

数字普惠金融对县域创业活动的影响研究

——来自中国县域层面的经验证据

邓金钱¹, 刘明霞²

(1. 兰州大学 经济学院, 甘肃 兰州 730000; 2. 浙江大学 经济学院, 浙江 杭州 310058)

[摘要] 数字普惠金融已成为中国式现代化进程中全面推进创业活动繁荣发展的重要“利器”。基于 2014—2021 年全国 1681 个县域面板数据, 考察了数字普惠金融对县域创业活动的影响。研究发现, 数字普惠金融对县域创业活动存在显著的促进效应。机制检验表明, 数字普惠金融通过完善通信基础设施、优化产业结构以及提升创新水平三种渠道影响县域创业活动。异质性检验发现, 数字普惠金融对小型和第二、三产业属性创业活动的促进效应更强, 对中西部和东北地区创业活动的金融支撑效应强于东部地区。空间溢出效应检验表明, 本县域数字普惠金融的发展也能促进毗邻县域创业活动的发生。研究结论为强化数字普惠金融推动中国式创业活动繁荣发展提供了借鉴作用。

[关键词] 数字普惠金融; 创业活动; 县域经济; 信贷约束; 空间溢出; 金融服务

[中图分类号] F061.3 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2024)06-0094-11

一、引言

创业活动不仅为改善民生、扩大就业提供了新渠道, 也为加快发展新质生产力和促进经济高质量发展凝聚了新动能, 在全面推进中国式现代化发展进程中发挥着重要作用。自 2015 年国务院政府工作报告提出“大众创业、万众创新”政策以来, 良好的创业生态逐渐形成, 党的十九大报告指出要“鼓励更多社会主体投身创新创业”, 推动全社会创业活力持续迸发。党的二十大报告进一步强调“完善促进创业带动就业的保障制度, 营造有利于创新创业创造的良好发展环境”, 为实现以创业带动就业和兴业的良性发展提供了政策支撑^[1]。2023 年中央经济工作会议首次提出“鼓励发展创业投资”, 资本力量的加持有效激励了创业热情加速释放。截至 2023 年底, 中国登记在册经营主体达 1.84 亿户, 支撑近 3 亿人就业, 其中近 30% 为新技术、新产业、新业态、新模式的“四新”经济^①。由此可见, 新时代新征程全面推进了创业活动的繁荣发展, 对于扎实推进共同富裕和引领经济结构转型升级具有重要的理论意义和实践价值。

在创业环境所涵盖的众多因素中, 金融支持是影响创业活力及发展水平的重要因子之一^[2], 创业主体能否从金融机构获得信用贷款直接关系到创业活动的发生^[3]。但目前正规性的传统金融服务仍存在不平等的准入规则, 部分经济收入有限、缺乏抵押担保或处于偏远地区的创业群体面临严重的金融排斥困境和高昂的交易成本, 导致创业者因资金短缺而无法撬动创业项目的正常运作^[4]。虽然民间借贷等非正规性金融能依靠人缘、地缘、血缘的信息优势满足创业主体的部分融资需求, 但其后劲不足且可持续性差的缺陷终将难以维持创业活动的有效推进^[5], 进而对发展更普惠、更便捷、更高效的新型金融模式提出了新要求。

得益于互联网、大数据、区块链、移动支付等新一代信息技术的不断发展, 兼具数字化和包容性特征的数字普惠金融应运而生, 为创业活动注入了强劲的金融动能。在功能定位方面, Allen 等^[6]指出, 不同于传统的金融发展方式, 数字普惠金融具备为所有社会阶层提供普惠性金融产品和服务的综合性能力, 从而能够有效缓解传统金融对农民、城镇低收入群体以及小微企业等弱势群体的排斥和抑制, 进一步激发潜在创业群体的创业活力^[7]。在影响效果方面, 谢绚丽等^[8]利用省级匹配数据从宏观层面证实数字普惠金融的发展能够显著促进创

[收稿日期] 2024-05-27

[基金项目] 甘肃省基础研究计划-软科学专项项目(24JRZA063); 中央高校基本科研业务费文科振兴计划 B 类团队项目(2024lzujbkyqm018)

[作者简介] 邓金钱(1988—), 男, 甘肃武山人, 兰州大学经济学院副教授, 博士生导师, 从事县域经济与乡村振兴研究, E-mail: dengjq@lzu.edu.cn; 刘明霞(2002—), 女, 山东青岛人, 浙江大学经济学院博士研究生, 从事县域经济研究。

①数据来源于国家市场监督管理总局、国家发展和改革委员会。

业活动发生;张勋等^[9]和冯大威等^[10]分别将中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据、中国劳动力动态调查数据相结合,从微观层面证实了数字普惠金融的发展能显著提升居民创业概率,并促进了创业机会均等化。在作用机制方面,Beck等^[11]研究发现,移动支付作为数字普惠金融的附属产品,其快速、便捷、安全的交易体系能通过减缓信息不对称显著提升创业活动的效率和收益;翟仁祥和宣昌勇^[12]认为,数字普惠金融促进了金融服务可得性的提高和金融资源覆盖面的扩大,进而会通过缓解融资约束和降低信贷错配改变创业者的个体动机和资本需求达成度,从而提高劳动者创业的可能性和成功率。

然而,也有部分学者认为数字普惠金融对创业活动存在一定程度的负向作用。张号栋和尹志超^[13]指出,金融素养和可行能力偏低的农村居民在使用数字技术时会面临“知识鸿沟”问题,从而在一定程度上削弱了数字普惠金融对创业活动的赋能功效。马述忠等^[14]研究发现,限于城乡间、区域间数字基础设施建设和信息化水平的巨大差距,导致农村及其他落后地区难以享受数字普惠金融对创业活动的助益效用。周月书和苗哲瑜^[15]认为,“数字鸿沟”的存在会阻碍部分对数字技术理解能力低、互联网金融应用水平低以及承担风险能力弱的群体获取正常的数字普惠金融服务,从而减弱其对个体创业活动的影响。

从上述已有研究来看,现有文献从数字普惠金融角度对创业活动进行了卓有成效的探索,然而研究结论并不一致,且鲜有文献从县域视角展开分析。有别于已有文献,本文可能的边际贡献在于:第一,本文使用2014—2021年全国1681个县域的面板数据,弥补了以往文献只停留在省级和地级市层面或选取样本时间过于单一和滞后的缺陷。第二,借助工具变量法探讨数字普惠金融对县域创业活动的作用效果,并利用“普惠金融+智慧县域”项目试点的准自然实验进行稳健性检验,弥补了以往文献鲜有考察政策冲击影响进而研究结论并不一致的缺陷,使研究结果更为可靠。第三,本文分企业规模、产业属性、地区比较分析了数字普惠金融影响创业活动的差异性特征,并进一步考察了数字普惠金融对创业活动的空间溢出效应,从而为县域因地制宜制定数字普惠金融政策、推动中国式创业活动繁荣发展提供有效的证据支撑。

二、理论分析与研究假说

(一)理论分析模型

本文以Evans和Jovanovic^[16]所提出的创业选择模型为理论基础,构建数字普惠金融影响创业活动的数理模型。为了简化分析,本文只考虑单一时期的静态模型。假设期初家庭拥有的初始财富水平为 C ,个体在劳动力市场上面临两种职业路径:工资性就业或者开展创业活动。若个体选择工资性就业,设定其能获得的外生性工资收入为 W ,则期末个体的总收入为:

$$\pi^W = W + (1 + R_D) \times C \quad (1)$$

式(1)中, R_D 表示存款利率。个体通过工资性就业所获得的总收入由两部分组成:外生性工资 W 和家庭财富现值 $(1 + R_D) \times C$ 。而当个体选择投身创业活动时,假定创业者的产出函数 Y 仅由创业能力 ψ 和资本投入 K 两部分因素决定,则个体开展创业活动的产出函数为:

$$Y = \psi \times K^\alpha, \alpha \in (0, 1) \quad (2)$$

式(2)中, α 为资本产出弹性系数。如果 $C \geq K$,表示开展创业活动所需要的资本投入完全来自于家庭的初始财富;如果 $C < K$,表示创业主体除了依靠初始财富之外,还需要借贷 $(K - C)$ 部分的资金才能保证创业活动的顺利开展。假设金融市场的贷款利率为 R_L 且 $R_D < R_L$,则期末存在借贷行为的创业主体需要偿付 $(1 + R_L) \times (K - C)$ 的本金及利息。综合上述两种情况,创业主体的期末净利润函数可表示为:

$$\begin{cases} \pi^E = \psi \times K^\alpha + (1 + R_D) \times (C - K), C \geq K \\ \pi^E = \psi \times K^\alpha - (1 + R_L) \times (K - C), C < K \end{cases} \quad (3)$$

借鉴Gine和Townsend^[17]的思想,本文综合考虑到个体在开展创业活动时会面临资本门槛和信贷约束的制约。一方面,创业主体必须投入最低资本水平 k 才能跨越创业门槛,从而达到上述的创业产出函数 Y ,否则只能通过从事工资性就业来维持生计;另一方面,创业主体在金融市场还面临着信贷约束问题^[18],即创业者可获取的最大借贷规模受限于初始财富水平,设其可通过借贷投入创业活动的最大可支配资本数额为 $\lambda \times C$ 。因此,给定净利润函数和预算约束,个体开展创业活动面临的最优化问题为:

$$\max \{ \psi \times K^\alpha - (1 + R) \times (K - C) \} \quad s. t. k \leq K \leq \lambda \times C \quad (4)$$

根据式(4)求解创业净利润函数的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi^E}{\partial K} = \psi \times \alpha \times K^{\alpha-1} - (1 + R) = 0 \quad (5)$$

最终求解创业主体的最优资本投入 K^* 为:

$$K^* = \left(\frac{\psi \times \alpha}{1 + R} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (6)$$

在上述创业函数中,如果 $\lambda \times C > k$ 且 $K^* \leq \lambda \times C$,则创业主体在开展创业活动时不会受信贷约束的影响,可在最优资本投入水平 K^* 时实现创业产出最大化;如果 $\lambda \times C > k$ 且 $K^* > \lambda \times C$,则创业主体在开展创业活动时面临信贷约束的影响,鉴于创业净利润函数在 $[k, K^*]$ 的资本水平区间内呈递增态势,所以创业者为达到创业活动的最佳效益,倾向于将全部可支配资金 $\lambda \times C$ 用于生产环节。因此,综合有无信贷约束下的两种情形,创业主体进行创业活动的分段净利润函数如下所示:

$$\pi^E = \begin{cases} \psi \times (K^*)^\alpha - (1 + R) \times (K^* - C), & \text{不受信贷约束} \\ \psi \times (\lambda \times C)^\alpha - (1 + R) \times (\lambda \times C - C), & \text{受信贷约束} \end{cases} \quad (7)$$

其中, R 的取值取决于初始财富 C 和资本投入 K 的关系。若个体面临的选择仅限于工资性就业与开展创业活动这两者之间,那么理性的经济主体会通过权衡这两种劳动方式所获得的相对收入来做出决策。其中相对收入函数 $\pi(C, \psi)$ 为开展创业活动的净利润与从事工资性就业所得收入的差额:

$$\pi(C, \psi) = \begin{cases} \psi \times (K^*)^\alpha - (1 + R) \times (K^* - C) - \pi^W, & \text{不受信贷约束} \\ \psi \times (\lambda \times C)^\alpha - (1 + R) \times (\lambda \times C - C) - \pi^W, & \text{受信贷约束} \end{cases} \quad (8)$$

当 $\pi(C, \psi) > 0$ 时,劳动者会选择开展创业活动;当 $\pi(C, \psi) < 0$ 时,劳动者则会选择工资性就业;当 $\pi(C, \psi) = 0$ 时,劳动者对两种劳动方式的选择无差异。基于上述个体在进行创业抉择时需权衡的最优化条件,数字普惠金融的发展对创业活动的影响体现在两个层面:第一,数字普惠金融广泛的触达能力增强了金融服务的易得性,对于未受信贷约束的经济主体而言,数字普惠金融水平的提高对其创业决策的影响有限;然而对于受信贷约束的经济主体来说,数字普惠金融的发展可扩大创业者获取信贷的机会,即 λ 将显著增大,这会减少受信贷约束群体的数量,而且由于创业活动的净利润函数在 $[k, K^*]$ 的资本水平区间内呈递增态势,可贷资金规模的提高也会进一步增加创业者的相对收入,从而激发潜在创业者开展创业活动的积极性。第二,数字普惠金融的去中介化效应和缓解信息约束效应可以降低创业者的融资成本,使得贷款利率下降,即 R_l 将显著减小,由此将进一步增加创业获取的净利润,从而对创业者开展创业活动产生激励效应^[19]。

基于上述分析,本文提出研究假说 H1。

H1:数字普惠金融能够显著促进县域创业活动的发生。

(二)作用机制分析

数字普惠金融作为打通县域数字金融服务“最后一公里”的重要抓手,可以通过完善通信基础设施、优化产业结构、提升创新水平三种渠道,打通县域创业新渠道、开拓县域创业新空间、提供县域创业新机遇,进而对县域创业活动产生重要影响。具体分析如下:第一,数字普惠金融通过完善通信基础设施打通了创业的“信息脉”,为县域创业活动开辟了新渠道。依托现代信息技术的数字普惠金融通过创新融资模式能够有效引导资本流入县域通信基础设施建设,促进县域通信基础设施提档升级,从而为创业者借助畅达的通信设施捕获创业商机、掌握创业技能以及使用创业资源提供了新渠道^[20],激发出潜在创业者的创业热情。另外,数字普惠金融通过对新一代通信基础设施的创新性应用,能够充分挖掘和整合借贷者多元化的信息流:一方面能有效缓解潜在创业者因缺乏硬性征信记录而受到传统金融机构排斥的约束^[21];另一方面能够精准识别和匹配金融服务主客体之间的融资需求,提高创业信贷资源的配置效率,从而促进创业活动的发生。第二,数字普惠金融通过优化产业结构打通了创业的“资源脉”,为县域创业活动拓展了新空间。已有研究证明,数字普惠金融不仅可以借助数字信息优势精准配置金融资源,提高技术、劳动、土地、数据等其他生产要素在不同产业之间的配置效率^[22],还可以通过提供差异化的金融产品和多元化的金融服务支持实体经济、释放消费潜力、促进消费升级,从而为加快县域产业结构优化升级提供了新机遇^[23]。而产业结构优化程度越高的地区,一方面能催生出新行业、新模式、新职业

开辟新的创业空间;另一方面可引导旧行业和旧部门释放出的闲置生产要素流向新产业,为创业活动提供新资源,从而能有效激励创业活动发生。第三,数字普惠金融通过提升区域创新水平打通了创业的“市场脉”,为县域创业活动提供了新机遇。数字普惠金融依托数字技术在经济社会各领域的持续渗透和扩散,推动了传统商业模式中价值交付环节的创新性转变,使得消费者与商家的交易由线下模式演化为电子商务,并由此释放出大量与之相匹配的市场空间和创业机会,如淘宝购物、网约经济、共享经济、直播带货以及物流配送等新型行业的兴起,对创业活动的发生起到了“催化剂”作用^[24]。同时,数字普惠金融所构筑的创新网络和协同机制有利于各类创新性思维的生产和碰撞,不断催生出新技术、新产品、新服务和新业态,从而为创业活动提供了新的发展机遇和不竭的发展动力。

基于上述理论分析,本文提出研究假说 H2。

H2:数字普惠金融可以通过完善通信基础设施、优化产业结构、提升创新水平三种机制促进县域创业活动的发生。

(三)异质性分析

由于不同创业主体对数字普惠金融的认知程度和使用能力存在明显差异,将直接影响其创业动机和融资决策^[25],从而会导致不同创业主体从数字普惠金融发展中受益的程度有所不同。另外,考虑到由于所处地理区域不同,可能导致数字普惠金融对创业活动的影响存在区域异质性。具体分析如下:第一,小微企业因“小额、高频、短期”的融资特性以及缺乏完善的信用记录和足够的抵押担保物,导致其在创业活动中获取传统金融服务的成本高于大中型创业企业^[26]。而数字普惠金融通过物联网和大数据等手段采集、分析并整合用户在网络上沉淀下来的大量碎片化、非结构化的行为数据,能够实现全面精准的客户画像、需求识别与服务推送,同时催生出的多元化金融产品和服务实现了借贷双方的供需匹配及资源优化,可以有效破解小微企业在创业活动中所面临的“身份歧视”和“规模歧视”^[27]。因此,相较于大中型创业活动,微型创业活动在数字普惠金融发展中获益更多。第二,数字普惠金融借助人工智能、大数据、云计算等新兴数字技术,能够精准高效地实现信息收集与分析、风险评估与管理,从而倾向于将县域内有限的资源配置到发展前景更好、市场带动力更强、投资收益更高的第二、三产业属性的创业活动^[28],以此追求县域经济增长和县域产业结构升级。而第一产业属性的创业活动因受到自然条件和市场波动的双重影响,具有前期投入大、产出不确定以及盈利周期长的高风险特性,长期不受资本的青睐,导致其在金融资源配置中处于劣势地位。因此,相较于第一产业属性的创业活动,从事第二、三产业属性的创业活动更能受益于数字普惠金融的发展。第三,东部地区作为中国经济发展的“领头羊”,金融发展有着良好的物质基础和制度环境,创业主体开展创业活动的金融服务覆盖率和渗透度都高于其他地区,所以数字普惠金融的进步对东部地区的创业活动可能仅发挥“锦上添花”的效用。而中西部和东北地区囿于地理区位的限制,基础设施建设相对滞后和金融市场需求相对不足,导致其传统金融覆盖率不高,普通创业群体仅依托传统金融服务难以有效开展创业活动,所以数字普惠金融的进步对中西部和东北地区的创业活动可能发挥“雪中送炭”的金融支撑效应。因此,相较于东部地区的创业活动,中西部和东北地区的创业活动更能受益于数字普惠金融的发展。

基于上述理论分析,本文提出研究假说 H3a、H3b、H3c。

H3a:数字普惠金融对县域内不同规模的创业活动具有异质性影响,表现为对微型创业活动的影响较大,对大中型创业活动的影响较小。

H3b:数字普惠金融对县域内不同产业属性的创业活动具有异质性影响,表现为对第二、三产业属性创业活动的影响较大,对第一产业属性创业活动的影响较小。

H3c:数字普惠金融对不同地区的县域创业活动具有异质性影响,表现为对中西部以及东北地区的创业活动具有显著的促进效应,但对东部地区的创业活动赋能并不显著。

(四)空间溢出效应分析

与传统金融相比,数字普惠金融的重要特征之一就是能够依托数字技术构筑覆盖范围更广、服务效率更高的普惠性金融服务网络体系,可以通过打破传统金融机构依赖物理网点的时间和空间壁垒限制,改变传统信息传导圈层的递减关系,实现金融服务的数字化、网络化及虚拟化^[29],从而进一步加快创业资源和要素在区域内的集聚和扩散,并逐渐实现共享和协同发展,从而增强了不同县域间创业活动关联的广度和深度^[30]。数字普惠金融发达的县域会通过技术、知识外溢效应将已趋于饱和的金融资源转移到相对落后的邻近县域,从而助力邻

近县域创业活动的开展。同时,受到示范效应的周边县域也会因此投入更多的关键要素以推动自身县域数字普惠金融的进一步发展,从而诱发邻近县域的创业活动。因此,数字普惠金融发展水平的提高不仅可以促进本县域创业活动的发生,而且对毗邻县域的创业活动有明显的促进效应。

基于上述理论分析,本文提出研究假说 H4。

H4:数字普惠金融的发展可通过空间溢出效应促进毗邻县域创业活动的发生。

三、实证设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2014—2021 年中国县域面板数据作为研究样本,在剔除缺失数据及行政区划调整的样本后,最终得到 1681 个县域 13448 个“县域-年份”观测值。创业活动数据来源于天眼查和启信宝数据库,数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心,创新水平数据来源于国家知识产权局,其他数据来源于《中国县域统计年鉴(县市卷)》、中经网数据库、国泰安数据库(CSMAR)以及各县官方网站。

(二)变量选取与变量的描述性统计

1. 被解释变量

县域创业活动($\ln Entre$)。本文依据林嵩等^[31]的研究,从天眼查和启信宝数据库中搜集整合 2014—2021 年间县域层面新注册企业的信息,包括地区、行业、成立时间、注册资本等数据资料,选取能够反映企业从无到有的初创企业注册数量作为衡量县域创业活动的标准,并对其进行对数化处理。

2. 核心解释变量

数字普惠金融($DifIndex$)。本文参考张龙耀和邢朝辉^[32]的研究,选用县级层面的北京大学数字普惠金融指数来衡量各县域数字普惠金融的发展水平。为了从数据源头有效控制潜在的异方差问题,本文根据黄祖辉等^[33]的做法,将数字普惠金融指数除以 100。

3. 机制变量

(1)通信基础设施($Message$):县域宽带接入用户数占总人口的比重。(2)产业结构($Structure$):县域第二产业和第三产业增加值之和占地区 GDP 的比重。(3)创新水平($Innovate$):县域公布发明专利数目的对数值。

4. 控制变量

本文选取经济发展水平($\ln perGDP$)、政府调控能力($Govern$)、传统金融水平($Bank$)、储蓄水平($Deposit$)、消费水平($Consume$)、教育水平(Edu)六个控制变量。各变量定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及描述性统计

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 | 单位 | 样本 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|--------------|----------------|-----|-------|--------|--------|-------|-------|--------|
| 县域创业活动 | $\ln Entre$ | ln(初创企业注册数量) | 户 | 13448 | 8.211 | 8.191 | 0.831 | 4.382 | 13.003 |
| 数字普惠金融 | $DifIndex$ | 县级数字普惠金融指数/100 | / | 13448 | 0.923 | 1.002 | 0.242 | 0.102 | 1.366 |
| 通信基础设施 | $Message$ | 宽带接入用户数/总人口 | % | 13448 | 0.228 | 0.156 | 0.298 | 0.002 | 8.951 |
| 产业结构 | $Structure$ | 二、三产业增加值之和/GDP | % | 13448 | 0.807 | 0.821 | 0.112 | 0.245 | 2.224 |
| 创新水平 | $Innovate$ | ln(公布发明专利数目) | 件 | 13448 | 3.003 | 2.890 | 1.651 | 0.693 | 9.140 |
| 经济发展水平 | $\ln perGDP$ | ln(各县人均 GDP) | 元/人 | 13448 | 10.570 | 10.512 | 0.707 | 8.537 | 16.686 |
| 政府调控能力 | $Govern$ | 一般公共预算支出/GDP | % | 13448 | 0.287 | 0.227 | 0.216 | 0.005 | 3.018 |
| 传统金融水平 | $Bank$ | 金融机构各项贷款余额/GDP | % | 13448 | 0.768 | 0.676 | 0.442 | 0.008 | 14.477 |
| 储蓄水平 | $Deposit$ | 住户储蓄存款余额/GDP | % | 13448 | 0.885 | 0.805 | 0.444 | 0.031 | 7.345 |
| 消费水平 | $Consume$ | 社会消费品零售总额/GDP | % | 13448 | 0.358 | 0.339 | 0.167 | 0.008 | 2.764 |
| 教育水平 | Edu | 普通中学在校学生数/总人口 | % | 13448 | 0.045 | 0.014 | 0.015 | 0.002 | 0.652 |

(三)模型设定

为深入探究数字普惠金融对县域创业活动的影响效应,本文构建双向固定效应模型进行基准回归。

$$\ln Entre_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DifIndex_{i,t} + \beta_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, $\ln Entre_{i,t}$ 表示第 i 县域在第 t 年的创业活动, $DifIndex_{i,t}$ 表示第 i 县域在第 t 年的数字普惠金融发展水平, $X_{i,t}$ 表示影响县域创业活动的其他相关变量。 β_0 是截距项, β_1 和 β_c 分别表示核心解释变量和控制变量的估计系数, $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。 δ_i 为县域固定效应,用于控制县域层面长期稳定的特性; μ_t 为年份固定效应,用来控制所有县域共同面临的年度宏观因素影响。

为缓解潜在的内生性问题,本文采取两种解决方案进行处理:其一,借鉴吕冰洋等^[34]的做法,在上述基准回归方程中将所有解释变量滞后一期,如式(10)所示;其二,参考黄祖辉等^[33]的研究,本文将各县距杭州市的球面距离与每年全国(除本县以外)数字普惠金融指数均值的乘积进行对数化处理,构造出数字普惠金融的工具变量,并运用两阶段最小二乘法进行估计,第一阶段和第二阶段模型设定如式(11)和式(12)所示:

$$\ln Entre_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 DifIndex_{i,t-1} + \theta_c X_{i,t-1} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$\overline{DifIndex}_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 IV_{i,t} + \varphi_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$\ln Entre_{i,t} = Y_0 + Y_1 \overline{DifIndex}_{i,t} + Y_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中, $IV_{i,t}$ 表示工具变量, $\overline{DifIndex}_{i,t}$ 表示基于工具变量拟合的数字普惠金融发展水平。杭州作为全国数字普惠金融发展的中心城市,各县域的数字普惠金融发展水平与杭州市的地理距离成反比^[35],满足相关性要求;另外,由于各县域与杭州市之间的地理距离有其“接近自然现象”的客观性,而开展创业活动是由经济主体的主观性选择,因此各县域与杭州市之间的球面距离难以对创业者开展创业活动产生直接影响,满足外生性要求。

进一步地,考虑到目前大多数文献采用中介效应模型和调节效应模型进行因果关系识别和作用机制检验,但在中介效应检验中,因变量和自变量之间可能只是相关关系,并不必然构成因果关系^[36],加之可能存在的内生性问题导致估计结果并不可靠^[37]。因此,本文借鉴谢绚丽等^[8]、何婧和李庆海^[38]的做法,构建交叉项调节效应模型检验数字普惠金融影响县域创业活动的具体作用机制,即在基准回归模型(9)中分别引入数字普惠金融与三种机制变量 $M_{i,t}$ 的交乘项,回归模型如下所示:

$$\ln Entre_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 DifIndex_{i,t} + \eta_2 M_{i,t} + \eta_3 DifIndex_{i,t} M_{i,t} + \eta_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

四、实证分析

(一) 基准回归与内生性处理

表2第(1)列的基准回归结果表明,数字普惠金融对创业活动的估计系数在1%的置信水平上显著为正,这表明数字普惠金融的发展能显著促进县域创业活动的发生,验证了本文的假说H1。数字普惠金融作为一种新兴的金融体系,一方面可以借助数字技术充分挖掘用户的潜在需求,有效缓解金融服务主客体之间的信息不对称,提高金融服务对偏远地区和经济不发达地区的触达能力,激发社会群体“想创业”的热情;另一方面凭借较高的移动化和信息化程度推动金融交易去中介化,用户线上即可享受便利的金融服务,也可利用已有数据的积累降低相关业务的边际成本,通过发挥规模效应和尾部效应大幅度降低金融交易成本,赋能社会群体“能创业”的信心^[39],从而促进了县域创业活动的繁荣发展。

由于“双向因果”或某些不可观测冲击的存在,使本文依然面临潜在的内生性问题。因此,本文首先将上述基准回归方程中所有解释变量滞后一期以减轻内生性的影响,表2第(2)列的估

表2 基准回归结果

| 变量 | (1) 当期 | 变量 | (2) 滞后一阶 |
|-----------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| <i>DifIndex</i> | 0.766 *** (0.056) | <i>L. DifIndex</i> | 0.622 *** (0.018) |
| <i>lnperGDP</i> | 0.073 *** (0.022) | <i>L. lnperGDP</i> | 0.161 *** (0.015) |
| <i>Govern</i> | 0.048 (0.054) | <i>L. Govern</i> | -0.535 *** (0.040) |
| <i>Bank</i> | 0.059 ** (0.026) | <i>L. Bank</i> | 0.039 *** (0.013) |
| <i>Deposit</i> | -0.137 *** (0.027) | <i>L. Deposit</i> | 0.002 (0.018) |
| <i>Consume</i> | 0.103 ** (0.041) | <i>L. Consume</i> | 0.216 *** (0.034) |
| <i>Edu</i> | 0.312 (0.589) | <i>L. Edu</i> | 0.265 (0.704) |
| 县域固定效应 | Yes | 县域固定效应 | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | 年份固定效应 | Yes |
| 样本量 | 13448 | 样本量 | 11767 |
| R ² | 0.423 | R ² | 0.283 |

注:括号内为聚类到县域的稳健标准误,***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。下表同。

表3 两阶段最小二乘法回归结果

| 变量 | (1) 第一阶段回归 | (2) 第二阶段回归 |
|-------------------|-------------------------|-----------------------|
| <i>IV</i> | -763.615 *** (3.990) | |
| <i>DifIndex</i> | | 1.543 *** (0.018) |
| <i>lnperGDP</i> | 0.082 *** (0.003) | 0.060 *** (0.002) |
| <i>Govern</i> | -0.004 (0.008) | -0.035 (0.040) |
| <i>Bank</i> | 0.016 *** (0.001) | 0.069 *** (0.012) |
| <i>Deposit</i> | -0.015 *** (0.003) | -0.152 *** (0.050) |
| <i>Consume</i> | 0.002 (0.006) | 0.168 ** (0.084) |
| <i>Edu</i> | 0.356 *** (0.055) | 0.432 (1.037) |
| 县域固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| K-P rk LM 统计量 | | 606.609 *** |
| K-P rk wald F 统计量 | | 16618.150 |
| 样本量 | 13448 | 13448 |
| R ² | 0.943 | 0.531 |

计结果表明,上一年数字普惠金融的发展仍能在 1% 的置信水平上显著促进当年创业活动的发生。其次,根据上述所选取的工具变量进行两阶段最小二乘法分析,回归结果见表 3。表 3 第(1)列第一阶段回归结果表明,距离杭州市越近的县域,受数字普惠金融中心城市的辐射带动作用越强,其数字普惠金融的发展水平越高。表 3 第(2)列第二阶段回归结果显示,K-P rk LM 统计量的 P 值小于 1%,未出现工具变量识别不足问题;K-P rk wald F 统计量数值远超过 Stock-Yogo 检验在 10% 显著性水平上所给出的参考临界值 16.38,也未出现弱工具变量问题。在影响效果方面,数字普惠金融对创业活动的估计系数依然显著为正,而且估计系数与基准回归结果相比有所增大,数字普惠金融指数每增加 1 单位,县域新注册企业的数量将增长 1.543%。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

本文借鉴林嵩等^[31]的做法,将创业活跃度作为县域创业活动的替代性变量,即以每万人新注册企业数的对数值衡量创业活动,估计结果见表 4 第(1)列。可以看出替换被解释变量后县域数字普惠金融的发展仍对创业活动存在显著的促进效应,这与基准估计结果相一致。

2. 剔除特殊样本和缩尾处理

考虑到直辖市的数字普惠金融发展水平与其他县域之间存在不平衡的情况,本文剔除北京、上海、天津和重庆四个直辖市的样本重新估计,以识别数字普惠金融对创业活动的净影响效应,估计结果见表 4 第(2)列。可以看出,剔除直辖市样本后数字普惠金融对创业活动仍存在显著的正向作用,即数字普惠金融对创业活动的促进效应并不是直辖市的特殊县域所贡献的,印证了基准估计结果的稳健性。另外,参考钱海章等^[40]的研究,本文在 1% 的水平上对主要解释变量进行缩尾处理,以减弱异常数据对回归结果的影响,估计结果见表 4 第(3)列。从中可以看出缩尾处理后数字普惠金融依然能在 1% 的置信水平上显著促进县域创业活动的发生,再次强化了基准估计结果的稳健性。

3. 以政策冲击进行双重差分检验

本文采用“普惠金融 + 智慧县域”项目试点作为政策冲击,构建双重差分模型对数字普惠金融与县域创业活动之间的关系进行稳健性检验。该项目由蚂蚁金服联合县域政府于 2018 年 5 月正式推出,在全国各地分年度、分批次进行扩容式签约试点。该项目依托蚂蚁金服“大数据 + 人工智能”优势,结合网商银行、政策性银行、商业银行等金融机构体系数据,应用政府在宏观调控过程中的运行信息^[5],能够精准对接产业发展需求,为企业提供定制化、个性化融资服务,有效提升了县域数字普惠金融发展水平,这为本文提供了良好的准自然实验策略。因此,本文设定如下双重差分模型:

$$\ln Entre_{i,t} = v_0 + v_1 (Treat_i \times Post_t) + v_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中, $Treat_i$ 为 i 县是否为“普惠金融 + 智慧县域”项目试点县的虚拟变量,若是则设 $Treat_i = 1$, 否则 $Treat_i = 0$; $Post_t$ 为时间虚拟变量,在开始实施该试点项目的当年及以后各年取值设为 $Post_t = 1$, 否则 $Post_t = 0$ 。

本文首先运用事件分析法进行平行趋势检验,引入 $Treat_i$ 与各年份虚拟变量的交互项,选择 2014 年作为基准年份,设定虚线表示 90% 的置信区间,结果见图 1。可以看出,在政策试点之前,实验组和对照组在新注册企

表 4 稳健性检验结果

| 变量 | (1) 替换变量 | (2) 剔除样本 | (3) 缩尾处理 | (4) DID 检验 |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| $DifIndex$ | 1.674 *** (0.088) | 1.576 *** (0.035) | 1.593 *** (0.027) | |
| $Treat \times Post$ | | | | 0.103 *** (0.034) |
| $\ln perGDP$ | 0.062 *** (0.013) | 0.053 ** (0.026) | 0.057 *** (0.011) | 0.502 *** (0.024) |
| $Govern$ | 0.065 (0.054) | 0.057 (0.306) | -0.008 (0.048) | 0.289 *** (0.069) |
| $Bank$ | 0.053 ** (0.025) | 0.061 (0.039) | 0.054 *** (0.016) | 0.136 *** (0.051) |
| $Deposit$ | -0.086 *** (0.031) | -0.128 *** (0.008) | -0.070 *** (0.026) | 0.199 *** (0.037) |
| $Consume$ | 0.107 *** (0.029) | 0.154 *** (0.047) | 0.042 (0.055) | 0.056 (0.048) |
| Edu | 0.620 (1.252) | 0.489 (1.035) | 0.183 (1.216) | -1.482 (1.105) |
| 县域固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 13448 | 13256 | 11835 | 13448 |
| R^2 | 0.482 | 0.570 | 0.609 | 0.311 |

注:此处只汇报了工具变量第二阶段回归结果。下表同。

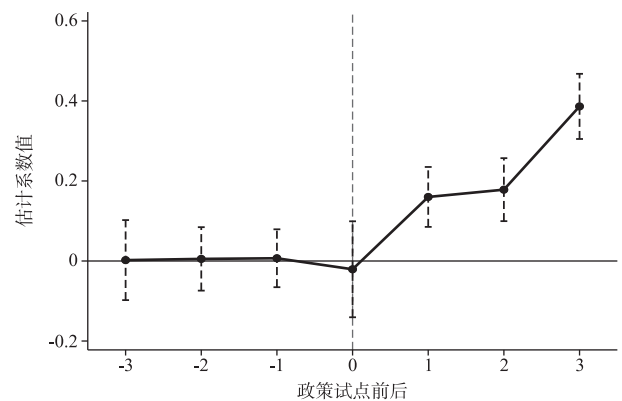


图 1 平行趋势检验结果

业数量方面呈现出相同的变化趋势,验证了平行趋势假设的成立;在政策试点之后,实验组的创业活动相较于对照组显著增加。最终双重差分模型的具体估计结果见表4第(4)列,可以看出交互乘项的回归系数显著为正,即与非试点县域相比,“普惠金融+智慧县域”试点项目确实对县域创业活动具有显著的促进效应,进一步强化了上述实证结果的稳健性。

(三)作用机制检验

按照上述理论分析,本文对模型(13)进行估计,结果见表5。第一,数字普惠金融与通信基础设施的交乘项对县域创业活动的估计系数显著为正,这说明数字普惠金融的发展能够通过完善通信基础设施有效破解县域“信息茧房”难题,进一步拓宽创业主体获取信息的渠道,提升创业主体挖掘和利用信息的效率,进而对创业活动产生显著的促进效应。第二,数字普惠金融与产业结构优化程度的交乘项在1%的置信水平上对县域创业活动的回归系数显著为正,这说明数字普惠金融通过引导信息技术等要素向新兴产业融合和渗透,促进了县域产业结构的优化升级,进而为创业活动的开展营造了良好的发展环境和更广阔的发展空间。第三,在创新水平越高的县域,数字普惠金融对创业活动的推动作用越大。可见,数字普惠金融的发展能通过促进创新形成与之相匹配的创业机会,由此进一步创造出新的创业机遇,为创业活动注入新动能。综上,本文的假说H2得到验证。

(四)异质性检验

1. 数字普惠金融对不同规模创业活动影响的异质性检验

本文参考谢绚丽等^[8]、林嵩等^[31]的划分方式,根据企业注册资本将创业活动分为三种规模:小微型创业活动(注册资本在100万元以下)、中型创业活动(注册资本100—500万元)、大型创业活动(注册资本500万元及以上),并对不同规模的新注册企业数量对数化处理分组进行实证检验,回归结果见表6。可以看出,数字普惠金融对不同规模的创业活动均具有显著的正向影响,但相较于大中型创业活动,小微型创业活动更能受益于数字普惠金融的发展,从而能让更多创业主体平等、高效地享受现代普惠金融权益,提升数字普惠金融服务实体经济的质效。本文的假说H3a得到验证。

2. 数字普惠金融对不同产业创业活动影响的异质性检验

本文按照国家统计局发布的《三次产业划分规定》,根据创业企业的行业信息,将其划分为第一产业、第二产业、第三产业三种属性,并对不同产业属性的新注册企业数量对数化处理分组进行实证检验,回归结果见表7。可以看出,数字普惠金融对从事不同产业属性的创业活动均具有显著的促进效应,但其对第二、三产业属性创业活动的促进效应大于第一产业属性的创业活动。这说明农村数字基础设施建设滞后、数字技术普及和应用程度不高以及农民创业意识淡薄等现实因素,在一定程度上削弱了数字普惠金融对第一产业属性创业活动的促进效应^[41]。本文的假说H3b得到验证。

表5 作用机制检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 通信基础设施 | 产业结构 | 创新水平 |
| <i>DifIndex</i> | 0.216** (0.104) | 0.395*** (0.122) | 0.167* (0.085) |
| <i>M</i> | 0.057 (0.073) | 0.015* (0.008) | 0.038*** (0.012) |
| <i>DifIndex × M</i> | 0.047** (0.023) | 0.640*** (0.156) | 0.108*** (0.011) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| 县域固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 13448 | 13448 | 13448 |
| R ² | 0.412 | 0.676 | 0.304 |

表6 规模异质性检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 小微型 | 中型 | 大型 |
| <i>DifIndex</i> | 1.273*** (0.105) | 0.684* (0.387) | 0.997** (0.469) |
| <i>lnperGDP</i> | 0.110** (0.056) | -0.015 (0.034) | 0.080** (0.032) |
| <i>Govern</i> | 0.075 (0.095) | 0.090 (0.073) | -0.154 (0.097) |
| <i>Bank</i> | 0.240*** (0.082) | 0.115*** (0.041) | 0.102** (0.041) |
| <i>Deposit</i> | -0.418*** (0.061) | -0.290*** (0.045) | -0.278*** (0.047) |
| <i>Consume</i> | 0.116 (0.086) | 0.098* (0.057) | 0.095* (0.049) |
| <i>Edu</i> | 0.265 (1.041) | 0.520 (1.268) | 0.913 (1.157) |
| 县域固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 13448 | 13448 | 13448 |
| R ² | 0.507 | 0.492 | 0.553 |

表7 产业属性异质性检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 第一产业 | 第二产业 | 第三产业 |
| <i>DifIndex</i> | 0.826*** (0.111) | 1.074** (0.507) | 1.169*** (0.218) |
| <i>lnperGDP</i> | -0.099** (0.045) | 0.078*** (0.025) | 0.062** (0.027) |
| <i>Govern</i> | -0.015 (0.116) | 0.128** (0.054) | 0.036 (0.058) |
| <i>Bank</i> | -0.073* (0.044) | 0.047*** (0.016) | 0.089** (0.037) |
| <i>Deposit</i> | 0.118** (0.056) | -0.149*** (0.027) | -0.148*** (0.033) |
| <i>Consume</i> | -0.054 (0.076) | 0.125*** (0.039) | 0.109** (0.047) |
| <i>Edu</i> | 0.532 (1.083) | 0.401 (1.027) | 0.733 (0.896) |
| 县域固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 13448 | 13448 | 13448 |
| R ² | 0.431 | 0.569 | 0.459 |

3. 数字普惠金融对不同区域创业活动影响的异质性检验

本文将总体样本按照所属省(自治区、直辖市)划分为东部、中部、西部和东北四个子样本,以探究数字普惠金融发展的不均衡特征对不同区域间创业活动的边际效应,估计结果见表 8。可以发现,中西部以及东北地区数字普惠金融的发展对县域创业活动均具有显著的正向效应,而东部地区数字普惠金融的发展对创业活动的赋能并不显著。这说明金融基础薄弱的中西部和东北地区会因数字普惠金融的发展释放出更大的创业红利,从而为中国区域协调发展创造了新机遇。本文的假说 H3c 得到验证。

(五)空间溢出效应检验

本文进一步检验数字普惠金融对县域创业活动的空间溢出效应,构建空间面板计量模型:

$$\ln Entre_{i,t} = \sigma_0 + \rho Q \ln Entre_{i,t} + \phi_1 Q DifIndex_{i,t} + \sigma_2 DifIndex_{i,t} + \phi_c Q X_{i,t} + \sigma_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

其中, ρ 代表空间自回归系数, Q 为 $n \times n$ 维的空间权重矩阵; ϕ_1 和 ϕ_c 分别表示数字普惠金融以及控制变量空间交互项的弹性系数。首先,本文利用 Moran's I 指数法对数字普惠金融和县域创业活动进行空间自相关检验,结果见表 9。可以发现,2014—2021 年数字普惠金融发展指数和县域创业活动水平在地理距离矩阵权重下的 Moran's I 指数均在 1% 的水平上存在显著的正向空间自相关关系,即数字普惠金融和创业活动在空间分布上呈现集聚现象。因此,本文有必要使用空间面板计量模型进一步探究数字普惠金融与县域创业活动之间的空间溢出效应。其次,本文参考 Elhorst^[42] 的做法,依据 LM、LR 和 Wald 统计量的检验结果确定了县域和年份双重固定效应的空间杜宾模型为最优选择。

为了提高回归结果的稳健性,本文依次运用地理距离矩阵、经济距离矩阵和邻接矩阵 3 种方法进行回归,空间杜宾模型的估计结果见表 10。可以看出, $Q \times DifIndex$ 的回归系数为正,表明数字普惠金融对县域创业活动的空间溢出效应显著存在。本文进一步将数字普惠金融对县域创业活动的回归系数分解为直接效应、间接效应以及总效应三部分,可以发现上述三种不同效应的估计系数均显著为正,这说明本县域数字普惠金融的进步不仅能有效推动本县域创业活动的发生,而且对毗邻县域的创业活动也存在显著的促进效应,从而可以有效助力中国式创业活动的整体发展^[43]。本文的假说 H4 得到验证。

五、结论与启示

本文基于 2014—2021 年中国 1681 个县域的面板数据,考察了数字普惠金融对县域创业活动的影响。主要研究结论如下:第一,

表 8 区域异质性检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 东部 | 中部 | 西部 | 东北 |
| <i>DifIndex</i> | 0.211 (0.136) | 0.709** (0.284) | 1.438*** (0.149) | 1.025** (0.491) |
| <i>lnperGDP</i> | 0.055 (0.066) | 0.170*** (0.047) | 0.015 (0.038) | 0.071 (0.059) |
| <i>Govern</i> | -0.010 (0.020) | 0.317** (0.131) | 0.089 (0.073) | -0.249** (0.109) |
| <i>Bank</i> | 0.026 (0.029) | 0.069 (0.045) | 0.081** (0.037) | -0.003 (0.020) |
| <i>Deposit</i> | -0.223*** (0.063) | -0.041 (0.058) | -0.155*** (0.051) | 0.082 (0.050) |
| <i>Consume</i> | 0.247*** (0.081) | 0.069 (0.088) | 0.021 (0.064) | 0.145 (0.108) |
| <i>Edu</i> | 1.233 (0.840) | 0.684** (0.899) | 0.733** (1.355) | 0.873 (0.683) |
| 县域固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 3320 | 3712 | 5280 | 1136 |
| R ² | 0.477 | 0.629 | 0.395 | 0.502 |

表 9 空间自相关检验结果

| 年份 | (1) | | (2) | |
|------|-----------|-------|-----------|-------|
| | DifIndex | | lnEntre | |
| | Moran's I | Z 值 | Moran's I | Z 值 |
| 2014 | 0.425*** | 4.034 | 0.218*** | 1.974 |
| 2015 | 0.453*** | 4.153 | 0.234*** | 2.304 |
| 2016 | 0.404*** | 3.712 | 0.285*** | 2.529 |
| 2017 | 0.351*** | 3.387 | 0.291*** | 2.367 |
| 2018 | 0.397*** | 3.503 | 0.304*** | 2.632 |
| 2019 | 0.403*** | 3.604 | 0.315*** | 2.901 |
| 2020 | 0.382*** | 3.432 | 0.317*** | 2.894 |
| 2021 | 0.418*** | 3.985 | 0.353*** | 3.215 |

表 10 空间溢出效应检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 地理距离 | 经济距离 | 邻接矩阵 |
| <i>DifIndex</i> | 0.152*** (0.023) | 0.179*** (0.040) | 0.263*** (0.061) |
| ρ | 0.268*** (0.017) | 0.195*** (0.021) | 0.214*** (0.036) |
| $Q \times DifIndex$ | 0.052 (0.044) | 0.069** (0.027) | 0.074 (0.045) |
| 直接效应 | 0.246*** (0.041) | 0.253*** (0.027) | 0.318*** (0.039) |
| 间接效应 | 0.157* (0.088) | 0.162*** (0.034) | 0.145** (0.059) |
| 总效应 | 0.404*** (0.051) | 0.415*** (0.030) | 0.463*** (0.078) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| 县域固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.263 | 0.304 | 0.247 |

二,数字普惠金融对县域创业活动存在显著的促进效应,这一结论在经过工具变量法等内生性处理和以政策冲击构建 DID 模型等稳健性检验后依然成立。第二,数字普惠金融主要通过完善通信基础设施、优化产业结构以

及提升创新水平三种机制对县域创业活动产生促进效应。第三,相较于大中型和第一产业属性的创业活动,微型和第二、三产业属性的创业活动在数字普惠金融发展中获益更多;数字普惠金融对东部地区的创业活动赋能并不显著,但可以显著促进中西部和东北地区创业活动的发生。第四,本县域数字普惠金融的发展不仅能有效促进本县域创业活动的发生,而且对毗邻县域的创业活动具有显著的空间溢出效应。

基于上述研究结论,从当前中国数字普惠金融发展的特征事实和扎实开展创业活动的实践出发,提出以下政策启示:第一,持续推进数字普惠金融的高质量发展,强化数字普惠金融对县域创业活动的促进效应。相关部门应通过构建“政府引导、市场运作”式的“双轮驱动”发展模式,为完善数字普惠金融发展机制、推动数字普惠金融产品和服务创新提供良好的制度支撑和市场环境,从而有效满足不同创业主体多元化金融需求,为县域创业活动的繁荣发展注入强劲的金融动能与金融活力。第二,推进数字普惠金融体制机制改革,持续提升服务实体经济质效。各县域要高度重视数字普惠金融对通信基础设施、产业结构以及创新水平的提升效应,疏通数字普惠金融助力县域创业活动的传导渠道;同时进一步明确数字普惠金融服务实体经济的本质要求,把服务新质生产力作为关键着力点,推动优质高效的金融资源流向小微企业和新兴产业,从而为中国创业活动的高质量发展提供源源不断的动力。第三,提升区域间资源整合力度,促进数字普惠金融协调发展。各区域因地制宜制定数字普惠金融发展战略,东部地区需要充分发挥初始金融发展水平较高的比较优势,加强对周边地区的示范效应,同时从金融供给端积极进行金融科技场景创新,有效满足更高标准的创业需求,进一步激活数字普惠金融的创业效应;中西部和东北地区需要进一步巩固数字普惠金融推动创业发展的“红利优势”,不断提升数字普惠金融赋能创业活动的“硬科技”支撑与“软服务”加持。同时,政府应不断加大各县域之间数字普惠金融发展的协调力度,充分释放其对创业活动繁荣发展的空间贡献能力。

参考文献:

- [1] 张晓鹏,姜凌,王蜀凡. 数字普惠金融的创业效应研究[J]. 经济经纬,2023(3):139-149.
- [2] Hurst E, Lusardi A. Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship[J]. Journal of Political Economy, 2004, 112(2): 319-347.
- [3] Ahlstrom D, Bruton G D. Rapid institutional shifts and the co-evolution of entrepreneurial firms in transition economies[J]. Entrepreneurship Theory & Practice, 2010, 34(3): 531-554.
- [4] 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.
- [5] 何广文,刘甜. 乡村振兴背景下农户创业的金融支持研究[J]. 改革,2019(9):73-82.
- [6] Allen F, Demirguc-Kunt A, Klapper L, et al. The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 2016, 27(2): 1-30.
- [7] Ayyagari M, Juarros P, Martinez Peria M S, et al. Access to finance and job growth: Firm-level evidence across developing countries[J]. Review of Finance, 2021, 25(5): 1473-1496.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 冯大威,高梦桃,周利. 数字普惠金融与居民创业:来自中国劳动力动态调查的证据[J]. 金融经济研究,2020(1):91-103.
- [11] Beck T, Pamuk H, Ramrattan R, et al. Payment instruments, finance and development[J]. Journal of Development Economics, 2018, 133(C): 162-186.
- [12] 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.
- [13] 张号栋,尹志超. 金融知识和中国家庭的金融排斥——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 金融研究,2016(7):80-95.
- [14] 马述忠,贺歌,郭继文. 数字农业的福利效应——基于价值再创造与再分配视角的解构[J]. 农业经济问题,2022(5):10-26.
- [15] 周月书,苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响[J]. 中国农村观察,2023(1):40-58.
- [16] Evans D S, Jovanovic B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(4): 808-827.
- [17] Gine X, Townsend R M. Evaluation of financial liberalization: A general equilibrium model with constrained occupation choice[J]. Journal of Development Economics, 2004, 74(2): 269-307.
- [18] 程郁,罗丹. 信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析[J]. 中国农村经济,2009(11):25-38.
- [19] 江金启,王振华. 数字金融发展与中国居民包容性创业实现——来自县域层面数字金融与传统金融关系的证据[J]. 劳动经济研究,2022(4): 111-140.
- [20] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65-76.
- [21] 琚琼. 数字普惠金融发展的创业效应研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2023(3):45-53.
- [22] Bruhn M, Love I. The real impact of improved access to finance: Evidence from Mexico[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(3): 1347-1376.

- [23] 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.
- [24] 尹振涛, 李俊成, 杨璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? ——基于幸福经济学的研究视角[J]. 中国农村经济, 2021(8): 63-79.
- [25] 曹璐, 罗剑朝. 社会资本、金融素养与农户创业融资决策[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(3): 3-13+158.
- [26] Karaivanov A. Financial constraints and occupational choice in Thai villages[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 201-220.
- [27] 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.
- [28] 魏滨辉, 罗明忠, 曾春影. 劳动力返乡创业与县域产业结构升级: 理论线索与经验证据[J]. 中国农村经济, 2023(10): 26-48.
- [29] 赵佳佳, 魏娟, 刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济, 2023(5): 61-80.
- [30] 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.
- [31] 林嵩, 谷承应, 斯晓夫, 等. 县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究[J]. 经济研究, 2023(3): 40-58.
- [32] 张龙耀, 邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021(3): 23-42.
- [33] 黄祖辉, 宋文豪, 叶春辉. 数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国 1845 个县域的经验证据[J]. 金融研究, 2023(4): 92-110.
- [34] 吕冰洋, 陈怡心, 詹静楠. 政府预算管理、征税行为与企业经营效率[J]. 经济研究, 2022(8): 58-77.
- [35] 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.
- [36] 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.
- [37] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [38] 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.
- [39] 冯永琦, 蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗? ——基于省级数据和产业结构异质性的分析[J]. 当代经济科学, 2021(1): 79-90.
- [40] 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.
- [41] 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(11): 14-31.
- [42] Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.
- [43] 黄漫宇, 曾凡惠. 数字普惠金融对创业活跃度的空间溢出效应分析[J]. 软科学, 2021(2): 14-18+25.

[责任编辑: 杨志辉]

The Impact of Digital Inclusive Finance on County-level Entrepreneurship: Empirical Evidence from Chinese County-level

DENG Jinqian¹, LIU Mingxia²

(1. School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China;
2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract: Digital inclusive finance has become an important “tool” to promote the prosperity of entrepreneurship in the process of Chinese-style modernization. The impact of digital inclusive finance on county-level entrepreneurship is examined based on panel data from 1,681 counties in China from 2014 to 2021. It is found that digital inclusive finance has a significant effect on promoting county-level entrepreneurship. Mechanism test indicates that digital inclusive finance affects county-level entrepreneurship through three channels: improving communication infrastructure, optimizing industrial structure, and enhancing the level of innovation. Heterogeneity test reveals that digital inclusive finance has a stronger promotional effect on small and medium-sized and secondary and tertiary entrepreneurship, and a stronger financial support effect on entrepreneurship in the central, western and northeastern regions than that in the eastern region. The spatial spillover effect test shows that the development of digital inclusive finance in this county can also promote the occurrence of entrepreneurship in neighboring counties. The findings of this paper provide useful reference for strengthening digital inclusive finance to promote the prosperity of Chinese-style entrepreneurship.

Key Words: digital inclusive finance; entrepreneurship; county economy; credit constraints; spatial spillover; financial service