

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2025.03.001

“披沙沥金”还是“泥沙俱下”： 数字金融能否提升创业质量

——创业质量结构视角的实证检验

赵富森,岳中刚

(南京邮电大学 经济学院,江苏 南京 210023)

摘要:数字金融能够“扩容”金融服务供给、“靶向”赋能高质量创业、助力创业质量提升、改善创业环境、提高创业者金融素养,从而通过促进高质量创业和抑制低质量创业改善创业质量结构。采用 260 个城市 2011—2022 年的面板数据,根据初创企业的存续性、技术性、就业创造性划分高质量创业和低质量创业,研究发现:我国高质量创业规模和占比持续提高,创业质量提升明显;数字金融对创业活动产生了“披沙沥金”效应(促进高质量创业、抑制低质量创业、改善创业质量结构),其中,覆盖广度产生了“泥沙俱下”效应(同时促进高质量创业和低质量创业,对创业质量结构影响不显著),使用深度和数字化程度则产生了“披沙沥金”效应;加强金融监管和知识产权保护可以强化数字金融的“披沙沥金”效应;数字金融促进高质量创业具有显著的正向空间溢出效应,但抑制低质量创业的空间溢出效应不显著。因此,应加快数字金融发展,并加强金融监管和知识产权保护,通过完善制度环境增强数字金融的“披沙沥金”效应。

关键词:数字金融;创业质量;创业结构;高质量创业;低质量创业;金融监管;知识产权保护

中图分类号:F279.2;F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2025)03-0001-16

引用格式:赵富森,岳中刚.“披沙沥金”还是“泥沙俱下”:数字金融能否提升创业质量——创业质量结构视角的实证检验[J].西部论坛,2025,35(3):1-16.

ZHAO Fu-sen, YUE Zhong-gang. Can digital finance promote entrepreneurial quality: Empirical tests based on the perspective of entrepreneurial quality structure[J]. West Forum, 2025, 35(3): 1-16.

* 收稿日期:2024-10-28;修回日期:2025-03-22

基金项目:国家社会科学基金一般项目(23BJL078);江苏省高校哲学社会科学研究基金项目(2023SJYB0133);江苏省社科应用研究精品工程项目(24SYB-094)

作者简介:赵富森(1992),男,河南项城人;讲师,博士,主要从事产业经济和数字经济研究。岳中刚(1979),男,河南南阳人;教授,博士生导师,主要从事产业经济学研究。

一、引言

我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。创业企业是最活跃的经济主体,创业质量提升对于经济高质量发展至关重要。近年来,我国的创业活动一直保持着较高的活跃度。国家统计局数据显示,截至 2022 年底,全国登记在册的市场主体约为 1.69 亿户,较 2021 年底增长了 10.03%,其中,当年新设市场主体高达 2 907.6 万户。全球创业观察数据显示,排除新冠疫情带来的影响,我国早期创业指数^①近十年的均值为 14.53%,不仅远超欧美发达国家,在新兴经济体中也名列前茅。但创业热潮难以掩盖创业质量参差不齐的短板,创业存活率不高、技术性创业比例较低等问题长期存在,甚至出现了一些并未进行实际生产经营活动的“名义性创业”。在此背景下,具有成长性高、科技活力强、经济贡献大等特征的高质量创业日益受到重视,深入研究影响创业质量的各种因素,进而寻求推动创业质量提升的有效路径具有十分重要的现实意义。

拥有一定的创业资金是创业者实现创业的最基本条件,因而金融服务是影响创业活动的关键因素之一。随着大数据、云计算、人工智能等数字技术与金融业务的深度融合,以数字金融为代表的新型金融服务快速发展。作为互联网技术与金融业务有机结合的新型金融模式,数字金融在解决传统金融的痛点问题(张海洋等,2022)^[1]、提升居民消费和收入(邓辛等,2023)^[2]、激发市场创新活力(唐松等,2020)^[3]等方面的作用日益凸显,为促进创业发展提供了新的动力。因此,学者们开始关注数字金融与创业活动之间的关系。谢绚丽等(2018)^[4]、杨景院等(2022)^[5]以新注册企业数量作为创业的代理变量,研究发现数字金融发展对地区(城市)创业具有显著的促进作用;李晓园和刘雨濛(2021)^[6]以农村私营企业就业人数与个体就业人数之和占乡村人口总数的比例衡量区域农村创业活跃度,分析表明数字金融对农村创业活跃度的提升具有积极作用;巩鑫和唐文琳(2021)^[7]采用当年新增注册私营企业数反映地区创业活跃度,考察了数字金融影响创业的空间溢出效应。然而,已有文献大多从整体创业数量的视角探讨数字金融对创业活动的影响,较少涉及创业质量问题。陆凤芝等(2022)^[8]、郑威和陆远权(2023)^[9]采用区域创新创业指数的相关指标衡量创业质量,考察数字金融对高质量创业的影响,发现数字金融发展有助于促进高质量创业。田鸽等(2023)^[10]从微观视角的创业决策出发,分析表明数字金融不仅促进了个体非农创业,还有助于创业高质量发展。

总体来看,对于数字金融与创业的关系研究还有待拓展和深化。相关实证研究大多从区域整体的维度评价创业水平(包括数量和质量),鲜有文献基于不同类型的创业进行比较分析。实际上,不同类型的创业具有不同的特征和质量,区域创业质量不仅取决于各种创业本身的质量,还受到创业结构的影响。若将创业分为高质量创业和低质量创业,那么创业质量结构(高质量创业占比)的改善无疑将提高整体创业质量。数字金融对创业的促进作用已得到相关文献的验证,但这种促进作用是“泥沙俱下”(同时促进了高质量创业和低质量创业)还是“披沙沥金”(促进了高质量创业并抑制了低质量创业)或是其他,还未有文献对此进行探讨。理论上讲,由于不同类型的创业对金融服务的需求在数量和质量上都有所不同,加之数字金融服务具有智能化、精准化、分层化等特征,因而数字金融对高质量创业和低质量创业的影响可能存在显著差异。有鉴于此,本文通过比较数字金融影响高质量创业和低质量创业的差异,

^① 该指数来源于全球创业观察(Global Entrepreneurship Monitor, GEM),是指 18~64 岁的随机成人样本中正在从事早期创业活动的样本比例。

从创业质量结构角度探究数字金融发展如何提升创业质量,并采用我国 260 个地级及以上城市 2011—2022 年的数据进行实证检验。

本文的边际贡献主要在于:第一,在研究视角上,与现有文献多基于区域整体创业活跃度或创业参与度的研究不同,从创业质量结构维度考察数字金融对创业质量的影响,拓展和深化了数字金融与创业活动的关系研究。第二,在研究方法上,基于初创企业的存续性、技术性、就业创造性 3 个维度划分高质量创业和低质量创业,从而以质量结构反映整体创业质量,为相关研究提供了新的思路和方法借鉴。第三,在研究内容上,不仅为数字金融通过促进高质量创业、抑制低质量创业来提升整体创业质量提供了经验证据;还基于“有为政府”和“有效市场”的协同作用,探究了金融监管和知识产权保护对数字金融影响高质量创业和低质量创业的调节效应,为如何通过完善制度环境更充分地发挥数字金融的创业质量提升效应提供了借鉴和启示;此外,利用地理距离、经济距离、信息距离 3 种空间权重矩阵分析了数字金融影响创业质量的空间溢出效应,进一步丰富了数字金融对创业活动的影响研究。

二、理论分析与研究假说

创业活动不仅体现在捕捉商机、整合资源等行为上,还要以创造利润和新价值为目的(齐玮娜等, 2015; Bradley et al., 2021)^[11-12],即创业的概念范畴包括两个层面:一是创业活动的行为特性,二是创业活动产生的结果。创业数量和创业质量则是体现创业活动特征和属性的两个维度。不同的创业活动对经济发展的贡献存在差异(Chowdhury et al., 2019)^[13],因此,对创业质量的提升尤为重要。虽然创业一词很早就被学者关注且给出了明确的定义,但创业质量是一个抽象概念,很难用统计数据直接衡量。从现有文献来看,学者们从不同角度界定的创业质量内涵不尽相同,在实证研究中常用初创企业的特征、绩效以及经济贡献等来衡量创业质量,如存活率与成长性(Rotger et al., 2012)^[14]、资产回报率(Robb et al., 2012)^[15]、就业创造能力(Armington et al., 2004)^[16]、技术水平(Mosey et al., 2017)^[17]等。本文将创业质量的内涵界定为创业活动的一系列行为特性满足各种创业目标与期望的程度,包括发展(就业)机会提供、创新性、增长能力等多个方面。基于此,将创业活动区分为高质量创业和低质量创业两类,整体创业质量就可以用高质量创业在整个创业活动中的比重来衡量。

本文将高质量创业定义为:以企业家愿景为驱动、以创新和成长为导向的创业活动,突出表现在结果贡献方面(Guzman et al., 2020; 王博等, 2020; 田鸽等, 2023)^{[18-19][10]}。从创业动机来看,从事高质量创业活动的企业家往往怀有机会型创业动机,并且心存高创业抱负,更有可能创新资源配置,推动产品、技术或商业模式变革。从事低质量创业活动的企业家主要是为了解决个人的生存和就业问题,而不是追求创新和扩张。从创业贡献来看,高质量创业活动在就业创造、企业成长、技术创新等方面具有显著优势,对经济社会的贡献相对较大。而低质量创业大多是自我雇佣型创业,就业创造能力弱,不仅存续时间不确定,技术路线和发展战略也多以模仿为主。

数字金融是基于新一代数字技术进行融资、支付、投资等的新型金融模式,具有较强的普惠性、智能化、低成本性(龚强等, 2021)^[20]。数字金融不仅仅是互联网公司和金融科技企业推出的创新业务,还包括传统金融机构的数字化转型和升级(黄益平等, 2018; 郭峰等, 2020)^[21-22]。数字金融运用大数据分析、机器学习等技术,能够有效提升信用评估的准确性,减少信息不对称问题。同时,数字金融通过科技平台的长尾效应,能够以多元化的融资方式为企业发展提供金融保障,培育更多具有高成长潜力的中小型企业。数字金融的发展将促进金融服务的普及、投融资效率的提升以及风险治理的改善,为创业发展

提供有力支持。但是,由于不同质量层次的创业活动具有不同的特征,数字金融对其产生的影响也不同。本文认为,依赖于大数据技术、云计算、区块链等创新技术的数字金融,在降低金融交易成本、强化金融市场效率以及提升居民金融素养等方面具有优势(谢绚丽等,2018;沈艳等,2024)^{[4][23]},能够在促进高质量创业的同时抑制低质量创业,从而对创业活动产生“披沙沥金”效应,提升整体创业质量。

一方面,数字金融能够改善融资环境和缓解信息不对称,使更多资金流向高质量创业活动。相较而言,高质量创业多以智力成果作为其核心竞争力,拥有更多不易识别的“软资产”,与传统金融机构的信贷偏好不符,导致高质量创业活动在传统金融机制下往往难以实现理想的估值和融资规模(Rojas et al., 2016)^[24],而数字金融的发展改变了这种状况。首先,数字金融不仅能够有效吸纳社会闲置金融资源并将其转化为有效供给,通过扩大金融服务的覆盖广度和深度推动金融供给规模“扩容”(曾雅婷等,2022;赵绍阳等,2022)^[25-26],还可以借助数字技术对海量数据进行挖掘和匹配进而科学评估创业企业的“软资产”价值(黄浩,2018)^[27],有助于提升高水平创业者的创业积极性。其次,数字金融通过金融服务创新加剧了金融领域的竞争(蔡卫星等,2024)^[28],并通过推动利率市场化缩小了传统银行的存贷利差空间(邵之晗等,2024)^[29],进而以其普惠性及长尾效应打破传统金融业的“二八定律”,使金融机构间争夺客户的竞争更加激烈(封思贤等,2019)^[30]。竞争的加剧有助于提高金融服务效率,也有助于减轻金融资源错配,从而实现金融服务对高质量创业的“靶向”赋能。最后,金融机构利用数字技术对贷方数据进行实时挖掘与评估(如创业者的信贷记录、社交网络、营业交易情况等),不仅可以通过动态评估创业的信用水平来精准筛选高质量创业项目,还可以通过实时观测创业企业的经营和项目运行情况来为创业者量身定制解决方案和融资产品,进而促进创业活动的质量提升。因此,数字金融对创业具有“扩容”和“靶向”双重改善效应,不仅扩大了创业活动的金融服务供给规模,还促使金融服务“靶向”赋能高质量创业,并有助于提升创业质量,进而显著促进高质量创业发展。

另一方面,数字金融能够优化创业环境,并提高创业者金融素养,从而抑制低质量创业活动。创业环境也就是营商环境,不良的营商环境往往会滋生寻租行为、弱化市场竞争、扭曲资源配置(夏后学等,2019)^[31],优胜劣汰的市场机制不能充分发挥作用,会催生出大量低质量的创业活动。数字金融借助大数据、云计算、区块链等创新技术,扩大了金融服务的覆盖范围,缓解了信息不对称和信贷歧视,提高了市场竞争透明度(郑威等,2023)^[9],能够更好地通过市场机制淘汰低质量创业。此外,数字金融还有助于实现政府与金融机构的互联互通以及相关信息的公开共享,通过多元主体共治有效提升创业治理能力和监管水平,大大压缩了低质量创业的生存空间。同时,数字金融的快速发展不仅催生了新型互联网金融平台,也加快了传统金融的数字化转型,人们不再局限于原有的银行存贷款、理财和现金支付方式,更多地采用电子支付、网上理财以及线上借贷,这显著提升了居民的金融素养(李晓园等,2021)^[6]。创业者的金融素养在一定程度上决定了其对创业机会的洞察能力、创业行为的认知能力、创业项目的管理能力以及创业资金的配置能力等(尹志超等,2015;王海燕等,2022)^[32-33]。金融素养提升能够帮助创业者更好地制定创业计划、执行创业决策、分配创业资源以及维系企业日常经营,从而有效提升创业存活率和成长性,减少低质量创业活动。因此,数字金融对创业环境和创业者具有双重改善效应,不仅能够通过提高信息透明度和信贷市场竞争度来强化创业的优胜劣汰机制,还能够通过提高创业者金融素养来减少低质量创业活动,进而显著抑制低质量创业发展。

综上所述,本文提出如下研究假说:数字金融能够对创业活动产生“披沙沥金”效应(促进高质量创业并抑制低质量创业),进而通过改善创业质量结构提升整体创业质量。

三、实证检验设计

1. 基准模型构建

为了考察数字金融对城市创业发展是否具有“披沙沥金”效应,本文设定如下基准检验模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_fin_{it} + \gamma control_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it}$$

其中,下标 i 和 t 分别代表城市和年份, $control$ 为控制变量集合, v_i 和 u_t 分别表示年份和城市固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

被解释变量(Y)有3个:一是“高质量创业”,采用城市当年高质量初创企业数量与城市从业人员数量之比衡量;二是“低质量创业”,采用城市当年低质量初创企业数量与城市从业人员数量之比衡量;三是“创业质量结构”,采用高质量初创企业数量占全部初创企业数量的比重衡量。基于理论分析,本文从创业的存续性、技术性、就业创造性3个维度区分高质量创业和低质量创业。在存续性维度,借鉴 Rotger 等(2012)^[14]的方法,将当期和下一期均处于存续状态的样本视作存续性较高的初创企业(即高质量创业);在技术性维度,将具有高新技术企业、科技型中小企业、民营科技企业、瞪羚企业、专精特新企业、科技“小巨人”企业、雏鹰企业、专精特新“小巨人”企业、技术创新示范企业、创新型企业等技术标签的初创企业界定为高质量创业;在就业创造性维度,参考全球创业观察的做法,将参保人数大于1的初创企业判定为高质量创业。初创企业满足以上3个标准中的任意一条均视作高质量创业,其他的初创企业则视作低质量创业。剔除重复的企业,并根据城市和年份对不同类型的企业进行汇总,得到各样本城市在样本期间各年度的高质量初创企业数和低质量初创企业数。

核心解释变量(Dig_fin)为“数字金融”,采用北京大学数字普惠金融指数(城市层面)衡量。为避免变量的数量级差异过大,对原指数进行除以100处理。

参考杜运周等(2020)^[34]、白俊红等(2022)^[35]的研究,选取以下控制变量:一是“产业结构”,采用第三产业产值占比衡量;二是“外商直接投资”,采用外商直接投资额与固定资产投资额之比衡量;三是“互联网发展水平”,采用人均互联网用户数衡量;四是“政府财政支出”,采用财政支出与GDP之比衡量;五是“经济发展水平”,采用人均GDP的自然对数值衡量。

2. 样本选择与数据处理

本文以我国地级及以上城市为研究样本,样本期间为2011—2022年。考虑到城市级别和可比性问题,删除直辖市样本,并剔除数据缺失较多的城市,最终得到260个城市样本。初创企业的注册信息数据来自“企查查”数据中心(手工收集),其他变量数据主要来自《中国城市统计年鉴》(2012—2023)和《中国统计年鉴》(2012—2023)。表1为主要变量的描述统计结果。“高质量创业”的均值为0.306,“低质量创业”的均值为0.585,说明整体创业质量还有待进一步提升;同时,城市之间的创业水平和数字金融水平存在较大差异。

图1描绘了样本期间样本城市高质量创业的发展趋势。从规模变化来看,高质量创业规模增长显著,由2011年的219.27万户增加到2022年的1166.24万户,年平均增速为35.9%。从创业结构来看,高质量创业的占比也持续提高。可见,我国的创业质量总体上不断提升。图2刻画了2011—2022年样本城市的数字金融及两种创业的发展趋势。为了便于对比,对数字金融发展水平和创业水平均做了标准化处理。可以发现,我国数字金融和高质量创业水平稳步上升,且变化趋势相似,初步表明两者存在

较高的正相关性;低质量创业水平虽然总体上也呈现上升趋势,但表现为不均匀的波动变化,早期增速较快,后期增速明显放缓,难以判别其与数字金融之间的关系。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	高质量创业	3 120	0.306	0.371	0.000	4.601
	低质量创业	3 120	0.585	0.887	0.000	10.184
	创业质量结构	3 120	0.250	0.182	0.033	0.996
核心解释变量	数字金融	3 120	1.663	0.654	0.213	3.216
控制变量	产业结构	3 120	0.421	0.101	0.143	0.834
	外商直接投资	3 120	1.832	1.811	0.000	22.684
	互联网发展水平	3 120	0.223	0.142	0.000	1.348
	政府财政支出	3 120	0.188	0.083	0.000	0.675
	经济发展水平	3 120	10.690	0.698	9.091	12.280

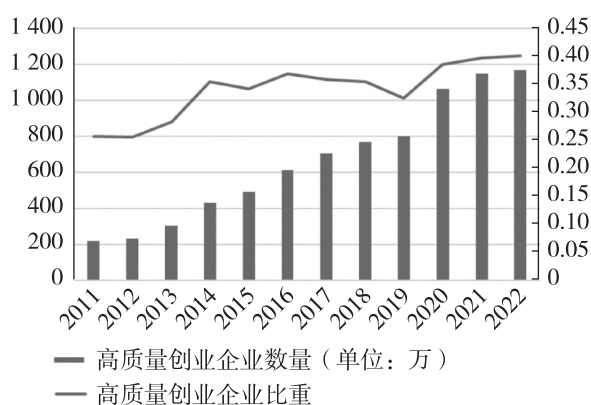


图 1 高质量创业发展趋势

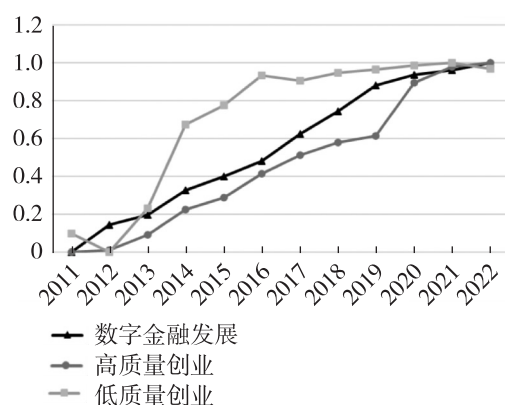


图 2 数字金融与不同类型创业发展趋势

四、实证检验结果分析

1. 基准回归

表 2 为基准模型检验结果,无论是否加入控制变量,“数字金融”对“高质量创业”和“创业质量结构”的回归系数均显著为正,而对“低质量创业”的回归系数均显著为负,表明数字金融促进了高质量创业、抑制了低质量创业,进而显著改善了创业质量结构。由此,本文提出的假说得到验证。数字金融是一个多维概念,泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务的模式(郭峰等,2020)^[22]。北京大学数字普惠金融指数包括数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度 3 个维度,为进一步明确数字金融不同维度对创业质量的影响是否存在差异,本文分别以数字金融覆盖广度指数(“覆盖广度”)、数字金融使用深度指数(“使用深度”)和普惠金融数字化程度指数(“数字化程度”)为核心解释变量进行基准模型检验,回归结果见表 3。

表 2 基准回归结果

变 量	高质量创业	高质量创业	低质量创业	低质量创业	创业质量结构	创业质量结构
数字金融	1.094 *** (0.144)	1.014 *** (0.139)	-0.080 ** (0.040)	-0.125 * (0.072)	0.087 ** (0.035)	0.065 * (0.034)
产业结构		-0.583 *** (0.165)		0.398 (0.318)		0.021 (0.051)
外商直接投资		0.005 * (0.003)		0.000 (0.006)		-0.002 ** (0.001)
互联网发展水平		0.152 * (0.080)		0.359 * (0.183)		-0.016 (0.017)
政府财政支出		-0.182 (0.137)		-0.075 (0.118)		-0.030 *** (0.011)
经济发展水平		0.018 * (0.010)		0.023 *** (0.008)		0.029 *** (0.010)
常数项	-0.438 *** (0.082)	-0.375 *** (0.129)	0.538 *** (0.129)	0.150 (0.129)		0.097 *** (0.032)
年份固定效应	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
观测值	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120
R ²	0.548	0.549	0.166	0.179	0.495	0.500

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内为稳健性标准误,下同。

表 3 数字金融分维度检验结果

变 量	高质量 创业	低质量 创业	创业质量 结构	高质量 创业	低质量 创业	创业质量 结构	高质量 创业	低质量 创业	创业质量 结构
覆盖广度	0.992 *** (0.175)	0.558 *** (0.190)	-0.025 (0.043)						
使用深度				0.304 *** (0.076)	-0.214 * (0.129)	0.070 *** (0.025)			
数字化程度							0.100 *** (0.030)	-0.095 * (0.051)	0.019 ** (0.009)
观测值	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120
R ²	0.545	0.188	0.653	0.502	0.182	0.656	0.500	0.183	0.655

注:所有模型均控制了控制变量以及年份和城市固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

由表3的检验结果可知:数字金融覆盖广度对高质量创业和低质量创业都具有显著的正向影响,对创业质量结构的影响不显著;数字金融使用深度和普惠金融数字化程度对高质量创业和创业质量结构均具有显著的正向影响,而对低质量创业具有显著的负向影响。可见,数字金融覆盖广度提升产生了“泥沙俱下”效应(同时促进高质量和低质量创业发展),数字金融使用深度和普惠金融数字化程度提升

产生了“披沙沥金”效应(促进高质量创业发展并抑制低质量创业发展)。这是因为,数字金融覆盖广度提升更多的是横向的金融规模扩张,强调金融服务的普惠性,能够为创业者提供更好的金融环境和服务,促进创业发展,但在识别创业质量方面存在不足,对不同类型的创业难以产生差异化效应;而数字金融使用深度和普惠金融数字化程度提升则是纵向的金融发展深化,强调通过技术和模式创新实现金融服务的多元化,不仅能够有效提升居民的金融素养,还能够以差异化服务满足多样化需求,可以通过精准识别创业质量来促进高质量创业和抑制低质量创业。

2. 稳健性检验

(1)内生性处理。本文采用工具变量法进行内生性处理,选取以下两个工具变量:一是借鉴张勋等(2020)^[36]的方法,使用样本城市距离杭州球面距离与全国层面(除本市以外)数字普惠金融指数均值的交互项作为“工具变量1”;二是采用Lewbel(2012)^[37]提出的方法,基于原始变量异方差构造“工具变量2”^①。运用两个工具变量进行两阶段最小二乘法估计,结果显示工具变量不存在识别不足、弱识别问题,并满足外生性检验的要求,第二阶段的回归结果见表4的Panel A。“数字金融”对“高质量创业”和“创业质量结构”的回归系数显著为正,对“低质量创业”的回归系数显著为负,表明在缓解内生性问题后,数字金融能够促进高质量创业、抑制低质量创业、改善创业质量结构的结论依然成立。

(2)替换被解释变量。在基准模型中,为控制城市规模的影响,使用初创企业数量与从业人员数量之比衡量创业水平,用高质量初创企业数量占全部初创企业数量的比重作为创业质量结构的代理变量。直接使用初创企业数量(取自然对数)衡量创业水平(“高质量创业1”和“低质量创业1”),用高质量初创企业数量与低质量初创企业数量之比(“创业质量结构1”)衡量创业质量结构,重新进行模型检验,回归结果与基准模型检验结果保持一致(见表4的Panel B)。

(3)替换核心解释变量。除了使用北京大学数字普惠金融指数外,还有文献采用文本挖掘法,通过构建互联网金融指数衡量地区数字金融发展水平。本文参考此类方法,采用李春涛等(2020)^[38]设定的金融科技特征词词库,构建样本期内各样本城市的互联网金融指数(“数字金融1”),以其为核心解释变量重新进行模型检验,回归结果也与基准模型一致(见表4的Panel C)。

(4)排除特殊事件干扰。在样本期内,2015年发生了股灾事件,这一特殊金融事件有可能影响到本文的实证结果。对此,剔除2015年(当年)和2016年(滞后期)的样本后重新进行模型检验,回归结果还是与基准模型一致(见表4的Panel D),再次表明本文的研究结果是稳健的。

表4 稳健性检验结果

变 量	Panel A:工具变量法(第二阶段)			Panel B:替换被解释变量		
	高质量创业	低质量创业	创业质量结构	高质量创业1	低质量创业1	创业质量结构1
数字金融	2.264*** (0.265)	-2.234** (1.010)	0.186** (0.083)	0.363*** (0.114)	-0.321** (0.142)	0.401*** (0.150)
观测值	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3120
R ²	0.140	0.257	0.043	0.909	0.374	0.216

① 具体构造方法为:首先,将“数字金融”作为被解释变量、控制变量视为外生解释变量进行回归分析,从而得到残差估计值 $\hat{\varepsilon}$;然后,定义向量 Z 为外生控制变量的子集, $\bar{Z}$ 为 Z 的均值,计算得到 $(Z-\bar{Z})\hat{\varepsilon}$,即为“工具变量2”。

续表 4

变 量	Panel C:替换核心解释变量			Panel D:排除特殊事件干扰		
	高质量创业	低质量创业	创业质量结构	高质量创业	低质量创业	创业质量结构
数字金融 1	0.015 [*] (0.008)	-0.007 (0.010)	0.013 ^{**} (0.006)			
数字金融				1.064 ^{***} (0.139)	-0.141 ^{**} (0.062)	0.078 ^{**} (0.037)
观测值	3 120	3 120	3 120	2 600	2 600	2 600
R ²	0.493	0.180	0.492	0.559	0.188	0.516

注:工具变量法检验第一阶段回归结果显示,“工具变量 1”对“数字金融”回归系数为-0.040(在 1%的水平上显著),“工具变量 2”对“数字金融”回归系数为 0.063(在 1%的水平上显著);Kleibergen-Paap rk LM 值为 70.235(p 值为 0.000),Kleibergen-Paap rk Wald F 值为 119.526(p 值为 0.000),Hansen 检验结果为 1.110(p 值为 0.292)。

五、进一步分析

1. 调节效应分析

需要注意的是,数字金融在利用新兴技术破解传统金融面临的一系列问题的同时,其自身也在创造新的风险,甚至有可能加剧风险(Frost et al., 2019;郭净等,2022;曾燕等,2024)^[39-41]。比如,数字金融无序扩张可能引发金融过热,导致金融发展脱离其服务实体经济的主要功能,助长企业短期投机;数字金融还可能产生极化效应,促使投机者为了抢占“风口”而盲目追逐所谓的新行业,引发新的金融资源错配。因此,数字金融的健康发展及其积极效应的有效发挥,不能单纯依靠市场力量,还需要发挥好政府作用。从数字金融发展的风险视角来看,适当的金融监管有助于抑制数字金融的无序扩张(Mertzanis, 2020;吴非等,2024)^[42-43],并提高金融服务效率,因而在不同的金融监管强度下,数字金融对创业质量的影响可能存在差异;从创业发展的质量视角来看,创新是提升创业质量的关键要素,而企业的创新积极性和行为与知识产权保护密切相关,因而知识产权保护程度的不同会导致创业者创新行为的差异,进而使得数字金融对创业质量的影响程度不同。对此,本文进一步检验金融监管和知识产权保护在数字金融影响高质量创业和低质量创业中的调节作用。构建如下调节效应模型:

$$E_high_{it}/E_low_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_fin_{it} + \beta_2 Dig_fin_{it} \times R_{it} + \beta_3 R_{it} + \gamma control_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

其中, E_high_{it} 和 E_low_{it} 分别为“高质量创业”和“低质量创业”, R_{it} 表示调节变量,其他变量与基准模型一致。本文选用以下调节变量:一是“金融监管水平”。相关文献常将区域金融监管支出与金融业增加值之比作为金融监管水平的代理变量(王韧等,2019)^[44],但数据只到省级层面。考虑到金融监管与金融市场效率密切相关,本文借鉴戴魁早等(2023)^[45]的研究,采用省级层面的金融监管水平数据,以各城市金融效率与其所在省份金融效率之比为权重,计算得到城市层面的金融监管水平指标。城市的金融市场效率使用金融机构存贷款比率衡量(张宽等,2019)^[46]。二是“知识产权保护程度”。借鉴沈国兵和黄钰珺(2019)^[47]的研究,基于城市人民法院的知识产权审判结案数,参照显性比较优势指数的构建方法计算城市的知识产权保护指数 IPP 。具体计算公式为 $IPP = (Court_{it}/GDP_{it}) / (Court_t/GDP_t)$ 。 $Court_{it}$ 和 GDP_{it} 分别为城市 i 在 t 年的知识产权审判结案数(数据来自北大法宝数据库)和国内生产总

值, $Court_t$ 和 GDP_t 分别为所有样本城市在 t 年的知识产权审判结案总数和国内生产总值。

(1) 金融监管的调节效应。完善的金融监管体制不仅可以对金融过热产生有效约束,避免数字金融引发金融服务极化效应,还能够提高数字金融服务的“靶向”性,激励更多的资金流向高质量创业。目前,我国的金融监管总体上还需强化。加强金融监管有利于引导数字金融发展专注于服务实体经济和提高服务效率,进而强化数字金融的高质量创业促进效应和低质量创业抑制效应。金融监管的调节效应检验结果见表 5 的 Panel A,交互项(“数字金融×金融监管水平”)对“高质量创业”的回归系数显著为正,对“低质量创业”的回归系数显著为负,表明金融监管水平的提高强化了数字金融对高质量创业的促进作用、对低质量创业的抑制作用,即加强金融监管能够增强数字金融对创业活动的“披沙沥金”效应。

(2) 知识产权保护的调节效应。知识产权保护有利于保障创新者的权益,降低创新成果被侵权的概率(赵富森等,2021)^[48],并促进创新成果的公开与传播(Glaeser et al.,2021)^[49]。高质量创业更倾向于“原创”,重视新技术开发或新模式探索,往往偏好知识产权保护程度较高的创业环境;而低质量创业更倾向于“模仿”,往往偏好知识产权保护较为宽松的创业环境。因此,知识产权保护程度的提高能够强化数字金融的高质量创业促进效应和低质量创业抑制效应。知识产权保护的调节效应检验结果见表 5 的 Panel B,交互项(“数字金融×知识产权保护程度”)对“高质量创业”的回归系数显著为正,对“低质量创业”的回归系数显著为负,表明知识产权保护程度的提高强化了数字金融对高质量创业的促进作用、对低质量创业的抑制作用,即加强知识产权保护能够增强数字金融对创业活动的“披沙沥金”效应。

表 5 调节效应检验结果

变 量	Panel A:金融监管的调节效应		Panel B:知识产权保护的调节效应	
	高质量创业	低质量创业	高质量创业	低质量创业
数字金融	0.725 *** (0.124)	-0.342 * (0.176)	0.925 *** (0.127)	-0.299 (0.200)
数字金融×金融监管水平	0.135 *** (0.027)	-0.086 ** (0.038)		
数字金融×知识产权保护程度			0.041 *** (0.009)	-0.076 *** (0.014)
金融监管水平	-0.165 * (0.093)	0.063 (0.141)		
知识产权保护程度			-0.066 *** (0.017)	-0.072 ** (0.033)
观测值	3 120	3 120	3 120	3 120
R^2	0.609	0.198	0.572	0.288

2. 空间溢出效应分析

城市的数字金融和创业发展会受到其他城市的影响,表现出空间相关性。本文计算了 2011—2022 年样本城市“数字金融”“高质量创业”“低质量创业”的 Moran's I 指数,如表 6 所示。三项指标的 Moran's I 指数均为正值,且均通过了 1%水平的显著检验,表明各城市间的数字金融发展和创业活动存在明显的空间正相关性。因此,有必要进一步分析数字金融影响创业质量的空间溢出效应。相较于传统的空间误差或空间自相关模型,空间杜宾模型的优点在于无论真实的数据生成过程适合何种模型,都

能得到无偏性估计,且对潜在的空间溢出效应规模并未预先实施任何限制(Elhorst,2012)^[50]。本文构建如下空间杜宾模型:

$$E_high_{it}/E_low_{it} = \delta_0 + \rho WE_high_{it}/E_low_{it} + \delta_1 Dig_fin_{it} + \delta_3 WDig_fin_{it} + \gamma control_{it} + \lambda Wcontrol_{it} + v_i + u_i + \varepsilon_{it}$$

其中, ρ 为空间自回归系数(反映关联地区创业对本地创业的影响), W 为空间权重矩阵, δ_3 为核心解释变量与空间权重矩阵交互项的系数, λ 为控制变量与空间权重矩阵交互项的系数,其他变量的含义不变。考虑到数字金融利用数字技术突破了空间距离对金融资源配置的约束(赵家琪等,2023)^[51],本文在构建地理距离和经济距离空间权重矩阵的基础上,还基于互联网发展指数构建了信息距离空间权重矩阵。地理距离空间权重矩阵以城市单元之间距离的倒数为空间元素,城市距离通过城市中心的经纬度数据测算(数据来源于国家地理信息标准网);经济距离空间权重矩阵以城市间人均GDP均值之差的绝对值倒数为空间元素;通过公式 $W = W_d diag(\bar{T}_1/\bar{T}, \bar{T}_2/\bar{T}, \dots, \bar{T}_n/\bar{T})$ 构建信息距离空间权重矩阵, W_d 为地理距离空间权重矩阵, $\bar{T}_i$ 表示*i*城市在样本期内的互联网发展指数均值, $\bar{T}$ 表示所有样本城市在样本期内的互联网发展指数均值^①。

表6 样本城市“数字金融”“高质量创业”“低质量创业”的Moran's I指数

年份	数字金融			高质量创业			低质量创业		
	地理距离	经济距离	信息距离	地理距离	经济距离	信息距离	地理距离	经济距离	信息距离
2011	0.082 ***	0.359 ***	0.342 ***	0.100 ***	0.199 ***	0.157 ***	0.135 ***	0.217 ***	0.194 ***
2012	0.092 ***	0.384 ***	0.344 ***	0.100 ***	0.146 ***	0.144 ***	0.126 ***	0.185 ***	0.177 ***
2013	0.086 ***	0.426 ***	0.386 ***	0.062 ***	0.087 ***	0.085 ***	0.123 ***	0.214 ***	0.188 ***
2014	0.101 ***	0.464 ***	0.394 ***	0.054 ***	0.124 ***	0.098 ***	0.117 ***	0.205 ***	0.180 ***
2015	0.106 ***	0.468 ***	0.409 ***	0.059 ***	0.139 ***	0.121 ***	0.111 ***	0.221 ***	0.187 ***
2016	0.129 ***	0.399 ***	0.381 ***	0.065 ***	0.133 ***	0.199 ***	0.110 ***	0.237 ***	0.200 ***
2017	0.185 ***	0.371 ***	0.380 ***	0.088 ***	0.159 ***	0.125 ***	0.120 ***	0.250 ***	0.202 ***
2018	0.132 ***	0.367 ***	0.347 ***	0.106 ***	0.186 ***	0.152 ***	0.113 ***	0.233 ***	0.184 ***
2019	0.138 ***	0.367 ***	0.329 ***	0.084 ***	0.199 ***	0.159 ***	0.094 ***	0.217 ***	0.194 ***
2020	0.129 ***	0.364 ***	0.329 ***	0.078 ***	0.201 ***	0.148 ***	0.089 ***	0.192 ***	0.189 ***
2021	0.130 ***	0.356 ***	0.357 ***	0.072 ***	0.198 ***	0.164 ***	0.096 ***	0.201 ***	0.193 ***
2022	0.108 ***	0.358 ***	0.339 ***	0.067 ***	0.187 ***	0.176 ***	0.120 ***	0.211 ***	0.202 ***

空间计量模型的检验结果见表7。不同空间权重下的空间自相关系数均显著为正,表明本地区的创业会受到关联地区创业的影响,且这种空间溢出效应在高质量创业和低质量创业中均显著存在。借鉴Elhorst(2012)^[50]的做法,将数字金融的影响分解为直接效应和间接效应。从直接效应来看,数字金融对本地高质量创业的影响为正且均通过了1%水平的显著性检验,而对本地低质量创业的影响为负或者不显著;从间接效应来看,数字金融对关联地区高质量创业具有明显的促进效应,但对关联地区低质量创业的影响并不显著。整体上看,数字金融对高质量创业的促进作用存在显著的正向空间溢出效应,但对低质量创业的抑制作用的空间溢出效应不显著。

① 首先,使用人均互联网数衡量互联网普及率,使用计算机和软件业从业人员数比重衡量互联网相关从业人员,使用人均电信业务量衡量互联网相关产出,使用每百人中移动电话数衡量移动互联网用户数;然后,对上述4个指标进行加权平均(权重均为0.25),计算得到各城市的互联网发展指数。

此外,需要进一步关注的是,对于不同的空间权重矩阵,数字金融促进高质量创业的空间溢出效应存在一定的差异。相比地理邻近的城市,数字金融对经济邻近、信息邻近城市高质量创业的促进效应更为显著,其原因可能在于:地理邻近虽然创造了地理空间上的沟通便利,但城市间竞争关系的存在可能导致同质化模仿,尤其在当前强调创新创业发展的大环境下,各城市都更注重对创新创业资源的集聚与使用,一定程度上限制了地理邻近城市间的空间溢出效应;而经济邻近和信息邻近有利于城市间的经济交往和协同发展,从而可以产生更显著的空间溢出效应,这也意味着完善互联网等信息基础设施建设有助于加速创新创业资源的空间流动,从而有利于全国层面的创新质量提升。

表 7 空间溢出效应检验结果

变 量	地理空间权重矩阵		经济空间权重矩阵		信息空间权重矩阵	
	高质量创业	低质量创业	高质量创业	低质量创业	高质量创业	低质量创业
数字金融	0.819 *** (0.064)	0.235 (0.212)	0.892 *** (0.056)	-0.211 ** (0.104)	0.843 *** (0.057)	-0.099 (0.104)
W×数字金融	0.261 (0.404)	-3.498 *** (0.722)	0.090 (0.143)	0.239 (0.251)	0.065 (0.263)	-0.606 (0.461)
空间自相关系数	0.841 *** (0.050)	0.905 *** (0.031)	0.309 *** (0.035)	0.308 *** (0.035)	0.690 *** (0.056)	0.803 *** (0.046)
直接效应	0.847 *** (0.064)	0.085 (0.152)	0.910 *** (0.059)	-0.200 * (0.109)	0.866 *** (0.059)	-0.126 (0.109)
间接效应	6.417 * (3.817)	-39.107 (27.611)	0.509 ** (0.201)	0.243 (0.369)	2.080 ** (0.891)	-3.604 (2.816)
观测值	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120	3 120
R ²	0.135	0.017	0.463	0.066	0.164	0.032

六、结论与启示

在高质量发展阶段,不仅要提高创业活跃度,更要提升创业质量。数字金融以其普惠性、智能化、低成本为推动创业质量提升提供了新动力。数字金融能够“扩容”创业活动的金融服务供给,强化金融服务对高质量创业的“靶向”赋能,助力创业者提高创业质量,并改善创业环境、提高创业者金融素养,从而产生促进高质量创业、抑制低质量创业的“披沙沥金”效应,通过改善创业质量结构提升整体创业质量。本文采用 260 个城市 2011—2022 年的面板数据,根据初创企业的存续性、技术性、就业创造性区分高质量创业和低质量创业,分析发现:(1)我国高质量创业规模持续增长,且高质量创业占比不断提高,创业质量提升显著。(2)数字金融在促进高质量创业的同时抑制低质量创业,改善了城市创业质量结构;其中,数字金融覆盖广度提高产生了“泥沙俱下”效应(同时促进高质量创业和低质量创业,对创业质量结构的影响不显著),数字金融使用深度和普惠金融数字化程度提高则产生了“披沙沥金”效应。(3)加强金融监管和知识产权保护能够强化数字金融对创业活动的“披沙沥金”效应,表明可以通过完善相关制度来增强数字金融对高质量创业的促进作用和对低质量创业的抑制作用。(4)数字金融促进高质量创业的正向空间溢出效应显著,但其抑制低质量创业的空间溢出效应不显著;相比地理邻近城市,数字金融对经济邻近、信息邻近城市高质量创业的促进效应更为显著。

基于以上研究结论,本文得到如下启示:第一,数字金融这种新兴金融发展模式蕴藏着推动创业高

质量发展的机会和潜力,相关部门应积极支持数字金融发展,充分发挥其改善创业结构、提升创业质量的积极作用。一方面,要从顶层设计上完善数字金融的发展模式,深化金融改革,构建多层次、多维度的数字金融发展体系;另一方面,应加快数字基础设施和金融基础设施建设,推动数字技术在金融领域的创新和应用,为数字金融的深度发展提供基础支撑。此外,还需进一步普及居民金融知识,提高居民的金融素养,进而更好地推动创业质量提升。第二,数字金融是一个多维概念,政府在推进数字金融发展时,不仅要拓宽数字金融的覆盖广度,更应注重提高数字金融的使用深度和数字化程度。只有不断加快数字技术与金融的深度融合,才能依托数字技术不断突破信贷市场的信息不对称障碍,从而为数字金融“靶向”赋能高质量创业、有效抑制低质量创业奠定良好基础。第三,制度环境对数字金融提升创业质量的作用发挥具有重要影响,应通过加强金融监管和知识产权保护等完善制度环境,进而增强数字金融的“披沙沥金”效应。长期来看,要使数字金融持续稳定地促进高质量创业、抑制低质量创业,需要政府“有形之手”与市场“无形之手”协同发力。只有对数字金融进行有效监管,不断完善制度环境,才能引导数字金融健康有序发展,进而为创业高质量发展营造良好的外部环境。

参考文献:

- [1] 张海洋,胡英琦,陆利平,等. 数字时代的银行业变迁——网点布局与行业结构[J]. 金融研究,2022(9):75-92.
- [2] 邓辛,彭嘉欣. 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗?——来自码商的微观证据[J]. 管理世界,2023,39(6):6-33+70+34-43.
- [3] 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,2020,36(5):52-66+9.
- [4] 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),2018,17(4):1557-1580.
- [5] 杨景院,刘伟丽,刘宏楠. 数字金融如何推动城市创业?——作用机制与异质性分析[J]. 经济与管理研究,2022,43(11):14-31.
- [6] 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,2021,43(12):24-40.
- [7] 巩鑫,唐文琳. 数字金融、空间溢出与大众创业[J]. 统计与信息论坛,2021,35(5):71-81.
- [8] 陆凤芝,徐鹏,李仲武. 数字普惠金融与城市创新创业质量[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2022,75(5):35-48.
- [9] 郑威,陆远权. 数字金融、营商环境与高质量创业[J]. 现代经济探讨,2023(5):85-95.
- [10] 田鸽,黄海,张勋. 数字金融与创业高质量发展:来自中国的证据[J]. 金融研究,2023(3):74-92.
- [11] 齐玮娜,张耀辉. 区域环境差异与创业质量的“马太效应”——基于动态面板模型的 SYS-GMM 检验[J]. 经济管理,2015,37(7):35-44.
- [12] BRADLEY S W, KIM P H, KLEIN P G, et al. Policy for innovative entrepreneurship: Institutions, interventions, and societal challenges[J]. Strategic Entrepreneurship Journal, 2021, 15(2):167-184.
- [13] CHOWDHURY F, AUDRETSCH D B, BELITSKI M. Institutions and entrepreneurship quality[J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2019, 43(1):51-81.
- [14] ROTGER G P, GØRTZ M, STOREY D J. Assessing the effectiveness of guided preparation for new venture creation and performance: Theory and practice[J]. Journal of Business Venturing, 2012, 27(4):506-521.
- [15] ROBB A M, WATSON J. Gender differences in firm performance: Evidence from new ventures in the United States[J]. Journal of Business Venturing, 2012, 27(5):544-558.
- [16] ARMINGTON C, ACS Z J. Job creation and persistence in services and manufacturing[J]. Journal of Evolutionary Economics, 2004, 14(3):309-325.
- [17] MOSEY S, GUERRERO M, GREENMAN A. Technology entrepreneurship research opportunities: Insights from across

- Europe[J]. The Journal of Technology Transfer, 2017, 42(1):1-9.
- [18] GUZMAN J, STERN S. The state of American entrepreneurship: New estimates of the quantity and quality of entrepreneurship for 32 US states, 1988-2014[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2020, 12(4):212-243.
- [19] 王博,朱沅. 制度改善速度与机会型创业的关系研究[J]. 管理世界, 2020, 36(10):111-126.
- [20] 龚强,班铭媛,张一林. 区块链、企业数字化与供应链金融创新[J]. 管理世界, 2021, 37(2):22-34+3.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 沈艳,江弘毅,胡诗云,等. 数字金融支持高质量发展:理论、机制和证据[J]. 金融研究, 2024(7):20-39.
- [24] ROJAS F, HUERGO E. Characteristics of entrepreneurs and public support for NTBFs[J]. Small Business Economics, 2016, 47(2):363-382.
- [25] 曾雅婷,邢晶晶,李宾. 数字金融发展对新创企业成长的影响——融资约束和研发投入的链式中介效应与异质性分析[J]. 西部论坛, 2022, 32(6):20-36.
- [26] 赵绍阳,李梦雪,余楷文. 数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J]. 经济学动态, 2022(8):98-116.
- [27] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家, 2018(4):80-85.
- [28] 蔡卫星,林航宇,张勋,等. 芳林新叶催陈叶:数字金融发展与银行网点退出[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(4):1191-1207.
- [29] 邵之瞢,赵胜民,屠堃泰. 数字金融、银行竞争与流动性创造[J]. 国际金融研究, 2024(4):63-74.
- [30] 封思贤,郭仁静. 数字金融、银行竞争与银行效率[J]. 改革, 2019(11):75-89.
- [31] 夏后学,谭清美,白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(4):84-98.
- [32] 尹志超,宋全云,吴雨,等. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. 管理世界, 2015(1):87-98.
- [33] 王海燕,岳华,李韞琪. 数字金融发展对家庭创业决策的影响及机制探讨[J]. 财经理论与实践, 2022, 43(2):24-32.
- [34] 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.
- [35] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6):61-78.
- [36] 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, 36(11):48-63.
- [37] LEWBEL A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mis-measured and endogenous regressor models[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2012, 30(1):67-80.
- [38] 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.
- [39] FROST J, GAMBACORTA L, HUANG Y, et al. BigTech and the changing structure of financial intermediation[R]. BIS Working Paper No. 779, 2019.
- [40] 郭净,刘兢轶,王丽媛. 顺势而为还是趋利避害:互联网金融对商业银行风险承担的“双刃剑”效应[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(12):63-76.
- [41] 曾燕,查佳婧,杨海生,等. 中国数字普惠金融的发展模式探究:经济与民生的视角[J]. 经济研究, 2024, 59(8):39-56.
- [42] MERTZANIS C. Financial supervision structure, decentralized decision-making and financing constraints[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2020, 174:13-37.
- [43] 吴非,冯静,向海凌. “金融科技—金融监管”匹配对企业脱实向虚的治理研究[J]. 金融论坛, 2024, 29(8):3-14.
- [44] 王初,张奇佳,何强. 金融监管会损害金融效率吗[J]. 金融经济研究, 2019, 34(6):93-104.
- [45] 戴魁早,王思曼,黄安. 数据要素市场发展与生产率提升[J]. 经济管理, 2023, 45(6):22-43.
- [46] 张宽,黄凌云. 金融发展如何影响区域创新质量? ——来自中国对外贸易的解释[J]. 国际金融研究, 2019(9):32-42.

- [47] 沈国兵,黄铎珩. 城市层面知识产权保护对中国企业引进外资的影响[J]. 财贸经济,2019,40(12):143-157.
- [48] 赵富森,李璐. 知识产权制度的创业效应研究——基于中国知识产权示范城市建设的经验证据[J]. 产业经济研究, 2021(6):44-57.
- [49] GLAESER S A, LANDSMAN W R. Deterrent disclosure[J]. The Accounting Review, 2021, 96(5):291-315.
- [50] ELHORST J P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences[J]. Journal of Geographical Systems, 2012, 14(1):5-28.
- [51] 赵家琪,江弘毅,胡诗云,等. 数字普惠金融下的小微信贷与风险——基于银行数字化转型的视角[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(5):1686-1703.

Can Digital Finance Promote Entrepreneurial Quality : Empirical Tests Based on the Perspective of Entrepreneurial Quality Structure

ZHAO Fu-sen, YUE Zhong-gang

(School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210023, Jiangsu, China)

Summary: China's entrepreneurial activities are generally characterized by the dilemma of “entrepreneurial vitality illusion”, in which “quantity grows” while “quality slopes”. Breaking through this predicament, improving the entrepreneurial structure and enhancing the entrepreneurial quality is particularly important for realizing the high-quality development of China's economy. As a new financial model combining Internet technology and financial business, digital finance provides new opportunities for promoting entrepreneurial quality with its strong universality, intelligence, and low cost. However, the existing literature mostly examines the relationship between digital finance and entrepreneurship from a quantitative perspective, with less focus on the quality of entrepreneurship, especially lacking in-depth research on how digital finance affects entrepreneurial activities at different levels of quality.

This paper empirically examines the impact of digital finance on entrepreneurship quality using national business registration data, drawing on Rotger et al. (2012) and Global Entrepreneurship Monitor (GEM) measures to differentiate high-quality entrepreneurship from low-quality entrepreneurship in terms of entrepreneurial survivability, technology, and job creativity, and combining with China's urban panel data from 2011 to 2022. The study finds that digital finance has a selection effect on different types of entrepreneurship, i. e. , digital finance effectively stimulates high-quality entrepreneurship, inhibits low-quality entrepreneurship, and significantly improves the overall quality of entrepreneurship. Comparing the different dimensions of digital finance, the depth of its use and the degree of financial digitization are more conducive to the selection effect of high-quality entrepreneurship than the breadth of its coverage. Further research also finds that the institutional environment moderates the effect of digital finance on improving entrepreneurship quality, as evidenced by the fact that an increase in the level of financial regulation and intellectual property protection strengthens the positive effect of digital finance on entrepreneurship quality and that there are significant spatial spillovers of digital finance's impact on different types of entrepreneurship of different qualities.

Compared with the previous literature, this paper may have marginal contributions in the following three

aspects: (1) For the first time, the relationship between digital finance and entrepreneurship is examined from the perspective of quality hierarchy differences, which expands the previous research on the relationship between digital finance and entrepreneurship from a new research perspective. (2) It innovatively portrays high-quality and low-quality entrepreneurship in terms of new start-ups' survivability, technology, and employment creativity, enriching the current entrepreneurship indicator system and providing insights into the status of high-quality entrepreneurship development in China. (3) It explores the mechanism through which the institutional environment regulates the effect of digital finance on entrepreneurial quality, offering new empirical evidence for deepening the coordination between the “active government” and the “effective market”. A spatial matrix based on the development of the Internet has been designed to measure information distance, which can offer certain insights into exploring the spatial spillover effects of digital finance and the digital economy.

This paper systematically examines the impact of digital finance on the quality of entrepreneurship from the perspective of quality hierarchy differences, and the results of the study deepen the knowledge and understanding of the relationship between digital finance and entrepreneurship. This study not only helps government departments to formulate more targeted policy measures to synergize the “visible hand” and “invisible hand” under the Internet revolution but also provides insights on how different types of entrepreneurial subjects can improve their financial literacy and break through the information cognition with the help of new-generation information technology. It also offers guidance on the sound and orderly development of digital finance and mitigates the influence of digital finance on entrepreneurial quality.

Keywords: digital finance; entrepreneurial quality; entrepreneurial structure; high-quality entrepreneurship; low-quality entrepreneurship; financial regulation; intellectual property protection

CLC number: F279.2; F832

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2025)03-0001-16

(编辑:朱 艳,刘仁芳)

声 明

本刊已许可中国学术期刊(光盘版)电子杂志社在中国知网及其系列数据库产品中以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;同时,本刊为《国家哲学社会科学学术期刊数据库》《万方——数字化期刊群》《中文科技期刊数据库》《科技论文在线》《超星数字图书馆》《龙源期刊网》《教育阅读网》《博看网》等数据库全文收录期刊,论文在本刊发表后将通过上述及其他数据库传播。

文章凡经本刊选用,即视为作者同意本刊代理该作品电子版的信息网络传播权,并且本刊有权授权其他机构进行该作品电子版信息的网络传播。

作者向本刊提交文章发表的行为即视为同意本刊上述声明。若作者不同意其作品收录入上述或其他数据库,请在来稿时说明,我们可做相应处理。

西部论坛编辑部