

# 金融素养对农户创业的影响及其异质性分析

## ——基于要素市场化水平的调节效应

项质略<sup>1,2</sup>, 张德元<sup>1</sup>, 王雅丽<sup>2</sup>

(1.安徽大学 经济学院, 安徽 合肥 230601; 2.南京工业职业技术大学 经济管理学院, 江苏 南京 210046)

**摘要:** 利用2014—2018CFPS数据, 基于农村要素市场化水平的调节效应, 分析金融素养对农户创业的影响及其异质性, 结果表明: 金融素养对农户创业存在显著促进作用, 且上述影响作用存在长期效应; 金融素养对家庭人口规模较大的农户创业的促进作用更大; 村庄层面的土地要素与资金要素市场化水平对金融素养与农户创业之间的影响关系具有正向调节效应, 村庄层面的劳动力要素市场化水平对金融素养与农户创业之间的影响关系具有负向调节效应。据此, 应多措并举加大对农民金融素养的培育力度, 构建更加完善的要素市场化配置体制机制, 科学引导农村要素市场化流动, 为农户创业营造良好的市场生态环境。

**关键词:** 金融素养; 农户创业; 资源整合; 要素市场化; 调节效应

中图分类号: F323.6

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2020)04-0036-09

### Impact of financial literacy on rural households' entrepreneurship and its heterogeneity analysis: Based on moderating effect of factor marketization

XIANG Zhilue<sup>1,2</sup>, ZHANG Deyuan<sup>1</sup>, WANG Yali<sup>2</sup>

(1.School of Economics, Anhui University, Hefei, 230601; 2.School of Economics and Management, Nanjing Vocational University of Industrial Technology, Nanjing, 210046)

**Abstract:** According to the 2014-2018 CFPS data, based on the moderating effect of the rural factor marketization level, the article analyzes the impact of financial literacy on rural household's entrepreneurship and its heterogeneity. The study found that financial literacy promotes plays a significant role in promoting rural household's entrepreneurship, with the above impact having long-term effects and financial literacy having greater influence on the entrepreneurship of farmers with larger family size. Meanwhile, the marketization level of land and capital elements at the village level has a positive moderating effect on the relationship between financial literacy and farmers' entrepreneurship. Additionally, at the village-level, labor marketization level has a negative regulatory effect on the relationship between financial literacy and farmers' entrepreneurship. Thereby, various measures should be taken to enhance the cultivation of farmers' financial literacy, construct a more complete factor market allocation system and mechanism, scientifically guide the flow of rural factors to create a good market ecological environment for farmers to start business.

**Keywords:** financial literacy; rural households' entrepreneurship; resource integration; factor marketization; moderating effects

## 一、问题的提出

创业是经济活动的主要动力, 是国家实现创新

发展与经济增长的推进器。在我国, “三农”问题的特殊性赋予了农户创业更多的经济与社会意义。农户创业对于在我国农村地区发展多种形式适度规模经营, 培育新型农业经营主体, 促进小农户和现代农业有机衔接有着重要意义。同时, 农户开展多种形式创业, 对解决农村劳动力转移就业和农民增收等社会问题有着积极作用, 有利于农村产业发展<sup>[1]</sup>。鉴于此, 国家层面上对农户创业给予了积极的政策支持及科学的规划引导。在相关政策支持

收稿日期: 2020-07-01

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71573001); 江苏省教育厅哲学社会科学基金项目(2019SJA0606); 江苏省生产力学会开放课题(JSSCL2019B010)

作者简介: 项质略(1987—), 男, 浙江金华人, 安徽大学经济学院博士研究生, 南京工业职业技术大学讲师, 主要从事农村金融研究。

下,我国农村的创新创业取得了显著成效,截至 2019 年 12 月返乡下乡创新创业人员累计达 850 万人<sup>①</sup>,促进了农村产业融合发展。然而,农民的文化程度相对偏低,思想观念较为陈旧,加上我国的快速城镇化进程从农村带走了大量年轻劳动力,农村地区的创业活力与城市相比仍存在较大差距。这说明,促进农村地区的创新创业仅仅依靠外部政策是不够的,需要更多地从微观层面提升农户创业的自身条件和能力。

金融素养包括个体的金融知识、金融意识能力以及行为习惯<sup>[2]</sup>,较高的金融素养有助于个体通过对投资成本及收益的准确测算、对风险的合理判断来做出科学的投资决策<sup>[3,4]</sup>。同时,创业也是一种通过平衡风险与收益实现经济价值的项目投资活动。因此,金融素养是研究农户创业的一个重要视角。当前,已有国内学者开始关注金融素养对家庭创业的影响。尹志超等利用 CHFS 数据验证金融知识与家庭创业之间的关系,发现金融知识可以降低金融约束对创业精神的抑制进而提高家庭创业意愿<sup>[5]</sup>。赵朋飞等进一步发现金融知识对农村家庭创业概率的影响比城镇家庭更大<sup>[6]</sup>。孙光林等基于江苏和山东失地农民的调查数据发现金融知识水平通过拓展信息获取渠道和改善风险偏好促进被动失地农民的创业意愿<sup>[7]</sup>。苏岚岚等依据计划行为理论分析了金融素养对提升农户创业意愿的作用并发现参加创业培训可以在一定程度上增强金融素养对农民创业决策的影响<sup>[8]</sup>。

文献梳理表明,以往研究验证了金融素养对农户创业意愿的影响,并从创业主体的融资偏好、信息获取等方面分析了作用机制,奠定了国内金融素养与农户创业关系研究的基础。然而,仍有以下两方面研究的不足有待深化:一方面,现有研究讨论了金融素养对农户创业的即时性与总体性影响,忽视了影响效应随时空演变而可能存在的差异。在时空的维度上研究金融素养对农户创业的影响,有助于明晰影响作用的时效性与异质性,提升研究深度。另一方面,现有文献聚焦于金融素养通过改善个体对资金、信息等资源要素的配置进而促进创业的作用机制,忽视了外部环境的影响。创业是一个通过生产资源要素的组合,引入新的生产经营体系进行合理配置及有效组合,获取高于原资源要素投

入收益的价值创造过程<sup>[9]</sup>,生产资源要素的可获得性对创业的启动具有重要意义。要素市场化是各类资源要素通过市场机制实现优化配置的过程<sup>[10]</sup>。农村地区的要素市场化水平影响着农户资源要素配置,进而对金融素养与农户创业的关系有可能产生调节效应。考察要素市场化水平的影响,有助于从农村发展的全局看待金融素养与农户创业的关系问题,拓展研究的广度。为此,笔者拟利用 CFPS2014 年、2016 年和 2018 年调查数据,基于农村要素市场化水平的调节效应,深入阐释金融素养对农户创业的影响及其异质性,为持续激发农村的创业创新活力提供借鉴。

## 二、理论基础与研究假设

创业活动的开展离不开创业者、创业机会和创业资源三大基本要素的平衡与适配,创业者通过整合资源及机会开发实现创业目标<sup>[11]</sup>。金融素养作为创业者重要的人力资本,通过影响创业资源整合及机会开发作用于农户创业。农村要素市场化水平对农户创业资源整合形成制约,对金融素养与农户创业的关系产生调节效应。

### 1. 金融素养对农户创业的影响

首先,农户创业的主体是农村家庭,家庭成员的金融素养直接影响创业者所需具备的知识技能与经营管理能力。丰富的金融知识、良好的金融意识与行为习惯有助于农户及时掌握自身财务状况,合理规划未来开支并提前做好准备,确保创业项目财务管理的健康有序<sup>[12]</sup>。其次,创业资源是创业者开发创业机会的基础条件。资源优化与资源拼凑是创业资源整合的两种方式<sup>[13]</sup>,两种方式的成本与优势不同<sup>[14]</sup>,因此合理选择资源整合方式对于创业项目的短期生存与长期发展具有重要意义。农户对投资回报与货币时间价值等概念的理解,能够更好地估算创业资源整合的成本与收益,优化创业资源整合方案。此外,个体对价值差异的感知有助于发现创业机会<sup>[15]</sup>,投资回报等金融知识有助于有效估算资源整合的财务成本与机会开发的预期收益,提高对创业机会的识别与评估能力,对个体的创业决策至关重要<sup>[16]</sup>。综合以上几个方面来看,金融素养提升了农户自身的创业能力,有助于农户优化创业资源整合,发现和识别创业机会。据此,提出以下研

究假设：

H<sub>1</sub>：金融素养能够显著促进农户创业

## 2. 金融素养对农户创业影响的时空特性

进一步从时空演变的视角来看，金融素养对农户创业的影响存在时间上的延续性与空间上的异质性。从时间上来看，创业机会的发现具有很大的偶然性，且创业是一个从想法形成到组织筹备再到项目启动的动态过程，金融素养对农户创业存在促进作用并不意味着具备较高金融素养的某个农户在短期内必然实现创业。然而，作为个体的知识储备、意识习惯与能力特质，金融素养不易随着时间的演进而削弱，其对农户创业资源整合以及机会开发的作用将长期存在，金融素养对农户创业的影响作用存在时间上的延续性。从空间上来看，我国农村集体所有产权制度决定了农村地区特有的山、林、田、地等创业资源存在特殊的公共与社会属性。作为以上创业资源的产权所有者，村集体以人、户为单位对集体成员发包分配。因此，农户从村集体分配得到的资源在很大程度上取决于其家庭规模大小，家庭人口数量较多、族群规模较大的农户可以通过直接控制或内部交换等方式掌握更多的创业资源。承袭前文的机理分析路径，若该类农户具备较高的金融素养，则会产生创业资源数量多且整合效率高的双重叠加效应。据此，提出以下研究假设：

H<sub>1a</sub>：从时间上看，金融素养对农户创业的影响作用存在长期效应

H<sub>1b</sub>：从空间上看，金融素养对不同农户创业的影响存在异质性，对家庭人口规模较大农户创业的影响作用更大

## 3. 农村要素市场化的调节效应

长期以来，农村资源要素市场化流动存在一定的制度壁垒，非市场化的配置方式导致要素价格失灵，难以反映资源要素的市场均衡价值，造成资源配置的低效率。一方面，若价格高于均衡价值则导致要素需求小于要素供给，造成资源浪费；另一方面，若价格过度低于均衡价值则导致要素需求大于要素供给，影响资源要素的可获得性且为权力寻租留下了空间。在此背景下，要素市场价格的失灵会影响农户对创业资源整合的成本估算，也会阻碍农户通过价值差异感知发现创业机会，资源可获得性问题会增加农户创业机会识别的不确定性，金融素

养对农户创业产生影响的机理路径遭受阻隔。随着农村市场化改革的推进，土地、劳动力、资金要素的市场化流动加速，促进了有效市场价格的形成，也提高了资源的可获得性。要素市场化流动的频率（次）越高、交易参与主体越多，则要素价格越能反映市场均衡价值，农户基于有效的市场价格获取资源的可得性程度越高，金融素养通过资源整合优化与创业机会开发的逻辑机理促进农户创业的影响效应越强。据此，提出以下研究假设：

H<sub>2</sub>：农村要素市场化程度越高，金融素养对农户创业的促进作用越大

## 三、数据来源、变量选取与描述性统计

### 1. 数据来源

本研究数据来源于北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施的“中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）”。CFPS调查目标样本规模为16000户，问卷共有社区问卷、家庭问卷、成人问卷和少儿问卷四种主体问卷类型，覆盖了全国25个省（区、市）。结合金融素养与农户创业的研究主题，本研究将2014年、2016年与2018年的CFPS调查数据进行关联匹配，使用2014年调查数据来研究金融素养对农户创业的影响效应，同时使用2016年与2018年跟踪调查中的农户数据进行补充研究，从时间演进的角度检验金融素养对农户创业影响的延续性。数据选取的理由如下：一方面，2014年调查问卷是距今时间最近的一期包含金融素养相关模块的CFPS问卷<sup>②</sup>，且CFPS2014年调查问卷中的金融素养相关问题数量在同类全国范围的大型微观调查中是最全面的。另一方面，CFPS2014年调查中的金融素养相关问题具有较好的层次性，包括了利率、复利、储蓄、货币时间价值、通货膨胀、投资产品风险、股票基金及理财产品投资等金融知识，此外还包括了借贷意识、财务规划、筹资能力等金融意识及运用能力。

### 2. 变量选取

（1）农户创业。被解释变量为农户创业。CFPS中关于农户创业决策的问题是“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”，回答选项为“是”或“否”，以农户回答情况作为实际取值，设置农户创业决策虚拟变量。

## (2) 金融素养。核心解释变量为金融素养。

CFPS 问卷中金融素养相关问题由最熟悉家庭财务状况的家庭成员回答。关于金融素养的定义及衡量学术界尚未有统一的口径与方法。目前国际上广泛采用经济合作与发展组织构建的 PISA 框架进行金融素养测评,该框架包括金融知识、运用能力、意识态度等方面的内容。张欢欢和熊学萍<sup>[17]</sup>借鉴 PISA 测评框架,结合我国农村实际,建构了一套专门针对我国农村居民的金融素养测评体系。参照其体系框架,从 CFPS 金融素养模块中选取了 27 个相关的问题,并按照基本知识、理解运用等六个维度进行分类。金融素养的测评涉及变量权重的确定,现有的变量权重设置方法主要分为主观赋权法以及客观赋权法,主观赋权包括专家赋权、直接加总法等,客观赋权包括因子分析法、熵值法等。为了提高测评的客观性,同时避免较多维度金融素养在计量模型中的共线性,本研究借鉴余文建等<sup>[18]</sup>因子分析的方法来测评受访农户的金融素养。

(3) 控制变量。为了更准确地论证金融素养与农户创业的关系,本研究在回归模型中加入控制变量,以尽可能地控制更多农户间的异质性。借鉴蔡栋梁等<sup>[19]</sup>对家庭创业的研究中按照个体、家庭和地区三个层面选取控制变量的方法,选择农户家庭特征、资金状况、社会资本、地方条件作为控制变量。家庭特征方面,参照莫媛等<sup>[20]</sup>就人口学特征对农户创业影响的研究结论,选取农户户主<sup>③</sup>婚姻情况、年龄及平方项、家庭成员的最高学历及平方项等变量。资金状况方面,农户创业资金一般来源于自有资金与外部借贷,控制家庭存款情况反映自有资金状况,参照项质略等<sup>[21]</sup>就外部借贷对农户创业影响的研究结论,控制农户正规、非正规借贷情况。对于社会资本,参考马光荣等<sup>[22]</sup>社会网络与农户创业研究中的方法,选取农户礼金支出作为社会资本的代理变量,同时考虑到因习俗不同礼金支出可能会存在较大的地区偏差,加入外出就餐费用、通讯费用和同灶吃饭人数控制社会资本。地方条件方面,加入地区人均 GDP 变量以控制地方经济发展水平,为了更精确地区分农户生活条件的异质性,控制农户家庭是否具备天然气、煤气、电等现代化

能源用于做饭的情况。

## 3. 金融素养变量的因子分析

首先,问卷中选取的金融知识问题存在明确的标准答案,根据回答正确与否进行虚拟变量赋值,金融意识能力等方面的问题则按照李克特五等量表法进行赋值。为了避免因赋值方法不同造成的统计偏差,将按照五等量表法赋值的问题转化为虚拟变量赋值,具体方法为答案选择“符合、比较符合、非常符合”设置为 1,其余则设置为 0,以保持变量统计口径的统一性。

其次,在对农户金融素养水平进行因子分析之前,针对问卷数据进行信度检验,以确定问卷调查结果的可靠性。信度检验克朗巴哈系数  $\alpha$  为 0.962,说明选取的 27 个变量内部一致性情况良好,可信度较高。同时,因子分析是为了从众多变量中提取具有代表性的公共因子,该方法需要原变量存在一定的相关关系。使用 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 和巴特利特(Bartlett Test of Sphericity) 球形方法对选取的问题进行相关性检验。检验结果显示 KMO 值为 0.986,表明选取的金融素养问题间具有很强的相关性;球形度检验统计量 P 值为 0.00,拒绝了相关系数矩阵是单位阵的原假设,说明数据适合进行因子分析。

再次,按照特征根大于 1 的标准提取到 3 个公共因子,累积方差贡献率为 68.113%。参照余文建、尹志超等<sup>[18,23]</sup>对金融素养测评的研究,公共因子的累积方差贡献率达到 60%以上则大部分金融素养信息得到体现,说明提取的公共因子可以有效涵盖农户金融素养水平。为了解公共因子覆盖的农户金融素养维度,通过正交旋转变换得到旋转后的因子载荷,并分析公共因子主要承载着哪些金融素养信息,27 个变量旋转后的因子载荷如表 1 所示。其中公共因子  $F_1$  包括了利率标准等 20 个变量,公共因子  $F_2$  包括了股票概念等 5 个变量,公共因子  $F_3$  包括了借贷使用与负债意愿 2 个变量。

之后,计算得到旋转后的公共因子得分系数矩阵,并计算 3 个公共因子的得分。最后,以各因子旋转载荷方差百分比为权重,将各公共因子得分进行加权求和计算得到每个农户的金融素养总体水平。

表 1 旋转后的因子载荷

公共因子	金融素养变量	因子载荷	公共因子	金融素养变量	因子载荷
F <sub>1</sub>	利率标准	0.621	F <sub>1</sub>	消费模式	0.875
	储蓄回报	0.568		选择金融产品模式	0.619
	复利计算	0.596		记账习惯	0.499
	通货膨胀	0.620		花钱观念	0.577
	储蓄观念	0.612		主观投资倾向	0.694
	货币时间价值	0.706		筹资能力	0.679
	风险收益对称性	0.816		股票概念	0.595
	股票基金风险	0.433	决策银行	0.540	
	投资产品风险	0.690	F <sub>2</sub>	基金概念	0.668
	购物承受能力	0.870		理财产品	0.668
	按时交纳账单	0.872		股票市场	0.643
	关注财务状况	0.815	F <sub>3</sub>	借贷使用	0.606
	长期财务规划	0.658		负债意愿	0.660
	财务收支管理	0.825			

4. 变量的描述性统计

表 2 列出了因变量、自变量以及其他控制变量的描述性统计情况。由表 2 可以看出,调查期内我国农村地区的创业活跃程度并不高,样本农户平均创业概率为 7.33%。同时,农村居民的金融素养水平较低,由因子分析获得的样本农户金融素养平均

水平为-0.021 7。为了初步考察金融素养与农户创业之间的关系,对创业农户的金融素养水平与评价水平进行了比较分析。样本中 516 户创业农户金融素养水平为-0.015 1,高于平均水平,说明金融素养与农户创业存在一定的相关性,后文将通过计量模型对金融素养与农户创业之间的关系进行实证检验。

表 2 各变量取值及描述性统计

变量名称	取值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
农户创业	0 或 1	6 972	0.073 3	0.261	0	1
金融素养	因子分析获得	6 972	-0.021 7	0.154	-0.245	1.052
户主年龄	实际值	6 894	50.14	13.99	16	92
年龄平方	实际值	6 894	2 710	1 428	256	8 464
最高学历	1~8 之间的整数	6 972	3.852	2.396	1	8
学历平方	实际值	6 972	20.60	25.90	1	81
婚姻状态	0 或 1	6 894	0.862	0.345	0	1
现金存款	实际值(万元)	6 972	1.427	3.833	0	50
正规信贷	实际值(万元)	6 972	0.325	2.947	0	140
非正规信贷	实际值(万元)	6 786	0.689	4.744	0	300
通讯费用	实际值(万元)	6 786	0.013 8	0.016 8	0	0.500
外出就餐支出	实际值(万元)	6 972	0.0111	0.032 9	0	0.800
礼金支出	实际值(万元)	6 972	0.272	0.449	0	10
同灶吃饭人数	实际值	6 972	3.297	1.707	0	14
人均 GDP	实际值取对数	6 972	4.787	1.955	2.746	11.51
现代化做饭能源	0 或 1	6 972	0.427	0.495	0	1

注:最高学历变量为农户家庭成员中的最高学历层次,数值越大则学历越高;由于变量之间缺失值不同,不同变量的样本数存在差异。

四、实证研究及其结果分析

1. 模型构建

由于因变量农户创业为二元虚拟变量,本研究用 Probit 二元模型来估计金融素养对农户创业决策

的影响,设定如下:

$$Entrep_i = \alpha + \beta Finl_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

式(1)中,Entrep<sub>i</sub>代表农户的创业决策,α为常数项,Finl<sub>i</sub>代表农户的金融素养,X<sub>i</sub>为控制变量,

$\varepsilon_i$  为误差项。

同时，在上述模型中加入交互项来估计要素市场化的调节效应，设定如下：

$$Entrep_i = \rho + \sigma Finl_i + \pi Fac_i + \mu Finl_i Fac_i + \phi X_i + \tau_i \quad (2)$$

式 (2) 中， $\rho$  为常数项， $Finl_i$  代表农户的金融素养， $Fac_i$  代表农户所在地的要素市场化水平， $X_i$  为控制变量， $\tau_i$  为误差项。

### 2. 金融素养与农户创业实证检验

依次加入农户家庭特征、资金状况、社会资本、

地方条件等控制变量进行实证检验。同时，考虑到创业农户可能受益于创业经历而使得自身的金融素养得到提高，金融素养与农户创业决策之间可能存在互为因果的内生性问题。因此，借鉴尹志超与苏岚岚等<sup>[5,8]</sup>挑选工具变量的做法，选取同一村庄相同收入阶层除样本农户外平均金融素养水平作为工具变量。如表 3 所示，模型 1、模型 2、模型 3、模型 4 汇报了 Probit 模型估计结果，模型 5 汇报了加入工具变量后的 IV-Probit 模型估计结果。

表 3 金融素养与农户创业实证检验

	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit	(4) Probit	(5) IV-Probit
金融素养	0.766 1*** (0.109 7)	0.800 5*** (0.112 9)	0.753 3*** (0.115 0)	0.639 6*** (0.116 5)	1.006 8*** (0.163 0)
户主年龄	0.010 1 (0.011 2)	0.007 1 (0.011 9)	0.015 3 (0.012 3)	0.019 6 (0.012 5)	0.020 5 (0.012 5)
年龄平方	-0.000 2* (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 1)	-0.000 2* (0.000 1)	-0.000 3** (0.000 1)	-0.000 3** (0.000 1)
最高学历	0.368 8*** (0.050 7)	0.367 1*** (0.053 5)	0.316 1*** (0.054 5)	0.270 8*** (0.055 7)	0.271 8*** (0.055 9)
学历平方	-0.036 0*** (0.004 7)	-0.035 9*** (0.005 0)	-0.032 3*** (0.005 1)	-0.027 4*** (0.005 2)	-0.027 4*** (0.005 2)
婚姻状态	0.229 3*** (0.083 7)	0.227 8** (0.088 4)	0.123 0 (0.091 9)	0.121 0 (0.093 3)	0.135 2 (0.094 0)
现金存款		0.032 5*** (0.004 9)	0.028 2*** (0.004 9)	0.024 9*** (0.005 1)	0.024 9*** (0.005 1)
正规信贷		0.020 8*** (0.005 2)	0.011 4** (0.005 2)	0.010 8** (0.005 3)	0.011 0** (0.005 3)
非正规信贷		0.030 5*** (0.006 0)	0.026 2*** (0.006 2)	0.026 1*** (0.006 2)	0.026 1*** (0.006 3)
通讯费用			5.741 1*** (1.228 3)	5.210 4*** (1.246 5)	5.143 2*** (1.249 5)
外出就餐支出			3.868 1*** (0.647 8)	3.836 7*** (0.655 9)	3.719 5*** (0.657 9)
礼金支出			0.158 2*** (0.044 8)	0.152 0*** (0.045 1)	0.149 7*** (0.045 3)
同灶吃饭人数			0.051 2*** (0.015 0)	0.056 4*** (0.015 2)	0.057 4*** (0.015 3)
人均 GDP				0.000 2 (0.013 0)	-0.001 4 (0.013 0)
现代化做饭能源				0.461 8*** (0.054 1)	0.451 3*** (0.054 3)
N	6 894	6 642	6 642	6 642	6 642
Wald					9.87***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内的数字为标准误差。

从估计结果来看，金融素养与农户创业的估计系数为正且在 1% 的统计水平上显著，以上关系在 IV-Probit 估计中依然保持显著且通过 Wald 内生性检验，验证了金融素养对农户创业的促进效应。至此， $H_1$  得到验证。控制变量方面，首先，年龄估计系数为正但不显著，年龄平方的估计系数显著为负，学历与农户创业呈现出倒 U 型关系，户主婚姻

状态对创业的影响不稳定，这与现有研究结论基本保持一致。其次，农户现金存款以及正规、非正规借贷变量的估计系数均显著为正，说明内部与外部资金对缓解农户创业资金约束均具有重要作用。此外，社会资本对农户创业也具有重要意义，通讯费用、礼金支出等变量估计系数均显著为正。最后，地方条件中现代化能源代表的农户生活条件改善

对农户创业有促进作用,区域人均GDP对农户创业的影响不显著,可能原因是尽管地方经济发展水平较高,农户创业的条件会得到改善,但农村居民就业受雇的机会同时也会增加。

### 3. 长期效应检验与异质性分析

根据前文分析,由于创业机会发现的偶然性,金融素养并不一定在短期内对农户创业产生即时促进作用,存在时间上的长期效应。据此,本研究进一步使用CFPS2016和2018年调查数据进行长期效应验证。检验结果如表4所示。模型1汇报了2016年跟踪调查农户创业情况的回归系数,模型2汇报了2018年跟踪调查农户创业情况的回归系数。此处金融素养作为时间上的前置变量,与农户创业存在一定的时间差,逻辑上不存在互为因果的内生性问题,因此未做内生性处理。金融素养的回归系数均显著为正,说明金融素养对农户创业的促进作用存在时间上的长期效应,对较长期限内的农户创业也具有显著促进作用。至此, $H_{1a}$ 得到验证。

同时,前文机理部分分析了金融素养对家庭人口规模不同的农户创业影响的异质性,若农户家庭人口规模较大,则金融素养对其创业的影响存在双重叠加效应。对此,本研究根据样本农户中家庭人口规模的均值,将家庭人口四人(含)以上的划分为家庭规模较大农户,将四人以下的划分为家庭规模较小农户进行异质性分析。表4中模型3、模型4分别汇报了金融素养对规模较大、较小农户家庭创业的回归系数和平均边际效应。两个模型中回归系数均显著为正,但模型3中系数数值更大,可以推断出金融素养对较大规模农户家庭创业的作用更大。由于Probit模型的回归系数数值缺乏明确的经济含义,通过计算平均边际效应来分析金融素养

对农户创业影响程度的经济含义。金融素养对较大规模农户家庭创业的边际效应为0.1013,表示金融素养提高一个单位,可以在10.13%的程度上提高该类农户的创业概率;而金融素养对较小规模农户家庭创业的边际效应为0.0558,表示金融素养提高一个单位,可以在5.58%的程度上提高该类农户的创业概率。至此, $H_{1b}$ 得到验证。

### 4. 农村要素市场化的调节效应

通常,一个地区的要素市场化水平可以通过该地区的要素市场发育指数(以下简称樊纲指数)来反映<sup>④</sup>,然而农村产权制度及要素流通情况与城市有很大差异,若直接引用该指数难以准确反映农村的要素市场化水平,且樊纲指数仅体现省级层面的要素市场化水平,难以反映乡村层面差异。因此,本研究构建反映村庄层面土地、劳动力、资金要素市场化的指标,按照温忠麟等<sup>[24]</sup>的方法构建交互项,检验农村要素市场化对金融素养与农户创业关系的调节效应。

目前,涉及农村地区要素市场化水平测度的文献较少,借鉴徐志刚等<sup>[25]</sup>的研究方法,设置村庄平均土地流转率<sup>⑤</sup>反映农村土地要素市场化水平,选取村庄农民中外出打工比例反映农村劳动力要素市场化水平,设置村庄平均借贷参与率<sup>⑥</sup>反映农村资金要素市场化水平。表5汇报了加入交互项、交互子项及控制变量之后的估计结果,模型1中金融素养与樊纲指数的交互项系数显著为正,说明在要素市场发育水平越高的地区,金融素养对农户创业的促进作用更大。然而,樊纲指数并不能全面反映农村地区的要素市场化情况,也无法实现对村庄之间差异的细化考察。模型2中金融素养与农村土地要素市场化的交互项显著为正,模型4中金融素养与资金要素市场化的交互项也显著为正,说明村庄层面的土地要素与资金要素市场化对金融素养与农户创业之间的关系具有正向的调节效应,金融素养越高的农户越能够借助土地与资金的市场化流动优势,通过资源要素整合实现创业。同时,模型3中金融素养与农村劳动力要素市场化的交互项显著为负,与理论预期不一致,可能原因在于农村劳动力市场化流动的趋势是劳动力从农村向城市的单向转移,而并未形成城乡人力资本双向互动的良好局面,大量劳动力单向进城转移对农户创业的劳

表4 长期效应与异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2016 农户创业	2018 农户创业	较大家庭	较小家庭
	Probit	Probit	Probit	Probit
金融素养	0.5780*** (0.1300)	0.6403*** (0.1327)	0.7208*** (0.1632)	0.6033*** (0.1737)
平均边际效应			0.1013*** (0.0229)	0.0558*** (0.0161)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	6103	6063	3802	2840

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号内的数字为标准误差。

动力要素供给形成了一定的人力资源约束。至此， $H_2$  得到部分验证。

表 5 要素市场化水平的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	Probit	Probit
金融素养 × 樊纲指数	0.201 1*** (0.069 9)			
金融素养 × 农村土地要素市场化		0.282 8*** (0.072 4)		
金融素养 × 农村劳动力要素市场化			-0.011 2* (0.005 8)	
金融素养 × 农村资金要素市场化				0.710 7* (0.378 7)
金融素养	1.361 0*** (0.379 8)	-0.060 7* (0.035 3)	0.938 8*** (0.175 6)	0.433 8** (0.178 3)
樊纲指数	0.021 6 (0.020 9)			
农村土地要素市场化		0.463 8*** (0.121 9)		
农村劳动力要素市场化			-0.001 3*** (0.001 6)	
农村资金要素市场化				0.620 3*** (0.125 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内的数字为标准误。

## 五、结论及其政策启示

利用 2014—2018 年 CFPS 调查数据，通过因子分析构建金融素养指标，基于要素市场化水平的调节效应研究金融素养对农户创业的影响。研究结果表明：首先，金融素养对农户创业存在显著的促进作用，由于金融素养不易随着时间的演进而削弱，上述促进作用存在长期效应。异质性分析发现，金融素养对家庭人口数量较多、族群规模较大的农户创业的促进作用更大。其次，调节效应模型检验发现村庄层面的土地要素与资金要素市场化对金融素养与农户创业之间的关系具有正向的调节效应，金融素养越高的农户越能够借助土地与资金的市场化流动优势，通过资源要素整合实现创业。此外，村庄层面的劳动力要素市场化对上述关系具有负向的调节效应，当前社会环境下单向的劳动力进城转移对农户创业的劳动力要素供给形成了一定的人力资源约束。

以上研究结论具有多重政策启示意义：首先，

要高度重视金融素养在促进农户创业中的持续性作用，多措并举加强农村居民金融素养的培育。如通过开设金融素养课程、金融知识下乡等方式开展教育宣传，向农民普及信贷、投资、理财等专业知识，提高金融素养水平。其次，金融素养对农户创业促进作用的发挥需要塑造良好的农村要素市场化环境。需要进一步加快农村产权制度与经济体制改革，活跃农村要素市场化流动，提高农户的创业资源可获得性，以持续激发农村地区的创新创业活力。此外，需要关注到资源要素向城市的单向流动已经对农村地区的创业活动形成要素制约。在市场化改革的同时，亟待加强体制创新增强农村对资源要素的吸引力，科学引导资源要素在城乡之间的流动，为农户创业营造良好的市场生态环境。

注释：

- ① 数据来源于农业农村部乡村产业司《农村产业融合发展为乡村产业赋予新动能》，网址 [http://www.moa.gov.cn/ztzl/scw/scdtnc/201912/t20191217\\_6333362.htm](http://www.moa.gov.cn/ztzl/scw/scdtnc/201912/t20191217_6333362.htm)。
- ② CFPS2016 年、2018 年调查问卷中未包含完整的金融素养调查模块。
- ③ CFPS 中未明确家庭成员中的户主身份，故本文以财务回答人身份代替户主。
- ④ 来自樊纲、王小鲁等编著《中国分省份市场化指数报告》。
- ⑤ 计算方式为村庄参与土地流转农户数量/村庄总户数。
- ⑥ 计算方式为村庄参与正规、非正规借贷农户数量/村庄总户数。

参考文献：

- [1] 韩俊. 农村新产业新业态的发展[J]. 中国金融, 2017(3): 19-21.
- [2] Huston S J. Measuring Financial Literacy[J]. The Journal of Consumer Affairs, 2010, 44(2): 296-316.
- [3] Hastings J S, B C Madrian, W L Skimmyhorn. Financial Literacy, Financial Education, and Economic Outcomes[J]. Annual Review of Economics, 2013, 5(1): 347-373.
- [4] Calcagno R, C Monticone. Financial Literacy and the Demand for Financial Advice[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 50(1): 363-380.
- [5] 尹志超, 宋全云, 吴雨, 等. 金融知识, 创业决策和创业动机[J]. 管理世界, 2015(1): 87-98.
- [6] 赵鹏飞, 王宏健, 赵曦. 人力资本对城乡家庭创业的差异影响研究[J]. 人口与经济, 2015(3): 89-97.
- [7] 孙光林, 李庆海, 杨玉梅. 金融知识对被动失地农民创业行为的影响——基于 IV-Heckman 模型的实证[J]. 中国农村观察, 2019(3): 1-21.



- [8] 苏岚岚, 孔荣. 金融素养, 创业培训与农民创业决策[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019(3): 53-66.
- [9] 高静, 张应良. 农户创业价值实现与环境调节: 自资源拼凑理论透视[J]. 改革, 2014(1): 87-93.
- [10] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各省区市场化相对进程 2011 年度报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [11] Timmons J A, Spinelli S, Tan Y. New venture creation: Entrepreneurship for the 21st century[M]. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2004.
- [12] Bracci E, E Vagnoni. Understanding Small Family Business Succession in a Knowledge Management Perspective[J]. The IUP Journal of Knowledge Management, 2011, 9(1): 7-37.
- [13] 于晓宇, 李雅洁, 陶向明. 创业拼凑研究综述与未来展望[J]. 管理学报, 2017(2): 306-316.
- [14] Desa G, Basu S. Optimization or bricolage? Overcoming resource constraints in global social entrepreneurship[J]. Strategic entrepreneurship journal, 2013, 7(1): 26-49.
- [15] Shane S. Prior knowledge and the discovery of entrepreneurial opportunities[J]. Organization science, 2000, 11(4): 448-469.
- [16] Senyard J, Baker T, Steffens P, et al. Bricolage as a path to innovativeness for resource - constrained new firms[J]. Journal of Product Innovation Management, 2014, 31(2): 211-230.
- [17] 张欢欢, 熊学萍. 农村居民金融素养测评与影响因素研究——基于湖北, 河南两省的调查数据[J]. 中国农村观察, 2017(3): 131-144.
- [18] 余文建, 武岳, 华国斌. 消费者金融素养指数模型构建与分析[J]. 上海金融, 2017(4): 27-34.
- [19] 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.
- [20] 莫媛, 张好佳, 许少达. 家庭人口学特征与农户的创业选择——来自江苏省的实证调研[J]. 西北人口, 2018(2): 24-31.
- [21] 项质略, 张德元. 金融可得性与异质性农户创业[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019(4): 80-90.
- [22] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络, 非正规金融与创业[J]. 经济研究, 2011(3): 83-94.
- [23] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014(4): 62-75.
- [24] 温忠麟, 刘红云, 侯杰泰. 调节效应与中介效应分析[M]. 北京: 教育科学出版社, 2012: 82.
- [25] 徐志刚, 宁可, 朱哲毅, 等. 市场化改革, 要素流动与我国农村内部收入差距变化[J]. 中国软科学, 2017(9): 38-49.

责任编辑: 曾凡盛

(上接第 18 页)

- [17] 崔晓娟, 蔡文伯, 付晶晶. 农村家庭收入差距与农民子女教育获得——基于“中国家庭收入项目调查”[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2019, 45(4): 100-108.
- [18] 刘长庚, 王迎春. 我国农民收入差距变化趋势及其结构分解的实证研究[J]. 经济学家, 2012(11): 68-75.
- [19] 李谷成, 李焯阳, 周晓时. 农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?[J]. 中国农村经济, 2018(11): 112-127.
- [20] 万广华, 张藕香, 伏润民. 1985—2002 年中国农村地区收入不平等: 趋势、起因和政策含义[J]. 中国农村经济, 2008(3): 4-15.
- [21] 王丽纳, 李玉山. 农村一二三产业融合发展对农民收入的影响及其区域异质性分析[J]. 改革, 2019(12): 104-114.
- [22] 马轶群, 孔婷婷. 农业技术进步、劳动力转移与农民收入差距[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019, 18(6): 35-44.
- [23] 许经勇. 农民收入增长缓慢与要素市场发展滞后问题研究[J]. 经济经纬, 2008(1): 105-108.
- [24] 王小华, 温涛. 农民收入超常规增长的要素优化配置目标、模式与实施[J]. 农业经济问题, 2017, 38(11): 30-39, 110-111.
- [25] 苏岚岚, 孔荣. 农民金融素养与农村要素市场发育的互动关联机理研究[J]. 中国农村观察, 2019(2): 61-77.
- [26] 武拉平. 中国农业市场化改革的逻辑[J]. 农业现代化研究, 2020, 41(1): 7-15.
- [27] 周传豹, 吴方卫, 张锦华. 我国城乡要素收入的隐性转移及其测度[J]. 统计研究, 2017, 34(12): 63-74.
- [28] 黄祖辉, 徐旭初, 蒋文华. 中国“三农”问题: 分析框架、现实研判和解决思路[J]. 中国农村经济, 2009(7): 4-11.
- [29] 王德文. 深化要素市场改革 建立农民增收长效机制[J]. 农村财政与财务, 2010(5): 33-34.
- [30] 徐志刚, 宁可, 朱哲毅, 等. 市场化改革、要素流动与我国农村内部收入差距变化[J]. 中国软科学, 2017(9): 38-49.
- [31] 约翰逊. 经济发展中的农业、农村、农民问题[M]. 北京: 商务印书馆, 2004: 7-8.
- [32] 施炳展, 冼国明. 要素价格扭曲与中国工业企业出口行为[J]. 中国工业经济, 2012(2): 47-56.
- [33] 尚晓晔. 要素市场价格扭曲对中国经济的影响——理论与实证[D]. 武汉: 武汉大学, 2016.
- [34] 王小华. 中国农民收入结构的演化逻辑及其增收效应测度[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2019, 45(5): 67-77, 198-199.
- [35] 杨柳. 要素市场与农民增收问题研究[J]. 山西财经大学学报, 2012, 34(S3): 4-5.

责任编辑: 李东辉