

数字金融如何推动城市创业?

——作用机制与异质性分析

杨景院 刘伟丽 刘宏楠

内容提要:创业活动在经济增长和创造就业方面发挥着重要作用。本文基于2011—2019年地级及以上城市面板数据,考察数字金融对城市创业的影响及其内在作用机制与异质性。研究结果显示,数字金融对城市创业产生显著的正向影响作用。该结论通过稳健性测试,并在控制模型中潜在的内生性问题后仍然成立。机制检验表明,数字金融通过缓解创业者所面临的融资约束和信息约束,来推动城市创业。异质性分析表明,数字金融对创业的促增效应仅发生在三线及以下城市,在一二线城市却不明显;数字金融对农业创业产生显著的抑制效应,对第二产业创业影响不显著,对服务业创业产生显著的正向作用;数字金融能够同时推动实体经济与非实体经济的创业活动,但对实体经济创业的影响效应更强。研究发现有助于加深对“数字中国”建设的认识,也为推动中国创业发展的政策制定提供了经验依据。

关键词:数字金融 城市创业 普惠金融 融资约束 信息约束

中图分类号:F832;F272.15

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2022)11-0014-18

一、问题提出与文献综述

创业活动在国民经济中扮演着重要的角色。创业活动能够有效推动经济增长速度与增长质量,在中国经济增长奇迹的创造以及推动经济高质量发展等方面具有重大贡献^[1-2];创业活动也是创造新就业的重要推力,新企业的组建对区域就业增长产生积极的影响^[3-4]。鉴于创业发展对经济增长与民生就业的重要性,党和政府历来高度重视创业发展问题,尤其是在党的十八大以来,更是将创业、创新发展提升到史无前例的高度,制定了一系列鼓励、促进创业创新的政策,以此营造“大众创业、万众创新”的社会氛围。在当前保就业、稳增长的社会背景下,探讨如何促进城市创业发展,具有重要的现实意义^[5]。

以往的研究着重讨论传统金融对创业的重要影响。金和莱文(King & Levine, 1993)在理论上确定了金

收稿日期:2022-03-17;修回日期:2022-10-08

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国经济特区发展史(1978—2018)”(16ZDA003);中国标准化协会服务贸易标准化项目“信息技术解决方案服务标准化研究”(FMBZH-2110)

作者简介:杨景院 深圳大学中国经济特区研究中心博士研究生,深圳,518060;

刘伟丽 深圳大学中国经济特区研究中心/中国质量经济发展研究院教授、博士生导师,通讯作者;

刘宏楠 深圳大学中国经济特区研究中心博士研究生。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

融与创业之间的密切联系^[6]。一般来说,金融发展程度越高,地区创业活动水平则越高^[7-9]。这是因为金融发展可以通过调动和配置更多的资源给创业者,满足创业者的信贷需求,对新企业进入、小企业增长和企业新业务扩张产生积极的影响^[8,10-11]。因此,良好的金融制度与金融服务是营商环境生态的重要组成部分^[12]。然而,过去中国正规金融体系在资源配置上偏好于国有部门与城镇地区,而在一定程度上排斥服务小微企业与农村地区的创业者,以致这些创业者只能寻求非正规金融服务^[13-15]。

近年来,随着互联网与数字信息技术不断发展和完善,数字金融蓬勃兴起。围绕着数字金融缓解信息不对称、精准推送金融服务、扩大金融服务覆盖范围等普惠性金融特征,既有研究从宏观经济与微观个体层面多角度探讨了数字金融的经济后果:宏观经济层面,包括数字金融对包容性增长^[16]、区域技术创新^[17]、经济高质量发展^[18]等的影响;微观个体层面,包括数字金融对企业技术创新^[19]、家庭传统私人借贷行为与难度^[20]、小微企业出口^[21]等的影响。作为一种新型金融供给模式,数字金融已成为传统金融体系的有力补充,其如何影响创业活动也受到学者们的广泛关注。

当前,关于数字金融创业效应的研究,主要从以下三种创业类型展开。

一是数字金融对个体自我雇佣创业的影响。如果研究对象为自我雇佣则视为创业并定义为1,否则视为没有创业并定义为0。首先,大多学者是以农村居民为研究对象。农村地区金融机构的覆盖率较低,创业者难以获得便捷的正规金融服务,为数字金融发展提供了用武之地。张勋等(2019)发现数字金融有助于推动农村居民创业而不是推动城镇居民创业,这是因为数字金融能够缓解农村创业家庭受到的物质资本、人力资本和社会资本等创业约束^[16]。何婧和李庆海(2019)认为,数字金融促进农户创业,主要因为数字金融有助于农户创业者缓解信贷约束、增加信息可得性与提升社会信任感^[22]。谢等人(Xie et al.,2020)发现,数字金融对西部地区农村居民的创业有很大的激励作用,而在东部和中部地区则没有显著的影响^[23]。其次,部分学者关注到数字金融对流动人口自我雇佣创业的影响。林瑶鹏等(2022)发现数字金融会抑制流动人口创业,因为数字金融缩小流动人口就业收入与自我雇佣收入之间的相对差距^[24]。刘等人(Liu et al.,2022)发现数字金融提高流动人口在中国欠发达地区创业的可能性,尤其是促进农民工创业水平和质量^[25]。最后,一些学者关注到数字金融对女性自我雇佣创业的影响。杨等人(Yang et al.,2022)指出,女性在获得融资和信息方面比男性面临更大的障碍,抑制了女性的创业精神,数字金融缓解女性创业者的融资约束和信息约束,从而提升女性创业的概率^[26]。强国令和滕飞(2022)探究了数字金融与女性创业之间的关系,证实数字金融对女性创业存在促进效应^[27]。此外,还有学者从数字金融的细分维度来讨论与自我雇佣创业之间的关系,其中移动支付最引人注目。例如,尹志超等(2019)的研究显示,通过信息传播与提供额外的借贷渠道,移动支付有助于家庭创业^[28]。

二是数字金融对地区私人企业雇佣比率(即地区个体与私营企业就业之和占人口总数比重)的影响。冯永琦和蔡嘉慧(2021)利用省级层面私人企业雇佣比率来衡量地区创业水平,并探讨了数字金融对地区创业的影响,发现在全国范围内以及东、中、西部各个区域,数字金融均有效提升地区创业水平^[29]。李晓园和刘雨濛(2021)利用各省份农村地区私人企业雇佣比率来表征农村创业活跃度,发现数字金融对农村地区创业产生积极的影响^[30]。张呈磊等(2021)考察了地级市层面数字金融与地区私人企业雇佣比率衡量的创业之间的关系,结果显示数字金融对城市创业存在正向影响^[31]。翟仁祥和宣昌勇(2022)基于长三角地区41个城市的面板数据,研究发现数字金融对城市私人企业雇佣比率衡量的创业的影响具有门槛效应^[32]。

三是数字金融对地区新创企业数量的影响。谢绚丽等(2018)考察了省一级数字金融与地区创业活跃度之间的关系,发现数字金融对地区新注册企业的数量具有重要的促增作用,并且对小微企业、城镇化率较

低地区产生的促增效应更为突出^[33]。张碧琼和吴琬婷(2021)发现数字金融推动省级层面农村小微或劳动密集型新注册企业增加,但对城镇地区没有产生显著影响,从而解释数字金融缘何能够改善收入分配^[34]。

综上所述,有关数字金融对创业影响的研究大多数集中在数字金融对个体自我雇佣创业的影响,而针对数字金融与城市创业活动之间关系的经验文献仍较为欠缺。在宏观层面,部分学者利用地区私人企业雇佣比率来表征创业,但是,该指标未包含更为细致的创业类型信息,例如创业企业的注册资本、所属行业等,限制了进一步拓展研究。在关于数字金融影响地区新注册企业的文献中,主要基于省级层面展开研究,尚未发现从地级市层面进行研究的文献。与既有文献相比,本文的贡献可能体现在:(1)与新古典均衡理论假设每个人都可以识别到全部的创业机会有所不同,本文从非均衡理论出发,认为市场存在信息约束,从而抑制了企业家的创业机会识别,在此基础上进一步阐述了数字金融如何缓解创业的信息约束,丰富了数字金融创业效应的相关理论文献。(2)本文利用企业注册信息微观数据来衡量城市创业活动,以此探讨了数字金融与城市创业的关系。与已有文献采用私人企业雇佣比率来刻画城市创业相比,本文使用创业数据集可以考察不同注册资本、所属行业等细微异质性的影响,同时避免了私人企业雇佣比率指标在城市层面存在统计口径不统一、随年份波动较大、准确度不高等问题。(3)在中国数字经济蓬勃发展的背景下,本文从城市层面考察数字金融与创业活动的关系,证实了缓解融资约束与信息约束的作用机制,报告城市等级、产业差异等方面的细微异质性影响,这不仅丰富了数字金融的经验研究文献,同时加深了对“数字中国”建设的认识。

二、理论分析与假设提出

数字金融是数字技术与传统金融服务相结合的新型金融业务模式^[35],既未脱离金融根本属性,又包含数字化、信息化的局部特征,从两方面对城市创业产生深远的影响。一方面,数字金融的本质仍是金融属性,为城市创业活动提供融资支持和分担风险。在数字技术与金融业的结合下,数字金融能够利用大数据和人工智能来挖掘分析用户信息,减少客户信息不对称,为有金融需求的客户精准推送个性化服务,同时不依赖实体金融网点,大幅降低边际运营成本,从而衍生出独特的普惠金融特征,有助于弥补传统金融服务对小微企业与欠发达地区企业的不足^[21,33,36]。既有研究证实,数字金融通过缓解信贷市场的失灵问题,促进农户、欠发达地区居民、女性、农民工等群体的创业发展^[22,25-26]。另一方面,数字金融包含数字化、信息化的部分特征,为城市创业活动在收集和分析市场信息方面发挥重要的作用。数字金融是以互联网平台和信息技术为依托的金融服务,具有数字化、信息化的特征,丰富了创业者市场信息的维度和边界,为创业者识别创业机会提供先进的手段。既有研究证实,数字金融通过缓解信息约束促进创业活动^[22,26]。综上讨论,本文提出:

假设1:数字金融对城市创业产生正向影响。

数字金融通过缓解创业者所面临的融资约束来推动城市创业。考虑到企业家创办和经营企业通常需要高昂的启动和运营成本,如果不能以合理的成本获得足够数量的外部信贷,将会抑制创业活动发生^[9]。实践中,中国传统金融体系发展并不完善,严重制约创业活动的开展和扩张^[13-15]。而数字金融能够缓解资金需求的“长尾”创业者群体的融资约束。首先,数字金融缓解传统金融薄弱地区创业者群体的融资约束。由于人口密度不足与贷款规模太小,在偏远地区或者欠发达地区设立实体金融机构分支,无法产生足够的投资回报率,因此,这些地区的创业者往往会受到传统金融机构排斥。尽管由政府主导的国有银行与信用社在大多数乡镇上也有分支机构,但是这些银行机构的职能更多的是发挥吸纳乡村存款的功能,而在资金

放贷上偏向于城镇地区^[15]。数字金融通过金融科技产生创新的商业模式,能够打破时空局限,摆脱传统金融机构对实体基础设施与金融专业服务人员的依赖,降低金融服务门槛和成本^[35]。数字金融主要是通过计算机、平板电脑和智能手机等设备以数字方式提供金融服务,不会受到当地经济规模、人口密度与物理距离的约束,以比传统金融机构低得多的成本提供金融服务。因此,数字金融企业能够将业务范围扩大到偏远的地区,使得缺乏金融实体服务基础设施地区的创业者也能获得合理充足的金融服务。其次,数字金融缓解小微企业创业者群体的融资约束。由于小微初创企业普遍缺少抵押品和信用担保,与传统金融机构的信贷偏好严重不符,导致小微企业难以通过正规金融机构获得足够多的融资。数字金融通过大数据来评估贷方风险,减少信息不对称,使得被传统金融机构排除在外的小微初创企业能够获得低成本的金融支持^[33,36]。具体而言,数字金融技术能够通过通过对贷方的数据进行实时挖掘与评估,这些数据包括消费记录、营业交易账单、社交数据、应用程序使用行为等信息,从而可以对潜在的借款人进行信用评估与判断。大数据的使用能够为没有被传统信用记录的创业者提供融资服务,促进了金融的包容性。此外,有了这些可靠的评估信息,数字金融企业也能够为创业者量身定制金融解决方案,提供专门为优质创业者定制的融资产品。综上所述,本文提出:

假设2:数字金融通过缓解创业者的融资约束,来推动城市创业。

数字金融通过缓解创业者所面临的信息约束来推动城市创业。在企业日常经营管理、商机捕获、业务开展、销售渠道扩展等方面,市场信息起到十分重要的作用^[37]。如果对市场信息不了解,创业者难以发现有利可图的商业机会,换言之,创业者掌握市场信息越多,拥有的创业机会则越多^[2]。对于创业者而言,数字金融在收集和分析市场信息方面发挥重要的作用。一方面,数字金融丰富创业者的市场信息维度和边界。数字金融以大数据为基础,提供的理财、融资、保险、信用、社交等功能都会产生大量有用的商业数据。这些数据被广泛应用于传统金融服务企业和新型业务企业的信用分析、流程效率、风险管理、产品设计与客户服务等领域^[38]。因此,由数字金融业务产生的数据可以发挥信息传递的作用,通过商业平台使得创业者商业信息约束得到缓解^[22],有助于创业者对于创业机会的识别。此外,数字金融带来的数字技术与提供的金融平台,正日益与各行各业结合起来,能够有效整合资源,引发新一轮的知识变革,使得生产要素发生重组变革,给市场进入者带来新产品、新技术、新业态和新的商业模式,释放了大量全新的商业信息。另一方面,数字金融为创业者分析商业信息提供先进的手段。数字金融基于区块链、互联网、大数据、云计算、人工智能等数字技术,内嵌用于信息获取、处理与分析的独特高效技术工具,可赋予接入数字金融平台的创业者收集、整合、分析海量信息的能力^[19],有助于创业者判断商业机会,并为其开展新业务提供数字技术支持。综上所述,本文提出:

假设3:数字金融通过缓解创业者的信息约束,来推动城市创业。

三、模型设定、变量说明与数据

(一) 模型设定

前文在理论层面分析数字金融如何影响城市创业,接下来从实证的角度探讨城市创业与数字金融之间的关系。本文构建如下计量模型:

$$\ln Entre_{i,t} = \alpha + \beta_1 DF_{i,t} + \lambda Control_{i,t} + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中, i 和 t 分别代表城市与年份; $Entre_{i,t}$ 为被解释变量,即城市创业; $DF_{i,t}$ 为核心解释变量,即数字金融; $Control$ 表示影响城市创业的控制变量集; α 为常数项, β_1 为数字金融的影响系数, λ 为控制变量

集的影响系数矩阵; u_i 代表城市固定效应, v_t 代表年度固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 代表残差。

(二) 变量说明

1. 城市创业

创业是指任何建立新企业的行为,包括自我雇佣比率、建立新企业等^[1]。本文使用新建企业数量来捕捉城市创业,具体指标参考孔和秦(Kong & Qin, 2021)^[39]、莫怡青和李力行(2022)^[40]的变量设定,利用年末新企业注册数目的自然对数来衡量城市创业。

2. 数字金融

北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服集团合作编制的数字普惠金融指数能反映城市数字金融发展情况^[41],满足本文的研究需求。本文回归分析时数字金融变量在原始数据的基础上除以 100。

3. 控制变量

控制变量具体包括对外开放、人力资本、失业率、金融发展、经济发展、政府支持、社会消费、城市规模、信息化水平。(1)利用当年实际使用外资金额来衡量城市对外开放,由于工人的流动性,对外开放引进外资产生技术溢出效应,推动城市创业发展;(2)利用普通高等学校数量与人口比值来表征人力资本,人力资本较高的企业家更容易发现具备盈利机会的商业项目,从而促进创业发展^[42];(3)利用年末城镇登记失业人员数与城镇总就业之比来表示失业率,失业激励个人从事创业活动,尽管失业更多是激发个体自雇创业,但是很多企业家是由自雇创业转变而来;(4)利用年末金融机构各项贷款余额与地区生产总值比值来描述金融发展,获得外部融资是影响创业活动的一个重要渠道,金融发展有助于创业者获得适当的融资来创建和扩大业务;(5)利用人均地区生产总值来描绘经济发展水平,一般来说,经济发展水平越高的地区,创业则越活跃;(6)利用地方财政一般预算内支出与地区生产总值比值来刻画政府支持,在中国长期经济发展进程中,市场与政府共同发挥作用,政府支持对城市创业创新发展极其重要;(7)利用社会消费品零售总额与地区生产总值之比来度量社会消费,社会消费水平提升内需市场,有助于创业者扩张业务;(8)利用人口数来作为城市规模的替代变量,城市规模扩张带来的集聚经济效应有利于降低创业成本,从而促进企业家精神的繁荣^[43];(9)选取地区人均移动电话数来测度信息化水平,加入信息化水平变量对于控制本文模型的内生性非常重要,因为信息化水平既可以直接影响城市创业,同时又与数字金融发展密切相关^①。为减缓模型异方差,本文对水平变量取自然对数,包括外资开放、经济发展水平、城市规模三个变量。

(三) 数据来源

本文采取 2011—2019 年中国地级及以上城市组成的城市面板数据进行实证检验。被解释变量城市新企业注册数据来自爱企查企业统计数据,数字金融指数来源于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团编制的普惠金融指数,其他变量的原始数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》。

(四) 变量描述性统计

表 1 报告了变量的描述性统计结果。统计结果显示,城市创业最大值为 13.774,最小值为 8.319,标准差为 0.832,城市创业最小值与最大值具有显著差异,反映中国城市创业活动存在区域不平衡性。数字金融指数的最大值为 3.216、最小值为 0.213、平均值为 1.607,表明各城市之间数字金融发展水平存在明显的差异。其他变量标准差都小于均值,说明各变量数值分布较为均匀,满足基本分析要求。

① 感谢审稿人提出的宝贵意见。

表1 变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
城市创业	2 143	10.455	0.832	8.319	13.774
数字金融	2 143	1.607	0.656	0.213	3.216
数字金融覆盖广度	2 143	1.515	0.635	0.051	3.109
数字金融使用深度	2 143	1.589	0.674	0.125	3.320
普惠金融数字化程度	2 143	1.945	0.830	0.027	4.379
对外开放	2 143	10.129	1.838	2.079	14.941
人力资本	2 143	0.019	0.022	0.001	0.120
失业率	2 143	2.712	2.186	0.110	69.440
金融发展	2 143	0.962	0.597	0.132	7.450
经济发展	2 143	10.707	0.558	9.007	13.056
政府支持	2 143	0.188	0.081	0.044	0.701
社会消费	2 143	0.385	0.107	0.000	0.774
城市规模	2 143	5.949	0.644	3.434	8.136
信息化	2 143	1.053	0.828	0.192	10.166

(五) 共线性和相关性检验

表2 报告了变量的相关性系数和多重共线性检验结果。数字金融与城市创业的相关系数为0.54,并通过1%以下水平的显著性检验。该结果初步验证本文的假设1,即数字金融对城市创业产生正向影响。从整体来看,各变量之间的相关性较小,均低于0.680,同时各变量VIF取值区间为[1.09,5.32],平均值为2.31,表明本文模型不存在严重的多重共线性问题,得到的回归结果比较稳健可靠。

表2 主要变量的相关系数和VIF检验结果

变量	VIF	城市创业	数字金融	对外开放	人力资本	失业率	金融发展	经济发展	政府支持	社会消费	城市规模	信息化
城市创业	—	1										
数字金融	2.56	0.540	1									
对外开放	2.21	0.569	0.125	1								
人力资本	2.35	0.348	0.189	0.370	1							
失业率	1.09	-0.230	-0.184	-0.173	-0.080	1						
金融发展	2.13	0.414	0.359	0.187	0.635	-0.082	1					
经济发展	5.32	0.478	0.490	0.519	0.514	-0.212	0.305	1				
政府支持	2.46	-0.269	0.033	-0.528	-0.242	0.146	0.033	-0.582	1			
社会消费	1.65	0.354	0.350	0.061	0.125	0.018	0.332	-0.093	0.080	1		
城市规模	1.73	0.679	0.048	0.420	-0.014	-0.092	0.050	-0.093	-0.171	0.327	1	
信息化	1.62	0.422	0.247	0.327	0.458	-0.179	0.360	0.558	-0.246	-0.008	-0.095	1

四、模型回归结果与分析

(一) 基准回归结果

表3报告了数字金融对城市创业影响的回归结果。列(1)为单变量方程,可以发现,数字金融与城市创业在统计上具有显著性正相关关系。列(2)在列(1)基础上进一步控制城市对外开放、人力资本、失业率、金融发展、经济发展、政府支持、社会消费、城市规模、信息化等变量后,数字金融的影响系数仍然在0.01的水平上显著为正,表明数字金融发展水平越高,城市创业的活跃度则越高。为控制时间趋势与区域特征产生无法观测的异质性而引起模型内生性,列(3)与列(4)逐步控制个体固定效应与时间固定效应,结果显示,数字金融影响系数的绝对值大小、方向、显著性水平和列(1)、列(2)基本保持一致。以上结果验证了本文假设1。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	0.686 *** (0.023)	0.325 *** (0.015)	0.508 *** (0.025)	0.686 *** (0.124)
对外开放		0.020 *** (0.004)	0.010 * (0.006)	0.022 *** (0.006)
人力资本		-0.449 (0.524)	-1.309 (1.680)	-1.282 (1.492)
失业率		-0.005 ** (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
金融发展		0.145 *** (0.028)	0.046 (0.038)	0.001 (0.020)
经济发展		0.422 *** (0.025)	0.159 *** (0.052)	0.078 (0.048)
政府支持		0.838 *** (0.124)	-0.312 * (0.185)	-0.251 (0.201)
社会消费		0.176 *** (0.067)	-0.063 (0.119)	-0.149 (0.113)
城市规模		0.900 *** (0.012)	0.453 * (0.240)	0.352 (0.218)
信息化		0.239 *** (0.012)	-0.031 (0.059)	-0.007 (0.055)
常数项	9.353 *** (0.038)	-0.737 ** (0.294)	5.234 *** (1.433)	6.598 *** (1.284)
年份固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	控制	控制
N	2 143	2 143	2 143	2 143
R ²	0.292	0.900	0.800	0.826

注:括号中为稳健性标准误;***代表 $P < 0.01$,**代表 $P < 0.05$,*代表 $P < 0.1$ 。后表同。

(二) 内生性问题分析与处理

1. 动态面板模型

由于企业家精神具有历史传承性,城市创业可能存在惯性特征,不仅受到当期经济因素的影响,也受到前期创业水平的影响。如果模型缺乏城市创业的动态影响因素,可能会产生遗漏变量带来的内生性问题。因此,有必要控制前期城市创业水平的影响,以捕捉城市创业的动态影响因素。针对这一问题,本文使用动态面板模型进行估计,即在控制变量中增加城市创业的滞后一期。动态面板模型引入被解释变量的滞后一期和误差项相关,如果直接使用基准回归中普通最小二乘(OLS)混合模型或者传统双向固定效应模型,估计结果可能会产生严重的偏差。为控制滞后项引起的内生性,本文使用系统广义矩估计(SYS-GMM)方法进行回归。具体模型如下:

$$\ln Entre_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Entre_{i,t-1} + \beta_2 DF_{i,t} + \lambda Control_{i,t} + u_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

动态面板模型的估计结果如表4列(1)所示。阿雷拉诺-邦德检验(Arellano-Bond test)AR(1)与AR(2)的P值分别为0.000与0.143,表明残差项存在一阶序列相关,且不存在二阶序列相关;萨甘检验(Sargan test)与汉森检验(Hansen test)的P值分别为0.622与0.278,表明不存在过度识别问题。从估计结果来看,城市创业滞后一期的影响系数显著为正,表明城市创业确实存在显著的正向惯性特征。数字金融的影响系数为正,并通过1%的显著性检验,表明在控制城市创业的惯性特征之后,数字金融对城市创业产生显著正向影响的结论仍然成立。

表4 动态面板模型与工具变量法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
L. 城市创业	0.468 *** (0.101)		
数字金融	0.944 *** (0.295)		0.894 *** (0.240)
工具变量		-0.004 *** (0.001)	
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
阿雷拉诺-邦德检验 AR(1)	0.000		
阿雷拉诺-邦德检验 AR(2)	0.143		
萨甘检验 P 值	0.622		
汉森检验 P 值	0.278		
Kleibergen-Paap rk LM			16.331 ***
Cragg-Donald Wald F			150.251
N	1 736	2 143	2 143
R ²		0.996	0.825

注:列(1)为系统广义矩估计回归结果,列(2)为第一阶段工具变量回归结果,列(3)为第二阶段工具变量回归结果。

2. 工具变量法

由于城市创业反过来也可能会影响数字金融发展,这导致本文模型设定仍然可能因为存在互为因果关系而引发内生性问题。为使得估计结果更加可信,本文进一步借助工具变量法来处理模型中的内生性问题。有效的工具变量必须同时满足外生性和相关性两个条件。参考傅秋子和黄益平(2018)^[44],本文使用样本城市到杭州市(蚂蚁金服总部所在城市)的球面距离作为工具变量。首先,工具变量满足相关性条件。数字金融变量来自蚂蚁金服的大数据,主要依托支付宝作为交易平台,尽管是线上金融业务,但发展水平仍然受到一定程度空间距离的影响。有学者认为,与杭州市的距离相隔越远,则数字金融推广难度越大^[44-45]。其次,工具变量满足外生性条件。距离是纯地理因素,对城市创业具有极强的外生性。由于距离变量是截面数据,本文用它的自然对数项和年份的乘积重新构造工具变量。

根据表4工具变量法估计结果,Kleibergen-Paap rk LM统计值的P值小于0.01,表明模型工具变量不存在识别不足问题;Cragg-Donald Wald F统计量为150.251,远超过斯托克-雨果(Stock-Yogo)检验10%显著性水平上的临界值(16.38),表明模型不存在弱工具变量问题。在使用工具变量后,数字金融推动城市创业的影响仍然在0.01的水平上保持显著为正,表明数字金融对城市创业的结论是可靠的。

(三) 稳健性测试

1. 数字金融子维度对城市创业的影响

使用数字金融子维度指标来替代数字金融指数,以检验数字金融子维度是否对城市创业产生稳健性的影响效应。数字金融指数包含覆盖广度、使用深度、数字支持服务程度三个子指标^①。子维度的回归结果如表5列(1)—列(6)所示,其中列(1)、列(3)和列(5)为传统双向固定效应模型,列(2)、列(4)和列(6)为采用工具变量法估计的双向固定效应模型。采用工具变量法估计的结果显示,数字金融覆盖广度、使用深度、数字支持服务程度的影响系数分别为1.998、1.020、0.293,并且都通过0.01以下水平的显著性检验。这意味着数字金融对城市创业的影响是多方面的,三个子维度都对城市创业产生显著的积极影响,且数字金融覆盖广度对城市创业的影响效应最大,数字金融使用深度次之,普惠金融数字化程度最小。

表5 考虑子维度与特殊样本的稳健性测试结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字金融覆盖广度	0.854*** (0.142)	1.998** (0.787)						
数字金融使用深度			0.152** (0.076)	1.020*** (0.367)				
普惠金融数字化程度					0.058** (0.026)	0.293*** (0.101)		
数字金融							0.784*** (0.130)	0.964*** (0.270)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

① 关于数字金融三个子维度的具体衡量指标,详见郭峰等(2016)^[41]的研究。

表 5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年份固定效应	控制							
城市固定效应	控制							
<i>N</i>	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143	1 865	1 865
<i>R</i> ²	0.828	0.813	0.820	0.797	0.820	0.810	0.826	0.826

2. 删除部分特殊城市样本

考虑到直辖市、省会(首府)城市以及计划单列市在政治与经济发展地位上具有特殊性,本文将上述城市删除后重复基准模型的回归,以排查数字金融对城市创业的影响是否由具有特殊地位的城市所引起。表 5 列(7)一列(8)汇报了删除特殊城市样本的回归结果。不难看出,数字金融仍然正向推动城市创业。

3. 替换城市创业指标

参考冯永琦和蔡嘉慧(2021)^[29]、李晓园和刘雨濛(2021)^[30]、张呈磊等(2021)^[31]的研究,本文利用私人企业雇佣比率来衡量城市创业,并进行稳健性检验,具体衡量为地区个体与私营企业就业占人口总数比值。回归结果如表 6 所示,其中列(1)、列(3)、列(5)和列(7)为传统双向固定效应模型,列(2)、列(4)、列(6)和列(8)为采用工具变量法估计的双向固定效应模型。不难看出,无论是在传统双向固定效应模型,或是在带有工具变量的双向固定效应模型中,数字金融以及三个子维度变量的影响系数值均显著为正数。因此,本文的主要研究结论是稳健的。

表 6 替换城市创业指标的稳健性测试回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字金融	0.227*** (0.056)	0.662*** (0.159)						
数字金融覆盖广度			0.207** (0.096)	1.479*** (0.572)				
数字金融使用深度					0.086*** (0.023)	0.755*** (0.262)		
普惠金融数字化程度							0.024** (0.009)	0.217*** (0.042)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143
<i>R</i> ²	0.196	0.137	0.193	-0.279	0.186	-0.156	0.183	0.008

五、数字金融促进城市创业的潜在作用机制

(一) 助力传统金融薄弱地区,促进城市创业活动

如果数字金融可以满足传统金融薄弱地区创业者对金融服务的需求,通过缓解融资约束来推动城市创业,那么在传统金融发展落后的城市,数字金融对创业的推动作用则更明显。按照此逻辑,本文分别利用人均年末金融机构各项贷款余额、人均商业银行网点数与人均金融从业人员来表征城市传统金融服务水平,并引入数字金融与上述变量的交互项来检验数字金融对于融资约束下创业效应的影响。金融机构各项贷款余额与金融从业人员原始数据来源于历年《中国城市统计年鉴》,城市商业银行网点数据来源于中国银行保险监督管理委员会金融许可证信息平台。

表7列(1)—列(3)分别报告了引入数字金融与地区传统金融服务水平替代变量交互项的估计结果。正如预期,数字金融与人均贷款余额、人均商业银行网点数、人均金融从业人员的交互项的影响系数均为负,且至少通过5%以下水平的显著性检验。该结果表明,在资金放贷、银行实体网点机构、金融服务人员等传统金融服务不足的城市,数字金融对创业活动的促增效应更强。这证实数字金融通过缓解创业者所面临的融资约束来推动城市创业,与谢绚丽等(2018)^[33]、张勋等(2019)^[16]、何婧和李庆海(2019)^[22]、杨等人(2022)^[26]等众多学者的研究发现相辅相成。由于在人口密度不足或者经济欠发达的地方设置实体金融分支的成本大于收益,传统金融机构通常避免将其服务扩张到这些地区。在正规金融不发达的地方,创业者难以获得满意的金融服务,其创办自营工商业只能求助于高成本的民间借贷^[15]。但是,数字金融能有效弥补传统金融服务不足的短板。数字金融主要通过智能手机等设备以数字方式提供金融服务,金融企业不需要设置实体金融机构分支与雇佣太多专业金融服务人员就能提供充足的金融服务^[34]。在数字金融的加持下,金融机构更愿意为创业者提供金融服务和分担风险,同时鼓励家庭增加银行存款,减少现金持有,将零散的资源整合起来为创业活动提供融资支持^[46]。以上结果验证了本文假设2。

表7 传统金融薄弱地区创业回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
数字金融	0.821 *** (0.128)	0.828 *** (0.130)	0.819 *** (0.129)
数字金融 × 人均贷款余额	-0.005 ** (0.002)		
人均贷款余额	0.015 (0.010)		
数字金融 × 人均商业银行网点数		-0.055 *** (0.017)	
人均商业银行网点数		0.199 *** (0.072)	
数字金融 × 人均金融从业人员			-8.214 ** (3.590)

表 7(续)

变量	(1)	(2)	(3)
人均金融从业人员			23.217 (15.27)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 143	2 143	2 143
<i>R</i> ²	0.827	0.829	0.828

(二) 助力小微企业融资, 促进城市创业活动

如果数字金融可以满足创业者对信贷的需求, 通过缓解融资约束来推动创业, 那么数字金融对于缺少抵押品和信用担保的小微企业创业的推动作用则更明显。按照此逻辑, 本文将注册资本低于 50 万元的企业视为小微企业, 否则视为大中型企业, 以此探讨数字金融对不同注册资本规模企业的创业的激励效应。

表 8 列(1)和列(2)分别报告了数字金融对城市小微企业创业、大中型企业创业的影响。可以发现, 数字金融对小微企业创业、大中型企业创业均产生显著的正向影响效应, 其中对小微企业创业影响效应的显著性水平高于大中型企业创业, 对小微企业创业产生影响效应的作用系数绝对值是大中型企业创业的 3 倍左右。该结果表明, 相比大中型企业创业, 数字金融对小微企业的创业促增效应更强、更显著。融资可获得性与创业发生密切相关。如果存在信贷约束, 缺乏启动创业的资金来源, 即使创业者具有优秀的企业家精神, 识别到或者创造出有利可图的商业机会, 创业活动也不可能发生^[22]。由于小微企业分布散、金额小、硬信息少、缺乏抵押资产, 在传统金融模式下, 小微企业创业者申请贷款失败率较高, 或者获得贷款的成本较高^[35]。然而, 数字金融可以通过大数据、人工智能等数字技术对客户进行信用评估, 从而缓解金融机构与贷款方之间的信息不对称, 降低资本提供者面临的道德风险, 使得缺乏信用记录与担保资产的小微企业创业者也能获得可观的信贷资源^[33,36]。以上结果再次验证了本文假设 2。

表 8 小微企业创业回归结果

变量	(1)	(2)
数字金融	0.735 *** (0.214)	0.250 ** (0.122)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
<i>N</i>	2 143	2 143
<i>R</i> ²	0.177	0.938

(三) 助力信息封闭地区, 促进城市创业活动

现代信息通信系统主要包括邮政通信与电信通信, 李建军等(2020)利用邮电业务来表征通信基础设施, 发现普惠金融通过缓解信息不对称来影响经济发展^[46]。在发展中国家, 由于市场化水平较低, 不同市场的价格信息存在较大分

散。有学者基于印度与尼日尔的数据, 研究发现移动电话等通信设备在商业信息的传播以及在农村地区连接买家和卖家方面发挥了重要作用^[47-48]。本文利用通信基础设施发展水平来表征城市金融和商业信息传

递自由度。其中,利用人均邮政业务与电信业务来衡量地区通信基础设施发展水平,原始数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》。

表9列(1)和列(2)分别报告引入数字金融与邮政基础设施、电信基础设施的交互项后数字金融对于信息传递约束下创业效应的影响。可以发现,数字金融与邮政基础设施、电信基础设施交互项的影响系数都显著为负,表明在通信基础设施越差的城市,数字金融对创业活动的正向作用越大。数字金融程度提高能够缓解信息传递约束对城市创业的负外部性。根据奥地利学派的观点,创业者拥有的市场信息与创业机会识别密切相关。在一些基础设施发展落后的城市,金融与商业信息闭塞,分散在金融机构、企业与家庭中的

表9 信息封闭地区创业回归结果

变量	(1)	(2)
数字金融	0.762 *** (0.126)	0.762 *** (0.127)
数字金融 × 邮政基础设施	-0.721 *** (0.213)	
邮政基础设施	2.009 *** (0.619)	
数字金融 × 电信基础设施		-0.172 ** (0.084)
电信基础设施		0.411 * (0.228)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
N	2 143	2 143
R ²	0.828	0.827

的市场信息无法得到广泛的传播,以致金融机构难以获取客户信息、家庭金融投资渠道信息不足、金融系统融资决策效率较低,进而导致创业者融资成本高居不下^[46]。正如刘伟丽和杨景院(2022)所提出的,尽管在欠发达地区市场上充满着大量的套利机会,但是由于市场信息封闭,企业家难以识别到创业机会,以致当地市场持续处于不均衡的状态,生产资源无法得到有效的配置^[2]。然而,数字金融依托互联网平台提供融资、理财、社交等业务,可以传递商业信息。一方面,创业者在使用数字金融时可以接收到大量数字金融企业定点推送的金融与商业信息;另一方面,创业者借助数字金融平台可以实现与其他创业者的信息交互^[22]。以上结果验证了本文假设3。

六、进一步讨论:异质性分析

(一)城市等级异质性

不同等级的城市之间的经济发展极其不平衡,各地区传统金融发展水平、城镇化率与区位条件也存在较大的差距。由于不同城市的创业基础环境存在差别,数字金融对城市创业的促增效应在不同的城市可能有所差异。根据城市的级别,本文把一二线城市视为经济发达城市,三线城市视为中等发达城市,四线、五线城市视为欠发达城市^①。本文检验了数字金融对城市创业的影响是否因不同发展水平的城市而异,回归结果如表10所示。

根据表10回归结果,数字金融对创业活动的正向影响效应在发达城市不显著,仅在中等发达城市和欠发达城市显著;随着城市发达程度下降,数字金融影响系数的显著性水平与绝对值大小逐步提升。该

① 城市等级划分依据《2020 中国城市商业魅力排行榜》。

结果表明,数字金融对城市创业的推动作用仅发生在中等发达城市和欠发达城市,且随着城市发展水平降低而逐渐增强。在一些欠发达的城市,邮政和电信网络等基础设施建设不完善,金融机构与客户之间信息不对称程度较深,家庭和企业所面临的交易成本较高^[46],加上创业者面对市场环境存在较高的经营信息约束;传统金融基础设施落后,金融实体网点少,金融服务人员不足,无法满足创业者多元化的金融服务需求,尤其在当前去杠杆大背景下,其信贷资源更加稀缺。融资难、融资贵、缺少商业信息,使得富有企业家精神的创业者亦无法开展创业活动或者扩大企业规模,难以充分发挥企业家才能^[22]。然而,数字金融特有的普惠性优势,将大幅度降低欠发达城市的创业者进行融资、获取信息的成本和难度。可见,尽管数字金融在发达城市未有产生“锦上添花”的作用,但在欠发达城市却产生“雪中送炭”的作用,这为包容性增长提供了可能。

表 10 城市等级异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
数字金融	0.104 (0.391)	0.552 ** (0.219)	0.777 *** (0.186)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
N	392	556	1 195
R ²	0.855	0.864	0.813

注:列(1)为发达城市回归结果,列(2)为中等发达城市回归结果,列(3)为欠发达城市回归结果。

(二) 产业异质性

数字金融对城市创业的影响是否在不同产业中存在异质性,尤其是能否助推实体经济的创业活动?为了回答这些问题,本文按照三次产业、是否为实体经济产业,将新增注册企业进行分组,并估计了数字金融对每个类型创业的影响。其中,把除去金融业和房地产业之外的经济部

分定义为实体经济。估计结果如表 11 和表 12 所示。

根据表 11 列(1)—列(3),数字金融对第一产业创业产生抑制作用,可能是因为数字金融带动了服务业发展,使得资本与劳动力等要素资源向城镇转移,从而对农业创业产生负面影响。虽然政府高度重视对“三农”领域的金融支持,央行多次针对“三农”领域实施普惠金融定向降准^[49],但是降准对象为银行机构,而数字金融对农业创业产生的积极影响非常有限。这也反映了诞生于电子商务发展中的数字金融服务在供给数量和质量上仍然无法满足第一产业发展的需求。数字金融对第二产业创业尚未产生显著的影响,可能是因为制造业、采矿业、建筑业属于重资产企业,企业家创业需要建设厂房、购入设备或者进行较大规模的人力投资,而本文数字金融指数所用的基础数据主要来源于支付宝生态系统,主要服务的对象是中小企业或低收入人群,对电商、网贷、共享经济等新业态的发展提供金融支持,不会对规模以上工业企业的经营产生直接影响^[50]①。数字金融对第三产业创业产生了推动作用,结合表 12 结果,本文做出一些解释。首先,数字金融实质是数字技术与传统金融的有机结合,因此能直接带动信息传输、软件和信息技术服务业与金融业等高端生产性服务业的创业活动。其次,数字金融支付技术能够打破场景限制、促进线上线下融合、催生新零售经营等创新商业模式,从而促进住宿和餐饮业、批发和零售业、租赁和商务服务业、文化、体育和娱乐业等生活性服务业创业活动。在产业异质性分析中,数字金融对第一产业创业产生抑制作用,对第二产业

① 感谢审稿人提出的宝贵意见。

创业不显著,对第三产业创业产生显著的积极效应,这也在一定的程度上呼应了唐文进等(2019)、杜金岷等(2020)、聂秀华等(2021)发现的数字金融有助于产业结构升级转型的结论^[51-52,17]。

表 11 产业异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融	-0.549** (0.270)	0.084 (0.155)	0.810*** (0.131)	0.694*** (0.126)	0.473*** (0.150)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 143	2 143	2 143	2 143	2 143
R ²	0.583	0.787	0.820	0.828	0.695

注:列(1)为第一产业回归结果,列(2)为第二产业回归结果,列(3)为第三产业回归结果,列(4)为实体经济产业回归结果,列(5)为非实体经济产业回归结果。

根据表 11 列(4)和列(5),数字金融能够同时推动实体经济创业与非实体经济创业,且对实体经济创业的影响高于非实体经济创业。结合表 12 结果,数字金融主要对服务业实体经济创业产生推动作用,但对制造业、采矿业、建筑业等第二产业创业的影响不显著。在非实体经济创业部分,数字金融本身属于金融市场的重要组成部分,同时其在网络信贷、互联网金融、互联网保险、移动支付、征信等方面的创新发展对于传统金融业来说是一种破坏性创新,从而催生新型金融业创业。根据表 12,数字金融对房地产创业的影响不显著,说明数字金融资金主要是服务实体经济,不会过多流向房地产业,这也在一定的程度上解释了汪亚楠等(2020)、钟凯等(2022)发现的数字金融有助于提振实体经济发展的现象^[49,53]。

表 12 更细分产业异质性检验回归结果

产业	行业	影响系数	标准误	样本数	R ²
第一产业	农、林、牧、渔业	-0.549**	0.270	2 143	0.583
	制造业	-0.147	0.218	2 143	0.563
	建筑业	-0.231	0.148	2 143	0.911
第二产业	电力、热力、燃气及水生产和供应业	0.887***	0.314	2 143	0.656
	采矿业	0.701*	0.384	2 102	0.085
第三产业	交通运输、仓储和邮政业	0.543	0.388	2 143	0.621
	住宿和餐饮业	0.624***	0.195	2 143	0.882
	信息传输、软件和信息技术服务业	0.935***	0.278	2 143	0.765
	公共管理、社会保障和社会组织	1.892*	0.972	640	0.145
	卫生和社会工作	1.529***	0.294	2 136	0.729
	居民服务、修理和其他服务业	0.465***	0.159	2 143	0.834
	房地产业	0.186	0.147	2 143	0.792
	批发和零售业	0.816***	0.153	2 143	0.592

表 12(续)

产业	行业	影响系数	标准误	样本数	R ²
	教育	0.151	0.378	2 143	0.817
	文化、体育和娱乐业	0.755 ***	0.238	2 122	0.843
	水利、环境和公共设施管理业	0.010	0.257	2 143	0.711
	科学研究和技术服务业	0.097	0.182	2 143	0.886
	租赁和商务服务业	0.426 ***	0.145	2 143	0.894
	金融业	1.010 ***	0.324	2 143	0.178

注:控制变量、年份固定效应、城市固定效应均有所控制。

七、研究结论与政策建议

本文基于2011—2019年地级市及以上城市面板数据,研究了数字金融对城市创业的影响及其作用机制和异质性。研究结果显示,数字金融对城市创业产生显著的推动作用。在使用动态面板模型与工具变量法控制模型中可能潜在的内生性问题后,该结论仍然成立。从数字金融子维度来看,数字金融覆盖广度、使用深度、数字支持服务程度都对城市创业产生显著的推动作用,且数字金融覆盖广度对城市创业的影响效应最大,使用深度次之,数字支持服务程度最小。进一步分析表明,数字金融对城市创业的促增效应在银行网点覆盖率较低、金融服务人员不足、人均贷款较低等传统金融服务供给不足的城市表现更强,对小微企业创业的促增效应更强,对城市创业的促增效应在邮政、电信基础设施较差的城市表现更强,验证了数字金融可以通过缓解创业者融资约束和信息约束的作用机制。异质性分析发现,数字金融对创业的促增效应仅发生在三线及以下城市,在一二线城市却不明显,说明数字金融更多是推动三级及以下城市的创业活动;数字金融对农业创业产生抑制作用,对第二产业创业不显著,对服务业创业产生显著的促增效应,说明数字金融更多是推动服务业的创业活动;数字金融能够同时推动实体经济与非实体经济的创业活动,但对实体经济创业的影响效应更强,说明数字金融更多是推动实体经济的创业活动。

针对研究结论,本文提出三方面政策建议:第一,完善数字金融基建和提升数字金融工具的普及率。要进一步促进欠发达城市的信息基础设施建设,同时向全社会尤其是创业者推广数字金融工具的使用,开展数字金融知识宣传,提高数字金融工具的使用技能。第二,推进传统金融机构数字化转型,积极服务小微企业创业者。鼓励商业银行与农村信用社加快数字化转型,通过数字技术手段开展专门针对小微企业、农村地区创业者的专业化金融服务,积极开发符合小微企业、农村地区创业者信用贷款的普惠金融产品。第三,引导数字金融服务实体经济创业。数字金融主要是助推服务业创业者,其中也包括对金融业创业活动,但是对制造业创业影响有限。因此,在资金投向方面,要阻止过多数字金融资金流向房地产业与投机性金融业,防止资本无序扩张,引导数字金融企业大力支持实体经济,解决实体经济融资需求,尤其是支持制造业发展。

参考文献:

- [1]李宏彬,李杏,姚先国,等.企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响[J].经济研究,2009(10):99-108.
- [2]刘伟丽,杨景院.柯兹纳式套利型还是熊彼特式创新型?——企业家创业精神对经济增长质量的影响[J].统计研究,2022(4):93-107.
- [3]BRAUNERHJELM P, BORGMAN B. Geographical concentration, entrepreneurship and regional growth: evidence from regional data in Sweden, 1975 -

- 99[J]. *Regional Studies*, 2004, 38(8): 929 - 947.
- [4] DORAN J, MCCARTHY N, O'CONNOR M. Entrepreneurship and employment growth across European regions [J]. *Regional Studies, Regional Science*, 2016, 3(1): 121 - 128.
- [5] 刘伟丽, 杨景院. 收入不公平感对个体创业的影响——基于 CGSS 2015 数据的实证分析 [J]. *经济与管理研究*, 2021(3): 97 - 110.
- [6] KING R G, LEVINE R. Finance, entrepreneurship and growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3): 513 - 542.
- [7] 李磊, 郑妍妍, 刘鹏程. 金融发展、职业选择与企业家精神——来自微观调查的证据 [J]. *金融研究*, 2014(6): 193 - 206.
- [8] LÉON F. Long-term finance and entrepreneurship [J]. *Economic Systems*, 2019, 43(2): 100690.
- [9] DUTTA N, MEIERRIEKS D. Financial development and entrepreneurship [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, 73: 114 - 126.
- [10] AGHION P, FALLY T, SCARPETTA S. Credit constraints as a barrier to the entry and post-entry growth of firms [J]. *Economic Policy*, 2007, 22(52): 731 - 779.
- [11] ARELLANO C, BAI Y, ZHANG J. Firm dynamics and financial development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2012, 59(6): 533 - 549.
- [12] 杜运周, 刘秋辰, 程建青. 什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度? ——基于制度组态的分析 [J]. *管理世界*, 2020(9): 141 - 155.
- [13] 张杰. 民营经济的金融困境与融资次序 [J]. *经济研究*, 2000(4): 3 - 10, 78.
- [14] 林毅夫, 孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资 [J]. *经济研究*, 2005(7): 35 - 44.
- [15] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业 [J]. *经济研究*, 2011(3): 83 - 94.
- [16] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. *经济研究*, 2019(8): 71 - 86.
- [17] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 等. 数字金融与区域技术创新水平研究 [J]. *金融研究*, 2021(3): 132 - 150.
- [18] 滕磊, 马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗? [J]. *统计研究*, 2020(11): 80 - 92.
- [19] 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, 9.
- [20] 吴雨, 李成顺, 李晓, 等. 数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究 [J]. *管理世界*, 2020(10): 53 - 64, 138, 65.
- [21] 张铭心, 谢申祥, 强皓凡, 等. 数字普惠金融与小微企业出口: 雪中送炭还是锦上添花 [J]. *世界经济*, 2022(1): 30 - 56.
- [22] 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.
- [23] XIE W W, WANG T, ZHAO X. Does digital inclusive finance promote coastal rural entrepreneurship? [J]. *Journal of Coastal Research*, 2020, 103(S1): 240 - 245.
- [24] 林瑶鹏, 林柳琳, 高琦, 等. 数字普惠金融发展与流动人口创业——来自全国流动人口动态监测调查的证据 [J]. *当代财经*, 2022(4): 65 - 75.
- [25] LIU S, KOSTER S, CHEN X Y. Digital divide or dividend? The impact of digital finance on the migrants' entrepreneurship in less developed regions of China [J]. *Cities*, 2022, 131: 103896.
- [26] YANG X L, HUANG Y D, GAO M. Can digital financial inclusion promote female entrepreneurship? Evidence and mechanisms [J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2022, 63: 101800.
- [27] 强国令, 滕飞. 数字普惠金融与女性创业 [J]. *统计与信息论坛*, 2022(4): 120 - 128.
- [28] 尹志超, 公雪, 郭沛瑶. 移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据 [J]. *中国工业经济*, 2019(3): 119 - 137.
- [29] 冯永琦, 蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗? ——基于省际数据和产业结构异质性的分析 [J]. *当代经济科学*, 2021(1): 79 - 90.
- [30] 李晓园, 刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业? [J]. *经济管理*, 2021(12): 24 - 40.
- [31] 张呈磊, 郭忠金, 李文秀. 数字普惠金融的创业效应与收入不平等: 数字鸿沟还是数字红利? [J]. *南方经济*, 2021(5): 110 - 126.
- [32] 翟仁祥, 宣昌勇. 数字普惠金融提高了城市创业活跃度吗 [J]. *现代经济探讨*, 2022(5): 76 - 87.
- [33] 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.
- [34] 张碧琼, 吴琬婷. 数字普惠金融、创业与收入分配——基于中国城乡差异视角的实证研究 [J]. *金融评论*, 2021(2): 31 - 44, 124.
- [35] 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): 1489 - 1502.
- [36] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究 [J]. *金融研究*, 2015(9): 128 - 139.
- [37] 周广肃, 樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证 [J]. *经济评论*, 2018(5): 134 - 147.
- [38] FEYEN E, FROST J, GAMBACORTA L, et al. Fintech and the digital transformation of financial services; implications for market structure and public policy [Z]. *BIS Working Papers No. 117*, 2021.
- [39] KONG D M, QIN N. Does environmental regulation shape entrepreneurship? [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2021, 80(1): 169 - 196.
- [40] 莫怡青, 李力行. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例 [J]. *管理世界*, 2022(2): 31 - 45, 3.
- [41] 郭峰, 孔涛, 王靖一, 等. 中国数字普惠金融指标体系与指数编制 [Z]. 北京大学数字金融研究中心工作论文, 2016.

- [42] SHANE S, VENKATARAMAN S. The promise of entrepreneurship as a field of research[J]. *Academy of Management Review*, 2000, 25(1): 217-226.
- [43] 陈刚. 城市的企业家精神: 城市规模影响创业的经验研究[J]. *社会科学辑刊*, 2017(4): 83-93.
- [44] 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.
- [45] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. *国际金融研究*, 2017(8): 75-85.
- [46] 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.
- [47] JENSEN R. The digital provide: information (technology), market performance, and welfare in the South Indian fisheries sector[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(3): 879-924.
- [48] Aker J C. Information from markets near and far: mobile phones and agricultural markets in Niger[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(3): 46-59.
- [49] 汪亚楠, 叶欣, 许林. 数字金融能提振实体经济吗[J]. *财经科学*, 2020(3): 1-13.
- [50] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. *金融评论*, 2021(6): 12-23, 117-118.
- [51] 唐文进, 李爽, 陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级——来自 283 个城市的经验证据[J]. *广东财经大学学报*, 2019(6): 35-49.
- [52] 杜金岷, 韦施威, 吴文洋. 数字普惠金融促进了产业结构优化吗? [J]. *经济社会体制比较*, 2020(6): 38-49.
- [53] 钟凯, 梁鹏, 王秀丽, 等. 数字普惠金融有助于抑制实体经济“脱实向虚”吗? ——基于实体企业金融资产配置的分析[J]. *国际金融研究*, 2022(2): 13-21.

How does Digital Finance Promote Urban Entrepreneurship?

—Mechanism of Action and Heterogeneity Analysis

YANG Jingyuan, LIU Weili, LIU Hongnan
(Shenzhen University, Shenzhen 518060)

Abstract: Entrepreneurial activities play an essential role in economic growth and job creation. This paper examines the impact of digital finance on urban entrepreneurship and its intrinsic mechanisms of action and heterogeneity based on panel data of prefecture-level cities and above from 2011 to 2019. The findings reveal that digital finance exerts a significant positive impact on urban entrepreneurship, which remains valid through robustness tests and after controlling for potential endogeneity issues in the model. The mechanism tests indicate that digital finance promotes urban entrepreneurship by alleviating the financing constraints and information constraints faced by entrepreneurs. The heterogeneity analysis shows that the promotion effect of digital finance on entrepreneurship only occurs in cities of Tier 3 and below, but not in cities of Tier 1 and Tier 2. Moreover, digital finance has a significant inhibitory effect on agricultural entrepreneurship, a non-significant effect on secondary industry entrepreneurship, and a significant positive effect on service industry entrepreneurship. Furthermore, digital finance can promote entrepreneurial activities in both the real and non-real economy, but the effect on real economy entrepreneurship is stronger. The findings may deepen the understanding of “Digital China” construction and provide an empirical basis for policy formulation to promote entrepreneurship development in China.

Keywords: digital finance; urban entrepreneurship; inclusive finance; financing constraint; information constraint

责任编辑:周 斌