

数字金融对农户创业行为的影响 ——基于 CFPS2018 的经验事实

李庆海, 何艺璇, 顾 贤

(南京财经大学 经济学院, 江苏 南京 210023)

摘要: 结合 CFPS2018 数据以及北京大学数字普惠金融指数, 基于 Probit 模型, 分析县域数字金融发展水平对我国农户创业行为的影响及其异质性, 并基于部分可观测的 Biprobit 模型, 检验数字金融发展对农户创业行为影响的作用机制。结论如下: 第一, 县域数字金融发展水平对我国农户创业行为的影响具有倒 U 型特征, 即数字金融发展对农户创业具有先促进再抑制的作用。第二, 就数字金融不同子维度而言, 覆盖广度呈现出倒 U 型关系, 数字化程度呈现 U 型关系, 而使用深度并无显著影响。第三, 异质性分析表明, 数字金融对农户创业行为的影响, 在不同经济发展水平、创业氛围程度和数字金融发展水平的县域中存在明显差异。最后, 作用机制研究发现, 数字金融对农户创业意愿的影响是先促进再抑制, 而对创业能力始终呈现促进作用。

关键词: 数字金融; 农户创业; 倒 U 型关系; 作用机制

中图分类号: F832.29 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-0098(2022)04-0003-14

一、引言

数字金融是伴随着互联网兴起的一种新型普惠金融形式, 并在发展过程中衍生出多方面的社会经济价值, 譬如在公平前提下提高效率、促进金融产业发展、提升金融服务质量和降低融资成本等。数字乡村建设不仅是建设数字中国的重中之重, 而且是实施乡村振兴战略的战略要领, 同时也为数字金融在农村地区的拓展、下沉和丰富提供了巨大助力。诸多学者研究表明, 数字金融发展深刻改变了中国农村居民生产生活的诸多方面, 这其中就包括创业行为。

诸多文献表明, 遭受融资约束是制约农户进行创业的重要因素, 抑制农户从潜在创业者向真实创业者转变(Cai et al. 2018^[1]; 谢绚丽等 2018^[2])。近年来, 经过深耕和不断调整, 数字金融已经逐渐适应农村地区的新需求、新场景和新方式, 可以有效降低金融服务成本, 提高渗透性和增强金融服务可用性, 已成为农户满足资金需求的重要渠道(何婧和李庆海 2019^[3]; 张正平和黄帆帆 2021^[4])。诸多学者研究表明, 数字金融发展及其不同维度, 总体而言对农户创业具有促进作用(谢文武等 2020^[5]; 冯大威等 2020^[6]; 岳中刚和黃雨桐 2021^[7]; 宋帅和李梦 2021^[8])。少量文献考察了这一影响的非线性特征或者门槛效应特征(陶云清等, 2021^[9]; 罗新雨和张林 2021^[10])。

有关数字金融对包括农户在内的家庭创业影响的文献中, 对于数字金融发展水平的测度, 主要分为两类: 一类是考察宏观层面的数字金融发展水平对农户创业的影响, 这一类文献大多基于“北京大学数字普惠金融指数”中的省级或者市级层面进行分析(谢绚丽等 2018^[2]; 谢文武等 2020^[5]; 冯大威等 2020^[6]; 张林

收稿日期: 2021-12-23

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“新时代我国农村贫困性质变化及 2020 年后反贫困政策研究”(19ZDA116); 江苏高校哲学社会科学研究重大项目“数字鸿沟对长三角地区农户福利不平等的影响机理与效应研究”(2021SJZDA122)

作者简介: 李庆海(1982—), 男, 山东枣庄人, 博士, 研究员, 研究方向为收入分配和家庭金融。

和温涛 2020^[11]; 岳中刚和黄雨桐 2021^[7]; 冯永琦和蔡嘉慧 2021^[12]), 仅有少量文献使用县级层面指数考察对居民就业(包括创业型自雇佣)的影响(尹志超等 2021)^[13]。这一类研究数据是北京大学数字金融研究中心基于支付宝大数据计算得到的, 具有较好的全国代表性和权威性; 但对于广大农村地区而言, 县域数字金融发展水平的影响对农户可能更加具体和有针对性, 而基于省市级别层面的结果可能不够准确和科学。另一类是考察微观视角下的数字普惠金融使用对农村居民创业的影响, 例如何婧和李庆海(2019)^[3]通过农户对数字理财、数字信贷、数字支付等数字产品的使用情况来测度农户数字金融使用水平, 类似的参见张兵和盛洋虹(2021)^[14]、宋帅和李梦(2021)^[8]等文献。这一方法通过具体询问农户的数字金融使用行为、习惯或者经历等进行测度, 但无法考察地区数字金融发展水平的影响, 又因成本限制等原因难以获得具有全国代表性的样本。

有关数字金融对农户创业影响的异质性研究, 学者们从诸多方面进行了探索。一些从宏观层面进行考察, 譬如地域特征(谢文武等 2020^[5]; 张林和温涛 2020^[11]; 岳中刚和黄雨桐 2021^[7]; 冯永琦和蔡嘉慧 2021^[12])、城镇化水平(谢绚丽等 2018)^[2]、经济发展水平(张正平和黄帆帆 2021)^[4]、政府干预程度(陶云清等 2021)^[9]等方面, 取得了丰硕的研究成果。一些从微观层面进行考察, 譬如不同创业类型(冯大威等 2020^[6]; 张正平和黄帆帆 2021^[4]; 张兵和盛洋虹 2021^[14])、是否弱势群体(何婧和李庆海 2019)^[3]、年龄异质性(张正平和黄帆帆 2021)^[4]、金融知识水平高低(张兵和盛洋虹 2021^[14]; 尹志超等 2021^[13])等方面, 考察角度更加细微深入。对于数字金融对农户创业行为影响的作用机制, 学者们大多从缓解信贷约束(何婧和李庆海 2019^[3]; 岳中刚和黄雨桐 2021^[7]; 张正平和黄帆帆 2021^[4])、改变风险偏好(张兵和盛洋虹 2021)^[14]、降低创业成本(岳中刚和黄雨桐 2021)^[7]、提升社会信任(何婧和李庆海 2019)^[3]、促进经济增长(张林和温涛 2020)^[11]、提升技术创新水平(冯永琦和蔡嘉慧 2021)^[12]等角度进行研究。

尽管如此, 相关文献仍存在以下问题留待改进: (1) 对于数字普惠金融的测度, 已有文献要么基于个体微观层面测度数字金融的使用情况, 但涉及维度较少, 往往不具有全国代表性; 要么基于省级或者市级层面进行研究, 但测度相对粗糙, 无法更为准确反映数字金融的影响。(2) 已有文献很少考察数字金融对农户创业行为的非线性特征, 更不用说考察不同维度的非线性特征。事实上, 数字金融的发展对农户创业的影响可能并不是单纯的线性关系, 可能存在着非线性关系。(3) 已有文献关于异质性的考察, 微观层面往往聚焦于特定群体(譬如弱势群体或者特殊群体), 基于宏观层面的研究聚焦于地区产业发展水平、经济发展水平或者地理性差异等。事实上, 地区创业氛围的浓厚或者数字金融发展水平等方面的差异, 均可能对农户创业产生差异性影响, 但以往文献较少涉足。(4) 以往有关数字金融对农户创业行为的作用机制研究, 往往从信贷约束、社会信任、风险态度等间接角度进行研究, 上述机制不够直接。事实上, 更为直接的是数字金融如何通过创业意愿和创业能力来对农户创业行为产生作用, 这是一个需要探究的问题。

使用中国家庭追踪调查(CFPS) 2018 年数据, 结合北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数, 首先基于 Probit 模型以考察县域层面数字普惠金融发展对我国农户创业行为的影响和异质性, 然后基于部分可观测的 Bioprobit 模型对背后蕴含的作用机制进行检验。与已有文献相比, 主要有以下几个方面的创新: (1) 采用县域层面的数字普惠金融发展指数与微观农户数据相结合, 所得结果更为准确和可靠。(2) 考察数字金融发展水平及其平方项对农户创业行为的影响, 进而考察数字金融影响的非线性特征, 同时考察三个子维度(包括覆盖广度、使用深度和数字化程度)的非线性特征, 有助于加深对这一问题的理解。(3) 基于农户所在县域创业氛围的浓厚、数字普惠金融发展水平的高低以及经济发展水平的高低等进行分析, 有助于丰富异质性方面的研究。(4) 通过引入部分可观测的 Biprobit 模型, 直接考察数字金融如何通过影响农户创业能力和创业意愿来对农户创业产生作用, 从而更为直观地揭示背后蕴含的作用机制。

二、文献综述和理论假说

(一) 文献综述

总体而言, 针对居民创业行为的影响因素, 相关研究可以划分为微观个体、中观家庭和宏观环境等三个层面。譬如, 王春超和冯大威(2016)^[15]回顾了国外有关个体自雇佣行为影响因素的相关文献后认为, 已有

关于宏观层面的因素主要涉及社会氛围、经济水平、基础设施建设、规章制度法规或者文化差异等。针对中观家庭层面的文献近年来不断涌现出来,社会资本是其中的研究重点,主要包括社会网络或者社会关系(周敏慧等 2017^[16];蔡栋梁等 2018^[17])、政治关系(张峰等 2017)^[18]、社会规范(郑馨等 2017)^[19]等方面。目前,关于微观个体方面的文献最为丰富,很多文献考察了年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、宗教信仰、金融知识、移动支付行为和风险态度等方面(王春超和冯大威 2016^[15]; Yin et al. 2019^[20]; Zandberg 2021^[21])。

近些年来,随着数字金融的发展,其对创业行为的重要性得到了学界和实务部门的普遍关注,以下主要从影响结论、异质性和作用机制等几个角度进行回顾。

首先,数字金融对创业行为的影响。谢绚丽等(2018)^[2]认为,省级数字金融发展水平对创业活动具有促进作用,其中覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个子维度均具有积极作用;何婧和李庆海(2019)^[3]认为,数字金融有助于提高农户创业可能性,对于创业绩效也具有积极影响;李建军和李俊成(2020)^[22]认为,数字普惠金融的发展对创业具备明显的增进效应;陶云清等(2021)^[9]发现,数字金融主要通过覆盖广度和使用深度两个子维度促进了地区创业;巩鑫和唐文琳(2021)^[23]认为,省级数字金融发展水平对本省创业活动正向显著,而对邻近省份创业活动的空间溢出效应不显著;冯永琦和蔡嘉慧(2021)^[12]认为,数字金融发展对我国东中西部的创业行为均具有积极作用;尹志超等(2021)^[13]认为,数字金融发展提高了家庭层面上的就业率,其中对创业型自雇佣的作用最为明显。除此之外,还有文献考察了数字金融对创业行为影响的门槛效应或者非线性特征(罗新雨和张林 2021^[10];陶云清等 2021^[9]),研究表明数字金融的发展,可能对农户创业存在门槛效应或者非线性关系。

其次,数字金融对创业行为影响的异质性。一些学者从宏观层面进行考察。譬如,谢绚丽等(2018)^[2]考察了不同城镇化率省份的影响差异;谢文武等(2020)^[5]认为,数字金融对农户创业的影响具有区域上的差异;岳中刚和黄雨桐(2021)^[7]认为,相对于城市地区,数字金融对创业的促进作用在农村地区体现更为明显;陶云清等(2021)^[9]认为,数字金融对创业的促进作用,主要体现在那些低政府干预程度、低城镇化程度或者高物质禀赋存量的省份中。一些学者从微观层面进行考察,譬如何婧和李庆海(2019)^[3]考察了不同创业类型和弱势群体的影响,而张正平和黄帆帆(2021)^[4]比较了对不同年龄、创业类型和受教育程度群体的差异影响;张兵和盛洋虹(2021)^[14]发现,数字金融对主动型创业的影响要大于生存型创业。

最后,数字金融对创业行为影响的作用机制。何婧和李庆海(2019)^[3]认为,数字金融通过缓解信贷约束、增加信息可得性和强化社会信任等路径来激发农户的创业积极性以及创业绩效;张林和温涛(2020)^[11]认为,数字金融通过带动居民收入增长和提升服务业发展水平来对居民创业产生促进作用;张兵和盛洋虹(2021)^[14]认为,数字金融通过缓解信贷约束、降低创业成本以及提高个体风险偏好等渠道,从而促进家庭创业;岳中刚和黄雨桐(2021)^[7]认为,数字普惠金融通过降低创业成本和缓解信贷约束来促进家庭创业行为的开展;冯永琦和蔡嘉慧(2021)^[12]认为,数字金融通过缓解信贷约束以及提升地区技术创新水平等路径,对地区创业水平产生积极影响;张正平和黄帆帆(2021)^[4]认为,数字金融通过降低融资成本来提升农户自雇佣水平。

综上,相关文献虽已开展了多方面研究,但对数字金融的测度相对粗糙,异质性考察还存在较大空间,对于作用机制的研究还不够直接。

(二) 理论假说

大部分学者主要讨论数字金融发展对农户(或居民)创业行为的线性影响,但关于非线性影响的研究较少。已有文献表明,数字金融对经济增长、产业结构升级、区域创新能力等方面的影响存在非线性关系(唐文进等 2019^[24];何宜庆和王茂川 2021^[25];张晓丹和彭耿 2021^[26])。数字金融作为传统金融的延伸与创新,其所具有的金融特性对创业行为的影响可能并不是单纯的线性特征(陶云清等 2021)^[9]。

数字金融发展对农户创业行为具有先促进再抑制的倒U型关系,主要原因如下:诸多文献表明,数字金融对居民创业具有促进作用(谢绚丽等 2018^[2];冯大威等 2020^[6])。农户作为居民的一部分也并不例外(谢文武等 2020^[5];岳中刚和黄雨桐 2021^[7];宋帅和李梦 2021^[8])。因此,数字金融的发展,初始可能会促进农户创业。然而,相较于城镇居民,农村居民收入较低,创业的原始资本积累更少,在技术、信息、风险承受能

力等方面具有更大劣势,因此数字金融的发展对城镇居民的促进作用往往更大(张林和温涛 2020)^[11],甚至可能在市场竞争激烈的背景下,对农户创业产生挤压作用。不仅如此,数字金融本身存在潜在风险,随着使用的广泛和深入可能会诱发出诸多新型风险(何宏庆 2020)^[27],从而抑制农户创业的积极性。综上,数字金融发展在一开始可能会促进农户创业,但伴随着发展水平的提升,反而对农户创业具有抑制性。就数字金融的不同子维度而言,同样可能存在这种非线性关系。譬如,岳中刚和黄雨桐(2021)^[7]发现,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度这两个子维度与家庭创业之间存在倒 U 型关系。据此,提出假说 H1:

H1: 在其他条件一定的情况下,数字金融及其子维度的发展,对农户创业行为的影响呈现倒 U 型关系。

三、数据事实与计量模型

(一) 数据来源

主要的数据来源:

一是北京大学中国社会科学调查中心开展实施的中国家庭追踪调查(CFPS)^①。该数据具有权威性和代表性,这为开展学术研究和公共政策分析奠定了良好的数据基础。CFPS 覆盖 25 个省份,共计 16000 户的目标样本,访问对象包含样本家户中的所有家庭成员,选用最新公布的 CFPS2018 数据对农户创业行为进行研究。

二是北京大学数字金融研究中心公布的“北京大学数字普惠金融指数”^②,该数据基于覆盖广度、使用深度和数字化程度等三个子维度来综合构建数字普惠金融指标体系,并包括省、市、县三个层级,具体参见郭峰等(2020)^[28]。

不同于以往文献,将北大数字普惠金融省级层面指数与 CFPS 数据进行匹配,而是从县级层面上进行匹配,这可以更科学和准确地评估数字金融发展对农户创业行为的影响。鉴于主要针对农户进行分析,因此仅保留户主^③户籍为农村户口的家庭。基于县域层面对两类数据进行清理与匹配合并,在对部分缺失关键变量的样本予以清洗后,共得到 7223 个有效数据。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:创业。参照周洋和汉语音(2017)^[29]的做法,根据 CFPS2018 问卷中问题“过去 12 个月,您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业?”来构建农户是否创业的二值虚拟变量,“是”赋值为 1,“否”赋值为 0。

2. 解释变量:县域数字普惠金融指数。采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融发展指数,这一指数涵盖省、市和县三个层面,选用 2018 年县域层面指数作为核心变量。此外,该指数还包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度,考察数字金融各个子维度对农户创业的影响。

其中,覆盖广度主要衡量数字金融服务的覆盖范围,使用深度主要反映互联网金融服务的实际使用频率等,而数字化程度倾向于衡量数字金融的便利性和高效性,具体参见郭峰等(2020)^[28]。研究表明,数字金融不同维度对创业行为的影响存在差异,需要分开分析(谢文武等 2020^[5];陶云清等 2021^[9])。

3. 控制变量:个体、家庭、宏观三个层面的相关变量。个体层面,主要有户主的性别、年龄、婚姻状况^④、受教育程度、健康状况、风险偏好^⑤等变量;家庭层面变量主要包括家庭人口数、家庭劳动力占比、有无住房、有无耕地、社会资本、家庭总收入等变量;宏观层面为是否位于东部地区和是否位于西部地区(以中部地区为参照组)等变量。

相关变量的描述性统计,具体详见表 1。

① 具体细节请参阅 <http://www.iss. pku. edu. cn/cfps/>

② 具体请参阅 <https://idf. pku. edu. cn/>

③ CFPS 问卷并未询问户主信息,此时参考相关研究,将“财务回答人”视为户主。

④ 来自于 CFPS 问卷中,对于婚姻状况的回答,认为回答“有配偶、同居”均认为是已婚,将其赋值为 1,其余赋值为 0。

⑤ 此处借鉴了苍玉权和平师(2020)^[30]的做法,根据受访者对 CFPS 问卷中的 5 个风险试验选择的选项,得到从 0 分到 5 分这 6 个由低到高的分值,再求平均值。其中,高于平均值的定义为偏好风险,赋值为 1;低于平均值的定义厌恶风险,赋值为 0。

表1 变量描述性统计

变量	定义	取值说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Entre	创业	从事创业活动为1,否则为0	7223	0.10	0.30	0	1
DF	数字普惠金融指数	县域数字普惠金融发展指数/100	7223	1.03	0.09	0.80	1.34
Coverage	覆盖广度	覆盖广度指数/100	7223	0.90	0.07	0.75	1.13
Usage	使用深度	使用深度指数/100	7223	1.21	0.18	0.80	1.85
Digitization	数字化程度	数字化程度指数/100	7223	1.11	0.07	0.91	1.32
Gender	户主性别	男性=1,女性=0	7223	0.54	0.50	0	1.00
Age	户主年龄	单位为年	7223	50.72	14.09	18	80
Marry	户主婚姻状况	已婚=1,未婚=0	7223	0.83	0.37	0	1
Edu	户主受教育程度	文盲/半文盲=0;小学=6;初中=9;高中=12;大专=15;大学本科=16;硕士=19;博士=22	7223	6.14	4.48	0	19
Health	户主健康状况	非常健康=5,很健康=4,比较健康=3,一般=2,不健康=1	7223	2.84	1.26	1	5
Risk	风险偏好	偏好风险=1,厌恶风险=0	7223	0.37	0.48	0	1
Pop	家庭人口数	单位为个	7223	4.05	1.99	1	21
Labor	家庭劳动力占比	18岁以上65岁以下的人口比例	7223	0.67	0.28	0	1
House	有无住房	是否拥有自有住房:是=1,否=0	7223	0.87	0.34	0	1
Capital	社会资本	$\ln(\text{过去12个月家庭的人情礼支出}+1)$	7223	7.07	2.55	0	11.92
Land	有无耕地	是否拥有耕地:是=1,否=0	7223	0.84	0.37	0	1
Sal	家庭总收入	$\ln(\text{过去十二个月家庭总收入}+1)$,单位为元	7223	10.26	1.43	0	14.51
East	东部地区	1是0否	7223	0.35	0.48	0	1
West	西部地区	1是0否	7223	0.35	0.48	0	1

(三) 计量模型

考虑到农户创业选择为0-1虚拟变量,故选取经典的Probit模型进行分析,具体如下:

$$Entre_i = \beta_0 + \beta_1 DF_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,因变量 $Entre_i$ 表示第 i 个家庭是否创业;核心变量 DF_i 表示第 i 个农户所在县域的数字金融发展水平, β_1 为其系数; X_i 表示个人、家庭和地域等层面的控制变量, β_2 为其系数向量; β_0 表示常数项; ε_i 为随机误差项,并服从正态分布。

由此,可以估计县域数字金融发展水平对农户创业行为的影响。当然,还可以把 DF 更换为覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度进行分析。

四、实证分析结果

(一) 基准回归模型

首先,考察县域数字金融发展水平对农户创业行为的影响,并考察其三个子维度的影响,相关结果参见表2。从表2回归结果(1)看,数字金融的一次项正向且在10%置信水平上显著,二次项负向且在10%的置信水平上显著,这就意味着县域数字金融发展水平对农户创业行为的影响呈现倒U型关系,即数字金融发展首先会促进农户创业,到达一定拐点后则会抑制农户创业,这一结论与岳中刚和黄雨桐(2021)^[7]的结论相类似。对此的解释在于,数字金融的发展,会通过减轻农户创业成本负担、改善农户信贷约束或者增强个体的风险态度等,从而对农户创业起到刺激作用。但是,数字金融的发展不仅对农户创业具有裨益,对那些在资金、技术、市场、信息、意识或者风险承受能力等方面具有更大优势的城镇居民的作用会更大。此时,伴随着市场的激烈竞争,农户在创业时处于相对劣势地位,往往在产品生产、市场销售、风险控制和信息收集整

理等方面面临更多挑战,此时对农户创业反而产生抑制作用也就变得不足为奇。

从控制变量上看,户主年龄、户主婚姻状况、户主受教育程度、户主风险偏好、社会资本、家庭人口数、家庭总收入均对农户创业行为产生正向影响,且分别在 5%、1%、1%、5%、1%、1%、1% 的水平上显著。这意味着户主年龄越大、户主已婚、户主受教育程度更高、户主偏好风险、拥有更多的社会资本、家庭规模越大、家庭收入越高的农户更倾向创业。而户主年龄平方、有无耕地对农户创业产生负向影响,且均在 1% 的水平上显著,这表明农户创业随着年龄的增加而增强,但超过转折点后有所下降,最高点大概在 40 岁左右;拥有耕地的农户创业率低于未拥有耕地的农户。此外,户主性别、户主健康状况、有无住房和家庭劳动力占比、东西部地区均对农户创业的影响不显著,分别表明户主是否男性、户主健康状况、有无住房、家庭劳动力占比的高低以及是否东部、是否西部,均不会对农户创业产生显著影响。

表 2 数字金融使用对农户创业行为影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	6.6013 [*] (0.0603)			
数字普惠金融指数平方	-3.1771 [*] (0.0560)			
覆盖广度		13.6586 ^{**} (0.0375)		
覆盖广度平方		-7.4337 ^{**} (0.0349)		
使用深度			1.0995 (0.3201)	
使用深度平方			-0.4502 (0.2998)	
数字化程度				-13.0962 ^{**} (0.0289)
数字化程度平方				6.0014 ^{**} (0.0283)
户主性别	0.0447 (0.3121)	0.0435 (0.3255)	0.0451 (0.3077)	0.0492 (0.2667)
户主年龄	0.0319 ^{**} (0.0100)	0.0323 ^{***} (0.0092)	0.0315 ^{**} (0.0109)	0.0309 ^{**} (0.0125)
年龄平方	-0.0004 ^{***} (0.0015)	-0.0004 ^{***} (0.0013)	-0.0004 ^{***} (0.0016)	-0.0004 ^{***} (0.0018)
户主婚姻状况	0.2282 ^{***} (0.0015)	0.2276 ^{***} (0.0015)	0.2286 ^{***} (0.0014)	0.2272 ^{***} (0.0016)
户主受教育程度	0.0325 ^{***} (0.0000)	0.0328 ^{***} (0.0000)	0.0323 ^{***} (0.0000)	0.0319 ^{***} (0.0000)
户主健康状况	0.0107 (0.5521)	0.0112 (0.5363)	0.0105 (0.5609)	0.0096 (0.5953)
风险偏好	0.1070 ^{**} (0.0150)	0.1073 ^{**} (0.0147)	0.1064 ^{**} (0.0155)	0.1014 ^{**} (0.0214)
家庭人口数	0.0564 ^{***} (0.0000)	0.0567 ^{***} (0.0000)	0.0568 ^{***} (0.0000)	0.0570 ^{***} (0.0000)
家庭劳动力占比	0.0817 (0.4218)	0.0768 (0.4501)	0.0829 (0.4147)	0.0813 (0.4241)
有无住房	-0.1002 (0.1266)	-0.1053 (0.1092)	-0.0938 (0.1526)	-0.0847 (0.1943)
社会资本	0.0372 ^{***} (0.0005)	0.0375 ^{***} (0.0004)	0.0367 ^{***} (0.0005)	0.0366 ^{***} (0.0006)
有无耕地	-0.2334 ^{***} (-3.9653)	-0.2358 ^{***} (-4.0285)	-0.2270 ^{***} (-3.8506)	-0.2191 ^{***} (-3.8237)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭总收入	0.1724*** (0.0000)	0.1721*** (0.0000)	0.1710*** (0.0000)	0.1711*** (0.0000)
东部地区	-0.0489 (0.3714)	-0.0564 (0.2935)	-0.0613 (0.2659)	-0.1096** (0.0433)
西部地区	-0.0571 (0.3040)	-0.0553 (0.3079)	-0.0629 (0.2665)	-0.0709 (0.1948)
常数项	-7.7948*** (0.0000)	-10.6343*** (0.0005)	-5.0264*** (0.0000)	2.7674 (0.4006)
样本量	7223	7223	7223	7223

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

对于县域数字金融发展水平的三个子维度,由结果(2-4)可知,其中覆盖广度的影响展现出倒 U 型关系,数字化程度的影响呈现 U 型关系,而使用深度的影响并不显著。这意味着县域层面上的数字金融覆盖率,会对农户创业先促进后起到抑制作用,其解释与县域数字金融发展水平的阐释相类似,此处不再赘述;数字金融的使用便利性和效率,会对农户创业先起到抑制作用后产生促进作用,一个可能的解释在于农户生产生活中较难获得宝贵的信贷资源,此时会借助这一便捷方式优先满足生产或者生活类贷款,从而对农户创业产生负面影响,而一旦满足需求之后,自然会对农户创业行为产生激励作用;此外,县域层面上使用互联网金融服务的频率高低,并不会对农户创业产生显著影响,这也符合人们的经验直觉。此外,其他控制变量的回归结果与结果(1)相类似,此处不再重复解释。综上,假说 H1 部分成立。

(二) 稳健性检验^①

以下选用三种方法对上述结果进行稳健性检验。

稳健性检验一,更换计量模型。此时,采用 Logit 模型和 OLS 模型以替换 Probit 模型对方程进行回归,具体结果参见表 3。

表 3 替换模型: Logit 模型与 OLS 模型

变量	Logit				OLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	13.2991* (0.0514)				1.0479* (0.0657)			
数字普惠金融指数平方	-6.6111** (0.0396)				-0.4941* (0.0682)			
覆盖广度		26.5053** (0.0381)				2.1942** (0.0413)		
覆盖广度平方		-14.7293** (0.0313)				-1.1803** (0.0414)		
使用深度			2.2311 (0.2942)				0.1980 (0.2781)	
使用深度平方			-1.0069 (0.2245)				-0.0755 (0.2969)	
数字化程度				-23.7781** (0.0367)				-1.9496* (0.0565)
数字化程度平方				10.7520** (0.0385)				0.9007* (0.0548)
控制变量				已控制				
样本量	7223	7223	7223	7223	7223	7223	7223	7223

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

① 简便起见,此处仅汇报数字普惠金融总指数的估计结果,下面三个子维度的估计结果并未产生明显变化。如有需求,可向作者索要。

稳健性检验二,去除极端值。此时,将县域数字金融发展指数低于 0.01 分位数和高于 0.99 分位数的样本予以剔除,具体结果参见表 4。

表 4 去除极端值

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	6.9871 (0.1015)			
数字普惠金融指数平方	-3.2483 (0.1073)			
覆盖广度		17.7404 ** (0.0420)		
覆盖广度平方		-9.5288 ** (0.0426)		
使用深度			-0.9074 (0.4710)	
使用深度平方			0.4095 (0.4182)	
数字化程度				-21.7351 *** (0.0006)
数字化程度平方				9.8053 *** (0.0007)
控制变量		已控制		
样本量	7087	7078	7134	7128

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

稳健性检验三,更换控制变量。此时,用家庭赡养比替代家庭劳动比,将户主受教育程度改为是否具备高中及以上学历,家庭总收入不再取对数而是以万元为单位,具体结果参见表 5。

表 5 替换控制变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	8.5343 ** (0.0163)			
数字普惠金融指数平方	-4.1660 ** (0.0135)			
覆盖广度		16.3705 ** (0.0134)		
覆盖广度平方		-8.9748 ** (0.0116)		
使用深度			1.7423 (0.1184)	
使用深度平方			-0.7377 * (0.0936)	
数字化程度				-12.5323 ** (0.0371)
数字化程度平方				5.7349 ** (0.0367)
控制变量		已控制		
样本量	7223	7223	7223	7223

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

由表3至表5可知,无论是更换计量模型,去除极端值还是更换控制变量,稳健性检验结果均证明,县域数字金融发展水平及其三个子维度的相关估计结果,均未产生太大变化。简而言之,县域数字金融发展水平及其覆盖广度、数字化程度两个子维度的影响依然呈现倒U型、倒U型和U型关系,而使用深度的影响依然不显著。综上,本文表2中的基准估计结果是稳健的。

(三) 内生性检验

在考察数字金融对农户创业行为的影响时,需要注意到内生性问题的存在:首先,遗漏变量问题。尽可能引入了影响农户创业行为的相关因素,但可能仍有若干重要变量没有纳入到回归方程中。其次,测量误差问题。目前北大数字普惠金融指数是基于支付宝大数据进行构建的,获得了普遍应用(郭峰等,2020)^[28]。尽管可能在测度县域层面的数字普惠金融发展水平上存在一些偏误,但鉴于支付宝在中国的广泛使用,这一问题可能并不严重。最后,双向因果关系问题。数字普惠金融的发展,可能对农户创业产生影响,反过来单个农户的创业活动累积在一起,可能会对县域层面的数字普惠金融发展水平产生一定影响。因此,检验可能在一定程度上面临内生性问题。

对此,参考已有文献做法,引入该县域所在市距离杭州的地理距离(以公里为单位后,加1后再取对数)作为工具变量(郭峰等,2017^[31];张勋等,2019^[32]),进而解决存在的内生性问题,相关工具变量估计结果参见表6。

由表6可知,第一阶段汇报了IV变量(工具变量)对数字金融的影响,发现系数负向显著,即表明距离杭州地理距离越近,则数字金融发展水平越高。Wald检验值33.25,在1%的显著性水平上拒绝了不存在内生性的假设,证明引入工具变量的必要性。此外,F检验值为26.58,表明第一阶段回归是有效的,并不存在弱工具变量问题。第二阶段汇报了使用IV变量后的估计结果,研究发现数字金融对农户创业的影响依然呈现倒U型关系,由此表明即使在考虑内生性问题后,本文的基准估计结果也是稳健的。

表6 内生性估计结果

变量	第一阶段 数字普惠金融发展指数	第二阶段 农户创业
数字普惠金融发展指数		17.7664*** (0.0001)
数字普惠金融发展指数平方		-8.1082*** (0.0026)
距离杭州地理距离	-1.2805*** (0.0072)	
控制变量	已控制	已控制
F检验值		26.58***
样本数		7223

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

五、进一步分析

(一) 异质性分析

按照县域的经济发展水平、创业氛围以及数字金融发展水平等方面进行异质性分析,具体如下:

第一,以是否国家级贫困县作为县域经济发展水平高低的代理变量。此时,参考2016年国务院扶贫办公布的国家级贫困县名单,将农户所在县域按照是否国家级贫困县划分为两组样本,进而考察县域数字金融发展水平对农户创业行为的影响。

第二,根据县域农户的创业比率来测度创业氛围,即首先计算县域层面农户创业比例的中位数,然后将创业比率高于中位数的地区定义为创业氛围浓厚地区,反之定义为创业氛围稀薄地区,分成两组进行回归。

第三,根据县域数字金融总指数的中位数进行分组,将高于中位数的县域定义为数字金融发展高水平地区,低于或等于中位数的县域定义为数字金融发展低水平地区,同样分成两组进行回归。

表7给出了不同情形下的县域农户创业比例分布。以经济发展水平为例,对国家级贫困县而言,此时将

36 个县域按照数字金融发展水平分为低、中、高三类县域,由表 7 可知,县域农户创业比例随着数字金融发展水平呈现出先降低再提升的趋势,此时有理由相信,数字金融发展对贫困县农户创业总体上具有先抑制再促进的 U 型关系;对非国家级贫困县而言,此时将 126 个县域同样按照数字金融发展水平分成低、中、高三组,此时县域农户创业比例呈现出先提升再下降的趋势,即数字金融发展对非贫困县农户创业总体上具有先促进再抑制的倒 U 型关系。

表 7 不同数字金融总指数水平下的县域创业比例分布

分组	低(%)	中(%)	高(%)	县域数
国家级贫困县	8.85	8.16	9.30	36
非国家级贫困县	10.09	12.01	10.87	126
创业氛围浓厚	14.82	15.06	14.69	92
创业氛围稀薄	4.86	6.15	5.42	70
数字金融发展水平高	10.80	13.17	10.40	109
数字金融发展水平低	9.44	9.11	8.61	53

类似的,对县域创业氛围而言,在创业氛围浓厚县域,数字金融发展对农户创业具有先促进再抑制的倒 U 型关系,但数值变化不大;而在创业氛围稀薄县域,对农户创业具有先提升后抑制的倒 U 型关系,数值变化相对明显。对县域数字金融发展水平而言,在发展水平较高县域,数字金融发展对农户创业具有先促进再抑制的倒 U 型关系;而在发展水平较低县域,对农户创业具有先抑制后提升的 U 型关系,但数值变化不大。

当然,上述结论是在县域层面上得到的,数字金融对农户创业行为的异质性影响,还需要通过严格的计量分析进行研究。

1. 县域经济发展水平高低。由表 8 结果可以看到一个现象:对于经济发展水平较低地区,数字金融的影响呈现 U 型关系,即数字金融发展首先抑制农户创业,然后再起到促进作用;对于经济发展水平较高地区,数字金融的影响呈现倒 U 型关系,即数字金融发展首先对农户创业起到促进作用,到达一定拐点后起到抑制作用,这也与表 7 中的结论相一致。

表 8 县域经济发展水平高度的异质性分析

变量	国家级贫困县 (经济发展水平较低)	非国家级贫困县 (经济发展水平较高)
数字普惠金融发展指数	-60.0606*** (0.0044)	9.5882** (0.0298)
数字普惠金融发展指数平方	31.0845*** (0.0054)	-4.5174** (0.0275)
控制变量	已控制	
样本数	2367	4856

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

一个可能的解释在于,在经济发展水平较低的地区,农户在创业时可能面临较为严重的资金约束,数字金融可能最开始更多地用于农户在基本生产和生活等领域的资金供给,此时对创业行为反而产生挤压作用;但随着数字金融的发展,农户在基本生产和生活领域的资金需求得到较好满足后,此时农户才可能有余力和意愿进行创业,从而对创业具有刺激作用。在经济发展水平较高的地区,数字金融可能一开始就用于解决农户创业资金的匮乏问题,从而对创业起到促进作用;但伴随着数字金融的进一步发展,反而可能鼓励更多的城镇居民进行创业,对于资金、人才、意识或者风险承受能力等方面处于劣势的农户而言,此时会面临竞争更为激烈的市场,反而会对农户创业产生抑制作用。

2. 创业氛围浓厚与否。由表 9 可知,对创业氛围稀薄地区的农户,数字金融的影响同样呈现倒 U 关系,而对于创业氛围浓厚地区的农户,数字金融对农户创业行为的影响不显著。究其原因,在创业氛围浓厚的县域,往往有利于创业的各种硬件基础设施相对完善,软性环境也对创业行为较为友好,此时数字金融的作用不再那么凸显;与之相反,对于创业氛围稀薄的地区,数字金融的重要性也就显现出来,对农户创业产生先促进后抑制的作用,其解释与前文类似,此处不再赘述,这也与表 7 中的结论相一致。

表9 创业氛围高低的异质性分析

变量	创业氛围浓厚	创业氛围稀薄
数字普惠金融发展指数	5.3646 (0.2223)	21.0900*** (0.0049)
数字普惠金融发展指数平方	-2.7273 (0.1973)	-9.9764*** (0.0044)
控制变量	已控制	
样本数	3683	3540

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

3. 数字金融发展水平高低。表 10 的估计结果显示,在数字金融发展水平较高的地区,数字金融的影响呈现倒 U 关系,而在数字金融发展水平较低的地区,数字金融的影响并不显著。以上表明,对于数字金融发展处于较高水平的县域,数字金融对农户创业的影响是先促进后抑制,而对水平较低的县域并无显著影响,这与表 7 中的结论相吻合。究其原因,可能是数字金融需要发展到一定水平时,才能为农户提供更有效的金融服务与产品,进而对农户创业行为产生影响,这也符合人们的经验直觉,与张林和温涛(2020)^[11]的研究结果相类似。

表10 数字金融水平高低的异质性分析

变量	数字金融高水平地区	数字金融低水平地区
数字普惠金融发展指数	37.7317*** (0.0011)	-27.4951 (0.1425)
数字普惠金融发展指数平方	-6.8157*** (0.0009)	14.1686 (0.1608)
控制变量	已控制	
样本数	3623	3600

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

(二) 作用机制研究

已有关于数字金融对农户创业影响的作用机制研究,主要从降低创业成本、缓解信贷约束、改变风险偏好或者提高社会信任等方面进行研究。尽管相关文献很好地阐释了数字金融是如何对创业产生影响的,但主要是基于间接角度进行检验。事实上,直接考察创业意愿或者创业能力更为直观,也能更好地揭示数字金融对创业行为产生影响的作用机制。

一般来说,农户创业行为是创业意愿和创业能力共同作用下的均衡结果,因此需要基于二维视角构建创业意愿和创业能力的联立方程。这意味着所需要的被解释变量应有两个:一是农户的创业意愿。二是农户的创业能力。此时,农户是否具备创业意愿和创业能力的情形均为二分类值,即农户有创业意愿时为 1,反之为 0;农户有创业能力时为 1,反之为 0。根据创业意愿和创业能力的不同情况,可以分为(1,1)、(1,0)、(0,1)和(0,0)四种组合。

令 y_a 为农户创业能力的隐含变量(Latent variable), y_a 为农户是否拥有创业能力的决策变量;令 y_d 为农户创业意愿的隐含变量, y_d 为农户是否拥有创业意愿的决策变量; X_1 代表影响农户创业能力的控制变量,而 X_2 代表影响农户创业意愿的控制变量。此外,假设 ε_1 和 ε_2 服从联合正态分布,建立模型如下:

$$\begin{cases} y_a^* = \beta_1' X_1 + \varepsilon_1 & \text{若 } y_a^* > 0 \quad y_a = 1; \text{ 否则 } y_a = 0 \\ y_d^* = \beta_2' X_2 + \varepsilon_2 & \text{若 } y_d^* > 0 \quad y_d = 1; \text{ 否则 } y_d = 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$E[\varepsilon_1] = E[\varepsilon_2] = 0, \text{Var}[\varepsilon_1] = \text{Var}[\varepsilon_2] = 1, \text{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_2] = \rho \quad (3)$$

由前文可知,只有当农户拥有创业能力($y_a = 1$)并且存在创业意愿($y_d = 1$)的情况下,才会进行创业。由样本提供的最大信息,此时只能观测到农户是否创业,将创业记作 y ,

$$y = \begin{cases} 1 & \text{若 } y_a = 1 \quad y_d = 1 \\ 0 & \text{否则} \end{cases} \quad (4)$$

联立方程(1) - (3)式就是经典的 Biprobit 模型(李锐和朱喜,2007^[33]; Li et al., 2013^[34]),具有部分可观察的特性(即创业时可以观测到农户具有创业意愿和创业能力,但未创业时无法识别出究竟是哪种情形

所致,因此具有部分可观测性) 此模型估计采用最大似然估计,其对数似然函数如下:

$$\begin{aligned} \ln L(\beta_1, \beta_2, \rho) &= \sum_{i=1}^N [y_i \ln P(y_i = 1) + (1 - y_i) \ln (1 - P(y_i = 1))] \\ &= \sum_{i=1}^N [y_i \ln \Phi(X_1 \beta_1, X_2 \beta_2, \rho) + (1 - y_i) \ln (1 - \Phi(X_1 \beta_1, X_2 \beta_2, \rho))] \end{aligned} \quad (5)$$

通过有效利用 ε_1 和 ε_2 之间的相关性,能更准确地估计这个模型,并通过二者之间的相关系数 ρ 以表示联立方程(2)中创业能力方程和创业意愿方程中不可观测因素的相互关系。事实上,由于没有办法完全观察到某些被解释变量,必然会影响对模型的有效估计,这归因于信息的限制而必须支付的成本(Poirier, 1980)^[35]。为模型便于识别,此时需要满足 $X_1 \neq X_2$ 。相关估计结果参见表 11。

表 11 数字金融对农户创业影响的作用机制研究

变量	创业意愿	创业能力
数字普惠金融发展指数	11.8646** (0.0462)	2.4951* (0.0894)
数字普惠金融发展指数平方	-5.3630** (0.0380)	1.1686* (0.0917)
控制变量		已控制
样本数		7223

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为 p 值。

由表 11 可知,数字金融对创业意愿的影响呈现倒 U 型关系,而对创业能力及其平方项的影响始终正向显著,这意味着数字金融对农户创业意愿先促进后抑制,而对创业能力始终起到促进作用。对此的解释如下,对创业意愿而言,数字金融的发展,在开始时能够刺激农户产生创业的想法或者动机,但随着数字金融的深入发展,创业市场会带来激烈竞争,农户的创业意愿自然减弱;对创业能力而言,数字金融通过打破横亘在农户面前的创业门槛,提升农户使用数字金融的能力、效率或者质量,自然对创业能力保持正向影响。

六、结论与对策建议

将 CFPS2018 数据与北京大学数字普惠金融县级指数相匹配,运用 Probit 模型探究县域数字金融发展水平对我国农户创业行为的影响及其异质性,并运用部分可观测的 Biprobit 模型,直接考察数字金融对农户创业行为影响的作用机制。研究结论如下:

第一,县域数字金融发展对农户创业行为的影响呈现倒 U 关系,即县域数字金融发展对农户创业先促进再抑制,这一结论在进行稳健性检验后依然成立。

第二,就不同子维度而言,覆盖广度和数字化程度的影响分别呈现出倒 U 型和 U 型关系,而使用深度并无显著影响。

第三,异质性分析表明,数字金融对农户创业的影响,对于经济发展水平较低地区,数字金融的影响呈现 U 型关系,而对于经济发展水平较高地区呈现倒 U 型关系;对创业氛围稀薄地区的农户,数字金融的影响同样呈现倒 U 关系,而对于创业氛围浓厚地区的农户其影响不显著;在数字金融发展水平较高的地区,数字金融的影响呈现倒 U 关系,而在数字金融发展水平较低的地区其影响并不显著。

第四,作用机制研究发现,数字金融对创业意愿的影响是先促进再抑制,而对创业能力的影响始终呈现促进作用。

根据实证结果和相关结论,提出以下对策建议:

第一,完善数字金融基础设施,提高数字金融服务覆盖率。农村地区数字普惠金融水平较低,数字基础设施建设较为落后。因此,政府应当加强对农村地区的财政扶持,加快农村地区在互联网应用层面的基础设施建设,降低农户使用数字金融的成本,加强数字金融资源配置的进一步转型升级,让数字金融带来的福利能真正惠及农户,满足农户的自身发展需求,从而激发农户的创业热情。

第二,促进数字技术与金融相关业务在深层次上进一步融合,坚持创新驱动。随着大数据技术和人工智

能的迅猛发展,可以通过将数字化技术与传统金融相结合来降低运营成本,并在此基础上推动数字金融产品创新,向着更加多元化、人性化的方向发展,拓宽服务范围,保证其能够满足更为广泛的市场需求。同时也要有针对性地为创业农户提供更精准更快捷的服务和产品,满足其资金需求。

第三,完善数字金融征信体系,加大金融监管力度。政府要积极引导相关信息部门与银行、金融机构等深度合作,建立信息机构间的信息共享机制,形成评估结果互认机制,构建更安全的交易平台,防止违约风险的发生,提高金融服务效率。完善农村地区信息管理系统,加大农村地区的信贷投入,促进“三农”融资,引导农村地区金融机构合理利用信用评估结果,提高惠农水平。另外,鼓励数字金融产品和服务创新应当建立在合乎法规和风险可控的基础上,实现数字金融的可持续发展。

参考文献:

- [1] Cai D. L., Song Q. Y., Ma S., et al. The Relationship Between Credit Constraints and Household Entrepreneurship in China [J]. *International Review of Economics & Finance* 2018(58): 246 – 258.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] 张正平, 黄帆帆. 数字普惠金融对农村劳动力自我雇佣的影响 [J]. *金融论坛* 2021(4): 58 – 68.
- [5] 谢文武, 汪涛, 俞佳根. 数字普惠金融是否促进了农村创业? [J]. *金融理论与实践* 2020(7): 111 – 118.
- [6] 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.
- [7] 岳中刚, 黄雨桐. 数字普惠金融发展与家庭创业 [J]. *南京邮电大学学报(社会科学版)* 2021(2): 67 – 82.
- [8] 宋帅, 李梦. 数字金融对农民创业决策的影响 [J]. *华南农业大学学报(社会科学版)* 2021(5): 38 – 49.
- [9] 陶云清, 曹雨阳, 张金林, 等. 数字金融对创业的影响——来自地区和中国家庭追踪调查(CFPS)的证据 [J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)* 2021(1): 129 – 144.
- [10] 罗新雨, 张林. 数字普惠金融的创业效应: 机制、门槛及政策价值 [J]. *金融理论与实践* 2021(2): 17 – 26.
- [11] 张林, 温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业 [J]. *中南财经政法大学学报* 2020(4): 85 – 95 + 107.
- [12] 冯永琦, 蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗? ——基于省际数据和产业结构异质性的分析 [J]. *当代经济科学* 2021(1): 79 – 90.
- [13] 尹志超, 刘泰星, 张逸兴. 数字金融促进了居民就业吗? [J]. *福建论坛(人文社会科学版)* 2021(2): 98 – 112.
- [14] 张兵, 盛洋虹. 数字金融对家庭创业的影响研究 [J]. *金融与经济* 2021(1): 40 – 47 + 71.
- [15] 王春超, 冯大威. 企业家创业行为研究新进展 [J]. *经济学动态* 2016(8): 115 – 125.
- [16] 周敏慧, Jean-Louis, ARCAND, 等. 企业家精神代际传递与农村迁移人口的城市创业 [J]. *经济研究*, 2017(11): 74 – 87.
- [17] 蔡栋梁, 邱黎源, 孟晓雨, 等. 流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于CHFS数据的实证研究 [J]. *管理世界* 2018(9): 79 – 94.
- [18] 张峰, 黄玖立, 禹航. 体制内关系与创业 [J]. *管理世界* 2017(4): 92 – 105.
- [19] 郑馨, 周先波, 张麟. 社会规范与创业——基于62个国家创业数据的分析 [J]. *经济研究* 2017(11): 59 – 73.
- [20] Yin Z. C., Gong X., Guo P. Y., et al. What Drives Entrepreneurship in Digital Economy? Evidence from China [J]. *Economic Modelling* 2019(11): 66 – 73.
- [21] Zandberg J. Family Comes First: Reproductive Health and the Gender Gap in Entrepreneurship [J]. *Journal of Financial Economics* 2021(3): 838 – 864.

- [22] 李建军, 李俊成. 普惠金融与创业: “授人以鱼”还是“授人以渔”? [J]. 金融研究, 2020(1): 69–87.
- [23] 巩鑫, 唐文琳. 数字金融、空间溢出与大众创业 [J]. 统计与信息论坛, 2021(5): 71–81.
- [24] 唐文进, 李爽, 陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级——来自 283 个城市的经验证据 [J]. 广东财经大学学报, 2019(6): 35–49.
- [25] 何宜庆, 王茂川. 数字普惠金融的非线性与异质性经济增长效应——基于平滑转换模型与分位数模型的实证研究 [J]. 四川师范大学学报(社会科学版), 2021(1): 54–64.
- [26] 张晓丹, 彭耿. 数字普惠金融发展与区域创新能力——基于 282 个城市数据的非线性影响研究 [J]. 技术经济与管理研究, 2021(10): 32–36.
- [27] 何宏庆. 数字普惠金融风险: 现实表征与化解进路 [J]. 兰州学刊, 2020(1): 68–78.
- [28] 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.
- [29] 周洋, 华语音. 互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析 [J]. 农业技术经济, 2017(5): 111–119.
- [30] 苍玉权, 平帅. 金融风险偏好与城乡家庭创业行为 [J]. 北方经贸, 2020(7): 123–125.
- [31] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据 [J]. 国际金融研究, 2017(8): 75–85.
- [32] 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.
- [33] 李锐, 朱喜. 农户金融抑制及其福利损失的计量分析 [J]. 经济研究, 2007(2): 146–155.
- [34] Li R., Li Q., Huang S., et al. The Credit Rationing of Chinese Rural Households and its Welfare Loss: An Investigation Based on Panel Data [J]. China Economic Review, 2013(1): 17–27.
- [35] Poirier D. J. Partial Observability in Bivariate Probit Models [J]. Journal of Econometrics, 1980(2): 210–217.

The Impact of Digital Finance on Farmers' Entrepreneurship

——Empirical Facts Based on CFPS2018

LI Qinghai, HE Yixuan, GU Xian

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

Abstract: Combined with CFPS2018 data and Peking University Digital Financial Inclusion Index, this paper analyzes the impact and heterogeneity of county digital finance development level on farmers' entrepreneurial behavior in China based on the Probit model and examines the action mechanism of county digital financial development on farmers' entrepreneurial behavior based on partially observable Biprobit model. The conclusions of this paper are as follows: (1) The impact of county-level digital finance development on Farmers' entrepreneurial behavior has an inverted U-shaped characteristic, that is, the development of county digital finance can first promote and then inhibit farmers' entrepreneurship. This conclusion is still valid after the robustness test. (2) In terms of different sub-dimensions of digital finance, the breadth of coverage presents an inverted U-shaped relationship, and the degree of digitization shows a U-shaped relationship, while the depth of use has no significant impact. (3) Heterogeneity analysis Heterogeneity analysis shows that the impact of digital finance on farmers' entrepreneurship is significantly different in counties with different levels of economic development, entrepreneurial atmosphere, and digital finance development. (4) Research on the mechanism of action shows that digital finance firstly promotes and then inhibits entrepreneurial intention, while it always promotes entrepreneurial ability.

Key words: Digital finance; Farmers' entrepreneurship; Inverted U-shaped relationship; Action mechanism

(责任编辑: 黎芳)