华南农业大学学报(社会科学版)
2019年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第18卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

金融可得性与异质性农户创业

项质略[1,2],张德元[1]

(1.安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601;2.南京工业职业技术学院 经济与管理学院,江苏 南京 210000)

摘 要: 利用2016年CFPS调查中6782个农户微观数据,基于土地流转的角度,研究农村正规与非正规金融可得性对异质性农户创业的影响与作用机制。结果发现:正规与非正规金融的可得性,均对农户创业具有显著的促进作用;但对土地转入及土地转出两类异质性农户创业的作用呈现出显著的结构性差异,正规金融对促进土地转入农户创业的作用显著,而非正规金融则在促进土地转出农户创业中发挥更大作用。建议我国农村金融改革应充分考虑金融市场主体的差异性与资本逐利的本质特征,从市场化的角度探索金融创新,提高金融投入效率。

关键词: 金融可得性; 正规金融; 非正规金融; 农户创业; 土地流转

中图分类号: F323.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2019)04-0080-11

一、金融可得性与农户创业的研究现状与分歧

我国经济进入新常态以来,创新与创业成为推动经济发展的新引擎。自2016年到2018年,我国新注册登记的市场主体逐年增加,分别达到1651.3万户、1924.9万户、2149.6万户①,大量新增的企业、个体户及农民专业合作社等市场主体为经济发展提供了源源不断的动力。在农村地区,"三农"问题的特殊性以及实施乡村振兴战略的现实需要赋予了创业活动更多的经济与社会意义。一方面,以农户为主体的创业活动能有效促进新型农业经营主体及新型职业农民的培育,实现小农户和现代农业有机衔接。另一方面,农户创业对于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[1]。然而,我国农村地区的创业活力仍然不足,如数据显示近三年新注册的农民专业合作社数量逐年降低②,清华大学创业研究中心2018年发布的《全球创业观察(GEM)中国报告》也指出了近年来农村地区的创业活力相比城市地区有所下降的现实。因此,优化农村创新创业环境,完善相关政策制度,推动乡村大众创业万众创新是当前我国农业与农村工作中亟待关注的一个问题。

现有研究结果表明,创业与金融支持政策环境息息相关。一方面,金融抑制与信贷约束是阻碍创业的重要因素。Evans等[2]811-817通过构建流动性约束下的创业选择模型,发现创业存在一个

收稿日期: 2019-04-02 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2019.04.008

基金项目: 安徽省社科联创新发展研究基金项目(2017CX040);江苏省高校哲学社会科学研究基金项目(2018SJA0610)

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,主要研究方向为农村金融、创新与创业。E-mail:xiangzhilue@139.com

①数据来源于国家市场监督管理总局。

②数据来源于国家市场监督管理总局,2016至2018年新登记注册的农民专业合作社数量分别为29.6万户、27.8万户、23.1万户。

资金门槛,在企业家能力水平固定的情况下,个体的创业选择取决于初始财富的多寡。信息不对称会导致借贷市场的逆向选择,有能力的潜在创业者受制于信贷约束将难以获取充足资金启动创业[3]。Karaivanov[4]发现由于缺乏显性资信证明及有效抵押物,泰国农村地区普遍存在金融约束,严重阻碍了当地农民的创业行为。国内的相关研究表明我国农村也普遍存在金融约束,显著制约农户的融资并影响其创业行为[5-6],或者是对创业规模和水平产生了负面影响[7]。另一方面,有力的金融支持和良好的金融环境对创业活动具有促进作用。Lensink 等[8]通过实证数据验证了小额信贷能有效改善越南家庭的创业绩效。Folmer 等[9]运用结构分析法分析了西孟加拉邦农民工农业创业的决定因素,发现充足的金融供给在缓解农村信贷配给、为农户提供生产性资金和支持农户创业上有积极作用。卢亚娟等[10]95基于 CHARLS 数据的实证研究也发现金融可得性对农户的创业决策显著正相关。

结合以上两个方面的研究结论,不难发现提高金融可得性是促进我国农村创新创业、培育乡村发展新动能的关键所在。由于我国农村金融市场存在双轨制的特征,创业农户对信贷资源的获取可以通过正规金融与非正规金融两种融资渠道来实现[11],提高农户金融可得性的途径也必须分而论之。然而从现有研究成果来看,对于正规与非正规金融对农户创业作用的差异及影响的大小尚存在较大争议。其中,部分研究认为非正规金融比正规金融对农户创业的作用更大。如李祎雯和张兵[12-13]基于内生性金融的视角,认为非正规金融的内生性和本土化特性与农户创业的风险性更匹配,能缓解正规信贷约束满足创业农户的融资需求,不仅促进农户创业决策也能提高其创业成效。刘新智等[14]从区域差异的视角出发,发现从全国范围来看非正规金融对农户创业决策的边际效应更大,分区域来看中西部地区正规金融对农户创业不能形成有效支持。刘雨松与钱文荣[15]利用 CFPS 数据实证发现正规金融和非正规金融之间存在替代效应,不过非正规金融对农户创业决策的影响更大。另外一部分研究则支持正规金融相对于非正规金融更具主导地位。如 Han 等[16]通过研究中国农村正规金融机构撤离的影响,发现这种正规信贷紧缩通过财富效应传导阻碍了农户创业,且对非正规信贷可得性的影响程度更大。杨军等[17]和卢亚娟等[10]97运用职业选择模型分析金融资源对农户创业选择行为的影响,发现正规融资对促进农户创业的边际效应更大。

以上文献基于我国金融双轨制的特殊背景,对正规与非正规金融与农户创业的关系及其差异展开了多种视角的研究。但是绝大多数研究均基于同质性农户的视角展开,鲜有关注农户异质性特征的相关成果,然而包括土地禀赋、资信状况等在内的农户异质性特征,对其是否能够获得金融支持将产生重要影响,忽略对农户异质性特征的考察将影响研究结论的全面性和完整性。在农村地区,土地是最重要的生产要素与最有价值的资源[18],也是农户异质性特征的重要体现,土地转出和转入两类农户在职业路径和发展渠道上的异质性愈发明显[19]。此外,农地确权的加速推进以及农地经营权抵押贷款的政策试点也对农村金融市场带来了深远的影响[20-21]。在此背景下,从土地流转的视角重新审视金融可得性与土地转出、土地转入两类异质性农户创业的关系问题,具有重要的理论和现实意义。有鉴于此,本文基于 2016 年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)数据,从农村土地流转的视角出发,研究金融可得性对异质性农户创业的影响,着重分析其对土地转出、土地转入两类农户的作用差异,为进一步推进农村金融供给侧结构性改革、助力农村创新创业发展建言献策。

二、金融可得性对农户创业的影响路径及机理分析

创业需要一定的初始投资作为资金门槛,根据调查我国农户创业初始投资资金来源主要有自

有资金,非正规金融渠道,正规金融渠道[5]61。金融可得性对于农户创业选择的重要性在于:当存在创业意愿的农户自有资金不足时,其能否筹集初始投资资金启动创业,这在很大程度上依赖于农村正规和非正规金融渠道的信贷可得性。然而,在双轨制的农村金融市场上,正规与非正规金融的获取路径是截然不同的,两种融资渠道对具有不同禀赋特征的贷款农户的供应偏好也有区别。图1展示了金融可得性对农户创业作用的总体路径。

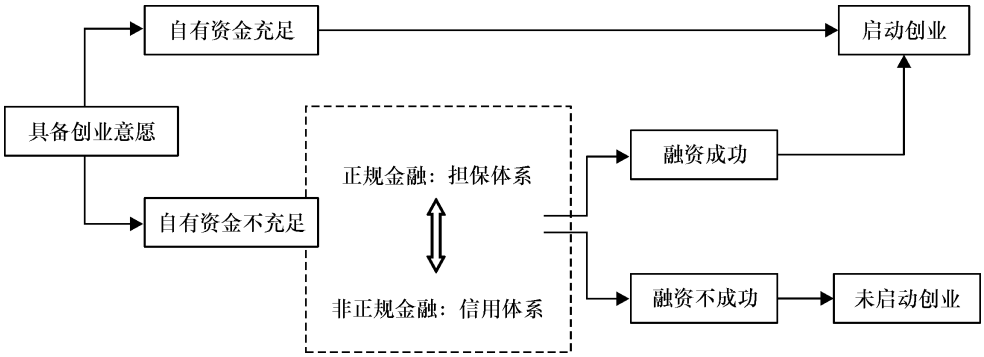


图1 金融可得性对农户创业作用总体路径

(一)金融可得性对农户创业作用的总体路径

如图1所示,当农户有了创业意愿,会根据创业项目所需启动资金的多少进行理性判断并选择创业资金筹集渠道。正常情况下,农户会优先考虑最为便利且使用成本最低的自有资金,若自有资金充足,可以直接以自有资金作为初始投资启动创业。若自有资金不足以启动创业项目,则需要通过正规和非正规金融的渠道寻求外部融资。若融资成功则农户得以启动创业,若融资不成功则农户无法启动创业,而融资成败的关键取决于农户金融可得性程度的高低。基于以上分析,提出如下研究假说。

假说1:较高的正规、非正规金融可得性有助于农户跨越创业资金门槛,总体上对农户创业具有促进作用。

(二)农村正规与非正规金融获取路径差异

首先,非正规金融与正规金融市场相互分割,正常情况下非正规金融市场的利率高于正规金融市场的利率,且一般不要求抵押品[22]36。此外,正规和非正规金融获取的实现路径是截然不同的,农村正规金融可得性的获取依赖于正式制度安排下的担保体系,包括保证、抵押与质押;非正规金融则依赖于非正式制度安排下的信用体系,包括信用、信任与声誉[23]。正规金融可得性获取路径实现的前提是农户能向正规金融机构提供抵押担保品或者具备显性的资信证明,而非正规金融可得性获取路径的实现需要农户依托社会网络资源,以乡邻亲朋之间的信用、信任与声誉的方式来维系。

(三)金融可得性对异质性农户创业作用机制

如图2所示,土地转入农户拥有一定数量的土地经营权,意味着一种显性的资信证明或者是作为潜在抵押担保的物权,这与正规金融机构对担保体系的偏好相契合。特别是土地经营权抵押试点制度的实施,有助于试点地区创业农户通过土地经营权抵押融资获取创业初始资金[24],其带来的政策信号效应也相应地提高了正规金融对土地转入农户的认同感。另一方面,土地转出农户出让土地经营权后缺乏有效的显性资信证明或抵押担保物,难以契合正规金融的供给偏好,更容

易受到正规信贷约束。然而,依托于社会网络,以乡土的信用体系作为抵押替代机制,获取非正规金融信贷支持的实现路径对于土地转出农户依然有效[25]92-93。基于此,提出以下假说。

假说 2:土地转出农户在创业过程中容易受到正规金融的信贷约束,相对于其他农户,非正规金融对土地转出农户创业的促进作用更显著。

假说 3:土地转入农户的产权禀赋特征更契合正规金融的偏好,相对于其他农户,正规金融对土地转入农户创业的促进作用更显著。

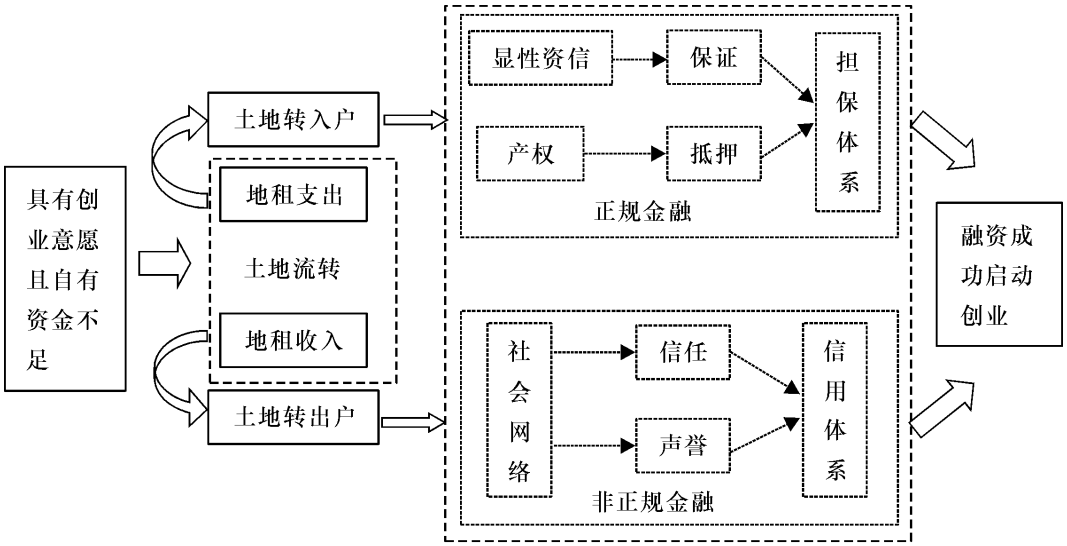


图 2　金融可得性对异质性农户创业作用机制

三、数据来源、变量选取与计量模型

(一)数据来源

鉴于本文研究的内容为正规、非正规金融对异质性农户创业的影响,需要样本量较大的全国性数据,笔者所使用的数据来源于"中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)"。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施,自 2010 年开始每两年执行一次追踪调查,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。结合研究实际,本文采用最近一期的 CFPS2016 年的家庭问卷作为研究样本,该问卷覆盖了全国 25 个省(区、市)共 14019 户城乡家庭样本,在剔除城市家庭及关键变量缺失样本后,最终本文采用的研究样本包括 6782 户农村家庭。

CFPS 家庭问卷调查内容涉及家庭生活条件,家户农业收入与支出,个体经营或开办私营企业,家户政府转移支付收入,工资性收入,家庭各项支出,当前住房,其他房产,土地、耐用品与农业机械,金融资产与债权债务等栏目。需要特别说明的是,问卷"土地、耐用品与农业机械"栏目中有关于农户土地流转情况的提问,是本文对农户样本进行异质性区分的认定基础,具体处理方法如下:对于提问"过去 12 个月,您家是否将集体分配的土地出租给了其他人?"做肯定回答的农户,本文认定为参加土地转出户;对于提问"过去 12 个月,除去集体分配的土地,您家是否从别人或集体那里租用了土地,无论是否需要付租金?"做肯定回答的农户,本文认定为参加土地转入户。

如表1所示,全部样本6782户农村家庭中有参与土地流转行为的农户1844户,占比约27.19%,其中仅参与土地转出行为的849户,仅参与土地转入行为的930户,同时参与土地转入、转出行为的农户65户;未参与土地流转农户4938户,占比72.81%。对于同时参与土地转入、转出行为的农户,可以认为其目的在于调整农地分布,便于集中经营,因此在后文中纳入参与土地转入户这一样本进行分析。何欣等[26]基于2013年和2015年中国家庭金融调查数据,开展了农户流转农地行为的相关研究,该研究中得到了农户参与土地流转比例的相关结论,本文样本农户参与土地流转情况与之较为接近,说明本文采用的样本数据及样本分类方法具有较好的可信度。

表1 调查样本农户情况

	样本数	比例(%)
参与土地流转	1844	27.19
其中:仅参与转出	849	12.52
仅参与转入	930	13.71
两者都有(后文纳入转入户分析)	65	0.96
未参与土地流转	4938	72.81
总样本	6782	100.00

(二)变量选取

1.因变量。本文将农户的创业选择作为模型的因变量。CFPS调查家庭问卷中有“个体经营或开办私营企业”专栏,其中关于农户创业选择的问题是“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”,相应地本文以农户回答情况作为实际取值,判断该农户是否存在创业行为。

表2 各变量定义及取值

变量	变量定义	取值	均值	标准差
entrep	是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业	0或1	0.0801	0.2714
cref	从银行及非银行正规金融机构获得的贷款本息余额	实际值(万元)	0.4641	3.3976
creinf	从亲戚朋友、其他社会人士获得借款本息余额	实际值(万元)	0.7203	3.7051
deposit	家庭存款及现金金额总和	实际值(万元)	2.3361	6.8104
income	家庭年总收入	实际值(万元)	5.7058	21.5966
expend	家庭年总支出	实际值(万元)	5.3258	6.3756
outdin	平均每月外出就餐花费	实际值取对数	1.2963	2.4214
comm	平均每月通讯花费	实际值取对数	4.4500	1.3390
person	家庭总人数	取实际值	3.9822	2.0025
edu	家庭成员最高学历,1.文盲/半文盲 2.小学 3.初中 4.高中 5.大专 6.本科 7.硕士 8.博士	1-8之间的整数	3.2815	1.3089
water	是否有自来水等现代化供水方式?有则取值为1,无则取值为0	0或1	0.6112	0.4875
fuel	是否有电、天然气等现代化能源应用?有则取值为1,无则取值为0	0或1	0.4875	0.4999

注:由于outdin、comm变量存在较多取值为0的观测值,在对数化处理过程中为了避免大量数值缺失,将这两个变量中所有的数值统一做了加1处理。

2.自变量。本文将正规、非正规金融对农户的信贷存量总额设定为模型的自变量。数据取自CFPS调查家庭问卷中“金融资产与债权债务”专栏,参照现有研究林毅夫等[23]35对正规、非正规金

融的相关定义,本文将农户从银行及非银行正规金融机构获得的贷款本息余额汇总作为正规金融信贷变量,将农户向亲戚朋友、其他社会人士借款本息余额汇总作为非正规金融信贷变量。

3. 控制变量。参考郝朝艳等[5]61对农户创业选择影响因素的研究,本文选择农户经济特征、社会资本、家庭特征、地方条件作为控制变量。为了控制农户家庭经济水平差异对模型产生的影响,加入经济特征变量,包括家庭资产、总收入与总支出。对于社会资本,本文倾向于借鉴马光荣等[25]85的相关研究中将礼品支出金额作为社会网络资本代理变量的方法,遗憾的是 CFPS 调查问卷中并没有家庭礼品支出的问题。考虑到实际情况中,外出就餐以及与外界的通讯在很大程度上能代表一户农村家庭社会关系网络的多寡,同时按照数据可获得性原则,本文选取了问卷中每月外出就餐费问题"不包括别人请客,平均每月您家外出就餐的支出是多少钱?",以及每月邮电通讯费问题"平均每月,您家邮寄、通讯支出,包括电话、手机、上网、邮寄等,一共花多少钱?"作为社会资本的代理变量。为了控制家庭特征和地区条件差异对模型产生的影响,加入了家庭特征和地方条件控制变量。表 2 列出了各变量名称、定义及赋值情况,为了实证分析的平稳性,本文对个别数值较大的变量进行了取对数处理。

(三)计量模型

记因变量二值变量"农户是否选择创业"为 Y,农户创业,即 $Y=1$;农户没有创业,则 $Y=0$。本文使用 Logit 二元回归模型来实证计量正规、非正规金融与农户创业选择概率之间的关系。将表 2 中的 2 个自变量和 8 个控制变量记为 $X_{it}(t=1,2,\cdots 10)$,构建如下二元 Logit 二元回归模型,具体表达见(1)式与(2)式:

$$P_i = F(Z_i) = F\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_t\chi_{it} + \mu\right) = \frac{1}{1+\exp-\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_t\chi_{it} + \mu\right)} \tag{1}$$

对(1)式进行适当变形得:

$$\ln\frac{P_i}{1-P_i} = Z_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_t\chi_{it} + \mu \tag{2}$$

(2)式中 P_i 表示农户选择创业的概率,因变量 $Z_i=1$ 表示农户选择创业,$Z_i=0$ 表示农户未选择创业。β_t 表示自变量和控制变量的回归系数,$t=1,2,\cdots\cdots 10$ 代表自变量与控制变量的总数,i 代表样本容量;β_0 为回归模型的常数项,μ 为误差项。

四、金融可得性对农户创业影响作用的实证检验

(一)全样本农户估计结果

基于已有数据,笔者运用 Stata15.1 软件进行二元 Logit 回归分析,在模型 1 至模型 5 中,依次加入经济特征、社会资本、家庭特征、地区条件以及所有控制变量,比较分析在不同情况下核心自变量及控制变量对农民创业选择的影响。表 3 报告了 5 个模型的回归结果,正规金融与非正规金融的估计系数均为正数,且显著性良好。这说明无论加入何种控制变量,金融可得性,包括正规金融与非正规金融,对农户的创业选择均具有显著的正向促进作用,这一结果验证了本文假说 1。不过,由于 logit 模型的估计系数数值并无经济意义,关于正规金融、非正规金融对农户创业影响程度的大小,在此处不做过多判断。此外,经济特征、社会资本、家庭特征、地区条件各变量在模型中的估计系数也显著为正,说明对于全部农户,以上因素均对其创业选择具有正向相关性。

表3 金融可得性对农户创业的影响(全样本)

	模型1 经济特征	模型2 社会资本	模型3 家庭特征	模型4 地方条件	模型5 全部控制变量
cref	0.0663***	0.0676***	0.0856***	0.0909***	0.0587***
	(0.0133)	(0.0129)	(0.0135)	(0.0141)	(0.0134)
creinf	0.0258***	0.0274***	0.0312***	0.0370***	0.0254***
	(0.0099)	(0.0095)	(0.0096)	(0.0098)	(0.0097)
deposit	0.0204***				0.0109**
	(0.0055)				(0.0051)
income	0.00703***				0.0051***
	(0.0026)				(0.0019)
expend	0.0554***				0.0298***
	(0.0057)				(0.0062)
outdin		0.1110***			0.0899***
		(0.0167)			(0.0173)
comm		0.3920***			0.1800***
		(0.0487)			(0.0501)
person			0.1110***		0.1020***
			(0.0218)		(0.0242)
edu			0.2490***		0.1070***
			(0.0352)		(0.0388)
water				0.3290***	0.2740***
				(0.1020)	(0.1050)
fuel				1.0290***	0.8280***
				(0.1020)	(0.1060)
_cons	−2.981***	−4.578***	−3.878***	−3.378***	−5.276***
	(0.0641)	(0.2380)	(0.1560)	(0.1050)	(0.2650)
N	6752	6766	6773	6774	6743
R2					

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,模型括号内为估计系数的标准误;(2)由于部分样本变量数据存在少量缺失,导致有效样本观测量在每个模型略有差别。

(二)异质性农户的分样本检验

上述实证结果很好地检验了正规、非正规金融对农户创业选择的正向促进作用。然而,在农村土地流转对农户职业选择带来深刻变迁的现实背景之下,正规、非正规金融对异质性农户创业选择的作用又会如何呢?对此,按照参与土地转出、参与土地转入的标准筛选出转出户与转入户两组样本,运用Logit计量模型进一步研究金融支持在不同类别农户的创业行为选择中的作用,分析其影响机制。然而,Logit模型估计系数数值本身缺乏经济意义,对于异质性农户的创业选择,无法判断正规与非正规金融对其作用大小及影响程度,需要运用几率比进行进一步分析。表4中模型6、7报告了分样本Logit估计的结果及其几率比。同时,为方便比较,将全样本农户模型5的Logit估计结果及其几率比也加入表4进行分析。

1.土地转出户。表4中的模型6报告了金融可得性对土地转出户创业选择影响的回归结果。正规金融的估计系数为正,但结果不显著,可见正规金融可得性对土地转出户创业选择的影响不具有统计意义。相反,非正规金融的估计系数为正,且在1%的统计水平上表现出显著性,可见土地转出户的创业选择显著地受到非正规金融可得性的影响。此外,非正规金融的几率比为1.1560,其经济意义为非正规金融可得性增加1个单位,则土地转出户选择创业的概率将会增加15.

6%。然而,在全样本农户估计结果中,非正规金融几率比仅为 1.0260。可见,非正规金融可得性对土地转出农户创业的边际效应是其对普通农户的 6 倍之多。此外,家庭资产状况对土地转出户创业选择的估计系数显著为正,而其对土地转入户创业的影响则不显著。根据 Evans 等[2]825的研究结论,这说明土地转出户相对来说更容易受到正规金融的信贷约束,其在实现创业的过程中更多地需要依靠自有资金的积累。基于以上结论,本文假说 2 得到了验证。

2. 土地转入户。根据表 4 中的模型 7 报告的回归结果,非正规金融对土地转入农户创业的影响并不显著。相反,正规金融对土地转入农户的影响系数为正,且在 1% 的统计水平上显著。正规金融的几率比 1.1380 表示正规金融可得性增加 1 个单位可以在统计意义上提高土地转入农户的创业概率 13.8 个百分点,而模型 5 中正规金融对全样本农户创业的几率比为 1.0610,这说明正规金融对土地转入户创业的边际效应是其对普通农户的 2 倍有余。至此,本文假说 3 得到验证。

表 4　金融可得性对异质性农户创业的影响(分样本)

	模型 5		模型 6		模型 7	
	全样本	Exp(β)	转出户	Exp(β)	转入户	Exp(β)
cref	0.0587***	1.0610***	0.0867	1.0910	0.1290***	1.1380***
	(0.0134)	(0.0142)	(0.0664)	(0.0724)	(0.0416)	(0.0474)
creinf	0.0254***	1.0260***	0.1450***	1.1560***	0.0207	1.0210
	(0.0097)	(0.0100)	(0.0427)	(0.0494)	(0.0179)	(0.0183)
deposit	0.0109**	1.0110**	0.0310**	1.0320**	0.0066	1.0070
	(0.0051)	(0.0052)	(0.0152)	(0.0156)	(0.0170)	(0.0171)
income	0.0051***	1.005***	0.0156	1.0160	0.0493**	1.0510**
	(0.0019)	(0.0020)	(0.0135)	(0.0137)	(0.0243)	(0.0255)
expend	0.0298***	1.0300***	0.0289*	1.0290*	(0.0123)	0.9880
	(0.0062)	(0.0063)	(0.0168)	(0.0173)	(0.0223)	(0.0220)
outdin	0.0899***	1.0940***	0.0939**	1.0980**	0.0938*	1.0980*
	(0.0173)	(0.0189)	(0.0411)	(0.0452)	(0.0501)	(0.0550)
comm	0.1800***	1.1970***	0.1350	1.1450	0.4030**	1.4970**
	(0.0501)	(0.0599)	(0.1080)	(0.1240)	(0.1830)	(0.2740)
person	0.1020***	1.1080***	0.0984	1.1030	0.0580	1.0600
	(0.0242)	(0.0268)	(0.0625)	(0.0690)	(0.0751)	(0.0796)
edu	0.1070***	1.1130***	0.0954	1.1000	0.2420**	1.2730**
	(0.0388)	(0.0432)	(0.0959)	(0.1060)	(0.1150)	(0.1470)
water	0.2740***	1.3160***	0.1100	1.1160	0.4650	1.5920
	(0.1050)	(0.1380)	(0.2610)	(0.2910)	(0.3010)	(0.4780)
fuel	0.8280***	2.2890***	0.6410**	1.8990**	0.9040***	2.4690***
	(0.1060)	(0.2430)	(0.2830)	(0.5370)	(0.2920)	(0.7200)
_cons	−5.276***	0.0051***	−4.646***	0.00960***	−7.141***	0.0008***
	(0.2650)	(0.0014)	(0.5800)	(0.0056)	(0.9740)	(0.0008)
N	6743		846		994	
R2						

注:(1)***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著,模型括号内为估计系数的标准误。(2)由于部分样本变量数据存在少量缺失,导致计量模型有效样本观测量与前文描述统计中样本量稍有区别。(3)Exp(β)表示几率比(odds ratio),它可以测量自变量变化所带来的边际效应,Exp(β)大于 1 时,变量值增加则事件发生的几率也将增加,反之亦然。

(三)稳健性检验

为检验研究结论的可靠性,在以上实证分析的基础上,采用设置交互项的方法,进行稳健性检验。具体做法为设置是否参与土地转出、土地转入两个虚拟变量,若是则变量取值为1,若否则变量取值为0。同时,生成正规金融、非正规金融与以上两个虚拟变量的交互项,相当于在自变量中增设正规金融与土地转出、正规金融与土地转入、非正规金融与土地转出、非正规金融与土地转入4个交互项,并在Logit模型中逐个加入交互项进行稳健性检验。

表5中的模型8~11分别报告了加入4个相互项后的估计结果,汇报结果为几率比。如模型8与模型11,加入正规金融与土地转出、非正规金融与土地转入两个交互项后,这两个交互项的几率比是不显著的,说明正规金融对土地转出户,非正规金融对土地转入户创业的影响不具有统计上的显著性。在模型9中加入正规金融与土地转入交互项,发现该交互项的几率比大于1,且在10%的统计水平上显著,说明正规金融对土地转入农户创业存在显著的促进效应。在模型10中加入非正规金融与土地转出交互项,发现该交互项的几率比大于1,且在1%的统计水平上显著,说明正规金融对土地转入农户创业存在显著的促进效应。以上稳健性检验结果进一步验证了本文假说2与假说3的正确性。

表5 稳健性检验(交互项)

	模型8 正规金融与土地转出交互 Exp(β)	模型9 正规金融与土地转入交互 Exp(β)	模型10 非正规金融与土地转出交互 Exp(β)	模型11 非正规金融与土地转入交互 Exp(β)
cref	1.0820*** (0.0180)	1.0500*** (0.0149)	1.0870*** (0.0177)	1.0610*** (0.0142)
creinf	1.0270** (0.0108)	1.0250** (0.0100)	1.0160 (0.0113)	1.0260** (0.0122)
crefmallandout	1.0630 (0.0612)			
crefmallandin		1.0680* (0.0399)		
creinfmallandout			1.1650*** (0.0476)	
creinfmallandin				0.9990(0.0198)
deposit	1.0200*** (0.0064)	1.0110** (0.0052)	1.0210*** (0.0063)	1.0110** (0.0052)
income	1.0100*** (0.0038)	1.0050*** (0.0019)	1.0100*** (0.0037)	1.0050*** (0.0020)
expend	1.0270*** (0.0070)	1.0300*** (0.0064)	1.0270*** (0.0070)	1.0300*** (0.0064)
outdin	1.0960*** (0.0207)	1.0930*** (0.0189)	1.0940*** (0.0208)	1.0940*** (0.0189)
comm	1.1780*** (0.0635)	1.1980*** (0.0601)	1.1800*** (0.0639)	1.1970*** (0.0599)
person	1.0790*** (0.0288)	1.1070*** (0.0268)	1.0740*** (0.0288)	1.1080*** (0.0268)
edu	1.1290*** (0.0477)	1.1130*** (0.0432)	1.1340*** (0.0480)	1.1130*** (0.0432)
water	1.3690*** (0.1520)	1.3190*** (0.1390)	1.3840*** (0.1550)	1.3150*** (0.1380)
fuel	2.3630*** (0.2640)	2.3040*** (0.2450)	2.3230*** (0.2610)	2.2890*** (0.2430)
N	5919	6743	5919	6743
R2				

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,模型括号内为估计系数的标准误。(2)由于部分样本变量数据存在少量缺失,导致计量模型有效样本观测量与前文描述统计中样本量稍有区别。(3)Exp(β)表示几率比(odds ratio),它可以测量自变量变化所带来的边际效应,Exp(β)大于1时,变量值增加则事件发生的几率也将增加,反之亦然。

此外,为消除样本极端值对模型实证检验的影响,本文采用缩尾处理的方法,进一步进行稳健性检验。具体做法为在样本中分别对正规、非正规金融两个核心自变量做1%的缩尾处理,消除样本极端值,之后重新按照前文的方法,运用Logit模型进行二次稳健性检验,检验结果也证明前文的实证检验是稳健、有效的。

五、研究结论与政策启示

本文基于 2016 年 CFPS 调查数据,从农村土地流转的视角出发,研究金融可得性对异质性农户创业的影响。首先,金融可得性,包括正规、非正规金融的信贷支持,有助于农户跨越创业资金门槛,对农户创业具有显著的促进作用。然而,在当前农村土地流转比重逐步加大,农户异质性分化加剧的现实背景下,金融可得性对异质性农户创业的影响作用表现出了显著的结构性差异,具体表现为以下两个方面:一方面,由于缺乏显性资信证明和抵押物,土地转出农户的产权禀赋与正规金融的偏好难以契合,其在创业过程中更依赖于非正规金融的信贷支持,非正规金融对促进土地转出农户创业的边际效应是其对普通农户的 6 倍之多。另一方面,土地转入农户的产权禀赋特征更契合基于担保机制的正规金融的偏好,正规金融信贷支持更能促进土地转入农户的创业决策,正规金融对土地转入户创业的边际效应是其对普通农户的 2 倍之多。

基于以上结论,本文的政策启示在于:一是进一步推进农村金融供给侧结构性改革,在全局上加大对农村地区的政策倾斜与信贷投放力度,同时充分考虑到金融市场主体的异质性以及市场机制的结构性特征,加强信贷政策的灵活性,做到因地制宜、分类施策。二是充分尊重农村正规金融机构对于保障信贷质量的现实需求与追求经营效益的本质特征,以市场化的角度探索担保体系创新,丰富农户创业相关金融产品,同时巩固当前农村土地经营权抵押试点成果,完善政策制度,降低交易成本。三是营造农村地区良好的法制环境,拓展征信体系在农村地区的覆盖程度,积极引导农村非正规金融向组织化、机构化方向发展,进一步发挥非正规金融在助力农村创新创业发展中的巨大作用。

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]EVANS S D, JOVANOVIC B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints[J]. Journal of Political Economy,1989(97):808 - 827.

[3]BIANCHI M. Credit constraint,entrepreneurial talent and economic development[J]. Small Business Economic,2010(1):93 - 104.

[4]KARAIVANOV A. Financial constraints and occupational choice in Thai villages[J]. Journal of Development Economics, 2012(2):201 - 220.

[5]郝朝艳,平新乔,张海洋,等. 农户的创业选择及其影响因素——来自"农村金融调查"的证据[J]. 中国农村经济. 2012(4):57 - 65.

[6]翁辰,张兵. 信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据[J]. 经济科学, 2015(6):92 - 102.

[7]程郁,罗丹. 信贷约束下农户的创业选择——基于中国农户调查的实证分析[J]. 中国农村经济, 2009(11):25 - 38

[8]LENSINK,PHAM. The impact of microcredit on self - employment profits in Vietnam[J]. Economics of Transition, 2012(1):73 - 111

[9]FOLMERH H. Determinants of rural industrial entrepreneurship of farmers in west Bengal: a structural equations approach[J]. International Regional Science Review,2010(4):367 - 396.

[10]卢亚娟,张龙耀,许玉韫. 金融可得性与农村家庭创业——基于 CHARLS 数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理,2014(10):89 - 99.

[11]张梓榆,温涛. 金融双轨制与农户创业收入增长[J]. 财贸研究,2018(6):36 - 46.

[12]李祎雯,张兵. 非正规金融对农村家庭创业的影响机制研究[J]. 经济科学,2016(2):93 - 105.

[13]李祎雯,张兵. 非正规金融与农村家庭创业成效:影响效应及作用机理[J]. 农业技术经济,2018(12):4 - 17.

[14]刘新智,刘雨姗,刘雨松. 金融支持对农户创业的影响及其空间差异分析———基于 CFPS2014 数据的研究[J]. 宏观经济研究,2017(11):41 -47.
[15]刘雨松,钱文荣. 正规、非正规金融对农户创业决策及创业绩效的影响———基于替代效应的视角[J]. 经济经纬,2018(3):41 -47.
[16]HAN LINGHUI,DENISE HARE. The link between credit markets and self - employment choice among households in rural China[J]. Journal of Asian Economics,2013(26):52 -64.
[17]杨军,张龙耀,姜岩. 社区金融资源、家庭融资与农户创业——基于 CHARLS 调查数据[J]. 农业技术经济,2013(11):71 -79.
[18]毕国华,杨庆媛,张晶渝,程小于. 改革开放40年:中国农村土地制度改革变迁与未来重点方向思考[J]. 中国土地科学,2018(1):1 -7.
[19]张梓榆,温涛,王小华. "新常态"下中国农贷市场供求关系的重新解读——基于农户分化视角[J]. 农业技术经济,2018(4):54 -64.
[20]苏岚岚,何学松,孔荣. 金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响——基于农民分化、农地确权颁证的调节效应分析[J]. 中国农村经济,2017(11): 75 -89.
[21]梁虎,罗剑朝. 农地抵押贷款参与、农户增收与家庭劳动力转移[J]. 改革,2019(3):106 -117.
[22]林毅夫,孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资[J]. 经济研究,2005(7):35 -44.
[23]韩喜平,金运. 中国农村金融信用担保体系构建[J]. 农业经济问题,2014(3):37 -43.
[24]彭艳玲,孔荣,Calum G. 农村土地经营权抵押、流动性约束与农户差异性创业选择研究——基于陕、甘、豫、鲁1465 份入户调查数据[J]. 农业技术经济,2016(5):50 -59.
[25]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.
[26]何欣,蒋涛,郭良燕,等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013 -2015 年 29 省的农户调查数据[J]. 管理世界,2016(6):79 -89.

Financial Availability and Heterogeneous Rural Households Entrepreneurship

XIANG Zhi-lue[1,2], ZHANG De-yuan[1]
(1. *School of Economics*, *Anhui University*, *Hefei* 230601, *China*;
2. *Economy and Management Department*, *Nanjing Institute of Industry Technology*, *Nanjing* 210046, *China*)

Abstract: Based on the micro-data of 6,782 rural households in the 2016 CFPS survey, from the perspective of rural land transferring, we studied the impact and mechanism of rural formal and informal financial availability on heterogeneous farmers'entrepreneurship. The results show that the availability of both formal and informal finance plays a significant role in promoting rural entrepreneurship. The influence of financial availability shows significant structural differences in the process of farmers' heterogeneity: On the one hand, formal finance plays a significant role in promoting the entrepreneurship of farmers who have transferred land in; On the other hand, informal finance plays a greater role in promoting the entrepreneurship of farmers who have transferred their land out. This paper suggests that China's rural financial reform should fully consider the differences between financial market entities and the essential profit-seeking characteristics of financial capital as well as improve the efficiency of financial input under market mechanisms. Besides, we should explore financial innovation from a market perspective, and increase the financial efficiency.

Key Words: financial availability; formal finance; informal finance; rural households entrepreneurship; rural land transferring