、投资服务、保险服务等,使用深度的发展能够降低民营经济发展的门槛限制,从而提高金融服务的触达性。综上表明,数字普惠金融发展可以通过提高支付便利性和缓解融资约束等途径促进民营经济增长,但缓解民营企业融资约束的作用更大,即本文假说1是成立的。在模型4中,数字化程度在10%的水平上显著为负,说明当前数字化程度的提高不能有效促进民营经济增长。可能的原因在于:虽然金融服务随着经济的发展已呈现出多层次、多元化的发展趋势,但银行这类传统金融机构依然是提供金融服务的主力军,特别是在广大农村地区,数字技术支持服务所助推的商业模式创新仍需要在推进数字普惠金融发展的长期过程中体现它的作用^[54]。

表3 数字普惠金融对民营经济的影响:基准回归

变量	被解释变量:民营经济增长水平			
	模型1	模型2	模型3	模型4
数字普惠金融指数	0.283 ** (2.315)			
覆盖广度指数		0.097 ** (2.284)		
使用深度指数			0.155 ** (2.136)	
数字化程度指数				-0.123 * (-1.792)
市场化水平	0.011 ** (2.318)	0.010 ** (2.309)	0.002 * (1.846)	0.010 ** (2.027)
劳动投入	0.433 *** (3.445)	0.434 *** (3.076)	0.436 *** (3.257)	0.426 *** (3.312)
公路密度	0.145 (0.824)	0.147 (0.868)	0.180 (1.026)	0.171 (0.935)
传统金融服务水平	0.236 * (1.723)	0.239 * (1.831)	0.302 ** (2.346)	0.323 *** (2.702)
产业结构高级化水平	0.732 *** (3.340)	0.924 * (1.904)	0.911 ** (2.258)	0.902 ** (2.121)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
adj_R2	0.990	0.991	0.989	0.991
F 值	1 846.90	1 851.48	1 840.22	1 735.09

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;()内数字为 T 统计量

控制变量部分,市场化程度、劳动投入、传统金融服务水平、产业结构高级化水平的回归系数在所有模型中都显著为正,说明这些因素对民营经济增长具有显著的促进作用,这与实际情况基本吻合。民营企业具有灵活性高、应变能力强的特点,能够根据市场所处环境寻求发展机遇,因此市场化发展水平越高越有利于民营经济增长。劳动是生产要素中最活跃、最重要的因素,民营

企业大多是劳动密集型企业,劳动力投入越多,对民营企业扩大生产经营规模进而促进民营经济增长有正向促进作用。高质高效的金融服务是民营经济增长的重要保障,传统的信贷业务仍是支持民营经济发展的重要手段。随着各省份金融市场发展水平的不断提高,金融产品和服务供给增多,民营企业融资渠道随之扩宽,这有助于解决民营企业的资金约束问题。产业结构高级化水平越高,意味着该地区第二三产业发展越好,这为民营企业发展奠定了良好的基础,为居民创业提供了更多机会,因而有助于促进民营经济增长。公路密度的回归系数在4个模型中均为正,但都不显著,说明公路密度的提高并没有对民营经济增长产生影响。理论上,公路密度的提高对民营企业的生产资料运输、产品销售等各方面都具有促进作用,本文实证结果不显著的可能原因在于:民营企业大多数分布在县域及以上地区,样本期内县域及以上城市的道路交通建设已趋向成熟,交通条件不再是促进民营经济增长的关键因素。

(二)内生性讨论与稳健性检验

民营经济增长和数字普惠金融可能同时受到不可观察因素的影响,这将导致数字普惠金融的回归系数估计有偏差。为较好地避免计量识别中的内生性问题,本文借鉴谢绚丽等^[55]和张勋等^[20]的方法,分别选择各省互联网普及率、各省会城市到杭州的空间距离作为工具变量,采用两阶段最小二乘法进行回归分析,回归结果见表4。从表4中的结果可以看出,采用两阶段最小二乘法讨论内生性问题后,核心变量的回归系数依然显著,并且经过过度识别检验和弱工具变量检验^①,认为各省互联网普及率和各省会城市到杭州的空间距离均为外生变量,工具变量是有效的,即工具变量回归能够有效校正数字普惠金融指数的内生性问题并拟合数字普惠金融对民营经济的影响,本文的实证结果是可靠的。

表4 内生性讨论:工具变量法回归结果

变量	IV:互联网普及率				IV:省会城市到杭州的空间距离			
数字普惠金融指数	0.407***				10.514**			
	(3.957)				(2.453)			
覆盖广度指数	0.352***				6.264*			
	(3.943)				(1.760)			
使用深度指数		0.455***				5.209***		
		(3.934)				(2.806)		
数字化程度指数				0.422***				4.581
				(3.855)				(1.480)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	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	控制	控制
adj_R2	0.600	0.578	0.623	0.351	0.548	0.553	0.270	0.253
F值	54.31	44.18	62.44	28.20	49.79	44.48	81.72	16.41

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;()内数字为 Z 统计量

同时,本文还做了两方面的稳健性检验:一是更换被解释变量,采用私营企业的主营业务收入衡量民营经济增长水平;二是考虑到数字普惠金融对民营经济增长影响的滞后性,将数字普惠金融指数做滞后一期处理。稳健性检验结果如表5所示,从表5中结果可知,两种稳健性检验中,数字普惠金融总指数、覆盖广度分指数和使用深度分指数的回归系数均通过显著性检验,数字化程度分指数的回归系数仍不显著,说明本文实证结果是稳健的。

① 囿于篇幅,过度识别检验和弱工具变量检验未列出,备索。

表 5 稳健性检验结果

	更换被解释变量				解释变量滞后一期			
数字普惠金融指数	0.195 *** (10.920)				0.325 *** (2.923)			
覆盖广度指数	0.136 *** (8.157)				0.124 ** (2.215)			
使用深度指数			0.179 ** (7.950)				0.068 * (1.790)	
数字化程度指数				0.119 (8.200)				-0.003 (-1.471)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	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	控制	控制
adj_R2	0.789	0.785	0.785	0.785	0.584	0.600	0.598	0.603
F 值	299.88	445.24	343.81	304.41	675.37	557.30	509.37	419.09

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著；() 内数字为 T 统计量

五、中介效应分析

(一) 基于创新水平的中介效应

表 6 报告了数字普惠金融总指数及其分指数通过创新水平对民营经济产生作用的检验结果。其中,表 6 中(1)、(3)、(5)和(7)列为中介效应检验步骤一,检验数字普惠金融指数及其分指数对中介变量——创新水平的影响作用。第(2)、(4)、(6)和(8)列为中介效应检验步骤二,结果显示,创新水平的回归系数全部显著为正,说明创新水平是影响民营经济增长的重要因素之一。研究表明 Sobel 法的检验力度高于依次检验回归系数法^[51,56],因此,本文在 Sgmediation 命令检验结果下给出三种显著性检验,Sobel、Goodman1 检验和 Goodman2 检验。结果显示,三种检验的结果均显著,说明创新水平在数字普惠金融和民营经济之间存在部分中介效应,即存在“数字普惠金融—创新水平—民营经济”这一作用机理,证明了本文假说 2。数字普惠金融发展为民营企业技术创新创造了良好的金融环境,使得民营经济在创新水平提升的基础上更好发展。其中,创新水平在核心解释变量中的中介效应比例为 20.1%,在变量覆盖广度中的中介效应比例为 15.3%,在变量使用深度中的中介效应比例为 25.6%,在变量数字化程度中的中介效应比例为 44.01%。

表 6 数字普惠金融与民营经济:基于创新水平的中介效应检验

变量	Patent (1)	PE (2)	Patent (3)	PE (4)	Patent (5)	PE (6)	Patent (7)	PE (8)
数字普惠金融指数	-0.105 ** (-2.524)	0.223 * (1.961)						
覆盖广度指数			0.109 (1.552)	0.101 ** (2.324)				
使用深度指数					0.253 * (1.756)	0.123 * (1.671)		
数字化程度指数							-0.326 *** (-3.914)	-0.069 (-0.875)
创新水平		0.166 *** (3.430)		0.168 *** (3.515)		0.168 *** (3.518)		0.166 *** (3.549)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R2	0.952	0.990	0.984	0.990	0.984	0.990	0.985	0.990

变量	Patent (1)	PE (2)	Patent (3)	PE (4)	Patent (5)	PE (6)	Patent (7)	PE (8)
F 值	1 022	1 968	671.7	2 035	641.1	1 891	741.8	1 823
Sobel 检验	0.057* (z=1.931)		0.018* (z=1.649)		0.042** (z=2.06)		-0.054** (z=-2.516)	
Goodman 检验 1	0.057* (z=1.873)		0.018(z=1.593)		0.042** (z=2.003)		-0.054** (z=-2.473)	
Goodman 检验 2	0.057** (z=1.995)		0.018* (z=1.711)		0.042** (z=2.121)		-0.054** (z=-2.56)	
中介效应系数	0.057* (z=1.931)		0.018* (z=1.649)		0.042** (z=2.06)		-0.054** (z=-2.516)	
直接效应系数	0.228* (z=1.862)		0.101** (z=2.084)		0.123(z=1.514)		-0.069(z=-1.021)	
总效应系数	0.285** (z=2.319)		0.119** (z=2.435)		0.166** (z=2.03)		-0.123* (z=-1.862)	
中介效应比例	0.201		0.153		0.256		0.4401	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；()内数字为 T 统计量

(二)基于城镇化水平的中介效应

表 7 报告了数字普惠金融总指数和其分指数通过城镇化水平对民营经济产生作用的检验结果。其中,表 7 中的第(1)(3)(5)和(7)列为中介效应检验步骤一,检验数字普惠金融指数及其分指数对中介变量——城镇化水平的影响作用。数字普惠金融总指数和覆盖广度的系数均在 1%的水平上显著为正,使用深度的系数在 5%的水平上通过了显著性检验,表明数字普惠金融发展水平越高,各省份的城镇化水平越高。第(2)(4)(6)和(8)列为中介效应检验步骤二,城镇化水平的回归系数在 4 个模型中显著为正,表明城镇化水平也是影响民营经济的重要因素。同理,本部分依然采用 Sobel、Goodman1 以及 Goodman2 三种显著性检验,结果均通过显著性检验。检验结果表明,城镇化水平在数字普惠金融和民营经济增长之间存在部分中介效应,即存在“数字普惠金融—城镇化水平—民营经济”这一作用机制,说明本文假说 2 是成立的。数字普惠金融是拓宽新型城镇化建设融资的重要途径,城镇化水平的提高为民营企业成长创造了良好的外部环境,从而推动民营经济增长。城镇化水平在核心解释变量中的中介效应比例为 41.4%,在变量覆盖广度中的中介效应比例为 31.16%,在变量使用深度中的中介效应比例为 22.8%,在变量数字化程度中的中介效应比例为 55.1%。

表 7 数字普惠金融与民营经济:基于城镇化水平的中介效应检验

变量	Urban (1)	PE (2)	Urban (3)	PE (4)	Urban (5)	PE (6)	Urban (7)	PE (8)
数字普惠金融指数	4.018*** (3.706)	0.167 (1.476)						
覆盖广度指数			1.262*** (2.639)	0.082* (1.854)				
使用深度指数					1.131** (1.822)	0.128* (1.798)		
数字化程度指数							-2.222*** (-3.238)	-0.055 (-0.771)
城镇化水平		0.029*** (3.437)		0.030*** (3.458)		0.031*** (3.690)		0.031*** (3.361)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R2	0.991	0.990	0.991	0.991	0.991	0.990	0.991	0.990
F 值	1 740	2 796	1 934	2 871	1 139	2 708	1 392	2 628
Sobel 检验	0.118*** (z=2.735)		0.037** (z=2.504)		0.038* (z=1.827)		-0.068*** (z=-2.83)	
Goodman 检验 1	0.118*** (z=2.695)		0.037** (z=2.456)		0.038* (z=1.778)		-0.068*** (z=-2.792)	
Goodman 检验 2	0.118*** (z=2.776)		0.037** (z=2.555)		0.038* (z=1.881)		-0.068*** (z=-2.87)	
中介效应系数	0.118*** (z=2.735)		0.037** (z=2.504)		0.038* (z=1.827)		-0.068*** (z=-2.83)	
直接效应系数	0.167*** (z=2.329)		0.082* (z=1.668)		0.128(z=1.589)		-0.055(z=-0.817)	
总效应系数	0.285*** (z=2.319)		0.119** (z=2.435)		0.165** (z=2.03)		-0.123* (z=-1.862)	
中介效应比例	0.414 0		0.311 6		0.228 0		0.551 0	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；()内数字为 T 统计量

六、异质性分析

(一)基于东中西部地区的异质性

为验证前文假说 3,本文首先将全国 31 个省(区、市)分为东、中、西部^①,检验数字普惠金融对民营经济增长的异质性。表 8 中的结果显示,东部地区数字普惠金融总指数和 3 个分指数均在 1%的水平上通过了显著性检验,即数字普惠金融能够在东部地区显著促进民营经济增长水平的提高。数字普惠金融总指数每增加 1 个单位,民营经济增长水平将增加 0.603 个单位。中部地区数字普惠金融的数字化程度分指数在 10%的水平上通过显著性检验,说明在中部地区数字普惠金融发展也有利于促进民营经济增长。西部地区数字普惠金融总指数在 1%的水平上通过了显著性检验,3 个分指数在 1%的水平上通过了显著性检验,说明数字普惠金融的发展能够在西部地区显著促进民营经济增长。数字普惠金融总指数每增长 1 个单位,民营经济增长水平将增加 0.213 个单位。我国东部地区长期以来作为社会与经济发展最发达的地区,在利用数字金融赋能方面始终优于中西部地区,因此,显然能更好更快促进民营经济增长;西部地区本身受多种因素限制,数字普惠金融发展水平较低,但本身民营经济发展水平低,发展空间大,因此数字普惠金融能显著促进西部地区民营经济增长,增长幅度明显低于东部地区;中部地区仅有数字化程度通过了显著性检验,可能的原因是与东西部地区相比,中部地区在数字普惠金融技术红利和政策红利上均有所欠缺。因此横向对比来看,数字普惠金融对民营经济增长的促进作用东部最大、西部次之,中部最小,存在明显的区域异质性,这说明本文假说 3 是成立的。

表 8 异质性检验:分东中西部

变量	东部地区				中部地区				西部地区			
数字普惠金融指数	0.603 *** (4.327)				0.136 (1.555)				0.213 *** (3.533)			
覆盖广度指数	0.548 *** (3.937)				0.112 (1.440)				0.131 *** (3.098)			
使用深度指数	0.639 *** (4.004)				0.109 (1.255)				0.186 *** (2.977)			
数字化程度指数	0.334 *** (4.253)				0.119 * (1.691)				0.176 *** (2.833)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数值	110	110	110	110	80	80	80	80	120	120	120	120
R-squared	0.939	0.937	0.937	0.938	0.919	0.918	0.918	0.919	0.968	0.967	0.967	0.966
adj-R2	0.935	0.933	0.933	0.935	0.912	0.912	0.911	0.912	0.966	0.965	0.965	0.965
F	262.1	254.7	255.9	260.7	137.3	136.6	135.7	138.2	561.3	548.0	544.6	540.7

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著;()内数字为 T 统计量

(二)基于高低水平地区的异质性

借鉴张林和温涛^[57]的做法,以数字普惠金融指数的中位数为标准,将 31 个省(区、市)分成数字普惠金融发展高水平区和低水平区,检验数字普惠金融对民营经济增长影响的异质性。结果显示,无论是在高水平区域还是低水平区域,数字普惠金融总指数和 3 个分指数的回归系数在所有模型中都显著为正,说明数字普惠金融对民营经济增长具有促进作用,且在控制其他影响因素的情况下,数字普惠金融对不同区域民营经济增长的影响具有显著的区域差异,再一次验证了本文假说 3。同时,无论从数字普惠金融总指数还是其分指数来看,高水平地区的回归系数均高于低水平地区的回归系数,即高水平地区数字普惠金融发展对民营经济增长的带动力度更大。这一结果也说明,要充分发挥数字普惠金融对民营经济增长的促进作用,需要不断提高各省份的

① 东部沿海地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、西藏、宁夏和新疆。

数字普惠金融发展水平。

表 9 异质性检验:分高低水平地区

变量	高水平区				低水平区			
数字普惠金融指数	0.539*** (4.090)				0.164*** (3.312)			
覆盖广度指数		0.534*** (3.928)				0.114*** (3.112)		
使用深度指数			0.567*** (3.736)				0.160*** (3.137)	
数字化程度指数				0.288*** (3.951)				0.125** (2.522)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数值	120	120	120	120	190	190	190	190
R-squared	0.936	0.935	0.934	0.935	0.967	0.967	0.967	0.966
adj_R2	0.932	0.932	0.931	0.932	0.966	0.966	0.966	0.965
F	273.7	270.8	267.5	271.2	900.8	894.6	895.4	878.7

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著;()内数字为 T 统计量

七、结论与政策建议

数字普惠金融创新了金融发展模式,使得民营经济融资难问题得到缓解,使更多缺乏融资渠道和被正规金融机构拒之门外的中小企业有更多的融资机会。本文在理论分析的基础上,基于 2011—2020 年 31 个省(区、市)的面板数据,采用时间地区双固定效应模型实证考察了数字普惠金融对民营经济增长的影响及其区域异质性。研究表明:(1)数字普惠金融对民营经济具有显著的正向促进作用,这种正向促进作用是覆盖广度和使用深度共同作用的结果,且使用深度对民营经济增长的带动作用明显大于覆盖广度。经内生性讨论和稳健性检验后,该结论依然成立;(2)城镇化水平和创新水平在数字普惠金融促进民营经济增长的过程中发挥部分中介效应作用;(3)数字普惠金融对民营经济增长的促进作用具有显著的区域异质性,数字普惠金融对于促进民营经济增长的正向影响呈现东部最大、西部次之、中部最小的分布格局;与数字普惠金融发展低水平地区相比,该促进作用在高水平地区更大。

基于以上研究结论,本文认为在不断推进民营经济持续健康发展的过程中,要充分发挥数字普惠金融的促进作用,关键仍在于解决民营经济增长中的资金融通问题。当然,这需要各方协同推进数字普惠金融发展,多措并举不断提高数字普惠金融发展水平;也需要不断创新数字金融产品,简化数字金融服务手续和流程,提高数字金融服务效率和金融供求匹配度;还需要不断提高民营经济主体数字金融素养,使得中小企业从业者拥抱并使用数字普惠金融产品和服务。具体而言,可以从以下两个方面着手。

首先,加大力度支持我国数字普惠金融的发展。鼓励相关金融机构对新兴技术进行资本投入,加快民营企业信息准确化、聚集化,打造完善的数据信息共享平台;相关机构建立完善的风险提示和披露机制,加强数字普惠金融风险监测;适度放宽金融科技市场准入门槛,促进金融科技、智能金融、智慧金融在现代金融市场的长远发展,更好促进数字金融产品和服务创新;加快完善数字普惠金融服务的配套设施建设,降低民营企业数字普惠金融使用门槛,完善数字普惠金融监管制度,加快推进互联网相关技术在数字金融领域的应用。依据民营经济的现实需求,推进数字普惠金融技术应用向简单化、便捷化的方向发展,实现金融产品生产数字化、消费网络化、交易信息化,促进数字普惠金融在实体经济中发挥作用。

其次,完善外部环境促进民营经济成长。当前疫情防治给全国的民营企业带来巨大的生存压力,良好的政治、经济、市场环境对于发展民营经济至关重要。政府应加强法治建设,以法治手

段来约束市场行为,打造公平公正的营商环境;提高城镇化水平,发挥城镇化水平在数字普惠金融促进民营经济增长中的中介作用。此外,数字普惠金融的发展对民营经济的促进作用在我国东中西部和高低水平地区存在明显的区域异质性。因此,应重视由于区域异质性而导致的数字普惠金融服务不均等问题,关注中西部以及低水平地区数字普惠金融的发展。在政策制定时,加大中西部地区和数字普惠金融低水平地区的数字普惠金融基础设施建设力度,促进我国数字普惠金融协调发展;最大限度降低数字普惠金融成果对小微企业的金融排斥,促进我国数字普惠金融在空间上协调发展,反哺民营经济。

参考文献:

- [1] 王海兵,杨蕙馨. 中国民营经济改革与发展 40 年:回顾与展望[J]. 经济与管理研究,2018(4):3-14.
- [2] 陈耿,刘星,辛清泉. 信贷歧视、金融发展与民营企业银行借款期限结构[J]. 会计研究,2015(4):40-46.
- [3] 刘行,叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界,2014(3):41-52.
- [4] 张玄,冉光和,蓝震森. 金融集聚与区域民营经济成长——基于面板误差修正模型和门槛模型的实证[J]. 经济问题探索,2017(1):128-138.
- [5] 张玄,冉光和,陈科. 金融集聚对区域民营经济成长的空间效应研究[J]. 科研管理,2020(5):259-268.
- [6] 罗党论,甄丽明. 民营控制、政治关系与企业融资约束——基于中国民营上市公司的经验证据[J]. 金融研究,2008(12):164-178.
- [7] 崔红. 民营经济发展中的政府责任分析[J]. 地方财政研究,2019(11):93-98.
- [8] 于文超,梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济,2019(11):136-154.
- [9] BONAIME A,GULEN H,ION M. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions? [J]. Journal of financial economics, 2018(3):531-558.
- [10] LUBOŠ P,PIETRO V. Political uncertainty and risk premia[J]. Journal of financial economics,2013(3):520-545.
- [11] 何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(1):112-126.
- [12] 张林,温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业[J]. 中南财经政法大学学报,2020(4):85-95.
- [13] 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(4):1439-1502.
- [14] 钱海章,陶云清,曹松威,等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究,2020(6):26-46.
- [15] GUO F,KONG S T,WANG J. General patterns and regional disparity of internet finance development in China:Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index[J]. China economic journal,2016(3):253-271.
- [16] 王小华,周海洋,程琳. 中国金融科技发展:指数编制、总体态势及时空特征[J]. 当代经济科学,2023(1):46-60.
- [17] 王小华,邓晓雯,周海洋. 金融科技对商业银行经营绩效的影响:促进还是抑制? [J]. 改革,2022(8):141-155.
- [18] 段永琴,何伦志. 数字金融与银行贷款利率定价市场化[J]. 金融经济研究,2021(2):18-33.
- [19] 许月丽,孙昭君,孙帅. 数字普惠金融与传统农村金融:替代抑或互补? ——基于农户融资约束放松视角[J]. 财经研究,2022(6):34-48.
- [20] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界,2020(11):48-63.
- [21] ASLI Demirgüç-Kunt,KLAPPER L F. Financial inclusion in Africa:an overview[J]. World Bank policy research working paper,2012 (6088).
- [22] MOENNINGHOFF S C,Wieandt A. The future of peer-to-peer finance[J]. Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung,2013(5):466-487.
- [23] BERG T,BURG V,GOMBOVIÉ A,et al. On the Rise of the fintechs-credit scoring using digital footprints [J]. Reviews of financial studies,2020(7):2845-1897.
- [24] 李佳,段舒榕. 数字金融减轻了企业对银行信贷的依赖吗? [J]. 国际金融研究,2022(4):88-96.
- [25] 解维敏,吴浩,冯彦杰. 数字金融是否缓解了民营企业融资约束? [J]. 系统工程理论与实践,2021(12):3129-3146.
- [26] FRANCIS E,BLUMENSTOCK J,ROBINSON J. Digital credit: A snapshot of the current landscape and open research questions[J]. CEGA White Paper,2017:1739-76.
- [27] ABRAHAM F,SCHMUKLER S L,Tessada J. Robo-advisors:Investing through machines[J]. World Bank research and policy briefs,2019 (134881).
- [28] 张慧一,张友祥. 制度变迁、政府作用和民营经济发展——基于非线性面板门限模型的分析[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版),2021(6):118-124.
- [29] 李长娥,谢永珍. 董事会权力层级、创新战略与民营企业成长[J]. 外国经济与管理,2017(12):70-83.
- [30] 霍晓莹. 创新投入与企业成长:抑制还是促进? [J]. 社会科学家,2019(2):38-45.
- [31] 张林. 数字普惠金融、县域产业升级与农民收入增长[J]. 财经问题研究,2021(6):51-59.

- [32] OZILI P K. Impact of digital finance on financial inclusion and stability[J]. *Borsa istanbul review*, 2018(4):329-340.
- [33] 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.
- [34] 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.
- [35] 谢雪燕, 朱晓阳. 数字金融与中小企业技术创新——来自新三板企业的证据[J]. *国际金融研究*, 2021(1):87-96.
- [36] 盛明泉, 张悦, 汪顺. 数字金融发展能否助推传统工业企业技术创新[J]. *统计与信息论坛*, 2021(12):12-22.
- [37] 顾海峰, 高水文. 数字金融发展对企业绿色创新的影响研究[J]. *统计与信息论坛*, 2022(11):77-93.
- [38] 王霄, 邱星宇, 叶涛. 数字金融能提升民营企业创新吗? ——基于动态能力理论的实证研究[J]. *南京财经大学学报*, 2021(6):45-55.
- [39] 赵晓鸽, 钟世虎, 郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. *科研管理*, 2021(4):158-169.
- [40] 李健, 江金鸥, 陈传明. 包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系:基于中国 A 股上市企业的证据[J]. *管理科学*, 2020(6):16-29.
- [41] 武力超, 唐露萍, 陈熙龙. 民营资本如何助力我国的城镇化进程——基于面板门限模型的微观考察[J]. *经济管理*, 2014(1):33-44.
- [42] 秦尊文, 龙濛. 测度我国民营经济水平对城镇化率的影响[J]. *江汉论坛*, 2013(11):56-59.
- [43] 董倩. 我国民营企业对城镇化发展的影响研究——基于优化向量自回归模型[J]. *华东经济管理*, 2018(11):180-184.
- [44] 王佳莹. 数字普惠金融与新型城镇化建设新动力[J]. *技术经济与管理研究*, 2022(8):78-84.
- [45] 沈洋, 犹雨寒, 周鹏飞. 数字普惠金融对新型城镇化的影响[J]. *金融与经济*, 2021(11):46-53.
- [46] 王媛媛, 韩瑞栋. 新型城镇化对数字普惠金融的影响效应研究[J]. *国际金融研究*, 2021(11):3-12.
- [47] 星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. *经济学家*, 2021(2):102-111.
- [48] 汤萱, 高星. 数字金融如何促进民营企业成长——基于金融监管与管理者能力的调节效应[J]. *求是学刊*, 2022(5):71-84.
- [49] 葛和平, 吴倩. 数字普惠金融对民营经济高质量发展的影响研究[J]. *经济问题*, 2022(11):27-35.
- [50] ZHAO X, LYNCH JR J G, CHEN Q. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis[J]. *Journal of consumer research*, 2010(2):197-206.
- [51] 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.
- [52] 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.
- [53] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2021.
- [54] RODRIGO C. From Ideals to Institutions: Institutional entrepreneurship and the growth of mexican small business finance [J]. *Organization science*, 2016(6):1548-1573.
- [55] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 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.
- [56] MACKINNON D P, Lockwood C M, Hoffman J M, et al. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. *Psychological methods*, 2002(1):83-104.
- [57] 张林, 温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. *中国农村经济*, 2022(7):59-80.

The Impact and Heterogeneity of Digital Inclusive Finance on Private Economic Growth

ZHANG Lin^{1,2}, CAO Xingmei², DING Xiaolan²

(1. Center for the Research on Inclusive Finance and Agricultural & Rural Development,
Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: The long-standing issue of difficulty in financing has posed challenges to the sustained growth of the private economy for various reasons. The development of digital inclusive finance provides a feasible solution to alleviate the financing constraints faced by the private economy. By conducting theoretical analyses of the mechanisms through which digital inclusive finance influences private economic growth, formulating research hypotheses, and utilizing panel data at the provincial level in China from 2011 to 2020, this study empirically examines the impact, intermediary effects, and regional heterogeneity of digital inclusive finance on private economic growth. The results show that the overall index of digital inclusive finance, as well as its sub-indices of coverage breadth and usage depth, plays a positive role in promoting the development of private economy. This conclusion remains robust even after addressing endogeneity concerns and conducting rigorous tests. The examination of intermediary effects indicates that levels of innovation and urbanization partially mediate the impact of digital inclusive finance on private economic growth. Specifically, two transmission paths are identified: “Digital Inclusive Finance→Enterprise Innovation→Private Economic Growth” and “Digital Inclusive Finance→Urbanization→Private Economic Growth”. An analysis of regional heterogeneity further demonstrates that the influence of digital inclusive finance on private economic growth is more pronounced in the eastern region and areas with higher levels of digital inclusive finance development.

Key words: digital inclusive finance; growth of private economy; mediating effect; heterogeneity of region

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>