

## 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

江金启 王振华\*

**内容提要** 本文基于中国家庭金融调查数据、北京大学数字普惠金融指数和银行营业网点数据，在县域层面研究了数字金融发展与家庭创业发生的关系，并通过深入考察数字金融发展与传统金融发展的相互作用关系，分析数字金融作为普惠金融实现的重要模式，是否能因其更强普惠性而推动包容性创业实现。研究发现，数字金融发展表现出对家庭创业的显著促进效应，特别是数字金融的覆盖广度提升和数字支持服务程度改善的作用明显。就数字金融发展与传统金融发展的相互关系来说，数字金融发展在传统金融服务弱的地区对家庭创业有更强促进效应，体现出数字金融的更强普惠性。异质性分析显示，数字金融发展对经济欠发达地区和对社会弱势群体家庭表现出更为明显的创业促进效应，说明数字金融可以在家庭创业领域推动社会公平的实现，有助于包容性创业格局的形成，并且数字金融的创业包容性增长效应会因传统金融服务的改善而强化。

**关键词** 数字金融 家庭创业 传统金融 包容性增长

### 一 引言

创业活动能够发现市场新需求，创造就业机会，促进技术创新，提高劳动生产率

\* 江金启，沈阳农业大学经济管理学院，电子邮箱：2006500030@syau.edu.cn；王振华（通讯作者），沈阳农业大学经济管理学院，电子邮箱：2014500053@syau.edu.cn。本文是国家社会科学基金重点项目（批准号：21AZD044）、辽宁省社会科学规划基金一般项目（批准号：L16BGL038）、辽宁省教育厅科学研究经费项目（批准号：WSNQ202028、WSNZK202003）、辽宁省经济社会发展研究课题（批准号：2022lsljdybkt-024）的阶段性成果。

(Andersson et al., 2012; Audretsch et al., 2015; Glaeser et al., 2015)。促进更多创业发生被认为是推动经济可持续增长的重要动力,对现代各国经济发展具有重要意义(Baumol, 1968; 李宏彬等, 2009)。党的十七大之后,中国政府越发重视创业,把创业作为推动经济发展的重要战略(王春超、冯大威, 2018)。在经济告别高增长,进入中低速增长的“新常态”后,“大众创业、万众创新”的“双创”战略是保证中国经济持续增长实现的关键动力(谢绚丽等, 2018; 周广肃、樊纲, 2018)。受政策引导,中国创业氛围日趋浓厚,民众创业热情日益高涨,创业活动呈逐年活跃态势,创业群体不断扩大(尹志超等, 2015; 冯大威等, 2020)。相关研究报告显示,2017 年中国创业者规模已超过 3000 万人<sup>①</sup>,创业活动质量也在不断提高<sup>②</sup>。然而,从创业发生的态势看,中国创业存在明显的不平衡现象(张玉利等, 2012),创业活跃度表现出明显的“胡焕庸线”分割和城乡分割特征,即位于“胡焕庸线”西侧省份的 2018 年新注册的企业数量明显少于东侧省份,农村创业率明显低于城市<sup>③</sup>。

资金是创业活动的首要资源(李建军、李俊成, 2020),创业资本不足且获得困难被认为是制约创业实现的根本所在(郑风田、孙谨, 2006; Nykvist, 2008; Ahlstrom & Bruton, 2010; 刘杰、郑风田, 2011; Karaivanov, 2012; 粟芳等, 2019; 冯大威等, 2020)。由于地理条件、经济发展水平、人口密度、收入等诸多因素作用,传统金融对偏远地区<sup>④</sup>、经济落后地区、人口密度低地区、农村民众及社会低收入群体有着更为明显的金融排斥现象(李涛等, 2010; 董晓林、徐虹, 2012; 粟芳、方蕾, 2016)<sup>⑤</sup>。具体来说,这些排斥包括,因地理自然条件导致一些地区的交通等基础设施差、人口分布密度低,传统金融机构出于成本控制而选择在这些地区不设点或少设点(莫媛等, 2019),造成这些地区民众金融服务获得不便利(张岳、彭世广, 2021);因经济收入低、资产价值不易量化等导致一些社会弱势群体缺少有效抵押物或偿债能力无法准确评估,传统金融机构在信息不对称下出于经营风险规避而有意减少向这类人群提供金

① 来自《2017 - 2018 中国新经济创业环境专题研究报告》,参见 <https://www.iimedia.cn/c400/61277.html>。

② 来自《全球创业观察 2017/2018 中国报告》,参见 <http://www.g20e.tsinghua.edu.cn/contents/101/152.html>。

③ 来自《2018 中国创业生态报告》,参见 <http://www.eeo.com.cn/2020/0408/380425.shtml>。

④ 传统金融为传统正规金融,主要是指商业银行服务。

⑤ 金融排斥指某些阻挡特定社会阶层或人群获得正规渠道金融服务的行为和过程(Leyshon & Thrift, 1995),或贫困人群和弱势群体难以获得正规渠道金融服务的现象(Conroy, 2005)。

融服务，造成这些个体的金融需求被抑制（马九杰、董琦，2004；周立，2008；马九杰、沈杰，2010）；因传统金融的借贷手续繁复、条件苛刻及服务费用高昂等，而导致一部分社会群体利用传统金融服务受到限制（冯大威等，2020）。而这些传统金融在群体、区域和城乡的排斥差异无疑会通过影响个体的创业资本获得而造成创业的区域差异和人群差异（Gnyawali & Fogel, 1994；Bowen & De Clercq, 2008；Nykqvist, 2008；程郁、罗丹，2009；Lim et al., 2010；Welter & Smallbone, 2011；Karaivanov, 2012；张龙耀、张海宁，2013；卢亚娟等，2014；杨波等，2020；李瑞晶等，2021）。

无论是从2004年支付宝账户体系上线算起，还是从2013年余额宝开张算起，数字金融在中国都得到了快速和广泛的发展，成为中国引领全球数字信息技术变革的一面旗帜（黄益平、黄卓，2018）。数字金融作为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金融服务新模式、新业态，为降低金融交易成本，拓展金融服务范围和触达能力提供了巨大的发展空间（谢绚丽等，2018）。相较于传统金融，数字金融以其进入门槛低、便捷方便等特有优势惠及更多人群（冯永琦、蔡嘉慧，2021），提高了金融服务的可及性和广度（李建军、李俊成，2020），表现出明显的普惠性特征（郑志来，2015；黄益平、黄卓，2018；吴雨等，2020）。因此，在促进创业上，数字金融发展能发挥重要作用。

围绕着数字金融发展与创业的关系，学者近年来从宏观省级层面和微观个体层面都做过一些积极探索。总体来看，数字金融发展对创业的正向促进作用在研究中得到较为广泛的支持（张勋等，2019；冯大威等，2020）。从影响的群体看，数字金融对低城镇化率地区、注册资本少的小微企业有更大作用（谢绚丽等，2018），在农村则对人力资本、物质资本和社会资本低的农户和中部地区农户的作用更明显（何婧、李庆海，2019；谢文武等，2020）。这些都在一定程度上为数字金融的普惠性提供了证据。然而，数字金融更具普惠性是相较于传统金融做出的判断，其普惠性究竟如何？这就需要探究数字金融和传统金融在创业中的相互关系，从而更准确地揭示出数字金融的普惠特点。但是，在促进创业的过程中，数字金融是以何种方式发挥作用，是作为传统金融的有益补充还是作为传统金融的有效替代？现有研究虽有数字金融是传统金融有效替代的暗含假定，但并未对二者关系给出科学论证。

正是基于此，本研究试图将传统金融也纳入到数字金融对创业的影响分析当中，通过引入数字金融与传统金融的交互项，并基于县域层级类型、城乡等的群组异质性讨论，来科学揭示二者在创业促进上的相互关系，从而为上述问题提供答案，为数字金融的普惠性论证提供新证据。除上述边际贡献外，本文还有如下改进：一是用银行

网点数据来更准确反映传统金融的发展。二是基于县域层面的分析,较之省级层面的分析,可有效避免变量值平均化处理所带来的县区差异被迅速缩小的问题,从而更有效反映出数字金融与创业的关系,以及在创业发生中数字金融与传统金融的相互关系,而且其结论还可从中观层面桥接省级宏观层面和个体微观层面的结论发现,进一步完善数字金融与创业关系的结论版图。论文余下部分安排如下:第二部分是在系统梳理数字金融与创业关系的文献基础上,对数字金融在家庭创业上的影响及其与传统金融的关系做出理论阐释,提出研究假说;第三部分是对研究所用数据、变量和模型的详细说明;第四部分是实证分析结果及其讨论;第五部分是结论和政策建议。

## 二 文献综述与理论分析

### (一) 文献综述

传统金融发展理论强调的是金融总量和规模的提升,重视金融深化。金融排斥的普遍存在使得“中小微弱”群体很难从传统金融深化中受益,其金融需求被严重抑制(谢平、邹传伟,2012)。相较于传统金融对规模和总量提升的重视,普惠金融则强调金融服务的广度和金融服务获得的机会公平性,即让更多的“中小微弱”群体实现对金融服务的可及和对金融需求的有效满足(李建军、李俊成,2020)。在中国,普惠金融的客户群体多是小微企业、低收入人群等,而这些群体往往具有分布散、规模小、硬信息少、抵押资产缺乏等特征。因此,传统普惠金融在服务提供时通常面临着获客成本高、风险难控的障碍,其发展始终步履蹒跚(黄益平、黄卓,2018)。数字金融通过场景、数据、信息技术及金融产品创新等的结合,可弥补传统金融的短板,能够减少金融供求主体的信息不对称,降低金融服务的供给成本,扩大金融服务的覆盖面,深化金融服务的渗透率(黄益平、黄卓,2018)。根据《二十国集团数字普惠金融高级原则》可知,数字金融的出现和发展为普惠金融在中国的发展提供了方案,被认为是推动普惠金融实现的关键。

总体来看,《二十国集团数字普惠金融高级原则》提到,数字金融具备提高妇女、穷人、年轻人、老年人、农民、中小企业和其他未获得充分服务群体的金融服务可得性、提升金融服务包容性的效应,被认为是实现低成本、广覆盖和可持续的普惠金融的重要模式(郭峰等,2020)。因此,其在理论上有助于优化资金资源的配置效率,全面消减个体特别是金融排斥群体面临的融资约束和风险。因而,作为一种环境支持改善因素(Lounsbury,2002;Ahlstrom & Bruton,2010),数字金融可促进创业等社会经

济活动的发生和发展 (Huang & Wang, 2011; Allen et al., 2016)。总结分析现有文献, 数字金融可能从三个方面来促进创业:

第一是金融服务覆盖扩大效应。数字金融利用大数据、移动互联网等技术, 可显著降低金融服务对物理网点的依赖和金融服务网点的设置成本, 可实质性缩短金融服务的空间距离, 提升金融服务对农村、中西部等偏远地区和欠发达地区的覆盖率, 扩大金融服务的受益面。故数字金融发展可通过增加潜在创业者而促进创业发生 (Armendáriz & Morduch, 2010; 焦瑾璞等, 2015; 李继尊, 2015; 温涛等, 2016; 张兵、盛洋虹, 2021)。

第二是信息不对称缓解效应。在信息不对称的条件下, 出于风险规避, 传统金融在信贷供给时往往要求有抵押物和征信凭证。欠缺抵押物品和征信凭证限制了大部分低收入群体获得信贷的可能 (张林、温涛, 2020), 办理抵押、征信时的繁杂手续又对很多文化水平不高的群体造成了进入门槛 (康书生、余军, 2021)。数字金融对数字技术、信息技术的创新应用, 它使金融服务组织能够挖掘和整合个体日常使用微信、支付宝等支付功能所形成的征信记录、交易记录以及浏览记录等海量碎片化行为数据, 进而从中形成对个体信用和偿债能力的科学准确评价 (Duarte et al., 2012; 何婧、李庆海, 2019)。同时, 将这些个体评价数据与中国人民银行征信中心、公安部门等政府部门共享, 还可有助于债务追逃, 降低债务违约风险。可见, 数字金融这一功能既能降低诸如借贷手续费等服务成本 (Pierrakis & Collins, 2013; Mollick & Kuppaswamy, 2014; 鲁钊阳、廖杉杉, 2016), 又能为缺少信用记录或贷款抵押物的社会个体提供信用和偿还能力评价结果 (张勋等, 2019), 从而能有效缓解信息不对称问题及由此产生的金融机构逆向选择和金融服务进入门槛高等问题, 并最终有助于降低个体创业面临的信贷约束和融资成本, 促进创业发生和成长 (Aghion et al., 2007; Moenninghoff & Wieandt, 2013; 何婧、李庆海, 2019; 尹志超等, 2019)。

第三是创业机会创造效应。一方面, 数字金融使得消费者与商家在线上完成交易成为现实, 通过对商业模式中价值交付环节的改变, 减少空间距离对产品市场供需信息对接的限制, 有力拓展了市场空间、促进了产品市场化; 另一方面, 数字金融通过数字支付技术的支持可促进网约经济、共享经济、农村淘宝、商品物流等新市场的兴起。因此, 数字金融在推动促进社会产品和服务创新的同时, 释放了大量的创业机会, 为创业提供了空间 (谢绚丽等, 2018)。

中国是数字金融发展最为成功的国家之一, 移动支付、P2P 借贷、互联网理财等已深入人们生产生活的方方面面。基于中国的经验分析也普遍证实了数字金融在创业

上的积极作用。如利用北京大学数字普惠金融指数与诸如创业活跃度数据、中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS) 数据、中国劳动力动态调查 (China Labor-force Dynamics Survey, 简称 CLDS) 数据等匹配构造所得样本所做的省级层面研究, 学者发现, 数字金融发展可显著提升区域创业活跃度, 特别是城镇化水平低的地方和注册资本少的中小微企业群体的创业活跃度 (谢绚丽等, 2018), 可广泛促进家庭创业特别是农村家庭和低物质资本或社会资本家庭创业 (张勋等, 2019; 冯大威等, 2020; 杨伟明等, 2020; 王永仓等, 2021)。如利用中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, 以下简称 CHFS) 数据或农户调查数据所做的微观研究发现, 移动支付能显著提高家庭创业的概率和工商业项目的经营绩效, 且这种作用在创业成本高和受到信贷约束的地区或群体中表现得更为明显 (何婧、李庆海, 2019; 尹志超等, 2019)。

基于现有文献, 我们可形成以下两点共识: 一是数字金融发展有助于创业的发生和成长; 二是数字金融促进创业是因为其比传统金融更具普惠性, 这主要是凭借其其对传统金融的有效替代而显现。从这两点共识出发, 我们认为要想科学论证数字金融对创业的影响及其普惠特征, 就需要把传统金融发展也纳入到创业发生或创业活跃度的解释当中, 基于对二者的相互关系的考察来进一步确定数字金融在促进创业上的普惠效应。然而, 现有研究中, 鲜有文献对此做了考虑。针对于此, 本文利用北京大学数字普惠金融指数、银行营业网点数据和中国家庭金融调查数据来匹配构造数据, 以此为数据样本, 分析数字金融发展对居民创业的影响, 重点厘清数字金融与传统金融的关系, 从而更好地揭示出数字金融发展在创业上的作用。

## (二) 理论分析

Evans & Jovanovic (1989) 所提出的在流动性约束下的创业选择模型, 是分析微观个体创业行为的理论基础。数字金融与个体创业的理论分析多在该模型框架下展开。本文亦以此为理论分析起点。为简化起见, 学者在理论模型建构时通常只考虑单一时期。假定期初个体都是工资性就业, 家庭拥有初始财富为  $A$ , 个体在劳动力市场有两种就业选择: 工资性就业或创业。

如果在该期选择继续从事工资性就业, 个体能够获得工资  $W$ , 该工资外生, 由劳动力市场所决定。那么期末个体的总收入为:

$$\pi^w = W + r_s A \quad (1)$$

式 (1) 中,  $r_s$  为  $1 +$  存款利率。整个总收入包括两部分, 工资  $W$  为流量收入, 家庭财富现值  $r_s A$  为存量收入。

如果在该期选择创业，其产出取决于企业家能力和物质资本两种投入：

$$Y = \theta K^\alpha \quad (2)$$

式(2)中， $\theta$ 为企业家能力， $K$ 为资本投入， $\alpha$ 为资本产出弹性， $0 < \alpha < 1$ 。那么期末创业者的总收入为： $\pi^W = \theta K^\alpha + r_s(A - K)$ 。 $r$ 的取值取决于初始财富 $A$ 和资本投入 $K$ 的关系。

如果 $A > K$ ，说明创业所需的资本完全源于自有财富，则个体的期末收入为： $\pi^W = \theta K^\alpha + r_s(A - K)$ 。如果 $A < K$ ，说明创业所需资本多于自有财富。此时，个体除利用自有财富外，还需要从金融市场借贷 $(K - A)$ 部分的资金，若贷款利率为 $r_1$ 且 $r_s < r_1$ ，则期末需要偿还贷款及利息 $r_1(K - A)$ 。此时，个体的期末收入为 $\pi^W = \theta K^\alpha + r_1(K - A)$ 。

由于信息不对称，个体在资本市场面临着信贷约束，即个体能够获得的最大贷款额不超过其拥有初始财富的固定倍数 $\lambda - 1$  ( $\lambda \geq 1$ )，所以个体在创业中可投入的资本最大量为 $\lambda A$ 。

给定收入函数和预算约束，创业面临的最优化问题为：

$$\max \{ \theta K^\alpha + r(A - K) \} \quad (3)$$

$$s. t. 0 \leq K \leq \lambda A \quad (4)$$

根据式(3)和式(4)求解，在内解存在的情况下，则最优资本投入为 $K^* = (\theta\alpha/r)^{1/(1-\alpha)}$ 。

若 $K^* \leq \lambda A$ ，则个体在创业时无信贷约束，可实现的最优资本投入为 $K^*$ ，可获得的最高收入 $\pi^e$ 为：

$$\pi^e = (1 - \alpha)\theta^{1/(1-\alpha)} (\alpha/r_s)^{\alpha/(1-\alpha)} + r_s A \quad (5)$$

若 $K^* > \lambda A$ ，则个体在创业时面临信贷约束。由于其收入在资本处于 $[0, K^*]$ 的区间内是递增的，因此理性个体会选择投入全部的可利用资本 $\lambda A$ ，此时个体的最高收入为：

$$\pi^e = \theta (\lambda A)^\alpha - (\lambda - 1)r_1 A \quad (6)$$

结合有无信贷约束两种情况，个体创业的分段收入函数如下：

$$\pi^e = (1 - \alpha)\theta^{1/(1-\alpha)} (\alpha/r_s)^{\alpha/(1-\alpha)} + r_s A, \text{ 不受信贷约束} \quad (7)$$

$$\pi^e = \theta (\lambda A)^\alpha - (\lambda - 1)r_1 A, \text{ 受信贷约束} \quad (8)$$

如果只能选择一种职业，理性个体会通过比较两种就业的相对收入来做出创业选择，相对收入函数 $\pi(A, \theta)$ 为创业活动净收入减去工资性工作收入：

$$\pi(A, \theta) = (1 - \alpha)\theta^{1/(1-\alpha)} (\alpha/r_s)^{\alpha/(1-\alpha)} + W, \text{ 不受信贷约束} \quad (9)$$

$$\pi(A, \theta) = \theta (\lambda A)^\alpha - (\lambda - 1)r_1 A - W, \text{ 受信贷约束} \quad (10)$$

对于理性个体而言,若  $\pi(A, \theta) > 0$ , 则选择创业;若  $\pi(A, \theta) < 0$ , 则选择工资性工作;若  $\pi(A, \theta) = 0$ , 则个体在两类就业方式的选择无差异。

以上理论分析给出了个体就业选择所面临的最优化条件。基于这一最优化条件,结合前文综述所归纳,数字金融发展可从两个方面影响个体的就业选择:一是金融服务覆盖扩大效应提高金融服务可得性。对于不受信贷约束的个体,数字金融发展不会对其创业选择及表现产生显著影响。但对于受信贷约束的个体,数字金融发展提高了信贷可得性,即  $\lambda$  变大了,而由于创业收入在资本处于  $[0, k^*]$  内是单调递增,这会减少信贷受约束人群数量和增加创业者相对收入从而促进创业发生;二是信息不对称缓解效应降低融资成本,贷款利率下降,即  $r_1$  变小了,因此创业相对收入也增加了,这也会促使创业发生。由此,本文提出假说 1。

假说 1: 数字金融发展可增进创业发生。

如前文综述所指出,数字金融发展对创业的影响主要得益于其缓解了传统金融服务下个体面临的信贷约束,特别是金融抑制地区和金融抑制群体的信贷约束,是其对传统金融有效替代的作用体现。因此,在传统金融发展更好的地区,数字金融发展对创业的作用会因传统金融的更强竞争而出现更大下降;反之,在传统金融不足的地区,其促进作用下降则较少。由此,本文提出假说 2。

假说 2: 在创业发生决定上,数字金融发展的创业增进作用会受到传统金融发展的负向调节,即二者表现出相互替代的作用关系。

在中国,数字金融的出现和发展与淘宝、京东、拼多多等电商平台发展密切相关。而这些电商平台业务首先多在北京、上海、杭州、广州、深圳等大部城市和浙江、广东等东部发达省份出现,而后逐步扩展到全国。因此,数字金融发展经历了类似的过程,其发展状况存在着较大的地区差异(郭峰等,2020)。近年来,随着电商平台向中西部偏远地区和农村下沉,加之国家希望借助发展数字金融以实现普惠金融,数字金融在县域和贫困地区的发展越来越被重视(沈丽等,2019)。对于这些传统金融供给不足的经济落后地区或金融需求受到严重抑制的中低收入人群,数字金融发展表现出更为明显的弥补传统金融缺失的作用(温涛等,2016)。同时,研究发现,在贫困地区,数字金融发展有效地提高了这些地区资金使用率,对促进贫困地方依托电商发展产业进而实现脱贫起到非常积极的作用(何燕、李静,2021)。由此,本文提出假说 3a。

假说 3a: 在创业发生的决定上,数字金融发展在经济落后地区和社会弱势群体内具有相对更大的创业促进作用,对传统金融表现出相对较弱的替代关系。

同时,我们也应需要注意到,在传统金融供给充足的经济发达地区或经济条件好



的高收入人群，他们的资金需求很容易从传统金融服务中得到满足。如果他们进行创业，则信贷通常很难构成他们的决策约束。此时，数字金融发展，特别是类似于支付宝、京东白条、P2P平台等互联网企业提供的新型金融服务发展，可能就会在这些地区或人群面向的金融市场与传统金融形成更为激烈的竞争（黄益平、黄卓，2018）。由此，本文提出对应假说3b。

假说3b：在创业发生的决定上，数字金融发展在经济发达地区和社会弱势群体内的作用会下降，对传统金融的替代关系会增强。

### 三 数据、变量和实证模型

#### （一）数据来源

本文所用的数据来自于三套县域层面微观数据（本研究的县域含市辖区、县级市和县）的匹配构造：一是2017年中国家庭金融调查（CHFS）数据。该数据涵盖1758个县域，主要用于得到因变量（家庭层面的创业发生、创业类型）和家庭层面的控制变量（创业家庭的经济收入、户主文化程度、年龄等）。二是2017年北京数字普惠金融指数（The Peking University Digital Financial Inclusion Index of China，以下简称PKU-DFIIC）。该数据由北京大学数字金融研究中心联合蚂蚁金服集团编制得到，涵盖2802个县域，主要用于得到解释变量（数字金融发展）的变量信息。不同于谢绚丽等（2018）、冯大威等（2020）的研究，本文使用了县域层面的数字普惠金融指数。考虑到数字金融发展的起始条件和进程存在较大区域差异（黄益平、黄卓，2018），数字普惠金融指数的年度水平值并不能很好体现数字金融的发展，本文以2016年为基期计算了该指数2017年的增长率，并以此作为本文的核心解释变量。为了能观察到数字金融的不同维度发展对创业的可能差异性影响，与已有利用该指数所做的研究类似，本文亦对数字金融发展做了覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的维度细分，并同样用增长率来加以量化。三是银行营业网点数据。该数据通过对2017年全国县域层面银行营业网点和分支机构数量的信息整理得到，涵盖2381个县域，主要用于得到传统金融发展的变量。

在利用县域代码对三套数据进行匹配后，本文参考已有文献的做法，将家庭中年龄不足16周岁或大于70周岁的个体做了剔除，而后根据所余个体的就业情况来确定家庭是否存在创业。经过清理，最终得到有效家庭样本21028份，覆盖1382个县域。

## (二) 变量说明

### 1. 因变量

家庭创业和创业类型。创业是指个体对创业机会的识别、挖掘，并将其转化为市场价值的过程 (Shane & Venkataraman, 2000)。从该定义出发，参照尹志超等 (2015, 2019)、李建军和李俊成 (2020) 等人的做法，本文根据 2017 年 CHFS 调查中受访者在“您家是否从事工商业生产经营项目”上的回答来确定家庭创业。若回答是，认定家庭在创业，变量赋值为 1；若回答否，认定为家庭未在创业，变量赋值为 0。

### 2. 解释变量

数字金融发展和传统金融发展。数字金融发展是用 2017 年北京大学数字普惠金融指数的增长率来体现，包括综合指数增长率和细分维度上的覆盖广度增长率、使用深度增长率及数字支持服务程度增长率。传统金融发展是用县域层面的银行营业网点和分支机构的密度来体现，通过人均拥有的银行营业网点和人均拥有的分支机构数据计算得到。在此指标计算时，本文使用常住人口数而非户籍人口数，主要有两点原因：一是中国存在大量人口在跨区域流动，常住人口更能反映区域的人口数量；二是银行在网点设置时所参考的受众人口数通常也是在该区域生活工作的常住人员数量。

### 3. 其他变量

参考创业相关文献，本文回归分析中控制的变量包括家庭的经济条件、户主的特征、家庭城乡和区域类型。其中，家庭经济条件用的是家庭年消费总支出的对数<sup>①</sup>。户主的特征包括年龄、性别、受教育程度、政治面貌和婚姻状况。对于户主的年龄，本文在回归中加入了其平方项。家庭区域类型用了东、中、西部的区域划分。有关变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义和描述性统计

变量	变量及取值说明	均值	标准差
家庭创业	家庭是否在创业：否 = 0，是 = 1	0.1593	0.3659
数字金融发展	数字普惠金融综合指数增长率	0.3493	0.1729
数字金融覆盖广度发展	数字普惠金融覆盖广度增长率	0.0111	0.0226
数字金融使用深度发展	数字普惠金融使用深度增长率	0.3633	0.0484
数字金融数字支持服务程度发展	数字普惠金融数字支持服务程度增长率	0.1625	0.0239

<sup>①</sup> 之所以未使用家庭收入而是使用消费支出来反映家庭经济条件，有两点考虑：一是家庭收入存在着较多负值情况，二是家庭消费数据比收入数据更可能真实反映出家庭的经济条件。

续表

变量	变量及取值说明	均值	标准差
传统金融发展	银行营网点和分支机构密度	4.2796	2.7143
户主的性别	性别：女=0，男=1	0.4932	0.5000
户主的年龄	年龄	46.3282	14.9664
户主的受教育程度	受教育程度：没上过学=0，小学或初中=1，高中或中专=2，大专及以上=3	1.4420	0.7990
户主的政治面貌	政治面貌：非党员=0，党员=1	0.0666	0.2493
户主的婚姻状况	婚姻状况：未婚、离婚或丧偶=0，已婚=1	0.8354	0.3709
家庭经济状况	家庭总消费的对数	10.6220	0.8463
家庭城乡类型	城乡类型：城市=0，农村=1	0.3301	0.4703
家庭区域类型	区域类型：东部=1，中部=2，西部=3	1.7161	0.8198

资料来源：根据2017年中国家庭金融调查数据、2017年北京数字普惠金融指数和2017年银行营业网点数据计算得到。

### （三）实证策略

本文首先考察数字金融发展对家庭创业发生的影响。本文是用家庭是否在创业作为因变量，因此设定如式（11）所示的二元 Probit 模型：

$$\Pr(Y_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta X_i + \gamma M_i + \sum \lambda_j C_{ji} + \varepsilon_i) \quad (11)$$

其中， $Y_i$  是家庭创业，表示家庭  $i$  是否在创业。 $X_i$  是家庭  $i$  所在县域的数字金融发展。在实际分析中，除用综合指数外，还会用覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的细分维度。 $M_i$  是家庭  $i$  所在县域的传统金融发展， $C_{ji}$  是控制变量， $\varepsilon_i$  是随机扰动项。

金融服务作为地方经济发展的基础设施的重要构成，其发展内生于地方的经济发展中（傅秋子、黄益平，2018）。创业是地方经济发展的重要表现，它在特定区域的广泛发生和更好发展会促进该区域的产业和市场发展，而产业和市场发展所带来的交易增多会促进包括数字金融在内的金融服务发展。因此，数字金融发展与创业间可能存在联立因果关系，并给式（11）的回归结果带来估计偏差。

对于联立因果问题，本文采取以下应对策略：一是不同于已有研究使用滞后一期的数字普惠金融指数来反映数字金融发展，本文选用了数字普惠金融指数的增长率来作为解释变量，以此在一定程度上减弱变量间的联立关系；二是进一步采用各县域到杭州或到深圳的地理距离来作为数字普惠金融指数增长率的工具变量，对式（11）做了工具变量估计。选择各县域到杭州或到深圳的地理距离来作为工具变量，主要有两

点考虑：一是中国数字金融兴起与电子商务和电子交易的发展密不可分，且数字金融的重要表现就是支付宝、微信支付等数字支付工具的使用和 P2P 借贷平台的发展。支付宝是阿里巴巴的重要产品，阿里的总部在浙江杭州；微信支付是腾讯的重要产品，腾讯的总部在深圳。因此，某种意义上说，这两个城市是中国数字金融的发源地和创新地，是中国数字科技的象征。从技术扩散的角度看，它在地理上通常会有一个由近及远的过程。而这就意味着，距离杭州或深圳越近的地区，数字金融发展起步更早且总体发展相对更好。因此，各县域到这两个城市的距离会与数字金融发展水平显著相关。二是各县域到杭州和深圳的距离又是天然决定的，它外生于家庭创业，满足外生性要求。

从前文的理论分析出发，本文实证部分还有一个重要任务是确定数字金融发展与传统金融发展在家庭创业决定上的相互关系。对此，本文通过在式（11）中引入数字金融发展与传统金融发展的交互项来建立如式（12）所示的调节效应模型：

$$\Pr(Y_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta X_i + \gamma M_i + \rho X_i * M_i + \sum \lambda_j C_{ji} + \varepsilon_i) \quad (12)$$

式（12）中， $X_i * M_i$  为数字金融发展与传统金融发展的交互项，其他变量的含义与式（11）保持一致。

## 四 数字金融发展的作用及与传统金融发展的关系分析

### （一）数字金融发展对创业的影响

#### 1. 基准回归结果

关于数字金融发展对家庭创业影响的总体层面和细分维度的基准估计分别如表 2 和表 3 所示。在表 2 中，模型（1）是仅以数字金融发展为解释变量的估计结果，模型（2）在模型（1）的基础上加入了控制变量，模型（3）进一步加入了传统金融发展变量，模型（4）则去除了数字金融发展变量。

从表 2 的基准估计结果看，数字金融发展的估计系数在所有回归中均为正，且都在 1% 的显著性水平通过检验，说明数字金融发展确实有促进家庭创业发生的作用。结合着本文对数字金融发展的定义看，这结果意味着在数字普惠金融综合指数增长更快的地方，家庭创业发生的概率越大，初步支持了假说 1。

从用于反映传统金融发展的银行营业网点和分支机构密度的估计系数看，其在 1% 水平上显著为负，说明从县域层面来看，传统金融发展水平与家庭创业发生呈显著负向关系，即在其他因素不变的条件下，传统金融发展越好的县（区），家庭创业的可能性就越低。而对于传统金融发展与家庭创业关系的这种看似不合逻辑的结果，本文认

为其可能的原因就在于传统信贷资金流向的“亲富、亲大”和“排斥小微实体”特性。一般说来，传统金融越发达的地区，通常都是经济相对更发达的地区。这些地区往往都是各个银行重点发展的市场，银行同业竞争也相对更激烈。为了争夺客源和保证“揽储”任务完成，各个银行特别是中小银行就会采用诸如高息、送礼品等手段来吸引储户、吸收更多公众存款。同时，为了保证有稳定且充足的收益来弥补“揽储”成本付出，银行就把信贷资金投向回报率高的股票、债券市场或信贷风险相对更低的大企业或富人。对于同样也需要借贷来获得创业启动资金的很多家庭来说，银行的“揽储”会挤压他们从亲朋好友处获得非正规信贷的可能性或规模，信贷供给排斥则减少了他们从银行获得正规信贷的可能性或规模，从而不利于家庭创业发生。

因此，从基准结果来看，数字金融作为现代金融服务的新形式，普惠特性使得其可以有效弥补传统金融在创业促进上的不足，可作为推动家庭创业更为普遍发生、推进大众创业格局形成的有效手段。从包容性创业增长的角度看，数字金融发展还需加速推进，政府应继续通过加快5G通信网络等数字基础设施的城乡和区域均等覆盖等手段来强化对数字金融的发展扶持，为其发展创造更为坚实有力的外部环境。

表2 数字金融发展与家庭创业：总体层面分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融发展	0.0203 *** (0.0042)	0.0125 *** (0.0045)	0.0144 *** (0.0045)	—
传统金融发展	—	—	-0.0292 *** (0.0044)	-0.0283 *** (0.0044)
控制变量	—	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括
边际效应：数字金融发展	0.0049	0.0028	0.0032	—
边际效应：传统金融发展	—	—	-0.0064	-0.0062
样本量	21723	21364	21364	21364
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0012	0.0919	0.0943	0.0937
似然卡方统计量	23.1562 ***	1716.4057 ***	1760.1438 ***	1749.9515 ***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著，括号内为标准误；限于篇幅，本表及后文各表省略控制变量的估计结果。

资料来源：根据2017年中国家庭金融调查数据、2017年北京大学数字普惠金融指数和2017年银行营业网点数据计算得到。

学者认为数字金融的整体发展水平可由覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个方面所共同决定（郭峰等，2020）。其中，覆盖广度是用数字金融触达群体的规模

来反映，体现了数字金融服务的广化和其服务的人群覆盖面大小；使用深度是用数字金融触达群体的使用强度来体现，体现了数字金融的深化和其服务触达人群的受益强度；数字支持服务程度则体现了数字金融服务的便利性和成本节约水平。考虑到不同维度所体现出的普惠性强弱不同，及其与创业可能存在的差异性关系，我们进一步估计了数字金融的各细分维度发展水平与家庭创业发生的关系。

从表 3 结果看，数字金融覆盖广度和数字支持服务程度的提升都对家庭创业发生有显著促进作用。数字金融使用深度的估计系数为负，但在统计上不显著，说明数字金融深化对家庭创业发生存在统计上不显著的抑制作用。细分维度的回归结果与学者们的研究发现基本一致。结合已有研究的发现来解释，数字金融覆盖广度的增加起到了扩大经济欠发达地区和低收入家庭或人群触达金融服务的积极作用，相对更能有效改善这些地区或家庭的金融服务可得性，从而通过普遍缓解资金约束来促进社会中家庭创业的更广泛发生（张兵、盛洋虹，2021）。数字金融支持服务程度的增长意味着金融服务便捷性的提升和信贷成本的下降，它可通过有效降低家庭信贷资金使用成本而促进更多家庭创业（郭峰等，2020）。数字金融深化的加快虽意味着可达人群的金融使用频次和受益强度的增加，但它同时也会削弱有限金融资金的人群覆盖面，从而可能减少了数字金融机构向更多社会低收入群体提供服务的机会，进而对创业有抑制作用。

通过对比边际效应可以发现，数字金融覆盖广度扩大对家庭创业发生的影响要显著大于数字支持服务程度提升的作用。这说明，在利用数字金融发展以推动更多创业发生的过程中，降低数字金融服务可达门槛、扩大服务的群体覆盖范围比降低数字金融服务成本、提高服务便利性更为重要。覆盖广度维度的普惠性提升，应是中国各地政府制定或完善数字金融发展扶持政策时首先要关注的方向。

表 3 数字金融发展与家庭创业：细分维度分析

解释变量	是否创业 (1)	是否创业 (2)	是否创业 (3)	是否创业 (4)
覆盖广度发展	0.0076* (0.0043)	—	—	0.0100** (0.0043)
使用深度发展	—	-0.0025 (0.0025)	—	-0.0028 (0.0025)
数字支持服务程度发展	—	—	0.0031*** (0.0006)	0.0032*** (0.0006)
传统金融发展	-0.0282*** (0.0044)	-0.0281*** (0.0044)	-0.0309*** (0.0045)	-0.0306*** (0.0045)

续表

解释变量	是否创业 (1)	是否创业 (2)	是否创业 (3)	是否创业 (4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括
边际效应：覆盖广度	0.0017	—	—	0.0022
边际效应：使用深度	—	-0.0006	—	-0.0006
边际效应：数字支持服务程度	—	—	0.0007	0.0007
边际效应：传统金融发展	-0.0062	-0.0062	-0.0068	-0.0067
样本量	21364	21364	21364	21364
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0939	0.0938	0.0950	0.0953
似然卡方统计量	1753.0818 ***	1750.9775 ***	1773.3053 ***	1779.3076 ***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

## 2. 工具变量估计结果

鉴于数字金融发展与家庭创业间可能存在的内生联立关系，借鉴张勋等（2019）的做法，本文分别用家庭所在县域到杭州的距离或到深圳的距离作为工具变量，对式（11）的家庭创业发生模型做了总体层面的工具变量 Probit（IV-Probit）估计，结果如表 4 所示。变量外生性检验显示，数字金融发展在式（11）的回归中确实存在变量内生问题。弱工具变量检验结果则说明，家庭所在县域到杭州的距离或到深圳的距离均是数字金融发展的强工具变量。从表中第二阶段的系数估计值来看，无论是以到杭州的距离还是以到深圳的距离为工具，数字金融发展的作用方向和显著性均与表 2 结果一致，且系数数值明显增大。这表明内生性导致数字金融发展在家庭创业的影响被低估。在消除内生性后，数字金融发展与家庭创业发生的正向关系得到强化，由此，研究假说 1 被有效验证。

表 4 工具变量估计结果

解释变量	到杭州距离为工具		到深圳距离为工具	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
数字金融发展	—	0.3463 *** (0.0592)	—	0.0782 *** (0.0151)
到杭州距离(到深圳距离)	-0.3987 *** (0.0304)	—	-0.9643 *** (0.0203)	—

续表

解释变量	到杭州距离为工具		到深圳距离为工具	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
传统金融发展	—	-0.0463 *** (0.0057)	—	-0.0324 *** (0.0052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括
样本量	21364	21364	21363	21363
调整 R <sup>2</sup>	0.0339	—	0.1196	—
F 统计量	53.5344 ***	—	207.1223 ***	—
Wald 卡方统计量	—	1298.6921 ***	—	1522.5643 ***
变量外生性检验	39.2509 ***		20.0643 ***	
弱工具变量检验	34.5089 ***		27.1738 ***	

注：到杭州或深圳的距离的单位是千公里；在变量外生性和弱工具变量检验中，报告的是 Wald 卡方检验值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

## （二）数字金融发展与传统金融发展的相互关系

本部分是通过式（12）的回归估计来验证数字金融发展与传统金融发展在家庭创业上的相互关系。在分析中，本文同样从总体层面和细分维度两个方面对二者的相互关系进行考察。考虑到数字金融发展的内生性，后续回归均采用了工具变量估计。

表 5 同时报告了总体层面和细分维度的估计结果。从总体层面的结果看，数字金融发展与传统金融发展的交互项在 1% 的水平上显著为负，结果验证了研究假说 2。即在传统金融发达的地区，数字金融发展对促进家庭创业的作用会被明显弱化；但在传统金融发展薄弱的地区，数字金融作为金融服务市场上对传统金融的一种重要服务替代，对促进家庭创业有着更为明显的正向作用。从促进家庭创业的角度看，相较于传统金融发展对家庭创业的显著抑制作用，数字金融发展确实表现出极为明显的创业促进效应，对推动中国家庭创业增长具有积极意义。

从细分维度的结果看，数字金融覆盖广度发展、使用深度发展两者与传统金融发展的交互项都在 1% 水平下显著为负，说明两个细分维度对家庭创业的影响均受到传统金融发展的显著负向调节。而这种交互影响意味着，数字金融的覆盖广度对家庭创业的正向作用会因传统金融发展水平的提高而被明显削弱；数字金融的使用深度对家庭创业的负向作用则会因传统金融发展水平的提高而被明显强化，进而在总



体上降低数字金融发展在创业促进上的积极效应。数字金融的数字支持服务程度与传统金融的交互项的估计系数虽未通过显著性检验，但其正的系数值意味着传统金融发展对数字金融的数字支持服务程度在家庭创业上的影响有一定强化效应，数字金融的数字支持服务提升需要传统金融的更好发展来支撑。综合表 5 可以看出，传统金融在数字金融对家庭创业影响上的负向调节作用（抑或说，数字金融和传统金融在家庭创业作用上的替代关系）主要由数字金融的覆盖广度和使用深度与传统金融发展的负向关系所主导。

表 5 数字金融发展与家庭创业：与传统金融发展的关系

变量	总体层面	细分维度			
数字金融发展	0.3678 *** (0.0632)	—	—	—	—
覆盖广度发展	—	1.4224 *** (0.3559)	—	—	1.4224 *** (0.3559)
使用深度发展	—	—	-0.0457 *** (0.0072)	—	-0.0457 *** (0.0072)
数字支持服务程度发展	—	—	—	0.0200 *** (0.0033)	0.0200 *** (0.0033)
传统金融发展	-0.0419 *** (0.0056)	-0.0052 (0.0096)	-0.0193 *** (0.0048)	-0.0446 *** (0.0052)	-0.0218 (0.2996)
数字金融发展 × 传统金融发展	-0.0095 *** (0.0027)	—	—	—	—
覆盖广度发展 × 传统金融发展	—	-0.3653 *** (0.0921)	—	—	-0.3653 *** (0.0921)
使用深度发展 × 传统金融发展	—	—	-0.0046 *** (0.0011)	—	-0.0046 *** (0.0011)
数字支持服务程度发展 × 传统金融发展	—	—	—	0.0007 (0.3023)	0.0007 (0.2289)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括	包括
样本量	21364	21364	21364	21364	21364
Wald 卡方统计量	1272.7164	631.0541	1517.3201	1506.8656	7031.7737

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误；交互项（数字支持服务程度 × 传统金融）因实际估计系数过小，表中报告的系数值和标准误是其实际值 × 1000 的结果。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

### (三) 数字金融发展作用及与传统金融发展关系的异质性分析

以上所发现的家庭创业促进效应及传统金融在其中的负向作用关系,虽有效证明了数字金融发展对社会经济发展的积极意义,但这并不必然意味着数字金融在促进效率的同时肯定会带来公平,其对家庭创业的增长效应具有包容性。如前文理论分析所阐述,数字金融作为普惠金融的一种主要实现模式,其普惠性究竟如何或者其是否能够促进社会实现包容性增长,还要考察其是否在低收入家庭群体或在经济欠发达地区表现出相对更为明显的作用。从当前金融服务发展的全国现实来看,经济欠发达地区(如贫困县)、低收入家庭或低文化群体、老年人是传统金融排斥的主要对象或群体(栗芳、方蕾,2016;谢绚丽等,2018;王永仓等,2021),也是数字金融服务触达相对不足的群体。如果这些地区或人群更能因数字金融发展而受益,那么数字金融对家庭创业的包容性影响,即前文的研究假说 3a 和 3b,能够得到有效验证。为此,本部分从经济维度对样本进行归类,分县域、家庭和户主三个层面对数字金融发展的作用及传统金融在其中的关系表现展开异质性分析。

#### 1. 基于不同类型县域的比较

在县域层面,本文主要依据行政级别和贫困状况对样本做了归类。在中国的行政体制下,县域的行政级别通常是县域经济、社会等综合实力和地位的反映,根据家庭所在县域的行政级别,本文把样本划分为市辖区、县级市和县三组。同时,根据家庭所在县域在 2017 年调查时是否为贫困县,本文把样本划分为非贫困县和贫困县两组。从市辖区、县级市和县的分组回归结果看(表 6 列 1),在市辖区组内,数字金融发展未对家庭创业有显著解释作用,且其作用也未受传统金融发展的显著影响。在县级市和县两组内,数字金融发展均对家庭创业发生有显著正向解释作用,且这种作用还都与传统金融发展表现出明显的正向关系。折算成基于均值的边际效应,数字金融发展与传统金融发展交互项的作用值在县组内分别是 4.3121 和 1.5505,在县级市组内分别是 0.4009 和 0.1056。概括来说,数字金融发展的家庭创业促进效应在普通县内最为明显,其次是县级市,到市辖区其已无显著作用。同时,与全样本的弱化关系表现不同,在按行政级别的分组中,数字金融发展可促进创业发生的作用都因传统金融发展而强化。

从非贫困县和贫困县的分组回归结果看,数字金融发展在其中虽均对家庭创业有显著促进作用,但与传统金融发展的关系却有着完全对立的表现(表 6 列 2)。具体来说,在非贫困县组内,数字金融发展与传统金融发展存在显著的负向关系,表现为数字金融发展对家庭创业的正向促进作用受到传统金融发展水平的显著负向影响;在贫困县组内,数字金融发展与传统金融发展的关系却是显著的正向关系,表现为数字金融发展对家庭创业

的正向作用会因传统金融的更好发展而增强。从促进创业的边际效应看，数字金融发展在贫困县有着更为积极的作用，同时，这种作用会因传统金融的更有效支撑而进一步增强。

对于数字金融与传统金融关系的差异性表现，本文认为其可能的原因在于，在经济条件更好的非贫困县域，金融服务市场发育相对更为充分，金融机构间的竞争更为激烈，而这就造成这些地区的传统金融服务门槛相对更低、服务质量相对更高。数字金融服务作为市场的后来者，通常优先会选择在经济条件较好的地区进入，会与区域内的传统金融服务形成实质性的竞争关系。在这种后来者竞争的持续压力下，非贫困县域内的传统金融机构有着降低进入门槛、改善金融服务质量的内在动力，而这会挤出数字金融的作用效应，从而造成二者关系上的负向表现。关于这一点可从传统金融服务在家庭创业上的相对更小抑制作用得到佐证。在贫困县，数字金融可以充分发挥其不受地理距离等空间限制、便利性强、触达门槛低、征信便捷等优势，而有效弥补传统金融服务因网点数量少且分散、信用信息获取难等而造成的普惠性不足，从而更有效地促进欠发达地区的家庭来创业。

表 6 数字金融发展作用及与传统金融的关系：县域类型异质性分析

解释变量	县域分类 1			县域分类 2	
	市辖区	县级市	县	非贫困县	贫困县
数字金融发展	-1.5083 (1.3710)	0.3996 *** (0.0893)	4.3069 * (2.2106)	0.5308 *** (0.1080)	0.8167 *** (0.2805)
传统金融发展	-0.0442 (0.0445)	-0.0308 ** (0.0149)	-2.3896 ** (1.2063)	-0.0387 *** (0.0064)	-0.0887 (0.0649)
数字金融发展 × 传统金融发展	0.3817 (0.3478)	0.0952 *** (0.0238)	1.5459 * (0.7927)	-0.0495 *** (0.0105)	0.2879 *** (0.1001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括	包括
样本量	10486	3601	7277	18732	2632
Wald 卡方统计量	181.0362 ***	274.1734 ***	114.7030 ***	949.4245 ***	202.7368 ***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

## 2. 基于不同类型家庭的比较

考虑到传统金融排斥主要发生在农村和低收入群体，本文在此部分对家庭做了城乡和收入的分组估计（如表 7 所示）。其中，家庭收入分组依据的是家庭消费总支出，并按家庭总消费支出在 25% 和 75% 两个分位点上的值，把家庭分为低收入家庭（总消费支出低于 25% 分位值）、中等收入家庭（总消费支出在 25% ~ 75% 分位值之间）和

高收入家庭（总消费支出高于 75% 分位值）。

从城乡分组的结果看，数字金融发展对城乡家庭创业均有显著促进作用；传统金融发展的抑制作用在城镇家庭表现显著，但在农村家庭表现不明显；二者的关系在城镇家庭呈显著负向关系，在农村家庭呈显著正向关系。城乡分组的结果说明，传统金融发展对数字金融在家庭创业上的积极作用发挥了完全不同的影响，城镇家庭创业增长效应会因传统金融更好发展而减弱，农村家庭则会因传统金融发展而提升。此外，从创业增长的边际效应上看，相较于城镇，数字金融发展对农村家庭有着更为明显的创业推动作用，且这种作用还会因传统金融对农村服务的改善而明显提升。因此，城乡对比的结果再次显示，加快数字金融发展对中国社会经济实现包容性发展具有积极意义。从政策意义上讲，要想让数字金融普惠性的积极效应更全面发挥，还应继续加大对农村地区传统金融服务条件和设施的改善力度。

从家庭收入分组的回归结果，数字金融发展对促进中低收入家庭创业有显著作用，但对高收入家庭创业则无显著作用。传统金融发展自身对低收入家庭创业的抑制作用不明显，但它可以显著提升数字金融发展在低收入家庭上的创业增长效应。对于中高收入家庭来说，传统金融发展不仅其自身对创业发生有明显弱化效应，且还会弱化数字金融的创业增长效应，对中等收入家庭尤为明显。家庭收入分组的结果再次证实了数字金融发展在创业上的包容性增长效应。

表 7 数字金融发展与传统金融的关系：家庭类型异质性分析

解释变量	家庭类型 1		家庭类型 2		
	城镇家庭	农村家庭	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
数字金融发展	0.2624 <sup>***</sup> (0.0688)	1.1865 <sup>***</sup> (0.4156)	0.6053 <sup>***</sup> (0.1804)	0.2613 <sup>***</sup> (0.0743)	1.0760 (0.6660)
传统金融发展	-0.0436 <sup>***</sup> (0.0058)	-0.0146 (0.0238)	-0.0027 (0.0154)	-0.0208 <sup>***</sup> (0.0070)	-0.0261 <sup>*</sup> (0.0155)
数字金融发展 × 传统金融发展	-0.0245 <sup>***</sup> (0.0073)	0.1689 <sup>***</sup> (0.0610)	0.0874 <sup>***</sup> (0.0263)	-0.0081 <sup>**</sup> (0.0038)	-0.1366 (0.0855)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括	包括
样本量	14292	7072	5372	10661	5331
Wald 卡方统计量	955.4479 <sup>***</sup>	165.5304 <sup>***</sup>	87.4179 <sup>***</sup>	260.7088 <sup>***</sup>	102.1148 <sup>***</sup>

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

### 3. 基于不同类型户主的比较

以手机支付等为主要表现的数字金融是数字信息技术的重要应用，其发展普遍改善了人们支付的便捷性，方便了人们的生产生活（谢绚丽等，2018）。但微信支付、支付宝等数字金融 APP 或 P2P 等网络平台，对手机的上网条件、个体的信息认知和学习能力等都有一定的要求（张勋等，2019）。这已实际上给社会中的低文化程度群体和老年人群体使用这些数字金融工具带来了难度，由此可能造成这些社会人群被数字金融服务所排斥，即人们常说的“数字鸿沟”。考虑到此，本部分按户主的文化程度和出生年份对样本进行了归类。其中，根据户主的文化水平高低把样本家庭划分为未上过学、小学和初中、高中或中专和大专以上四组。根据户主出生年份把样本家庭划分为“50”、“60”、“70”、“80”和“90后”五组。分组回归结果如表8所示。

从文化程度的分组估计结果看，数字金融发展只在户主是小学或初中文化程度的家庭对创业发生有显著正向作用。在户主未上学的家庭或户主具有高中或中专及以上文化程度的家庭，数字金融发展都无法对家庭创业发生有显著解释，但从估计系数来看，数字金融发展的作用存在明显组别不同，表现为在未上学组与家庭创业发生是负相关，在高中或中专及以上组均是正相关。传统金融发展除在户主是未上过学组与家庭创业是正向不显著关系外，在其他组别都与创业发生呈显著负向关系。数字金融发展和传统金融的交互项也只在户主是小学或初中文化程度组对家庭创业发生有显著正向作用，在其余各组均是不显著的负向作用。这个结果说明，在家庭创业领域，数字金融工具或平台对使用者识字的客观要求确实限制了其对人力资本极低人群的普惠性作用。但在跨过正式学校教育的最低门槛后，数字金融发展表现出对低人力资本家庭的较为明显的包容性创业增长效应。随着传统金融对低人力资本人群服务的强化，数字金融发展的这种积极作用还会因传统金融的补充而增强。

从基于出生年份的年龄组别估计结果看，数字金融发展对户主是“80前”的家庭均有显著的创业促进作用，但这种正向作用在户主是“80后”的家庭组别内均表现得不显著。传统金融发展对所有年龄组别的家庭创业均是负向作用，但同样只在户主是“80前”的家庭组内显著。数字金融发展与传统金融发展除在户主是“60”的家庭组上呈现出显著的负向关系外，在其他年龄组别内都没有表现显著的相互作用关系。基于上述结果，本文认为，数字金融对家庭创业的促进作用主要体现为其在户主是“80前”的家庭群体上的显著作用。年龄大没有成为限制数字金融在创业上的作用发挥的障碍因素。伴随着数字信息技术发展而长大的“80后”，对数字金融很熟悉，使用也

很普遍，但数字金融发展暂未对他们创业起到显著推动作用。其中的原因，可能在于“80 后”对数字金融服务的普遍使用使得数字金融难以在 80 后创业者和 80 后非创业者间产生显著性的差别作用，也可能在于“80 后”家庭在创业时已不再面临明显的资金约束问题。

表 8 数字金融发展与传统金融的关系：户主类型异质性分析

解释变量	户主类型 1				户主类型 2				
	未上过学	小学或初中	高中或中专	大专及以上学历	“50”	“60”	“70”	“80”	“90 后”
数字金融发展	-3.1301 (4.2733)	0.3154 *** (0.0581)	0.1752 (0.1771)	0.3918 (0.2469)	0.2764 *** (0.0691)	0.2688 ** (0.1130)	0.5543 *** (0.1866)	1.1990 (1.4105)	1.3253 (1.9913)
传统金融发展	0.5364 (0.7001)	-0.0391 *** (0.0083)	-0.0311 *** (0.0092)	-0.0470 *** (0.0164)	-0.0564 *** (0.0124)	-0.0261 *** (0.0100)	-0.0493 *** (0.0162)	-0.0701 (0.0522)	-0.0729 (0.0790)
数字金融发展×传统金融发展	-0.6054 (0.8201)	0.0100 ** (0.0040)	-0.0171 (0.0221)	-0.0603 (0.0409)	-0.0050 (0.0051)	-0.0212 ** (0.0084)	-0.0020 (0.0050)	-0.0722 (0.0846)	0.0160 (0.0161)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括	包括
样本量	1728	11015	6112	2487	6288	5075	3804	3099	3098
卡方统计量	12.9001	820.9564	378.6353	102.5852	182.0061	278.5080	197.5443	51.4721	33.8433

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

#### (四) 稳健性检验

为了验证数字金融发展对家庭创业影响的结果可靠性，本文采取了更换核心解释变量和更换估计模型两种思路来进行结果的稳健性检验。在更换核心解释变量的稳健性检验中，本文借鉴已有研究对数字金融发展的量化（张兵、盛洋虹，2021），用 CHFS 数据中户主是否从网络借贷平台获取资金代表数字融资，用购物（网购）是否通过电脑、手机等移动终端支付（包括网银、支付宝）代表数字支付，以及互联网理财余额是否大于 0 代表数字理财，并通过数字融资、数字支付和数字理财三个方面来综合得到数字金融发展的替代变量。由于该变量亦可能同样与家庭创业产生互为因果的内生问题。因此，在该更换解释变量的回归中，本文同样采用了以县域到杭州的距离

为工具的工具变量估计。从表 9 更换解释变量的结果看，数字金融发展、传统金融发展及二者的交互项的估计系数的符号和显著性均与前文的结论发现一致，表明数字金融发展总体上确实显著促进了中国家庭创业，但其作用会因传统金融发展的强化而明显下降。

在更换模型的稳健性检验中，本文利用 PKU-DFIIC 数据与 CHFS 数据做了重新匹配，得到一套包含 2015 年和 2017 年两期的面板数据，并基于此做了面板数据 Probit 估计。由于反映传统金融发展的银行营业网点和分支机构数量数据只有 2017 年度，无法纳入到面板数据模型当中，故表 9 列 2 的结果中没有传统金融发展和交互项的估计系数。与前文基于单一年度所得到结果的解释有所不同，面板模型结果反映的是数字金融发展与家庭新增创业的关系。从结果看，数字金融发展与家庭创业新增在总体层面呈正向关系，同样验证了前文的结论。

表 9 稳健性检验

解释变量	更换解释变量	更换模型
数字金融发展	4.1112 *** (0.8693)	0.0019 *** (0.0005)
传统金融发展	-0.0354 *** (0.0066)	—
数字金融 × 传统金融	-0.1585 *** (0.0342)	—
控制变量	控制	控制
常数项	包括	包括
样本量	21364	21907
卡方统计量	892.1203 ***	346.5588 ***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著；括号内为标准误。

资料来源：根据 2017 年中国家庭金融调查数据、2017 年北京大学数字普惠金融指数和 2017 年银行营业网点数据计算得到。

## 五 结语

创业被认为是推动经济可持续增长的重要动力。基于数字信息技术和互联网的数字金融，作为普惠金融的重要实现模式，被认为能够全面改善金融服务的触达性、便利性，因而有效推动创业的广泛发生和包容性增长。本文基于中国家庭金融调查数据、

北京大学数字普惠金融指数和银行营业网点数据，从县域层面对数字金融发展在促进家庭创业上的影响，及其与传统金融发展在其中的相互关系进行了分析和验证，以期为上述论断提供更多经验证据。

研究发现，数字金融发展确实因其更强的普惠性而对家庭创业发生有显著正向影响。进一步分析数字金融各细分维度的影响可以看到，数字金融的覆盖广度提升和数字支持服务程度改善均有助于家庭的创业发生，但使用深度增加却表现出不明显的负向影响。就数字金融发展与传统金融发展在家庭创业作用上的相互关系来说，二者之间呈负向关系，即在传统金融服务弱的地区，数字金融发展表现出对家庭创业的更强促进作用。这说明数字金融发展，可以有效弥补传统金融服务普惠性差的不足，缓解传统金融对家庭创业的不利影响，从而在家庭层面起到促进创业的作用，为推动家庭寻求更好发展创造条件。

基于地区、家庭和户主的异质性分析结果显示，数字金融发展在行政级别低的普通县、贫困县、农村家庭、低收入家庭、户主文化水平低和户主年龄大家庭组别上表现出更为明显的创业促进作用，即经济欠发达地区的家庭或社会弱势群体所在的家庭更能因数字金融发展而受益。因此，从包容性发展的角度看，数字金融发展可以在家庭创业领域推动社会公平的实现，确实有助于“大众创新、万众创业”的“双创”格局形成。同时，异质性分析还发现，对于贫困县家庭、农村家庭、低收入家庭、户主低文化程度家庭，传统金融发展可以强化数字金融在创业上的正向效应。与之相对应，在非贫困县家庭、城镇家庭、中高收入家庭和户主高文化程度家庭，传统金融发展表现对数字金融的创业促进效应具有弱化作用。

本文结论的政策含义非常明显。首先，数字金融发展对促进更多家庭投身于创业活动具有积极效应，因此，从“万众创业”的社会氛围营造上，应继续推进数字金融的建设和发展，进一步发挥其在创业促进上的作用。其次，数字金融发展表现出对经济欠发达地区或社会弱势群体的家庭创业的更大促进作用，因此，从社会包容性发展的实现上，应加大对经济欠发达地区和农村地区的 5G 网络等信息通信基础设施建设投资，鼓励数字金融服务提供商面向贫困家庭等社会弱势群体特征，设计诸如动产信贷抵押等有针对性的金融产品或服务，加快传统金融服务下沉，以此进一步增大数字金融发展在创业促进的普惠效应。最后，传统金融发展可强化数字金融对经济欠发达地区或社会弱势群体的家庭创业的正向影响，因此，从数字金融作用的提升上，应继续改善面向经济落后地区或社会弱势人群的传统金融服务。



## 参考文献：

- 程郁、罗丹（2009），《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》，《中国农村经济》第11期，第25-38页。
- 董晓林、徐虹（2012），《我国农村金融排斥影响因素的实证分析——基于县域金融机构网点分布的视角》，《金融研究》第9期，第115-126页。
- 冯大威、高梦桃、周利（2020），《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》，《金融经济研究》第1期，第91-103页。
- 冯永琦、蔡嘉慧（2021），《数字普惠金融能促进创业水平吗？——基于省际数据和产业结构异质性的分析》，《当代经济科学》第1期，第79-90页。
- 傅秋子、黄益平（2018），《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》，《金融研究》第11期，第68-84页。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云（2020），《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 何婧、李庆海（2019），《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 何燕、李静（2021），《授人以渔：数字普惠金融的减贫效应及就业机制》，《消费经济》第3期，第69-79页。
- 黄益平、黄卓（2018），《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期，第1489-1502页。
- 焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑱（2015），《中国普惠金融发展进程及实证研究》，《上海金融》第4期，第12-22页。
- 康书生、余军（2021），《客户非财务特征的金融排斥结构对家庭财产差距的影响研究》，《现代财经（天津财经大学学报）》第1期，第61-77页。
- 李宏彬、李杏、姚先国、张海峰、张俊森（2009），《企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响》，《经济研究》第10期，第99-108页。
- 李继尊（2015），《关于互联网金融的思考》，《管理世界》第7期，第1-7页。
- 李建军、李俊成（2020），《普惠金融与创业：“授人以鱼”还是“授人以渔”？》，《金融研究》第1期，第69-87页。
- 李瑞晶、王丽丽、程京京（2021），《信贷资金、融资担保与小微企业融资约束——银

- 行贷款与民间借贷的比较分析》，《上海金融》第4期，第24-32页。
- 李涛、王志芳、王海港、谭松涛（2010），《中国城市居民的金融受排斥状况研究》，《经济研究》第7期，第15-30页。
- 刘杰、郑风田（2011），《社会网络，个人职业选择与地区创业集聚——基于东风村的案例研究》，《管理世界》第6期，第132-141页。
- 卢亚娟、张龙耀、许玉楹（2014），《金融可得性与农村家庭创业——基于CHARLS数据的实证研究》，《经济理论与经济管理》第10期，第89-99页。
- 鲁钊阳、廖杉杉（2016），《P2P网络借贷对农产品电商发展的影响研究》，《财贸经济》第3期，第95-108页。
- 马九杰、董琦（2004），《中小企业信贷约束的成因与衡量：理论背景及分析框架》，《中国软科学》第3期，第59-68页。
- 马九杰、沈杰（2010），《中国农村金融排斥态势与金融普惠策略分析》，《农村金融研究》第5期，第5-10页。
- 莫媛、周月书、张雪萍（2019），《县域银行网点布局的空间效应——理解农村金融资源不平衡的一个视角》，《农业技术经济》第5期，第123-136页。
- 沈丽、张好圆、李文君（2019），《中国普惠金融的区域差异及分布动态演进》，《数量经济技术经济研究》第7期，第62-80页。
- 栗芳、方蕾（2016），《中国农村金融排斥的区域差异：供给不足还是需求不足？——银行、保险和互联网金融的比较分析》，《管理世界》第9期，第70-83页。
- 栗芳、方蕾、贺小刚、杨婵（2019），《正规融资还是非正规融资？农户创业的融资选择及其影响因素》，《经济与管理研究》第12期，第59-76页。
- 王春超、冯大威（2018），《中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角》，《经济学（季刊）》第1期，第355-382页。
- 王永仓、温涛、王小华（2021），《数字金融与农户家庭增收：影响效应与传导机制——基于中国家庭金融调查数据的实证研究》，《财经论丛》第9期，第37-48页。
- 温涛、朱炯、王小华（2016），《中国农贷的“精英俘获”机制：贫困县与非贫困县的分层比较》，《经济研究》第2期，第111-125页。
- 吴雨、李成顺、李晓、弋代春（2020），《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》，《管理世界》第10期，第53-64页。
- 谢平、邹传伟（2012），《互联网金融模式研究》，《金融研究》第12期，第11-22页。

- 谢文武、汪涛、俞佳根 (2020), 《数字普惠金融是否促进了农村创业?》, 《金融理论与实践》第7期, 第111-118页。
- 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰 (2018), 《数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1557-1580页。
- 杨波、王向楠、邓伟华 (2020), 《数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得? ——来自CHFS的证据》, 《当代经济科学》第6期, 第74-87页。
- 杨伟明、栗麟、王明伟 (2020), 《数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析》, 《上海财经大学学报》第4期, 第83-94页。
- 尹志超、公雪、郭沛瑶 (2019), 《移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据》, 《中国工业经济》第3期, 第119-137页。
- 尹志超、宋全云、吴雨、彭嫦燕 (2015), 《金融知识、创业决策和创业动机》, 《管理世界》第1期, 第87-98页。
- 张兵、盛洋虹 (2021), 《数字金融对家庭创业的影响研究》, 《金融与经济》第1期, 第40-47页。
- 张林、温涛 (2020), 《数字普惠金融发展如何影响居民创业》, 《中南财经政法大学学报》第4期, 第85-95页。
- 张龙耀、张海宁 (2013), 《金融约束与家庭创业——中国的城乡差异》, 《金融研究》第9期, 第123-135页。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾 (2019), 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
- 张玉利、杨俊、戴燕丽 (2012), 《中国情境下的创业研究现状探析与未来研究建议》, 《外国经济与管理》第1期, 第1-9页。
- 张岳、彭世广 (2021), 《数字普惠金融与农村传统金融机构》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第14-26页。
- 郑风田、孙谨 (2006), 《从生存到发展——论我国失地农民创业支持体系的构建》, 《经济学家》第1期, 第54-61页。
- 郑志来 (2015), 《互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角》, 《财经科学》第5期, 第34-43页。
- 周广肃、樊纲 (2018), 《互联网使用与家庭创业选择——来自CFPS数据的验证》, 《经济评论》第5期, 第134-147页。
- 周立 (2008), 《农村金融新政与金融排斥》, 《银行家》第5期, 第98-99页。

- Aghion, Philippe, Thibault Fally & Stefano Scarpetta (2007). Credit Constraints as a Barrier to the Entry and Post-entry Growth of Firms. *Economic Policy*, 22 (52), 732 – 779.
- Ahlstrom, David & Garry Bruton (2010). Rapid Institutional Shifts and the Co-evolution of Entrepreneurial Firms in Transition Economies. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 34 (3), 531 – 554.
- Allen, Franklin, Asli Demirguc-Kunt, Leora Klapper & Maria Peria (2016). The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts. *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1 – 30.
- Andersson, Martin, Pontus Braunerhjelm & Per Thulin (2012). Creative Destruction and Productivity: Entrepreneurship by Type, Sector and Sequence. *Journal of Entrepreneurship and Public Policy*, 1 (2), 125 – 146.
- Armendáriz, Beatriz & Jonathan Morduch (2010). *The Economics of Microfinance*. Cambridge: MIT press.
- Audretsch, David, Maksim Belitski & Sameeksha Desai (2015). Entrepreneurship and Economic Development in Cities. *The Annals of Regional Science*, 55 (1), 33 – 60.
- Baumol, William (1968). Entrepreneurship in Economic Theory. *The American Economic Review*, 58 (2), 64 – 71.
- Bowen, Harry & Dirk De Clercq (2008). Institutional Context and the Allocation of Entrepreneurial Effort. *Journal of International Business Studies*, 39 (4), 747 – 767.
- Conroy, John (2005). APEC and Financial Exclusion: Missed Opportunities for Collective Action? *Asia Pacific Development Journal*, 12 (1), 53 – 80.
- Duarte, Jefferson, Stephan Siegel & Lance Young (2012). Trust and Credit: The Role of Appearance in Peer-to-peer Lending. *The Review of Financial Studies*, 25 (8), 2455 – 2484.
- Evans, David & Boyan Jovanovic (1989). An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints. *Journal of Political Economy*, 97 (4), 808 – 827.
- Glaeser, Edward, Sari Kerr & William Kerr (2015). Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines. *Review of Economics and Statistics*, 97 (2), 498 – 520.
- Gnyawali, Devi & Daniel Fogel (1994). Environments for Entrepreneurship Development: Key Dimensions and Research Implications. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 18

(4), 43 – 62.

- Huang, Yiping & Xun Wang (2011). Does Financial Repression Inhibit or Facilitate Economic Growth? A Case Study of Chinese Reform Experience. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73 (6), 833 – 855.
- Karaivanov, Alexander (2012). Financial Constraints and Occupational Choice in Thai Villages. *Journal of Development Economics*, 97 (2), 201 – 220.
- Leyshon, Andrew & Nigel Thrift (1995). Geographies of Financial Exclusion: Financial Abandonment in Britain and the United States. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 20 (3), 312 – 341.
- Lim, Dominic, Eric Morse, Ronald Mitchell & Kristie Seawright (2010). Institutional Environment and Entrepreneurial Cognitions: A Comparative Business Systems Perspective. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 34 (3), 491 – 516.
- Lounsbury, Michael (2002). Institutional Transformation and Status Mobility: The Professionalization of the Field of Finance. *Academy of Management Journal*, 45 (1), 255 – 266.
- Moeninghoff, Sebastian & Axel Wieandt (2013). The Future of Peer-to-peer Finance. *Schmalenbach Journal of Business Research*, 65 (5), 466 – 487.
- Mollick, Ethan & Venkat Kuppaswamy (2014). After the Campaign: Outcomes of Crowdfunding. *UNC Kenan-Flagler Research Paper*, No. 2376997.
- Nykvist, Jenny (2008). Entrepreneurship and Liquidity Constraints: Evidence from Sweden. *Scandinavian Journal of Economics*, 110 (1), 23 – 43.
- Pierrakis, Yannis & Liam Collins (2013). Crowdfunding: A New Innovative Model of Providing Funding to Projects and Businesses. *SSRN Working Paper*, No. 2395226.
- Shane, Scott & Sankaran Venkataraman (2000). The Promise of Entrepreneurship as a Field of Research. *Academy of Management Review*, 25 (1), 217 – 226.
- Welter, Friederike & David Smallbone (2011). Institutional Perspectives on Entrepreneurial Behavior in Challenging Environments. *Journal of Small Business Management*, 49 (1), 107 – 125.

## Digital Finance and Inclusive Entrepreneurship in China: County-level Interaction of Digital Finance and Traditional Finance

Jiang Jinqi & Wang Zhenhua

(College of Economics and Management, Shenyang Agricultural University)

**Abstract:** Based on matching from China Household Finance Survey Data, Peking University Digital Financial Inclusion Index, and data of commercial bank branch, this study investigates the relationship between the development of digital finance and household entrepreneurship, through a more in-depth examination of the interactive effect between the development of digital finance and traditional finance. Results show that the development of digital finance, especially the improvement in the coverage and level of digital support services, has a significantly positive effect on family entrepreneurship. In counties with weak traditional financial services, digital finance has stronger relationship with family entrepreneurship. Heterogeneity analysis reveals that the development of digital finance has a more significant effect on entrepreneurial promotion for families in underdeveloped regions or from socially disadvantaged groups, suggesting that digital finance can enhance social equity in the field of family entrepreneurship and contribute to social inclusiveness. Moreover, this enhancing effect will be strengthened by the improvement of traditional financial services.

**Keywords:** digital finance, family entrepreneurship, traditional finance, inclusive growth

**JEL Classification:** D63, M13, R51

(责任编辑: 封永刚)