

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.11.003

# 数字时代下普惠金融对创业的影响研究<sup>①</sup>

——来自中国家庭微观调查的证据

杨佳, 陆瑶\*, 李纪珍, 薛芮

(清华大学经济管理学院, 北京 100084)

**摘要:** 中央深化金融供给侧结构性改革的重点之一是解决中小微企业“融资难、融资贵”问题, 以数字技术驱动金融的高质量供给, 使资金更多流向小微企业、个体工商户。本文运用中国数字普惠金融指数和中国居民收入调查数据, 研究发现数字普惠金融可以提升创业概率, 其中信贷业务对创业的促进作用最大。机制分析表明, 数字普惠金融对创业的影响渠道是缓解个体融资约束, 特别是低收入群体和传统金融发展落后地区中表现尤甚。但是上述作用影响存在地区间不平衡不充分问题, 只集中在经济发达、市场化程度高的地区。其次, 异质性分析发现, 在人们之间信任程度越低、风险偏好越高时, 数字普惠金融对创业的促进作用越弱。此外, 本文还发现数字普惠金融存在“数字鸿沟”现象, 其对受教育程度低和年老的个体创业的促进作用影响更小。上述发现表明数字普惠金融有助于缓解民营企业融资困境, 但是其经济效应存在局限性。本文的政策建议是, 在推进数字普惠金融政策时, 要完善地区政策配套实施, 因地制宜, 推动金融同经济的均衡发展, 为畅通国内国际大循环提供有力的金融支持。

**关键词:** 数字普惠金融; 创业; 融资约束; 数字鸿沟; 普惠性

**中图分类号:** F279.2; F49; F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2022)11-0043-26

## 0 引言

“十四五”时期, 我国将进入新发展阶段, 开启全面建设社会主义现代化国家新征程, 加快第五代移动通信、工业互联网、大数据中心等新型基础设施的建设, 数字技术的发展对金融模式产生颠覆性影响。数字普惠金融, 是指将移动网络和通信、大数据、云计算等数字化技术应用到普惠金融领域, 对信用风险进行数字化精细化控制, 从而显著降低交易成本和金融服务门槛, 有效扩大金融服务的可获性和覆盖面。从商业实践层面上看, 2019年上市银行已披露的金融科技投入规模为1 054.1亿元<sup>②</sup>; 传统银行运用互联网和大数据技

术, 通过组合工商、税务、电力等多维度信息交叉验证, 对小微企业进行立体式全息画像, 建立负面清单, 只要小微企业不在负面清单里, 就可以批贷放款, 有效解决正面清单放贷导致的聚焦大企业问题。2019年建行新增小微企业贷款超过3 000亿元, 且数字模式将贷款不良率控制在1%以下。再如, 腾讯微众银行推出的“微粒贷”, 提供7×24 h线上服务, 不需要抵押或者担保, 只以个体的信用作为审核标准, 最快40 s到账, 且可以随借随还。微众银行主要针对个人及小微企业发放短、中和长期贷款, 截至2019年末, 其已向全国超过2 800万客户发放超过4.6亿笔贷款, 累计放款额超过3.7万

① 收稿日期: 2021-05-04; 修订日期: 2021-11-26.

基金项目: 国家自然科学基金优秀青年基金资助项目(71722001); 高校人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD630005); 科技部火炬高技术产业开发中心项目(20191881378); 清华大学自主科研计划课题项目(2021THZWYY09); 清华大学经济管理学院“影响力”提升计划项目(2022051006); 清华大学中国现代国企研究院项目(isOEYB202211).

通讯作者: 陆瑶(1978—), 女, 北京人, 教授, 博士生导师. Email: luyao@sem.tsinghua.edu.cn

② 参见中关村互联网金融研究院发布的《中国金融科技和数字普惠金融发展报告(2020)》.

亿元,笔均贷款约8 000元;已为90万家小微民营企业提供信贷支持,其中授信企业23万家,这些企业提供就业岗位超过200万;且65%的客户此前无任何企业类贷款记录,36%的客户无任何个人经营性贷款记录。从政策层面上看,2016年9月,二十国集团第十一次峰会提出《二十国集团数字普惠金融高级原则》,把利用数字技术推广普惠金融上升到了国家战略层面。“十四五规划”中明确指出,“构建金融有效支持实体经济的体制机制,提升金融科技水平,增强金融普惠性”<sup>③</sup>。2021年国务院《政府工作报告》提出今年重点工作之一为“大型商业银行普惠小微企业贷款增长30%以上,创新供应链金融服务模式”。在技术发展和政策推进的双重推动下,通过大数据挖掘、人工智能等数字技术赋能金融,成为推动普惠金融健康发展的主要源动力。2020年以来,新冠肺炎疫情冲击全球,非接触、不间断、高效率的数字普惠金融在抗击疫情、助力小微经济、稳定经济上发挥重要的作用。疫情发生后,全国工商联、多家行业协会和网商银行共同发起了“无接触贷款助微计划”。无接触贷款是指在线申请、无须人工接触的数字贷款方式,截至11月15日,已服务小微企业和农户数超2 262.84万户,贷款累计发放9 784.45亿元,满足了小微企业“短、小、频、急、散”的融资需求特点,进一步扩大了银行对长尾客户的覆盖面,降低其风险管理成本。

我国现行金融体系以间接融资主导,2019年国内间接融资占比仍超过60%,商业银行天然存在顺周期行为,在可贷资金有限情况下更多倾向于信用风险较低、抵押物充足的大型企业,特别是国企;我国民企多为中小微企业,一方面资产规模较小,缺乏抵质押物,另一方面自身存在经营不规范、负债率过高的特点,导致民营企业面临“融资难、融资贵”的困境,极大抑制了经济体中企业家创业的活跃程度。“大力发展普惠金融,是我国全面建成小康社会的必然要求,有利于促进金融业可持续均衡发展,推动大众创业、万众创新,助推

经济发展方式转型升级,增进社会公平和社会和谐。”<sup>④</sup>而数字普惠金融使得个体能够在无抵质押物的情况下,凭借个人信用数据通过互联网方便快捷贷到创业启动资金。可以预期,数字化时代下,数字普惠金融能够通过缓解融资约束而促进企业家创业。

虽然已有大量文献关注金融政策与创业的关系,但是这些研究主要聚焦在相对传统的金融政策对创业的影响,例如利率市场化<sup>[1]</sup>、普惠金融<sup>[2]</sup>等。由于传统金融机构“嫌贫爱富”的特征、固有的信息不对称问题和信息验证成本过高,传统普惠金融政策并不具有商业可持续性<sup>④</sup>。数字时代,金融科技能够有效解决上述传统金融机构的不足。因此,数字普惠金融能否促进企业家创业?如果促进了,那么其背后的影响机制是什么?此外,上述影响在不同经济、文化环境下是否存在异质性?是否所有个体都能平等享受数字金融的“红利”?数字普惠金融是否可以真正实现其“普惠性”?研究上述问题,从短期上看,有助于后疫情时代为我国助力小微企业,恢复经济提供实证支撑;长期上看,对于中国新发展阶段鼓励创新创业、推动高质量发展,深化供给侧结构性改革,加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局至关重要。

本文将中国数字普惠金融指数作为数字普惠金融的度量,从中国居民收入调查项目数据中获取了个体创业行为信息,实证结果表明:第一,数字普惠金融指数每增加1个单位,个体创业的概率增加了6.7%。从2011年~2013年全国平均数字普惠金融指数从0.400上升到1.553<sup>⑤</sup>,导致个体创业概率平均上升了7.73个百分点,数字普惠金融的发展有效促进了个体创业,并且数字普惠金融主要是通过使用深度这一子维度来促进个体的创业,其中信贷对创业的促进作用最大。进一步稳健性检验表明,通过利用工具变量法解决反向因果问题,并且加入相关地区宏观变量以控制由于遗漏数据所产生的内生性后,结果依然显著。在

③ 参见《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》, [http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content\\_5556991.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm)。

④ 参见国务院印发的《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》, [http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/15/content\\_10602.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/15/content_10602.htm)。

⑤ 由于被解释变量创业是类别变量,为了确保被解释变量和解释变量之间保持一致的口径,在后续研究中都将数字普惠金融指数除以100。

更改创业和数字普惠金融的测量指标,并扩大样本时间跨度后,数字普惠金融对创业的促进作用仍然稳健。第二,机制分析表明,数字普惠金融促进创业的主要影响渠道是缓解创业者的融资约束,特别是低收入群体和传统金融发展落后地区中表现尤甚,这与普惠金融的“普惠性”一致。第三,异质性分析发现数字普惠金融对创业的促进作用会受到地区宏观经济、市场化的影响。宏观上,地区的不平衡不充分问题影响到数字普惠金融对创业的作用,数字普惠金融对创业的促进作用主要集中在经济发达、市场化程度高的地区;而在经济落后、市场化程度低的地区,上述作用影响并不显著。第四,本文还研究了个体的文化价值观念对上述作用的异质性影响,数字普惠金融在人与人之间的信任程度越低的情况下对创业的影响越小。此外,所在地的风险偏好越高,数字普惠金融对创业的影响越小。第五,微观上个体“数字鸿沟”问题影响数字普惠金融的作用发挥。数字普惠金融对受教育程度低、年老的个体创业影响更小,信息弱势群体并未享受到数字金融的“红利”。上述结果表明,数字普惠金融有助于缓解民企的融资困境并促进创业,但其经济效应具有局限性。金融政策的落实要结合当地经济状况,没有强健的经济肌体,金融血脉的注入无法发挥相应的促进作用。政府要完善地区政策配套实施,因地制宜、因势利导深化改革,改善落后地区的金融基础设施,才能发挥出政策的理想效果。另外,受限于不同个体间存在“数字鸿沟”现象,受教育程度低和年老的个体无法享受到数字金融政策的福利,政府应制定相关政策以提高互联网的普及率,并针对信息弱势群体提供多层次的数字金融教育和培养其金融素养。

在已有文献基础上,本研究主要学术贡献在于以下三个方面:第一,针对数字普惠金融政策学术研究,目前国内研究主要集中在对企业创新<sup>[3]</sup>、收入分配<sup>[4]</sup>、货币政策<sup>[5]</sup>和经济增长<sup>[6]</sup>的影响,结合当前“大众创业”趋势,深入探究数字普惠金融对创业的影响机制,拓展数字普惠金融方面的文献研究。第二,以往文献多将视线聚焦于企业家创业受到相对传统的金融政策的影响,已有文献中关于数字普惠金融政策的实证研究主要是从宏观角度构造地区创业指标,如地区新增企

业注册信息<sup>[7]</sup>,一方面会存在反向因果关系,创业活跃度会反向影响数字普惠金融发展水平;另一方面,无法从微观角度考察数字普惠金融的“数字鸿沟”现象。本研究从个体层面刻画创业行为,探究人力资本等的异质性如何影响数字普惠金融对创业的促进作用,拓展创业在微观机制领域的相关研究。第三,以往文献主要关注传统金融与数字金融的关系<sup>[8,9]</sup>,鲜有探究经济、制度以及文化等情景式因素对数字金融政策“普惠”效果的影响,研究发现数字普惠金融的“普惠性”受到地区经济、市场制度以及文化的制约,丰富了数字金融政策在不同情景式环境中对创业的作用的研究。

另外,本研究结论具有较强的政策含义,从宏观层面发现数字普惠金融政策并未实现对经济落后、市场化程度低的地区在创业上的促进作用,从实证上检验了我国发展不平衡不充分问题仍然突出这一现象,数字普惠金融发展仍有短板需要补足,这也表明政策的实施需要“配套使用”,不应“一刀切”,也为中国后续加快推进新发展格局、构建金融有效支持实体经济的政策机制提供了学术性建议。

## 1 文献综述和研究假设

### 1.1 数字普惠金融

数字普惠金融既包括传统金融机构对原有金融产品的数字创新,如:在线小额贷款、手机银行、央行数字货币支付结算等;也包括一些新兴的互联网金融机构提供的互联网金融产品,如:蚂蚁借呗、微粒贷等。我国国务院网站发布《推进普惠金融发展规划(2016-2020年)》,将普惠金融明确定义为“普惠金融是指立足机会平等要求和商业可持续原则,以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务。”普惠金融强调的是金融服务在不同群体间的平等性,学术界普遍认可普惠金融发展有利于消除贫困、促进信贷可获得性和经济增长<sup>[10]</sup>。然而,由传统金融机构推动普惠金融不符合商业可持续原则,传统银行发展普惠金融需到偏远地区建立线下网点,维护成本较高,并且,由于贷款额度较小和违约风险较高,信息验证成本远高于贷

款收益,银行没有意愿对小微企业和个体进行放贷。相反,数字技术赋能普惠金融,推动普惠金融的可持续发展<sup>[11,12]</sup>。在移动数字时代,个体线上消费、社交等数字足迹都被互联网公司记录下来,并利用大数据处理方法对个体的信用风险进行评估,有效缓解信息不对称问题。特别是对中小企业或个体信贷者;传统金融业的网点和人工审核被互联网及其相关人工智能技术替代,风险评估和期限匹配等都能通过评级模型进行智能分析,由系统全自动审批,信息验证成本下降甚至趋于零,因而能提供小额贷款;企业或个体信贷者随时随地都能通过互联网进行借贷、投资等金融交易,简化申请流程,易于操作且不受时空限制,扩大金融服务渗透度。

由于数字普惠金融这一概念提出时间较短,目前国内外的研究较少。Ghosh<sup>[13]</sup>认为数字技术使得发展中国家的穷人也能享受金融服务,普惠金融正日益数字化。国内学者对数字普惠金融的影响研究主要集中在收入分配<sup>[4]</sup>、货币政策<sup>[5]</sup>和经济增长<sup>2</sup>等角度。学者们普遍认为数字普惠金融能显著促进经济增长<sup>2</sup>。

## 1.2 个体创业行为

目前经济学家普遍认可创业是一种重要的生产要素,驱动经济的可持续增长<sup>[14]</sup>。针对个体创业这一衡量指标,世界银行创业调查(World Bank Global Entrepreneurship Survey)采用正规经济部门中新注册有限责任公司的数量作为创业的刻画指标。国内众多学者都认为国有企业带有浓厚的政治色彩,国企的建立由政府部门指定,杨勇等<sup>[15]</sup>利用私营企业个数作为省域个体创业的度量指标,李宏彬等<sup>[16]</sup>则使用个体和私营企业所雇佣的工人数占总就业人口的比率衡量企业家创业精神的指标。本研究借鉴于此,将个体创业行为定义为市场中的“新的进入”,指建立一个新的私营企业的行为,包括高科技创业行为,自我雇佣式的个体生存性创业等。

对于影响企业家创业的因素研究,从微观层面来看,创业者的年龄、性别、人力资本、家庭和社会资本等个体特质会影响其创业行为<sup>[17,18]</sup>。在宏

观社会环境上,影响创业的主要因素包括经济政策、社会政治制度、文化、社会结构等<sup>[19,20]</sup>。Liang等<sup>[21]</sup>的研究显示,在任何特定年龄层,人口较年轻的国家比人口较年长的国家创业率更高。

## 1.3 理论分析和研究假设

一个运作良好的金融体系能够通过为企业家创新创业活动提供信贷支持,从而促进经济增长<sup>[22]</sup>。现实中金融体系的不发达会产生融资约束问题。融资约束又称流动性约束,指的是由于逆向选择和道德风险问题,潜在的企业家难于从银行获得创业所需的启动资金,而自身积累财富不足以支持创业,因此无法进行创业。而国内外大量文献已经证明了融资约束现象普遍存在。Radim<sup>[23]</sup>发现在美国,经商家庭高储蓄的主要动机是希望在需要创业融资时能缓解融资约束问题。而Allen等<sup>[24]</sup>则发现,中国大多数银行的信贷都发放给国有企业和上市公司,私有部门最重要的资金来源是自我融资。这意味着,中国存在不利于个体创业的融资约束现象。

借鉴Evans和Jovanovic<sup>[25]</sup>的研究,探究数字普惠金融如何促进个体创业。假定在期初,个体必须决定是否创业(成为企业家)或者继续打工(作为雇员)。在期末,创业者将从创立的企业中获取总收益 $y$ ,而雇员则领取固定工资 $w$ <sup>⑥</sup>。创业者 $i$ 的创业收益

$$y_i = \theta_i k^\alpha \varepsilon - C \quad (1)$$

其中 $\theta_i$ 表示企业家的能力,比如经营能力或创新能力等,假定 $\theta_i$ 服从分布 $F(\theta)$ 。 $k$ 是经营企业所需投入的资本, $\alpha \in (0, 1)$ 。 $\varepsilon$ 是随机项,服从对数正态分布( $E(\ln(\varepsilon)) = 0, D(\ln(\varepsilon)) = \sigma_\varepsilon^2$ ),其分布与企业家无关。 $C$ 是经营固定成本。个体选择创业之后期末的总收入是

$$I_i = y_i + r(z_i - k) \quad (2)$$

其中 $r$ 是1加上利率<sup>⑦</sup>, $z_i$ 是创业者期初的自有财富。如果 $z_i < k$ ,代表着创业者从外部进行借款,期末需要支付本金和利息为 $r(k - z_i)$ 。假定每个人能从金融机构贷款的最大额度为 $(\lambda - 1)z_i$ (其中 $\lambda \geq 1$ ),也就是说,个体的融资约束取决于金融机构的贷款意愿 $\lambda$ 和个体自有财富 $z_i$ 。因

⑥ 为了简化模型,假定工资 $w$ 为常数。

⑦ 为了简化模型,假定个体的存贷款利率是相同的。

此,企业家  $i$  创业之后的资本投入面临以下的约束

$$0 \leq k \leq \lambda z_i \quad (3)$$

下面分析数字普惠金融的出现对参数的影响. 第一,数字普惠金融依靠数字技术缓解了借贷双方的信息不对称,提高了互联网金融机构的借款意愿  $\lambda$ ,进而缓解了个体的融资约束.在数字金融模式下,大数据技术缓解了信息不对称,人工智能线上实时放贷降低了交易成本,能够通过数字平台提供小额贷款,极大支持了普惠金融的可持续发展.第二,数字金融的出现使得企业经营者能够利用电子支付系统来降低成本  $C$ .企业通过电子支付体系一方面可以扩大客户群体,并降低收款成本和后续的现金管理成本;另一方面也能借助电子支付系统来追踪日销售额,进而降低库存管理成本.

分析数字普惠金融的出现对个体选择创业的概率的影响.在期初,如果个体决定创业,此时个体的期望创业收入为  $E(I_i) = \theta_i k^\alpha - C + r(z_i - k)$ .创业者需要决定期初的资本投入  $k$

$$\max_{k \in [0, \lambda z_i]} [\theta_i k^\alpha - C + r(z_i - k)] \quad (4)$$

通过对  $k$  进行一阶求导,得到一阶必要性条件是  $\theta_i \alpha k^{\alpha-1} - r = 0$ ,计算得到最优资本投入

$$\hat{k} = \left( \frac{\theta_i \alpha}{r} \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (5)$$

结合式(3)和式(5),如果创业者没有面临融资约束,则必须满足  $\hat{k} \leq \lambda z_i$ ,此时个体  $i$  的企业家能力必须满足

$$\theta_i \leq (\lambda z_i)^{1-\alpha} \frac{r}{\alpha} \quad (6)$$

因此,创业者的期末的期望总收入表示如下

$$E(I_i) = \begin{cases} \theta_i \hat{k}^\alpha - C + r(z_i - \hat{k}) & \text{若 } \theta_i \leq G_1(\lambda z_i) \\ \theta_i (\lambda z_i)^\alpha - C + r(z_i - \lambda z_i) & \text{若 } \theta_i > G_1(\lambda z_i) \end{cases} \quad (7)$$

$$\text{其中 } G_1(\lambda z_i) = (\lambda z_i)^{1-\alpha} \frac{r}{\alpha}.$$

考虑个体选择创业的概率.个体只有在创业的期望总收入超过被雇佣的收入,即  $E(I_i) \geq w + r z_i$ ,才会选择创业.

首先,当个体没有面临融资约束时,即  $\theta_i \leq G_1(\lambda z_i)$ ,此时,  $\theta_i \hat{k}^\alpha - C + r(z_i - \hat{k}) \geq w + r z_i$ ,将式(5)代入计算得到

$$\theta_i \geq (w + C)^{1-\alpha} \left[ \left( \frac{\alpha}{r} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} - r \left( \frac{\alpha}{r} \right)^{1/(1-\alpha)} \right]^{\alpha-1} \quad (8)$$

其中

$$G_2(C) = (w + C)^{1-\alpha} \left[ \left( \frac{\alpha}{r} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} - r \left( \frac{\alpha}{r} \right)^{1/(1-\alpha)} \right]^{\alpha-1}.$$

据此,当个体没有面临融资约束时,经济体中个体选择创业的概率是  $F(G_1(\lambda z_i)) - F(G_2(C))$  ⑧.

第二,当个体面临融资约束时,即  $\theta_i > G_1(\lambda z_i)$ ,此时  $\theta_i (\lambda z_i)^\alpha - C + r(z_i - \lambda z_i) \geq w + r z_i$ ,计算得到

$$\begin{aligned} \theta_i &\geq (w + C) (\lambda z_i)^{-\alpha} + r (\lambda z_i)^{1-\alpha} \\ &= G_3(\lambda z_i, C) \end{aligned} \quad (9)$$

当个体面临融资约束时,经济体中个体选择创业的概率是  $1 - F(G_3(\lambda z_i, C))$  ⑨.综上所述,个体选择创业的总概率为  $F(G_1(\lambda z_i)) - F(G_2(C)) + 1 - F(G_3(\lambda z_i, C))$ .

数字普惠金融出现之后,  $\lambda$  提高变成  $\tilde{\lambda}$ ,  $C$  下降变成  $\tilde{C}$ ,易知  $G_1(\tilde{\lambda} z_i) > G_1(\lambda z_i)$ ,  $G_2(\tilde{C}) < G_2(C)$ ,  $G_3(\tilde{\lambda} z_i, \tilde{C}) < G_3(\tilde{\lambda} z_i, C) < G_3(\lambda z_i, C)$  ⑩,进而可以推出  $F(G_1(\tilde{\lambda} z_i)) > F(G_1(\lambda z_i))$ ,  $F(G_2(\tilde{C})) < F(G_2(C))$ ,  $F(G_3(\tilde{\lambda} z_i, \tilde{C})) < F(G_3(\lambda z_i, C))$ ,最后可以推导出数字普惠金融

⑧ 假定  $G_1(\lambda) > G_2$ , 否则,在  $\theta_i \leq G_1(\lambda z_i)$  情况下,没有个体会选择创业,创业概率为零.

⑨ 假定  $G_3(\lambda z_i) > G_1(\lambda z_i)$ , 否则,此时个体选择创业的总概率为  $1 - F(G_2)$ ,与  $\lambda$  无关,保持不变.当把假设条件放松之后,结果不变.

⑩ 下证  $G_3(\tilde{\lambda} z_i, \tilde{C}) < G_3(\lambda z_i, C)$ . 当  $\theta_i > G_1(\lambda z_i) = (\lambda z_i)^{1-\alpha} \frac{r}{\alpha}$ ,  $\theta_i (\lambda z_i)^\alpha + r(z_i - \lambda z_i) \geq w + r z_i$  满足的充分必要条件是  $H(\lambda) = \theta_i (\lambda z_i)^\alpha + r(z_i - \lambda z_i) - (w + r z_i) > 0$ ,对  $H(\lambda)$  求  $\lambda$  的一阶导数,得到  $\frac{dH(\lambda)}{d\lambda} = \theta_i z_i^\alpha \alpha \lambda^{\alpha-1} - r z_i > (\lambda z_i)^{1-\alpha} \frac{r}{\alpha} z_i^\alpha \alpha \lambda^{\alpha-1} - r z_i = 0$ ,即  $\frac{dH(\lambda)}{d\lambda} > 0$ ,则  $H(\tilde{\lambda}) > H(\lambda)$ . 此时,令  $H(\tilde{\lambda}) = 0$  的  $\theta$  临界值  $G_3(\tilde{\lambda} z_i, \tilde{C})$  下降,也就是说  $G_3(\tilde{\lambda} z_i, \tilde{C}) < G_3(\lambda z_i, C)$ .

出现之后的个体选择创业的总概率  $F(G_1(\tilde{\lambda}, z_i)) - F(G_2(\tilde{C})) + 1 - F(G_3(\tilde{\lambda}, z_i, \tilde{C})) > F(G_1(\lambda, z_i)) - F(G_2(C)) + 1 - F(G_3(\lambda, z_i, C))$ . 因此, 数字普惠金融的出现使得个体选择创业的总概率上升.

进一步, 个体的融资约束程度受到微观个体自有财富和宏观所处金融发展水平的影响. 微观上, 低收入群体是金融排斥的主要群体之一, 由于缺乏融资所需的抵押担保物, 信贷风险较高, 因此传统金融机构不愿意向他们提供贷款, 其面临较大的融资约束<sup>[26, 27]</sup>. 考虑数字普惠金融对低收入、高收入群体创业概率的异质性影响. 对于低收入群体而言, 由于其自有财富  $z_i$  较低, 个体面临的融资约束较高, 因此数字普惠金融通过提高  $\lambda$ , 能够显著降低低收入群体的融资约束, 从而有效促进低收入群体的创业. 而对于高收入群体, 他们面临的融资约束较低, 不妨假设  $z_i \rightarrow +\infty$ , 易得  $G_3(\lambda, z_i, C) < G_1(\lambda, z_i)$ <sup>①</sup>, 此时个体选择创业的总概率为  $1 - F(G_2(C))$ , 与金融机构的贷款意愿  $\lambda$  无关, 而数字普惠金融对低收入和高收入群体的经营成本  $C$  的影响幅度一致, 因此数字普惠金融对高收入群体的创业概率影响较低.

宏观上, 实证也已证明金融发展水平的提高有利于缓解融资约束. Rajan 和 Zingales<sup>[28]</sup> 发现在金融市场更发达的国家, 外部融资依赖程度更高的行业发展速度会更快, 并且个体创业行为更积极. 在传统金融发达的地区, 金融机构的借款意愿  $\lambda$  本身较高, 个体面临融资约束程度较低, 数字普惠金融的出现对  $\lambda$  改善幅度不大, 此时数字普惠金融的发展对该地区的个体的创业概率影响较低. 由此, 提出第 1 条假设:

**H1** 数字普惠金融能够促进个体创业, 特别是低收入群体和传统金融发展落后地区中表现尤甚.

经济与金融之间内生相互影响, 数字普惠金融的发展, 为受到银行排斥的创业者提供资金, 缓解其融资约束并促进其创业行为, 从而导致经济增长<sup>[29]</sup>. 反之, 经济的增长带来收入增加, 高收入

意味着高储蓄, 为金融的进一步发展提供物质手段. 另外, 数字化进程中不同经济水平地区出现了“数字鸿沟”现象, 经济发达地区, 有资金购置计算机、网络服务等, 也受到了更好的教育, 互联网普及率较高, 因此数字化水平更高; 而经济落后地区, 由于资金受限不能拥有最好的计算机和网络服务, 有些人甚至从来没有接触过互联网, 信息化程度极低. 经济发展水平不仅影响数字普惠金融发展状况, 也是决定个体是否创业的一个重要环境变量. 对于创业者而言, 资金和商业机会都是必不可少的要素. 经济落后地区, 一方面数字化基础设施建设不足, 许多人不熟悉甚至没接触过互联网, 因而无法利用这一新兴的数字融资渠道; 另一方面, 由于市场中消费需求不足, 新成立企业难于存活, 即使在该地区大力推广数字普惠金融政策, 为企业家提供创业资金, 他们也不愿意创业. 由此, 提出第 2 条假设:

**H2** 地区的经济发展水平越低时, 数字普惠金融对创业的促进作用越小.

好的制度环境可以对参与市场博弈的所有个体的行为进行约束和引导, 使得市场自动实现资源高效率配置, 而不好的制度环境会使得资源配置失衡, 造成社会效益损失<sup>[30]</sup>. 市场制度环境会影响该地区金融发展水平, 通过影响金融机构提供贷款的期限结构和技术, 进而影响到中小企业信贷可得性<sup>[31]</sup>. 另外, 市场化程度也是决定企业家创业积极性的一个必要条件. 自由的市场制度环境下, 较弱的国企垄断, 完善的法律制度和产权保障, 且企业家不需付出高昂的寻租成本, 从而激发更多企业家创业<sup>[32]</sup>. 相反, 非自由竞争环境则会阻碍经济社会中资源的合理配置, 使得资源配置更多受到行政力量而非市场力量的控制, 此时即使为个体提供融资渠道, 个体仍没有动力进行创业. 由此, 提出第 3 条假设:

**H3** 市场化程度越低时, 数字普惠金融对创业的促进作用越小.

制度用于界定参与社会博弈个体间的相互关

① 当  $z_i \rightarrow +\infty$ ,  $\lim_{z_i \rightarrow +\infty} G_3(\lambda, z_i, C) - G_1(\lambda, z_i) = \lim_{z_i \rightarrow +\infty} (w + C)(\lambda z_i)^{-\alpha} - r\left(\frac{1}{\alpha} - 1\right)(\lambda z_i)^{1-\alpha} \rightarrow -\infty$  (当  $0 < \alpha < 1$ ).

系和行为规范,不仅包括正式的法律制度,也包括非正式制度,如价值信念、文化传统等。人们的思维和行为反映所在社会的文化烙印,文化深刻影响地区经济和金融的发展<sup>[33]</sup>。已有研究证实,低信任感的社会文化会导致较低的股票市场参与度,不信任导致个体不愿向他人提供资金,阻碍了金融的发展<sup>[34]</sup>。另外,人们之间的信任感也会影响个体创业的积极性<sup>[35]</sup>。创业由于需要大量资金和人力资本投入,因此经常是团队合作。并且,创业涉及利益分配,高信任感地区文化带来高道德化的社会氛围,创业者更易找到合作伙伴,创业意愿更强。因此,当人们之间信任程度越高时,个体囿于融资约束无法创业,一旦出现新的融资渠道,更加愿意通过数字金融融资实现创业梦想,从而导致数字普惠金融的发展对于创业的促进作用更大。由此,提出第 4 条假设:

**H4** 人们彼此间信任程度越低时,数字普惠金融对创业的促进作用越小。

风险偏好这一文化维度也能影响到地区金融发展情况,进而影响企业的债务结构选择。已有研究发现,个人主义程度高、不确定性规避程度低的国家,银行的风险承担程度明显较高,企业的负债率更高<sup>[36]</sup>。此外,风险偏好程度也能影响到个体的创业选择<sup>[37]</sup>。创业具有极大的不确定性,需要个体有一定的风险承担能力,越有冒险精神的个体越有勇气进行创业。在高风险偏好地区,一方面,非正规民间借贷属于高风险信贷产品,较为盛行,挤占正规金融的发展;另一方面,个体的创业意愿更强,在难于从银行借款时,会更愿意冒险从非正规借贷组织筹资,面临的融资约束较低,此时数字普惠金融的发展对于创业的促进作用更小。由此,提出第 5 条假设:

**H5** 人们的风险偏好程度越高时,数字普惠金融对创业的促进作用越小。

从微观上看,个体间存在“数字鸿沟”现象<sup>[38]</sup>,个人对互联网的接受度受到受教育水平和年龄的影响。数字金融主要是依靠个体自行线上

提交贷款申请,受教育程度越高的个体,具有越强的学习能力掌握互联网技术。另外,比起年老群体,年轻人更容易接受新事物、新技术。第 29 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,网民主要集中在年轻群体中,很多老年人甚至没有接触过互联网。因此本文猜测受教育程度越低、年龄越大的个体,由于不能很好利用数字金融,因而数字普惠金融对创业的促进作用更小。由此,提出第 6 条假设:

**H6** 当个体受教育程度越低、年龄越大时,数字普惠金融对创业的促进作用越小。

## 2 数据与变量定义

### 2.1 数据来源

本研究的数据来源主要有两个部分。第一部分数据来自 2014 年 7 月~2014 年 8 月中国收入分配研究院进行的中国居民收入调查项目(China Household Income Projects, CHIP)<sup>⑫</sup>,用以度量各省的城镇居民创业情况。由于中国居民收入调查项目在 2014 年只调查了半年数据,因此,本研究样本时间为 2011 年~2013 年。第二部分,采用北京大学数字金融研究中心于 2016 年发布的“中国数字普惠金融指数”<sup>⑬</sup>,以度量各个省份在 2011 年~2013 年数字普惠金融水平的发展变化。

### 2.2 因变量: 创业

个体创业选取了中国居民收入调查项目中的“城镇居民——户主工作经历”部分,观测值约 4 000 个,问卷中调查了受访者 2013 年及以往的工作经历,据此能够得出个体在 2011 年~2013 年中每一年的工作经历。调查问题是“4. 您从事这份工作的就业身份是: ①雇主②雇员③自营劳动者④家庭帮工”,而个体创业包括高科技创业和自营生存性创业,因此选择为 1 或 3,则个体的“创业”这一变量赋值为 1; 否则对该变量赋值为

⑫ 数据获取渠道: 中国家庭收入调查(CHIP)数据库 <http://www.ciidbnu.org/chip/chips.asp?year=2013>。

⑬ 数据获取渠道: 北京大学数字金融研究中心 <https://idf.pku.edu.cn/zsbz/515317.htm>。

0. 同时剔除样本量小于 30 的省份数据. 表 1 统计了居民的创业情况的地区分布统计.

表 1 创业情况的地区分布

Table 1 Regional distribution of entrepreneurship

省份	未进行创业	进行创业	总数
北京	1 263	64	1 327
山西	1 065	117	1 182
辽宁	673	123	796
江苏	1 008	187	1 195
安徽	602	179	781
山东	793	85	878
河南	876	153	1 029
湖北	747	144	891
湖南	611	100	711
广东	985	183	1 168
重庆	698	165	863
四川	430	113	543
云南	542	115	657
甘肃	532	55	587
总数	10 825	1 783	12 608

### 2.3 主要自变量: 数字普惠金融指数

本研究采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数作为主要自变量<sup>[39]</sup>. 对于这一指数的具体构成体系见表 2. 2011 年~2013 年间, 所有省份数字普惠金融指数的平均值由 0.400 上升至 1.553, 覆盖广度、使用深度、数字支持服务程度这 3 个分指标在 3 年间也均有显著上升. 因此, 从直观的数值变化可以得知, 这 3 年来各省份的数字普惠金融得到了很大程度的发展, 主要原因是互联网技术快速发展和移动互联网逐渐融入人们生活, 数字普惠金融的出现顺应市场的需求.

### 2.4 控制变量

现有文献主要从微观和宏观两个角度刻画创

业的影响因素. 微观的个体控制变量数据来自于中国居民收入调查项目, 包括户主个人特征、工作特征、借贷行为. 宏观方面主要采用地区控制变量, 数据来源于《中国统计年鉴》. 本研究中选取变量的定义及描述性统计结果如表 3 所示.

1) 户主个人特征, 主要包括户主年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、健康状况、政治面貌. 同时, 为了缓解遗漏变量误差, 控制了年龄的平方项<sup>[40]</sup>.

2) 工作特征, 主要包括工作的行业、单位或工作类型、初始月收入<sup>[41]</sup>. 例如, 工作的初始收入会影响个体一开始是否选择这份工作的意愿.

3) 借贷行为. 无论是初创阶段, 还是后续扩大经营, 居民创业都有较大的资金需求, 所以个



体选择借贷有极大的可能是由于创业. 中国居民收入调查项目中询问受访者所在家庭在过去 3 年间是否向金融机构或者亲戚朋友借过钱. 如果个体有过借贷请求, 则将借贷行为赋值为 1; 否则为 0.

4) 地区变量. 为了保持与个体是否创业这一指标口径的一致, 对地区控制变量进行人均化处

理. 大量的实证研究证明, 创业具有地区差异, 从统计年鉴中提取出地区人均生产总值、第三产业结构、科技水平和公共服务水平这些可能会影响创业的宏观要素<sup>[42]</sup>.

5) 固定效应. 本研究控制时间和省份的固定效应, 从而控制住不同省份、不同年份中无法被观察到、被忽略的变量.

表 2 数字普惠金融指数构成体系

Table 2 Digital inclusive financial index system

一级维度	二级维度		具体指标	
覆盖广度	账户覆盖率		每万人拥有支付宝账号数量	
			支付宝绑卡用户比例	
			平均每个支付宝账号绑定银行卡数	
使用深度	支付业务		人均支付笔数	
			人均支付金额	
			高频度(年活跃 50 次及以上) 活跃用户数占年活跃 1 次及以上比例	
	信贷业务	对个人用户	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数	
			人均贷款笔数	
			人均贷款金额	
		小微经营者	每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数	
			小微经营者人均贷款笔数	
			小微经营者平均贷款金额	
	保险业务	每万人支付宝用户中被保险用户数		人均保险笔数
				人均保险金额
				人均购买余额宝笔数
		货币基金业务		人均购买余额宝金额
				每万人支付宝用户购买余额宝的人数
				每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数
	投资业务	每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数		人均投资笔数
				人均投资金额
				每万支付宝用户中使用基于信用的生活服务人数(包括金融、社交等)
征信业务	自然人征信人均调用次数		移动支付笔数占比	
			移动支付金额占比	
			小微经营者平均贷款利率	
数字支持 服务程度	金融服务成本		个人平均贷款利率	

表3 变量定义和描述性统计

Table 3 Definition of variables and descriptive statistics

变量名称	度量方法	样本量	均值	标准差	中位数
创业	创业 = 1; 未创业 = 0	12 608	0.141	0.348	0.000
数字普惠金融指数	数字普惠金融发展状况	12 608	1.047	0.526	1.001 3
年龄	当年 - 出生年份	12 608	43.445	9.315	43.000
年龄的平方	年龄的二次方	12 608	1 974.263	825.534	1 849.000
婚姻状况	0: 没结婚; 1: 有结婚	12 608	0.917	0.276	1.000
工作的单位或类型	见脚注 <sup>⑭</sup>	12 608	4.584	2.433	4.000
职业	见脚注 <sup>⑮</sup>	12 608	24.542	13.130	23.000
行业	见脚注 <sup>⑯</sup>	12 608	9.746	6.028	7.000
健康状况	标准化为 0 - 1, 值越高代表越健康	12 608	0.768	0.200	0.750
性别	0 为男性; 1 为女性	12 608	0.224	0.417	0.000
教育水平	标准化为 0 - 1, 值越高代表教育水平越高	12 608	0.510	0.266	0.375
政治面貌	1: 中共党员; 0: 其他	12 608	0.276	0.448	0.000
工作的初始月收入	ln( 进入这份工作时的月收入)	12 608	6.397	1.567	6.908
借贷行为	是否向金融机构或亲朋借贷, 1 为是; 0 为否	12 608	0.305	0.460	0.000
地区人均生产总值	该省 GDP/常住人口数, 万元/人	12 608	4.590	1.955	3.850
第三产业结构	第三产业占地区生产总值比例	12 608	0.428	0.123	0.394
科技水平	专利申请受理量/常住人口数, 件/万人	12 608	17.796	18.071	10.171
公共服务	地方财政一般公共服务支出/常住人口	12 608	0.088	0.022	0.081

### 3 数字普惠金融对创业的影响

#### 3.1 实证模型

由于被解释变量创业是二元变量, 因此选择 Logit 模型进行回归分析。回归样本是面板数据, 为了控制住不同省份、不同年份中无法被观察的遗漏变量, 在 Logit 模型中加入固定效应。如果在 Logit 模型中直接加入固定效应并使用普通 Logit 回归( Unconditional Fixed Effect Logit), 此时会产生“伴随参数问题”( incidental parameters problem) 特别地, 在样本的时间  $T$  较小时估计结果存在偏差<sup>[43]</sup>, 但是采用条件 Logit 回归则不存在“伴随参数问题”, 且可以得到无偏估计。因此首先采用条件 Logit 模型, 建立如下回归

$$Entrepreneurship_{ip}^* = \beta_0 + \beta_1 Index_{ip} + X_{ip} + \rho_t + \tau_p + \varepsilon_{ip} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} Prob( Entrepreneurship_{ip} = 1) \\ = Prob( Entrepreneurship_{ip}^* > 0) \\ = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Index_{ip} + \beta_2 X_{ip} + \rho_t + \tau_p) \quad (11) \end{aligned}$$

其中  $Entrepreneurship_{ip}$  表示创业, 为类别变量;  $Index_{ip}$  表示数字普惠金融发展程度;  $X_{ip}$  表示控制变量, 具体见表 3;  $\rho_t, \tau_p$  分别表示回归模型中控制的时间固定效应和省份固定效应, 由于 Logit 模型在固定了个体效应后往往有偏, 因此不加入个体固定效应<sup>[44]</sup>。但是本研究纳入了个人特征, 包括性别、年龄、婚姻状况、教育状况等, 以部分控制个体固定效应;  $\varepsilon_{ip}$  表示随机误差项。此时, 各变量的回归系数  $\beta_i$  表示的是对应的自变量  $x_i$  每改变 1 个单位, 个体创业的概率与不创业的概率

⑭ (1) 党政机关团体; (2) 事业单位; (3) 国有及控股企业; (4) 集体企业; (5) 中外合资或外商独资企业; (6) 个体; (7) 私营企业; (8) 其他。

⑮ (1) 国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人; (2) 专业技术人员; (3) 办事人员和有关人员; (4) 商业、服务业人员; (5) 农林牧渔和水利业生产人员; (6) 生产、运输设备操作人员及有关人员; (7) 军人; (8) 不便分类的其他从业人员。

⑯ CHIP 问卷指导中, 工作的行业: (1) 农、林、牧、渔业; (2) 采矿业; (3) 制造业; (4) 电力、燃气及水的生产和供应业; (5) 建筑业; (6) 批发和零售业; (7) 交通运输、仓储和邮政业; (8) 住宿和餐饮业; (9) 信息传输、软件和信息技术服务业; (10) 金融业; (11) 房地产业; (12) 租赁和商务服务业; (13) 科学研究和技术服务业; (14) 水利、环境和公共设施管理业; (15) 居民服务、修理和其他服务业; (16) 教育; (17) 卫生和社会工作; (18) 文化、体育和娱乐业; (19) 公共管理、社会保障和社会组织; (20) 国际组织。

的比值 (*Odds*) 会变成原来的  $\exp(\beta_1)$  倍. 相比于传统的线性概率模型 (OLS) 运用条件 Logit 模型来解释自变量的经济意义时候更加复杂.

为了确保回归结果的稳健性, 本研究也采用了 OLS 模型, 控制变量与条件 Logit 模型一致, 回归方程如下

$$Entrepreneurship_{ip} = \beta_0 + \beta_1 Index_{ip} + X_{ip} + \rho_t + \tau_p + \varepsilon_{ip} \quad (12)$$

其中 OLS 模型的系数  $\beta_1$  是利用最小二乘法进行参数估计, 为了缓解模型的异方差问题, 将模型标准误差聚类 (cluster) 到省级水平. 此时, 自变量 *Index* 每改变 1 个单位, 个体创业的概率会变化  $\beta_1$  个单位.

条件 Logit 模型和 OLS 模型两者各有优缺点. 第一, 在模型拟合度上, 条件 Logit 模型能够更好拟合解释变量和被解释变量之间的非线性关系, 而 OLS 模型可能会产生超出 0 到 1 之间的无效概率预测值; 第二, 在模型解释上, OLS 模型更易于解释结果且运行更快; 第三, 在条件假设上, 条件 Logit 模型需要假设误差的差额项服从 Logistics 分布, 而 OLS 模型只需要假设误差项是独立同分布 (iid), 但不限定分布. 总之, 为了增加回归结果的稳健性, 在后续的回归中同时采用条件 Logit 模型和 OLS 模型来验证结果.

### 3.2 基准回归结果

#### 3.2.1 数字普惠金融总指数对创业的影响

表 4 报告了数字普惠金融对创业影响的估计结果. 数字普惠金融的系数在条件 Logit 模型和 OLS 模型中皆为显著的正值, 在条件 Logit 模型中, 数字普惠金融指数每增加 1 个单位, 个体创业的概率与不创业的概率的比值 (*Odds*) 变为原来的 2.022 倍 ( $= e^{0.704}$ ), 如果以全样本的创业均值 14.1% 作为基准点计算, 可以得到个体创业概率增加了 10.8%<sup>⑰</sup>. 在 OLS 模型中, 数字普惠金融指数每增加 1 个单位, 个体创业的概率增加了 6.7%<sup>⑱</sup>. 从 2011 年~2013 年, 全国平均数字普惠金融指数从

0.400 上升到 1.553, 导致个体创业概率增加了 7.73% ( $= (1.553 - 0.400) \times 0.067 \times 100\%$ ). 数字普惠金融的发展促进了个体的创业, 一些现实数据也证明了上述结论. 比如, 2017 年新网银行与成都市郫都区合作推出“互联网+科创”信贷产品——“创客贷”, 通过纯线上、秒申秒贷的纯信用贷款模式, 为全成都的创业者提供更加灵活、便捷的融资服务. 其中, 在四川省成都市郫都区菁蓉镇, 一家名为“中国维科”的科创公司依靠“创客贷”的 40 万元成功挺过了创业的初期并发展壮大<sup>⑲</sup>. 截至 2019 年 3 月, 新网银行小微企业贷款余额 9.3 亿元, 累计发放小微贷款约 4.2 万笔, 笔均贷款金额约 9.1 万元. 再如, 农发行与腾讯的微众银行合作打造小微线上业务平台, 开展“农发快贷”等业务, 截至 2021 年 7 月末, 已累计支持小微企业 18 642 户.

个人特征的控制变量结果与以往研究一致. 年龄的一次项系数为负的, 而年龄的平方项系数却为正的, 并且年龄一次项回归系数远远大于年龄平方项的回归系数. 这说明, 虽然随着年龄的增加, 个体的创业概率下降, 但是下降幅度在逐渐减少. 这可能是因为年龄的增长一方面会削弱个体冒险的动力和创业的精神, 进而抑制个体创业的动机, 这体现为年龄一次项的系数为负的; 但另一方面也会增加个体经营企业的经验和技能, 从而提高个体创业成功的可能性, 进而部分削弱年龄对创业的抑制作用, 这体现为年龄二次项的系数为正的. 工作的初始收入对创业都有显著的正向影响, 当选择创业能够获取较高的收入时, 个体才有更高意愿创业.

另外, 地区控制变量在模型中几乎都不显著, 这可能是因为, 一方面相对个体是否选择创业, 反映地区经济状况和科技水平等变量, 是慢变量, 短时间内难于被识别出来; 另一方面, 地区控制变量对居民创业的影响可能部分被该地区的数字普惠金融发展情况所吸收了.

⑰ 全样本下, 个体创业的概率与不创业概率的比值  $Odds = 0.141 / (1 - 0.141) = 0.164$ , 数字普惠金融指数每增加 1 个单位, 个体创业的概率与不创业的概率的比值  $Odds$  变为  $0.332 (= 0.164 \times e^{0.704})$ , 也即个体创业的概率变为 0.249, 因此个体创业概率增加了 10.8% ( $= (0.249 - 0.141) \times 100\%$ ).

⑱ 此处条件 Logit 模型和 OLS 模型中的模型经济意义不一致, 主要原因是因为 Logit 模型的边际效应随着自变量的变化而变化, 而 OLS 模型的边际效应是不变的.

⑲ 参照新闻报道: [http://www.cac.gov.cn/2020-01/19/c\\_1580982283215094.htm](http://www.cac.gov.cn/2020-01/19/c_1580982283215094.htm).

表 4 数字普惠金融发展对创业的影响

Table 4 The impact of digital inclusive finance development on entrepreneurship

因变量: 创业	条件 Logit	OLS
数字普惠金融	0.704 ** (1.974)	0.067* (2.065)
年龄	-0.050 (-1.437)	-0.007 (-1.301)
年龄的平方	0.001 ** (2.045)	0.000* (1.806)
婚姻状况	0.491 *** (3.630)	0.053 *** (3.468)
工作单位或类型	0.302 *** (9.844)	0.030 *** (7.262)
职业	-0.015 *** (-3.335)	-0.002 ** (-2.949)
行业	-0.042 ** (-2.487)	-0.002 (-1.388)
健康状况	0.837 *** (2.707)	0.096 ** (2.863)
性别	-0.330 ** (-2.438)	-0.036 *** (-3.607)
教育水平	-1.827 *** (-5.228)	-0.165 *** (-6.255)
工作初始月收入	0.318 *** (5.142)	0.030 *** (6.515)
政治面貌	-0.336* (-1.913)	-0.014 (-1.101)
借贷行为	0.267 ** (2.309)	0.029 ** (2.478)
地区人均生产总值	-0.169 (-1.253)	-0.015 (-0.957)
第三产业结构	0.986 (0.962)	0.164 (1.655)
科技水平	0.008* (1.794)	0.001 (1.371)
公共服务	-2.550 (-1.302)	-0.081 (-0.469)
省份固定效应	有	有
年份固定效应	有	有
样本量	12 608	12 608

注: 括号内的数值为经过异方差修正的  $t$  统计量, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%。

表 5 数字普惠金融子指标对创业的影响  
Table 5 The impact of digital inclusive finance sub index on entrepreneurship

Panel A: 数字普惠金融指数的一级维度对创业的影响

自变量 X	使用深度		覆盖广度		数字支持服务	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量：创业	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS
自变量 X	0.679*** (3.265)	0.056*** (3.089)	0.247 (1.374)	0.020 (1.414)	-0.045 (-0.452)	-0.007 (-0.689)
个体控制变量	有	有	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
样本量	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608

Panel B: 数字普惠金融指数的二级维度对创业的影响

自变量 X	信贷		支付		保险		信贷 & 支付 & 保险	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量：创业	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS
信贷	0.645** (2.025)	0.043** (2.928)					0.612* (1.852)	0.035** (2.885)
支付			0.403** (2.154)	0.036* (2.131)			0.319* (1.746)	0.028* (1.796)
保险					0.147** (2.318)	0.014** (2.901)	0.142** (2.274)	0.013** (2.622)
个体控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
样本量	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608

注：括号内的数值为经过异方差修正的 t 统计量，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%。

### 3.2.2 数字普惠金融子指数对创业的影响

进一步分析数字普惠金融更微观的子指标对创业的影响(见表2)。首先,将因变量数字普惠金融总指数分别更换成使用深度、覆盖广度和数字支持服务3个一级指标,控制变量保持不变,回归结果如表5的Panel A所示,其中,无论是在条件Logit还是OLS模型中,使用深度的系数都在1%水平下显著为正,而覆盖广度和数字支持服务的系数都不显著。具体来说,第一,覆盖广度主要是度量数字账号的覆盖率,比如多少人拥有支付宝、支付宝绑卡用户比例等,但是持有支付宝账号并不代表用户真正使用数字金融,因此覆盖广度的提高无法促进个体创业增加。第二,数字支持服务主要是度量数字服务的便利性和成本,比如平均贷款利率等,由于2013年左右我国的利率仍是受到管制,这也意味着不同省份的平均贷款利率没有存在明显的差距,且数字金融的贷款成本并没有降低,因此数字支持服务对不同地区个体创业没有显著的促进作用。第三,使用深度主要是度量该地区个体使用数字金融的深度,包括小微经营者户均贷款笔数、金额等,也即衡量个体真正使用数字金融的频率。上述一级指标的结果表明,数字普惠金融对创业的促进作用主要是来源于使用深度这一维度。这也说明,数字普惠金融主要是通过提高创业者对数字金融的使用深度,为更多创业者提供经营贷款,缓解创业者的融资约束,进而有效促进个体的创业。

将因变量分别更换成信贷、支付、保险这3个使用深度的二级指标<sup>②</sup>,控制变量保持不变,回归结果如表5的Panel B所示。首先,列(1)和列(2)的结果显示,使用深度中的信贷业务会显著促进个体的创业,这也证明了数字普惠金融通过直接为创业者提供信贷资金,从而提高个体的创业概率,这一结果再次验证了本文的H1。其次,列(3)和列(4)的结果显示,支付业务也会显著促进个体的创业。支付指标主要是度量利用数字金融进行支付的频率和金额,支付指标的提高反映越来越多用户使用支付宝等数字金融,一方面数字支付行为能够提高用户对数字金融的熟悉度和依赖

度,因此能够间接提高个体使用数字金融申请小微经营贷的概率,从而间接促进个体的创业;另一方面,企业经营者使用电子支付不但能够降低收款成本和现金管理成本,而且能借助电子支付系统来追踪日度销售额,进而降低库存管理成本,因此能够降低企业运营成本,从而直接促进个体的创业,这一实证结果也与文中理论分析的猜想一致。另外,列(5)和列(6)的结果显示,保险业务也会在5%的水平上显著促进个体的创业。保险指标主要是度量用户的人均保险笔数和金额,一方面保险业务作为一种担保机制,能够降低企业的违约风险,帮助企业赢得金融机构的信任,从而提高个体获得信贷的效率并间接促进创业;另一方面保险的发展也代表个体享有的保险范围上升,此时保险能够帮助个体分担健康、养老、失业等方面的风险,因此能够直接激励个体的创业行为。此外,通过对比可以发现,支付和保险的回归系数都分别比信贷指标的回归系数要小,这也侧面说明了虽然数字普惠金融的信贷、支付和保险都能有效促进个体的创业,但是信贷起着最主要的作用。最后,将信贷、支付、保险3个指标同时放入同一个回归模型中,结果如列(7)和列(8)所示,信贷、支付、保险的系数都保持显著正相关,说明信贷、支付和保险都对个体的创业有着直接的促进作用,而且结果再次证明了信贷对创业的促进作用最大。

### 3.3 稳健性检验

为避免误差的出现,本研究对回归结果进行稳健性检验。

#### 3.3.1 更换创业的衡量指标

首先,为避免创业的度量不够准确而出现回归结果的测量误差,计划选取另一指标来度量创业。借鉴李宏彬等<sup>[16]</sup>,选择个体和私营企业所雇佣的工人数占总就业人口的比率来衡量该省创业情况,同时加入省份和时间固定效应,控制变量采用与前面回归相同的地区控制变量,数据来源于《中国统计年鉴》。由于就业人数的样本区间能取到2017年,本研究将数据样本区间扩大到2011年~2017年。OLS回归结果如表6的Panel A列(1)所示。数字普惠金融的发展对于私营企业就

<sup>②</sup> 根据《北京大学数字普惠金融指数(2011年~2015年)》2011年和2012年的第三级指数只有支付、保险和信贷这3个指标,因此本研究在微观指标中只考虑了支付、保险和信贷。

业人数比例同样有显著正向影响,进一步证实了本文的研究结果,即数字普惠金融的发展在一定程度上能够促进创业。另外,本研究将样本区间取在 2011 年~2013 年,回归结果保持一致。

进一步,按照相关法律法规,个体创办新的企业都必须先去工商局进行注册,因此利用该年该省中国新注册的私营企业数量来衡量该年该省的创业情况。从 RESSET 企业大数据平台的工商信息数据库中获取了 2011 年~2017 年中国分地区分年新注册的私营企业个数,将其对数化处理后作为创业的另一度量方式,将数字普惠金融指数也对数化处理,加入省份和时间固定效应,控制变量中采用与前面回归相同的地区控制变量。OLS 回归结果如表 6 的 Panel A 列(2)所

示。数字普惠金融指数的系数显著正相关,数字普惠金融指数每增加 1 个单位,新注册的私营企业个数变化了 20.5%,主要结论一致。样本区间取 2011 年~2013 年,回归结果保持一致。

### 3.3.2 更换数字普惠金融的衡量指标

为了缓解自变量的测量误差,本文将覆盖广度、使用深度和数字支持服务 3 个分指标通过主成分分析法重新计算,3 个指标的 KMO 都大于 0.6,SMC 都大于 0.70,说明能接受主成分。同时,碎石图显示只有一个主成分大于 1,因此,选择第一个主成分作为数字普惠金融指数的代理变量,放入前面的模型回归,结果如表 6 的 Panel A 的列(3)和列(4)所示。数字普惠金融主成分的系数在条件 Logit 模型和 OLS 模型中都显著正相关,主要结论一致。

表 6 稳健性检验

Table 6 Robustness check

Panel A: 更换变量						
	更改创业变量		主成分分析法		地级市水平的数字普惠金融	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS
因变量	私营企业 工人数比率	新注册私营 企业数	创业	创业	创业	创业
数字普惠金融	0.133* (1.854)	0.205* (2.022)	0.256** (2.231)	0.025* (2.134)	0.662** (2.515)	0.048** (2.196)
个体控制变量	无	无	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有	有	有
地区固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
Panel B: 内生性问题						
因变量: 创业	IV: 地理距离		IV: 智能手机拥有率			
	(1)	(2)	(3)	(4)		
	OLS	OLS	OLS	OLS		
	数字普惠金融	是否创业	数字普惠金融	是否创业		
到杭州的距离(对数)	-0.048*** (-40.35)					
智能手机拥有率			0.048*** (19.16)			
数字普惠金融		0.189* (1.655)		0.516** (2.414)		
个体控制变量	无	无	无	无		
地区控制变量	有	有	有	有		
地区固定效应	无	无	有	有		
年份固定效应	有	有	有	有		

注: 括号中标注的为经过异方差修正的 t 统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%。

进一步,将省级的数字普惠金融指标更换为地级市水平的数字普惠金融指标,同时将省级水平的地区控制变量更换为地级市水平的控制变量<sup>①</sup>。加入地级市和时间固定效应,控制变量中采用与前面回归相同的个体控制变量,回归结果如表 6 的 Panel A 的列(5)和列(6)所示,数字普惠金融指数在条件 Logit 和 OLS 模型中都显著正相关,主要结论一致。

### 3.3.3 内生性问题的处理

考虑内生性问题,由于被解释变量创业是微观层面的个体数据,解释变量属于宏观层面地区数字普惠金融发展状况,所以个体是否选择创业和数字普惠金融发展之间几乎不存在反向因果关系。对于遗漏变量问题,可能存在被遗漏的地区宏观变量同时影响该地区的数字普惠金融水平和创业水平,比如科技创新水平。对此,本研究在前面回归模型中加入了省份固定效应和地区的控制变量,包括人均生产总值、第三产业结构、科技水平和公共服务水平,部分控制住地区方面的遗漏变量。

尽管宏观数字普惠金融发展与个体创业行为之间几乎不存在反向因果关系,但是为了进一步验证本研究实证结果的稳健性,借鉴傅秋子和黄益平<sup>[8]</sup>的做法,选取“该地级市到杭州的距离”(取对数)作为工具变量,数据来源于 CSMAR 数据库,实证结果如表 6 Panel B 的列(1)和列(2)所示,其中列(1)给出了第一阶段的回归结果,列(2)为第二阶段回归结果,可以发现距离杭州越远,数字普惠金融推广难度越大;并且,第二阶段的回归结果中,数字普惠金融的系数依然显著为正,表明本文的结果具有一定的稳健性。并且,弱工具变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量,皆大于 10% 偏误的临界值,表明“该地级市到杭州的距离”(取对数)这一工具变量没有弱工具变量问题,是一个合适的工具变量。

进一步,采用“智能手机拥有率”作为另外一个工具变量,利用当地的移动电话用户数除以年平均人口来衡量,数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。首先,本研究的数字普惠金融指

标主要是依据新兴的互联网金融机构提供的互联网金融产品来度量,比如蚂蚁借呗等,而用户一般是通过智能手机来使用支付宝、微信等,因此,该地区的移动手机拥有率能够一定程度上影响当地数字普惠金融的发展状况;其次,居民是否创业与是否拥有智能手机并无直接的相关性。实证结果如表 6 Panel B 列的(3)和列(4)所示,第一阶段中智能手机拥有率的系数显著为正,表明智能手机拥有率越高的地区,数字普惠金融的发展程度越高;第二阶段的回归结果依然显著为正,表明结果具有一定的稳健性。此外,“智能手机拥有率”这一工具变量也通过了弱工具变量法检验。

## 4 影响机制分析:缓解融资约束

下面探究数字普惠金融对创业的影响机制。王志军<sup>[27]</sup>通过分析英国数据发现低收入群体更容易受到金融排斥。Bernanke 和 Gertler<sup>[26]</sup>则通过理论证明了个体自有财富越少,融资约束程度越高。主要原因有以下两点:一方面,高收入的个体申请贷款时候,有更多固定资产能当作贷款抵押物;另一方面,高收入个体的创业资金有很大一部分是自有财富,公司杠杆率较低,投资时不会盲目选择高风险项目,出现道德风险的可能性较低,银行愿意借钱给他们,因此高收入在群体创业时候面临融资约束程度较低。而对于低收入群体,由于无法内部融资,创业时候所需大部分资金来自外部借贷,杠杆率较高,企业家有动机选择高风险高收益的投资项目,并且其缺少贷款抵押物,银行出于风险考虑不愿意借钱给他们,融资约束问题较为严重。因此,相比于高收入群体,低收入群体面临的融资约束程度更高,受到更多金融排斥。而前面的理论分析已研究证实了,融资约束会抑制企业家的创业行为。数字普惠金融的主要信贷对象就是低收入群体,能够通过缓解其来自传统金融机构的融资约束,而促进个体创业<sup>②</sup>。

本研究将个体分别按照每年个体工作收入的

① 在衡量地级市的科技水平这一控制变量的时候,由于缺乏地级市水平的专利申请受理量,本研究改用当地科学技术支出除以平均人口来衡量当地的科技水平,其他控制变量定义不变。

② 本研究用 CHIP 数据库中有关家庭借贷方面的问题调查来度量个体外部融资的难易程度。结果表明相比于高收入群体,低收入群体不愿意借贷有更大的可能性是出于预期到会被拒绝,而不是不需要借钱;如果提出借款要求,低收入群体无论是向金融机构、或者向亲戚朋友借款,被拒绝的比例明显较高。出于篇幅限制不作展示,具体数据可向作者索取。



中位数分成高收入群体和低收入群体两个分样本进行回归, 回归结果如表 7 所示. 条件 Logit 回归结果模型表明, 其他控制变量不变的前提下, 数字普惠金融指数每增加 1 个单位, 低收入群体中的个体创业的概率与不创业的概率的比值 (*Odds*) 变为原来的 13 倍 ( $= e^{2.565}$ ), 明显大于全样本回归中的 2.022 倍. 但是对于高收入群体而言, 数字普惠金融对个体创业无显著影响. 而 OLS 回归结果表明, 在低收入群体中, 数字普惠金融指数每增加 1 个单位, 会导致个体创业的概率增加 9.8%, 系数也明显大于全样本回归中的 6.7%. 而高收

入群体中个体创业的概率与数字普惠金融无显著影响. 实证结果与数字普惠金融的服务对象为低收入群体这一成立初衷一致. 本文也按照每年度的家庭年收入的中位数将样本分成两个分样本, 回归结果与上述结论一致. 根据前面的理论分析已知, 低收入群体面临的融资约束程度要明显高于高收入群体, 更难从传统金融机构贷到资金, 因此数字普惠金融的发展为他们提供一个新的融资渠道, 能够在无担保无抵押情况下, 利用本身在互联网上的信息作为担保, 向互联网金融公司借到创业所需资金, 有效缓解融资约束而促进创业.

表 7 机制分析: 个体自有财富

Table 7 Mechanism analysis: Individual-owned wealth

因变量: 创业	收入水平			
	条件 Logit		OLS	
	高收入	低收入	高收入	低收入
数字普惠金融	-0.377 (-0.477)	2.565 *** (3.307)	0.007 (0.097)	0.098 ** (2.303)
个体控制变量	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
样本量	5 915	6 693	5 915	6 693

注: 括号内的数值为经过异方差修正的 *t* 统计量, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%.

地区金融发展水平能够影响个体的信贷可得性, 实证上也已经证明金融发展水平更低的地区, 个体更难以从外部获得必要的融资, 其融资约束越大. 本文借鉴以往文献的做法, 利用每个地区中每 1 万人拥有的金融机构的营业网点数目、每 1 万人拥有的金融机构的法人机构数目、金融机构存款占 GDP 的比例、金融机构年末总贷款余额占 GDP 的比例来衡量地区的金融发展水平<sup>[45]</sup>, 数据来源于 Wind 数据库. 通过将数字普惠金融和金融发展衡量指标去中心化后做交互项, 加入条件 Logit 模型回归, 回归结果如表 8 所示. 回归结果表明数字普惠金融和地区金融发展程度的交互项系数皆显著为负, 在金融发展程度更低的地区中, 数字普惠金融对创业的促进作用更大. 这主要是因为, 金融发展水平更低的地区, 个体受到的融资约束越大, 而数字普惠金融能够提供新的融资渠道, 弥补传统商业银行的不足, 通过缓解个体的融资约束而对该地区的创业有着更大的促进作用.

同时, 表 8 的回归结果表明在加入地区传统金融水平的控制变量后, 数字普惠金融的系数依然是显著为正, 数字普惠金融能促进创业这一结论具有一定的稳健性. 将 Logit 模型更换成 OLS 模型之后, 结果不变. 结合前面的分析, H1 成立.

事实上, 现实的经济活动也支撑了本研究的统计结果. 比如, 新网银行作为一家基于互联网模式运行的数字化银行, 在他所服务的 2 100 万用户中, 三四线城市及以下区域的用户占比达到 79%, 通过身份证 OCR 识别(身份证地址含有村、乡、屯等)发现, 农村地区的用户超过 300 万人. 再如, 根据《农民日报》报道, 某金融科技公司与政府和金融机构合作建立了数据金融平台, 并与村淘、农信等机构合作提供借贷、支付、保险等多种金融服务, 平台服务的对象主要是农户、返乡创业大学生、小微企业. 截至 2018 年年末已经为 280 余万农村用户提供了超过 2 500 亿元的经营贷款<sup>②</sup>.

② 资料来源: [https://szb.farmer.com.cn/2021/20210908/20210908\\_003/20210908\\_003\\_5.htm](https://szb.farmer.com.cn/2021/20210908/20210908_003/20210908_003_5.htm).

表8 机制分析: 地区传统金融发展程度

Table 8 Mechanism analysis: The degree of regional traditional financial development

因变量: 创业	(1)	(2)	(3)	(4)
	条件 Logit	条件 Logit	条件 Logit	条件 Logit
调节变量 $M$	营业网点数目/人口	金融机构法人数/人口	金融机构存款/GDP	金融机构贷款/GDP
数字普惠金融 $\times M$	-0.121 ** (-2.103)	-3.740 *** (-2.716)	-0.029 * (-1.843)	-0.070 * (-1.688)
数字普惠金融	0.694 *** (3.233)	0.799 *** (3.461)	1.019 *** (3.079)	0.912 *** (3.178)
$M$	0.035 (0.174)	-1.416 (-1.378)	0.388 (1.566)	0.141 (0.355)
个体控制变量	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
样本量	12 608	12 608	12 608	12 608

注: 括号内的数值为经过异方差修正的  $t$  统计量, \*、\*\*、\*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%。

## 5 宏微观层面的异质性影响

### 5.1 宏观层面上地区的不平衡不充分带来的异质性影响

#### 5.1.1 经济发展水平

中国不同地区之间发展不平衡不充分的问题仍然突出, 不同地区间的经济发展水平和市场化程度存在较大的不同, 数字普惠金融对创业的影响是否在不同省域下存在差异性?

为了考察数字普惠金融的出现能否使得不同

经济发展水平的地区都平等享受到金融改革发展的成果, 本研究按照各个省 3 年的平均人均生产总值的中位数将样本分成两个分样本, 分别回归, 控制变量不变。结果如表 9 所示。数字普惠金融的系数在经济发达地区显著为正, OLS 回归模型表明, 在经济发达地区, 数字普惠金融指数每增加 1 个单位, 个体创业概率增加 11.2%, 影响大于全样本回归模型中的 6.7%, 而在经济落后地区数字普惠金融对创业没有显著的影响。在条件 Logit 模型中结果保持一致<sup>④</sup>。这表明数字普惠金融仅帮助了本身经济发展水平比较高的省份的居民创

表9 经济发展水平的异质性影响

Table 9 The heterogeneity impact of economic development

因变量: 创业	地区经济发展水平			
	条件 Logit		OLS	
	经济发达	经济落后	经济发达	经济落后
数字普惠金融	1.338 *** (3.194)	0.519 (1.516)	0.112 ** (6.261)	0.039 (1.581)
个体控制变量	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
样本量	7 118	5 490	7 118	5 490

注: 括号内的数值为经过异方差修正的  $t$  统计量, \*、\*\*、\*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%。

<sup>④</sup> 本研究按照每年度的省人均生产总值的中位数将样本分成两个分样本, 回归结果保持稳健。进一步, 将样本按照省份总生产总值分成两个分样本, 回归结果依然稳健。出于篇幅限制不作展示, 表格可向作者索取。

业,在经济落后省份中并没实现“雪中送炭”,H2 成立.这一实证结果显然与政府大力推广普惠金融的初衷违背,数字普惠金融并未实现地区间金融业的平衡、充分发展.这表明,金融与经济相依相存,地区经济状况会影响到金融政策的发挥效果,同时地区经济和金融政策共同影响创业的积极性,政府制定政策不应“一刀切”,而要因地制宜,结合当地经济状况深化配套其他经济发展政策,努力弥补“短板”问题,数字普惠金融政策才能发挥出其普惠的初衷.

### 5.1.2 市场化程度

进一步探究,地区市场化程度是否会影响数字普惠金融对创业的促进作用?市场化程度数据来源于樊纲教授等编著的《中国分省份市场化指

数报告(2016)》提供的 2011 年~2013 年的市场化数据.通过将数字普惠金融和市场化指数去中心化后做交互项,加入模型回归,条件 Logit 模型回归结果如表 10 的列(1)所示,交互项系数为 0.028,结果不显著,但是大于 0.这种反直觉的结果,引发对市场制度环境、数字普惠金融与创业之间影响机制的更深入的探讨.市场化指数由 5 个分指标构造而成,分别是“政府与市场的关系”、“非国有经济的发展”、“产品市场的发育程度”、“要素市场的发育程度”和“市场中介组织的发育和法律制度环境”.下面探究这 5 个分指标分别与数字普惠金融的交互作用.条件 Logit 回归结果如表 10 的列(2)~列(6)所示<sup>⑤</sup>.

表 10 市场化制度环境的异质性影响

Table 10 The heterogeneity impact of marketization institutional environment

因变量: 创业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	条件 Logit	条件 Logit	条件 Logit	条件 Logit	条件 Logit	条件 Logit
调节变量 $M$	市场化	政府与市场	非国有经济	产品市场	要素市场	法律制度
数字普惠金融 $\times M$	0.028 (1.391)	0.040*** (2.945)	0.018* (1.857)	0.031*** (3.600)	-0.018** (-2.349)	0.014* (1.846)
数字普惠金融	0.620** (2.341)	0.831*** (3.279)	0.844*** (3.093)	0.929*** (3.079)	0.714*** (3.879)	0.735** (2.149)
$M$	0.066 (1.377)	0.014 (0.437)	0.081 (1.253)	忽略掉	0.062*** (6.102)	0.000 (0.041)
个体控制变量	有	有	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
样本量	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608	12 608

注: 括号内的数值为经过异方差修正的  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%. 产品市场的发育这一指数随时间变化幅度极小,因此被年份固定效应所吸收掉.

首先,“政府与市场的关系”与数字普惠金融的交互项系数为 0.040,在 1% 水平下显著正相关,这意味着政府对市场的干预程度越低,数字普惠金融对创业的促进作用更大.当政府对银行和企业的干预程度较高时,一方面经济生活中的土地、资金等资源配置更多受到行政力量的控制;另一方面,私营企业家需要付出额外的资金和精力与政府工作人员打交道,行政审批程序繁琐且漫长,极大抑制企业家创业行为,从而削弱数字普惠

金融政策对创业的作用力度.

第二,“非国有经济的发展”与数字普惠金融的交互项系数显著正相关,非国有经济发展水平越低,数字普惠金融对创业的促进作用越小.这表明,国家政策想要鼓励全民创业,必须先“国退民进”,降低行政性垄断,停止对国企业的政策倾斜,否则会抑制了民营企业家的创业动力<sup>[46]</sup>,削弱数字普惠金融政策的作用力度.

第三,“产品市场的发育程度”与数字普惠金

⑤ 本研究使用 OLS 回归,结果仍然稳健,出于篇幅限制不作展示,表格可向作者索取.

融的交互项为 0.031, 在 1% 水平下显著正相关, 产品市场的自由化程度越低时, 数字普惠金融对创业的促进作用越小. 如果当地政府在某些市场有能力进行调节的行业保留政府主导资源分配的模式, 形成垄断性经营, 人为控制产品价格, 则会违背了市场经济公平竞争的原则, 抑制企业家的创业意愿, 进而抑制数字普惠金融对创业的促进作用.

第四, “要素市场的发育程度”与数字普惠金融的交互项为 -0.018, 在 5% 水平下显著负相关. “要素市场的发育程度”刻画金融业的市场化程度, 从金融业的竞争和信贷资金分配的市场化角度来衡量. 当该地区金融业市场化程度较高时, 小微企业由于银行间的竞争加剧更加容易融到资金, 融资约束程度较低, 因此数字普惠金融对创业的促进作用越弱, 这一结论与表 8 的结论一致. 这也说明在信贷市场上, 数字金融是对传统金融机构的替代<sup>[9]</sup>.

最后, “市场中介组织的发育和法律制度环境”与数字普惠金融的交互项系数显著为正, 这意味着市场中介组织发育程度越高, 法律制度环境越完善时, 数字普惠金融的促进作用更大. 比如, 行业协会对于企业的帮助有助于初创企业进入该行业. 另外, 法律制度环境薄弱地区, 私有财产得不到法律保护, 企业家出于未雨绸缪就不愿在此处开展生产经营活动.

通过前面的分析可以发现, 市场化指数的 5 个分指标对数字普惠金融的促进存在方向差异. 这也是为什么前面市场化指数与数字普惠金融的交互项系数不显著的原因, 但是由于其中 4 个分指标的交互项是显著正相关, 因此从回归结果上看市场化指数与数字普惠金融的交互项系数大于 0,  $t$  值为 1.391. 综上所述, H3 部分成立.

综合前面的分析可以发现, 数字普惠金融的发展与地区经济发展水平、市场化程度之间是互补关系, 只有在经济发达、市场化程度更高的地区, 数字普惠金融才能更好发挥对创业的促进作用. 在经济更发达、市场化程度更高的地区, 企业家能够享受一个更优质的创业环境; 同时, 数字普惠金融能够为他们提供创业启动资金, 因此个体更加愿意创业. 相反的, 数字普惠金融是对传统金

融的替代, 数字普惠金融出现并发展的主要原因就是弥补传统金融的不足. 传统金融业更不发达的地区, 金融排斥现象较为常见, 中小微企业或个体面临融资约束程度较高, 数字金融能够通过为这些无法从传统金融机构成功贷款的个体提供资金, 有效促进个体创业.

## 5.2 微观个体的异质性影响

### 5.2.1 个体的文化价值观念

本节探讨个体文化价值观念中的信任感和风险偏好对数字普惠金融和创业之间关系的调节作用.

首先, 创业经常是团队合作型活动, 创业者对他人的信任感会影响到与创业团队成员之间的合作关系, 从而影响到居民的创业意愿. 本研究首先关注创业者对他人信任程度这个文化变量. CHIP 问卷中有对受访者主观性问题的调查: “您认为亲戚朋友可信吗?”和“您认为除了亲戚朋友以外的其他人可信吗?”

参照以往文献的做法<sup>[47]</sup>, 本研究基于该问题构建变量信任感, 其取值方式为  $(\text{打分} - 1) / 4$ . 然后将这两个问题的取值相加后乘上 0.5, 其值越大表明该个体越信任他人. 将信任感变量与数字普惠金融指数去中心化后做交互项, 加入前面的回归模型中, 得到结果如表 11 的列 (1) 和列 (2) 所示, 其中控制变量不变. 在条件 Logit 模型 (OLS 模型) 中交互项系数为 0.273 (0.018), 在 5% 水平上显著正相关. 这说明人与人之间的信任程度越低时, 数字普惠金融对创业的促进作用越小, H4 成立. 高信任水平的地区文化可以带来高道德化的社会氛围, 优化该地区的金融和创业环境, 进一步提升该地区居民创业的意愿, 数字普惠金融对创业的促进作用更大.

另外, 数字普惠金融对创业的促进作用是否会受到人们对风险偏好的影响呢? 由于 CHIP 问卷中没有个体主观风险偏好变量的度量, 借鉴国内外学者 (见文献 [48, 49]) 构建地区文化价值观念变量的方法, 从 World Value Survey (WVS) 中选取了相关变量, 构建衡量各省份差异的文化变量. WVS 是历年来世界中对于不同地区文化价值观念最大规模的调研, 涵盖了 6 大洲、97 个国家和地区. 每个地区的样本选择都是随机的, 从而能够

较好地代表该地区人们的价值观. MVS 在中国进行了 3 次调研, 分别是 2001 年、2007 年和 2012 年. 本研究样本时间区间是 2011 年~2013 年, 因此综合样本容量和时间相近性两个角度考虑, 选择了 2007 年和 2012 年的调研数据.

WVS 问卷针对风险态度的问题如下:

“请看如下描述, 您觉得自己和这类人相像吗? 是很像(1); 像(2); 有些像(3); 只有一点像(4); 不像(5); 还是完全不像(6)? 请打分. ——追求冒险、新奇和刺激的生活”

基于该问题构建风险偏好变量, 其取值方式 = (6 - 打分) / 5, 然后针对各省取平均值, 取值越高代表该省人们的风险偏好程度越高. 将风险偏好变量与数字普惠金融指数去中心化后做交互项, 加入前面的回归模型中, 结果如表 11 的列(3)和列(4)所示. 在条件 Logit 模型中交互项系数为 -1.264, 在 1% 水平上显著为负; 在 OLS 模型中交互项系数为 -0.143, 在 5% 水平上显著.

进一步, 利用受访者持有的股票、债券、期权等风险资产占总收入的比例来衡量居民的客观风

险偏好, 这种客观风险行为能够作为居民的风险态度的代理变量, 其中, 持有风险资产比例越高代表个体的风险偏好程度越高. 将居民的客观风险偏好变量与数字普惠金融指数去中心化后做交互项, 加入回归模型中, 得到结果如表 11 的列(5)和列(6)所示, 其中控制变量不变. 回归结果表明, 在条件 Logit 模型中交互项系数为 -0.074, 在 OLS 模型中交互项系数为 -0.010, 都在 5% 水平上显著, 结果不变. 上述实证结果说明了在风险偏好程度更高的省份, 数字普惠金融对创业的促进作用越小. 这可能是以下两个原因造成的: 一方面, 从获取民间借贷的客观难度来看, 非正规民间借贷属于高风险信贷产品, 在风险偏好程度普遍越高的省份更加盛行, 此时受到正规金融机构歧视的个体更容易从民间借贷中获取创业所需资金; 另一方面, 从获取民间借贷的主观意愿来看, 风险偏好程度越高的个体越有勇气进行创业, 此时个体也更愿意冒风险从非正规借贷组织贷款, 因此在风险偏好程度更高的地区, 个体面临的融资约束程度越低. 综上所述, H5 成立.

表 11 地区文化的异质性影响

Table 11 The heterogeneity impact of regional culture

调节变量 <i>M</i>	信任感		风险偏好			
	信任感(个体)		风险偏好		客观风险行为	
	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS	条件 Logit	OLS
因变量: 创业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融 × <i>M</i>	0.273 ** (2.085)	0.018 ** (9.873)	-1.264 *** (-6.174)	-0.143 ** (-6.847)	-0.074 ** (-2.066)	-0.010 ** (-2.747)
数字普惠金融	0.524 (1.369)	0.055 * (3.142)	0.852 *** (3.545)	0.106 * (3.537)	0.741 * (1.908)	0.070 * (1.781)
<i>M</i>	0.584 ** (2.006)	0.071 *** (18.191)			0.248 *** (6.403)	0.027 *** (5.425)
个体控制变量	有	有	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有	有	有
样本量	12 608	12 608	9 958	9 958	12 054	12 054

注: 括号内的数值为经过异方差修正的 *t* 统计量, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%. 地区文化单变量被省份固定效应所吸收, 因此表格不予展示. 样本量减少是因为有些省份并没有列入 MVS 调查地区.

### 5.2.2 微观个体的“数字鸿沟”现象带来的异质影响

本研究选取了样本中居民的受教育程度和年龄进行交互项检验, 以探究数字普惠金融是否实

现微观个体间的“普惠性”, 数字普惠金融是否仍存在“数字鸿沟”现象?

首先, 用个体学历水平指代受教育程度, 表 12 的列(1)和列(2)的结果发现, 受教育程度与

数字普惠金融指数的交互项系数都显著为正,也就是说受教育程度越高的个体,越有能力学习掌握互联网技术,因此能独自线上进行贷款申请,提高创业可能性。其次,根据表 12 的列(3)和列(4)的回归结果,年龄和数字普惠金融的交互项系数在两个回归模型中都在 5% 水平上显著为负,年轻的创业者由于更容易接受并利用新技术,因此更容易受到普惠金融普及的影响而增加

创业。

上述结果证明 H6 成立,数字普惠金融并没有实现个体间的“普惠”,受教育程度较低和年老的弱势群体,依然没有平等享受金融服务,政府在推广数字普惠金融政策同时,应大力通过电视、广播和报纸等媒介普及互联网技术和金融知识,培养弱势群体的金融素养,提供丰富的数字金融教育,尽量缩减个体间的“数字鸿沟”差距。

表 12 个体的“数字鸿沟”的异质性

Table 12 The heterogeneity of individual digital divide

调节变量 <i>M</i>	受教育程度		年龄	
	条件 Logit (1)	OLS (2)	条件 Logit (3)	OLS (4)
因变量: 创业				
数字普惠金融 × <i>M</i>	0.442* (1.797)	0.062*** (4.001)	-0.011** (-2.268)	-0.001** (-2.299)
数字普惠金融	0.488 (1.300)	0.009 (0.194)	0.640* (1.704)	0.055 (1.624)
<i>M</i>	-1.825*** (-5.295)	-0.165*** (-6.238)	-0.054 (-1.548)	-0.007 (-1.350)
个体控制变量	有	有	有	有
地区控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
样本量	12 608	12 608	12 608	12 608

注: 括号内的数值为经过异方差修正的 *t* 统计量, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表检验的显著性水平为 10%、5% 和 1%。

## 6 结束语

本研究探究数字普惠金融发展对创业的影响。实证结果显示,在当前互联网技术快速发展的社会背景下,以数字化平台为载体的数字普惠金融政策的推广和发展,对个体创业行为有显著的正向促进影响。通过机制分析,发现数字普惠金融是通过缓解融资约束促进企业家创业,特别是低收入群体和传统金融发展落后地区中表现尤甚,这体现了数字普惠金融的“普惠性”。进一步,探究数字普惠金融在不同地区、个体间的经济效应,发现宏观上,数字普惠金融对创业的促进作用只集中在经济发达、市场化程度高的地区,而经济落后、市场化程度低的地区

并没有享受到数字普惠金融政策“红利”,这说明数字普惠金融和经济、市场化程度之间是互补关系。微观上,个体的文化价值观也会影响数字普惠金融的促进作用,当人与人之间的信任程度越低时,或人们的风险偏好程度越高时,数字普惠金融对创业的促进作用越小。此外,数字普惠金融存在“数字鸿沟”问题,受教育程度越低、年龄越大的个体,有更低的可能性利用到数字普惠金融这一新的融资渠道来实现其创业理想。本研究从实证结果上验证党中央和国务院关于发展数字普惠金融的重大决策。数字普惠金融的发展,能够缓解小微企业的融资困境,从而有效促进企业家创业,为新发展阶段创造新的活力,深化我国供给侧结构性改革。

数字化时代,数字普惠金融使得普惠金融能

够真正落地实现,使得被传统金融机构排斥的小微企业、低收入群体等也能平等享受到金融服务,数字普惠金融作为传统金融的替代补充,有效弥补传统金融的不足。但是本研究也发现数字普惠金融政策在不同个体、地区间落实推广时存在一定的局限性。因此,本研究的政策建议是,当地政府大力推广数字普惠金融时,也要注重通过宣传、开设培训教育班等渠道提升居民的金融素养和互联网技术水平,减少个体间的“数字鸿沟”差距,为弱势群体开设特殊的服务通道,线上服务更加

突出人性化,坚持线上线下渠道相结合,而不应“一刀切”。只有居民能使用这种新的互联网金融服务,才能真正实现数字普惠金融政策的落实效果。另外,如果当地本身经济落后、市场环境不利于小微企业生存,盲目发展金融并不能起到促进经济发展作用。中央政府在落实政策时候,需根据当地实际情况,因地制宜、因势利导进行政策配套使用,在发展金融的同时也要制定相关政策优化完善地区的营商环境,推动金融同实体经济的均衡发展。

### 参 考 文 献:

- [1]杨 轲,闫 森,李 焰. 利率市场化对我国发展普惠金融的影响分析[J]. 中国物价,2017,(5): 43-45.  
Yang Ke, Yan Sen, Li Yan. Analysis of the impact of interest rate liberalization on the development of inclusive finance in China[J]. China Price, 2017, (5): 43-45. (in Chinese)
- [2]张正平,石红玲. 家庭普惠金融水平对家庭创业决策的影响: 基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2019,34(1): 93-102.  
Zhang Zhengping, Shi Hongling. The impact of inclusive finance level of family on family entrepreneurship decision-making: An empirical test based on CHFS data[J]. Journal of Beijing Technology and Business University(Social Sciences), 2019, 34(1): 93-102. (in Chinese)
- [3]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,2019,41(5): 74-86.  
Liang Bang, Zhang Jianhua. Can the development of digital inclusive finance stimulate innovation?: Evidence from Chinese cities and SMEs[J]. Modern Economic Science, 2019, 41(5): 74-86. (in Chinese)
- [4]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,2019,54(8): 71-86.  
Zhang Xun, Wan Guanghua, Zhang Jiajia, et al. Digital economy, financial inclusion, and inclusive growth[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(8): 71-86. (in Chinese)
- [5]战明华,汤颜菲,李 帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. 经济研究,2020,55(6): 22-38.  
Zhan Minghua, Tang Yanfei, Li Shuai. Digital finance, channel effect differentiation and the effects of monetary policy[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(6): 22-38. (in Chinese)
- [6]郝云平,雷汉云. 数字普惠金融推动经济增长了吗? ——基于空间面板的实证[J]. 当代金融研究,2018,(3): 90-101.  
Hao Yunping, Lei Hanyun. Does digital inclusive finance drive economic growth?: Empirical analysis based on spatial panels[J]. Journal of Contemporary Financial Research, 2018, (3): 90-101. (in Chinese)
- [7]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.  
Xie Xuanli, Shen Yan, Zhang Haoxing, et al. Can digital finance promote entrepreneurship?: Evidence from China[J]. China Economic Quarterly, 2018, 17(4): 1557-1580. (in Chinese)
- [8]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.

- Fu Qiuzi ,Huang Yiping. Digital finances heterogeneous effects on rural financial demand: Evidence from China household finance survey and inclusive digital finance index[J]. *Journal of Financial Research* ,2018 ,( 11) : 68 –84. ( in Chinese)
- [9]Tang H. Peer-to-Peer lenders versus banks: Substitutes or complements? [J]. *The Review of Financial Studies* ,2019 ,32 ( 5) : 1900 –1938.
- [10]Kapoor A. Financial inclusion and the future of the Indian economy[J]. *Futures* ,2014 ,( 56) : 35 –42.
- [11]李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. *管理世界* ,2015 ,( 7) : 1 –7.  
Li Jizun. Thinking about internet finance[J]. *Management World* ,2015 ,( 7) : 1 –7. ( in Chinese)
- [12]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.  
Huang Yiping ,Huang Zhou. The development of digital finance in China: Present and future[J]. *China Economic Quarterly* ,2018 ,17( 4) : 1489 –1502. ( in Chinese)
- [13]Ghosh I. Challenging the Dominant Narratives of a Digital Financial Inclusion[D]. Berkeley: University of California , 2018.
- [14]Wennekers S ,Thurik R. Linking entrepreneurship and economic growth [J]. *Small Business Economics* ,1999 ,( 1) : 27 –55.
- [15]杨 勇,朱 乾,达庆利. 中国省域企业家精神的空间溢出效应研究[J]. *中国管理科学* ,2014 ,22( 11) : 105 –113.  
Yang Yong ,Zhu Qian ,Da Qingli. Study on the spatial spillovers of provincial entrepreneurship in China [J]. *Chinese Journal of Management Science* ,2014 ,22( 11) : 105 –113. ( in Chinese)
- [16]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 ,44( 10) : 99 –108.  
Li Hongbin ,Li Xing ,Yao Xianguo ,et al. Examining the impact of business entrepreneurship and innovation entrepreneurship on economic growth in China [J]. *Economic Research Journal* ,2009 ,44( 10) : 99 –108. ( in Chinese)
- [17]Lazear E. Balanced skills and entrepreneurship [J]. *American Economic Review* ,2004 ,94( 2) : 208 –211.
- [18]田 莉,张玉利. 创业者的工作家庭冲突——基于角色转型的视角[J]. *管理科学学报* ,2018 ,21( 5) : 90 –110.  
Tian Li ,Zhang Yuli. Work-family conflict in an entrepreneurship context: A role transition perspective [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2018 ,21( 5) : 90 –110. ( in Chinese)
- [19]Faccio M. Politically connected firms [J]. *American Economic Review* ,2006 ,96( 1) : 369 –386.
- [20]Parker S. A time series model of self-employment under uncertainty [J]. *Economica* ,1996 ,63( 251) : 459 –475.
- [21]Liang J ,Wang H ,Lazear E. Demographics and entrepreneurship [J]. *The Journal of Political Economy* ,2018 ,126( S1) : S140 –S196.
- [22]Robert G K ,Ross L. Finance , entrepreneurship and growth [J]. *Journal of Monetary Economics* ,1993 ,32( 3) : 513 –542.
- [23]Radim B. Financial constraints and entrepreneurial investment [J]. *Journal of Monetary Economics* ,2006 ,53( 8) : 2195 –2212.
- [24]Allen F ,Qian J ,Qian M. Law , finance , and economic growth in China [J]. *Journal of Financial Economics* ,2005 ,77 ( 1) : 57 –116.
- [25]Evans D S ,Jovanovic B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints [J]. *Journal of Political Economy* ,1989 ,97( 4) : 808 –827.
- [26]Bernanke B ,Gertler M. Financial fragility and economic performance [J]. *Quarterly Journal of Economics* ,1990 ,105 ( 1) : 87 –114.
- [27]王志军. 金融排斥: 英国的经验 [J]. *世界经济研究* ,2007 ,( 2) : 64 –68.  
Wang Zhijun. Financial exclusion: The experiences of the United Kingdom [J]. *World Economy Study* ,2007 ,( 2) : 64 –68. ( in Chinese)



- [28] Rajan R, Zingales L. Financial dependence and growth [J]. *The American Economic Review*, 1998, 88(3): 559–586.
- [29] King R, Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, Cviii(3): 717–737.
- [30] 赵云辉, 张 哲, 冯泰文, 等. 大数据发展、制度环境与政府治理效率 [J]. *管理世界*, 2019, 35(11): 119–132.  
Zhao Yunhui, Zhang Zhe, Feng Taiwen, et al. Big data development, institutional environment and government governance efficiency [J]. *Management World*, 2019, 35(11): 119–132. (in Chinese)
- [31] Qian J, Strahan P. How laws and institutions shape financial contracts: The case of bank loans [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(6): 2803–2834.
- [32] Faccio M. Politically connected firms [J]. *American Economic Review*, 2006, 96(1): 369–386.
- [33] Karolyi G. The gravity of culture for finance [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, (41): 610–625.
- [34] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the stock market [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(6): 2557–2600.
- [35] Djankov S, Qian Y, Roland G, et al. Who are China's entrepreneurs? [J]. *American Economic Review*, 2006, 96(2): 348–352.
- [36] Ashraf B, Zheng C, Arshad S. Effects of national culture on bank risk-taking behavior [J]. *Research in International Business and Finance*, 2016, (37): 309–326.
- [37] 朱仁宏, 周 琦. 员工创业特质、内外满意度与工作绩效 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(4): 42–53.  
Zhu Renhong, Zhou Qi. Entrepreneurial proclivity, job satisfaction and employee performance [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(4): 42–53. (in Chinese)
- [38] 粟 芳, 邹奕格, 韩冬梅. 中国农村地区互联网金融普惠悖论的调查研究——基于上海财经大学 2017 年“千村调查” [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(9): 76–94.  
Su Fang, Zou Yige, Han Dongmei. Investigation research for the paradox of internet financial inclusion in Chinese rural area: Base on “A Thousand Villages Investigation” of 2017 by SUFE [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(9): 76–94. (in Chinese)
- [39] 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.  
Guo Feng, Wang Jingyi, Wang Fang, et al. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics [J]. *China Economic Quarterly*, 2020, 19(4): 1401–1418. (in Chinese)
- [40] Zhang X, Zhang X, Chen X. Happiness in the air: How does a dirty sky affect mental health and subjective well-being? [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, (85): 81–94.
- [41] 王戴黎. 外资企业工作经验与企业家创业活动: 中国农户调查证据 [J]. *管理世界*, 2014, (10): 136–148.  
Wang Daili. Work experience of foreign-funded enterprises and entrepreneurship activities: Evidence from Chinese household survey [J]. *Management World*, 2014, (10): 136–148. (in Chinese)
- [42] 赵向阳, 李 海, Andreas Rauch. 创业活动的国家(地区)差异: 文化与国家(地区)经济发展水平的交互作用 [J]. *管理世界*, 2012, (8): 78–90.  
Zhao Xiangyang, Li Hai, Andreas Rauch. The differences among countries (regions) in entrepreneurial activity: The interaction effect between culture and the level of a country (regions)'s economic growth [J]. *Management World*, 2012, (8): 78–90. (in Chinese)
- [43] Katz E. Bias in conditional and unconditional fixed effects logit estimation [J]. *Political Analysis*, 2001, 9(4): 379–384.
- [44] Hsiao C. *Analysis of Panel Data* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- [45] Beck T, Lin C, Ma Y. Why do firms evade taxes? The role of information sharing and financial sector outreach [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(2): 763–817.
- [46] 倪鹏途, 陆 铭. 市场准入与“大众创业”: 基于微观数据的经验研究 [J]. *世界经济*, 2016, 39(4): 3–21.

- Ni Pengtu , Lu Ming. Market access for “Mass Entrepreneurship”: Empirical research based on microeconomic data [J]. *The Journal of World Economy* , 2016 , 39( 4) : 3 - 21. ( in Chinese)
- [47]周海文,周海川. 农户社会信任对土地流转租金的影响——基于 CHIP 数据的实证分析 [J]. *公共管理学报* , 2019 , 16( 3) : 118 - 130.
- Zhou Haiwen , Zhou Haichuan. The influence of farmers’ social trust on land transfer rent: Empirical analysis based on CHIP data [J]. *Journal of Public Management* , 2019 , 16( 3) : 118 - 130. ( in Chinese)
- [48]Ahern K , Daminelli D , Fracassi C. Lost in translation? The effect of cultural values on mergers around the world [J]. *Journal of Financial Economics* , 2015 , 117( 1) : 165 - 189.
- [49]陆 瑶,胡江燕. CEO 与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究 [J]. *南开管理评论* , 2016 , 19( 2) : 52 - 62.
- Lu Yao , Hu Jiangyan. The impact of hometown connectedness between the CEO and board of directors on corporate fraud [J]. *Nankai Business Review* , 2016 , 19( 2) : 52 - 62. ( in Chinese)

## The impact of inclusive finance on entrepreneurship in the digital age: Evidence from Chinese household micro survey

*YANG Jia , LU Yao<sup>\*</sup> , LI Ji-zhen , XUE Rui*

School of Economics and Management , Tsinghua University , Beijing 100084 , China

**Abstract:** The unbalanced and insufficient development of finance has caused the financing problem for private enterprises , which has become one of the key issues that the central government will tackle in deepening the supply-side structural reform. The government aims to drive high-quality financial supply with digital technology , so that more funds can flow to small and micro enterprises. The paper matches an index of digital financial inclusion with data from the Chinese Household Income Project. The empirical results show that digital inclusive finance promotes entrepreneurship , with credit playing the greatest role in promoting entrepreneurship. Mechanism analysis shows that the influence channel of digital inclusive finance on entrepreneurship is to ease individual financing constraints , especially among low-income groups and regions with backward traditional financial development. However , this paper also finds that the impacts of digital inclusive finance have the problem of regional imbalance , and the positive impacts are only concentrated in areas with developed economies and high marketization. In addition , the heterogeneous analysis finds that the effect of digital inclusive finance is weaker in places where people are less likely to trust each other or people are more adventurous. Moreover , there is a digital division phenomenon in digital financial inclusion , which has a weaker impact on the entrepreneurship for individuals with lower education and older age. Overall , digital inclusive finance can alleviate the financing difficulties of private enterprises , but there are limitations in its inclusiveness. The paper suggests that the government should advance an inclusive financing system as well as implement specific regional policies for different level of economic development to promote the balanced development of finance and economy , leading to provide strong financial support of a “dual circulation” development.

**Key words:** digital inclusive finance; entrepreneurship; financing constraints; digital divide; inclusiveness