

农村金融多样性对农民创业影响的作用机制研究^{*}

李 树, 于文超

(西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

摘要:新一轮农村金融改革背景下,金融多样性发展对改善农村金融服务、推动农村经济发展转型具有重要意义。文章利用CLDS2012提供的村庄层面金融多样性信息,实证研究了村庄金融多样性对农民创业决策的影响。结果表明:(1)金融多样性对农民创业决策有显著促进作用。具体而言,金融多样性每增加一个标准差,农民创业概率将提高0.8个百分点;(2)金融多样性能有效促进“雇主”型创业,而对“自雇”型创业无显著影响;(3)非正规金融机构对农民创业的促进作用明显强于正规金融机构;(4)正规金融机构有助于“雇主”型创业,而非正规金融机构有助于“自雇”型创业;(5)金融多样性有助于提升农民未来“雇主”型创业的意愿。文章不仅为理解金融发展影响经济增长的微观机制提供了经验证据,而且为提升农村地区创业活力提供了政策启示。

关键词:金融多样性;农民创业;融资约束

中图分类号:F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2018)01-0004-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.01.001

一、引言与文献综述

创业活动是推动一国经济可持续增长的重要源泉,而创业背后蕴含的企业家精神更被视为决定中国经济能否成功转型的关键因素之一。^①创业不仅为个人改善收入状况提供了机遇,而且增加了就业岗位和社会收入流动性,促进了新技术、新产品的开拓和新生产要素组合,进而推动一国经济长足发展(Decker等,2014)。对我国广大农村地区而言,创业活动更是促进农村劳动力就近转移、减少城乡发展差距的有效途径,对增强农村经济发展内生动力有着重要意义(李雯和张兵,2016)。

源于创业在经济发展中扮演的重要角色,其决定因素向来是国内外学者关心的热点话题。已有研究证实,微观层面的风险偏好、财富水平、社会资本、公务员背景、宗教信仰等个体(家庭)特征以及政府管制、人口结构、房价波动、市场准入等宏观经济政策因素对创业活动产生了显著影响(Hurst和Lusardi,2004;马光荣和杨恩艳,2011;荣昭等,2013;阮荣平等,2014;吴晓瑜等,2014;Kerr等,2015;李雪莲等,2015;倪鹏途和陆铭,2016)。值得强调的是,由于伴随创业活动的风险和不确定性,良好的融资条件被学者们视为创业活动得以顺利开展的重要前提。因此,完善的信贷市场和丰富的金融资源有助于缺乏初始资金的创业者获得融资支持,促使其开展创业活动(Klapper等,2008;Kerr和Nanda,2009)。然而,在金融市场不甚完善的中国,融资约束往往成为

收稿日期:2017-08-11

作者简介:李 树(1964-),男,西南政法大学经济学院教授、博士生导师;

于文超(1987-),男,西南政法大学经济学院副教授、经济学博士。

^①资料来源:张维迎,《经济转型需让企业家精神自由》,新浪网, <http://finance.sina.com.cn/zt/china/20150320/082221766524.shtml>。

创业活动的阻碍因素。中国经济趋势研究院、中国社科院数量经济与技术经济研究所 2016 年联合发布的《创业企业调查报告》显示,有 21.3% 的创业者将“资金约束”作为创业时面临的最主要困难,而 47.9% 的创业者将“资金约束”列为创业面临的前三位困难因素。^①尤为重要的是,在城乡二元金融结构下,农村金融机构单一化和垄断化问题较为普遍,农村居民缺乏足够抵押品和有效融资渠道,其面临的融资约束问题更加突出。^②相关经验研究也支持了这一论点,翁辰和张兵(2015)、程郁和罗丹(2009)基于微观调查数据的研究都证实,信贷约束显著抑制了农村家庭创业。

令人欣慰的是,自 2006 年开始的新一轮农村金融改革将放宽金融机构准入条件作为一项重要内容,致力于丰富农村金融服务主体、构建层次多样的金融机构体系。此后,村镇银行、农村资金互助社、小额贷款公司等新型农村金融机构陆续成立,多层次、多样化、适度竞争的农村金融市场初见成效(中国人民银行农村金融服务研究小组,2015)。截至 2015 年底,全国共设立 859 家农村商业银行,71 家农村合作银行,1 373 家农村信用社,1 311 家村镇银行,48 家农村资金互助社,银行业金融机构涉农贷款余额 26.4 万亿元,同比增长 11.7%。^③作为新型农村金融机构主体的村镇银行更是经历了长足发展,到 2016 年末,全国已组建村镇银行 1 519 家,资产规模达到 12 377 亿元,农户及小微企业贷款合计 6 526 亿元。^④

中国农村金融多样性发展产生了何种经济绩效?是否有助于缓解农村居民的融资约束,进而促进其创业活动?这一问题尚缺乏系统严谨的实证评估,而解答这一问题将为评估当前农村金融机构多样性改革的经济效应提供经验证据。我们利用 2012 年中国劳动力动态调查(CLDS2012)数据,刻画村庄层面的金融多样性信息,考察村庄金融多样性对农民创业的具体效应,得到如下主要发现:村庄金融多样性有助于提升农民创业概率。这一基本结论在变换金融多样性指标、控制潜在遗漏因素和考虑变量内生性之后依然成立。同时,非正规金融机构比正规金融机构更能提升农民创业概率。区分创业类型之后发现,村庄金融多样性对“雇主”型创业的促进作用更强,非正规金融机构有助于“自雇”型创业,而正规金融机构有助于“雇主”型创业。

相比已有文献,本文可能的贡献体现在两方面:第一,考察金融发展影响经济增长的微观机制一直是文献关注的热点话题(Wurgler, 2000; Claessens 和 Laeven, 2003; 刘行和叶康涛, 2014),本文从农村居民创业决策的视角拓展了这一领域的研究。本文使用具有全国代表性的大型调查数据(CLDS),构建更加细微(村庄层面)的金融多样性指标,系统考察金融多样性对农民创业影响的作用机制。这为我们深入理解金融发展尤其是金融结构优化影响经济增长的具体机制,提供了来自转型国家的全新微观证据。第二,创业活动对推动农村经济发展和转型具有重要意义,但融资困难是农村创业面临的主要困境之一。本文系统比较了正规金融机构与非正规金融机构对创业活动的影响差异,证实了非正规金融机构在推动农民创业尤其是“自雇”型创业的相对优势。这意味着大力发展农村非正规金融能更有效地促进就业机会不足的弱势群体的创业活动,实现不同群体之间的就业机会公平。上述发现为激发农村地区创业活力提供了政策借鉴,也为我们深入认识新一轮农村金融改革的积极意义提供了理论证据。

本文之后的结构安排如下:第二部分为理论分析与研究假说;第三部分为研究设计,包括数据说明、实证方程设定和变量描述性统计;第四部分为实证结果分析,包括基准回归和一系列稳

①资料来源:新华网, http://news.xinhuanet.com/info/2016-11/01/c_135795917.htm。

②上海财经大学 2016 年度开展的“千村调查”显示,融资难依然是影响农民创业的最重要因素之一。资料来源:中新网, <http://www.chinanews.com/cj/2016/09-21/8010586.shtml>。

③资料来源:中国银行业监督管理委员会 2015 年报, <http://www.cbrc.gov.cn/index.html>。

④资料来源:银监会网站,《村镇银行培育发展十周年》, <http://www.cbrc.gov.cn/index.html>。

健性检验;最后一部分为文章结论。

二、理论分析与研究假设

金融多样性既包括金融机构的多样性,也包含金融产品和服务的多样性,考虑到数据可得性及研究问题的现实需要,本文主要从金融机构多样性发展的视角理解金融多样性。总体而言,金融多样性将对农民创业活动产生如下影响:

第一,金融多样性有助于促进不同金融机构之间的有效竞争。根据产业组织学中的“结构—行为—绩效”(SCP)分析范式,占据市场支配地位的企业容易获得垄断利润,由于正规金融机构在市场中占据支配地位,缺乏足够动力对金融产品和金融服务进行革新,而金融机构多样性发展将减弱现有金融机构的市场支配作用,促使不同金融机构创新金融产品和改善服务质量。例如,新型农村金融机构的建立增加了农村金融市场供给、提高了农村金融市场竞争度,在一定程度上缓解了居民融资约束(黄惠春和褚保全,2011)。金融多样性所引致的金融供给竞争将缓解农民融资约束,促进其创业活动。

第二,金融多样性能通过“信息溢出”效应减少信贷市场的信息不对称。减少借贷双方信息不对称是提升金融市场资金配置效率的有效途径,但正规金融机构的信息传递链条往往较长,信息传递成本往往较高且容易“失真”,这使得正规金融机构不愿意为缺乏抵押品的农户提供贷款;随着农村金融机构多样性水平的提升,将涌现一系列非正规金融机构(如居民合作基金会、农民互助储金会、小额贷款公司等)。相比而言,农村非正规金融机构大多贴近特定人群,信息传递链条较短,能有效收集农户信息,并通过内部监督、声誉担保等机制,降低信息获取成本和监管成本,从而将违约风险较高的农户排除在市场之外(吴烨和余泉生,2015)。由此,多样性的金融机构能满足不同群体的融资需求,通过不同金融机构之间的“信息溢出”降低整个借贷市场的信息不对称,为农民创业提供更多外部融资。一系列实证研究发现,村庄金融机构的丰富和金融环境的完善有助于农户更多参与创业活动(张海洋和袁雁静,2011;张龙耀等,2013;杨军等,2013)。基于此,本文首先提出如下研究假说:

假说1:金融多样性将显著提高农民创业概率。

创业活动可以分为“雇主”型创业和“自雇”型创业(Ardagna和Lusardi,2011)。从创业目的而言,“雇主”型创业大多是为寻求商业机会,而“自雇”型创业更可能是获得就业机会以解决个人生计。从借贷条件上看,“雇主”型创业的规模更大,创业者所经营的企业已经进行了工商登记和纳税;而“自雇”型创业活动属于非正规经济体系,为节省成本往往不进行正规的工商和税务登记(周广肃等,2015)。因此,农民“雇主”型创业对外部融资的需求更高,更容易通过正规渠道从各类金融机构获得贷款;相比之下,农民“自雇”型创业的初始资金“门槛”更低,对外部融资的需求更低。如果村庄金融多样性能显著提高农村居民创业概率,那么,这一效应对农民“雇主”型创业而言更显著。据此,本文提出如下研究假说:

假说2:金融多样性对农民“雇主”型创业的促进效应强于“自雇”型创业。

进一步地,正规金融机构和非正规金融机构的经济效应是否存在差异需要进一步探讨。如前文所言,以农业银行、农村信用社为代表的正规金融机构出于风险控制、业绩导向的考虑,往往对借款者的抵押品有较高要求,缺乏足够抵押品的创业者难以从正规金融机构获得足够融资。比较而言,农村非正规金融机构或者内生于农村经济发展的实际需要(如农民互助储金会),或者由政府主导设立但以增加农村金融供给为目的(如小额贷款公司),这些机构更容易获得创业者的能力、努力程度、品格等“软信息”,在事前信息获取与事后监管上更有优势(张海洋和袁

雁静,2011)。另外,如假说2的理论分析所言,农民“雇主”型创业的规模较大,融资需求更多,有相对规范的工商登记和纳税,能够向正规金融机构提供财务报告等信息;相比之下,农民“自雇”型创业的规模更小,对资金需求更加灵活且多样化,且缺少正规财务报告,对这一群体而言,农村非正规金融机构在产品设计、信息获取、事后监督等方面都具有明显优势。综合上述分析,我们进一步提出两个待检验假说:

假说3:相比于正规金融机构,非正规金融机构对农民创业的促进效应更强。

假说4:正规金融机构更容易促进农民“雇主”型创业,而非正规金融机构更容易促进农民“自雇”型创业。

需要指出的是,本文着眼于识别农村金融多样性与农民创业之间的“因果关系”。从时间顺序上看,个人创业活动可能发生在村庄设立金融机构之前,而如果我们无法识别金融机构设立与个人开展创业活动“孰先孰后”,这可能导致本文实证发现仅是一种“巧合”。我们还需要利用CLDS2012提供的数据,实证检验当前金融多样性对受访农民“未来创业意愿”的影响,从而为识别金融多样性与创业之间的“因果关系”提供进一步佐证。创业意愿是潜在创业者从事创业活动与否的一种主观态度,是潜在创业活动转换为实际创业行为的先决条件,是外部环境和个体禀赋影响创业行为的中介变量,那些创业意愿更高的个人更可能开展实际创业活动(范巍和王重鸣,2006;简丹丹等,2010)。已有文献针对个人创业意愿的决定因素进行了丰富实证研究,而金融发展水平被视为影响创业意愿的重要因素之一。例如,朱红根和康兰媛(2013)的实证研究发现,农村地区良好的金融环境能改善农民的融资可得性,激发其创业意愿;刘宇娜和张秀娥(2013)针对中国六个城市的调查表明,金融支持政策能有效提高新生代农民工的创业意愿。金融多样性提升作为金融发展的重要内容,势必对农民未来创业(尤其是“雇主”型创业)意愿产生显著促进作用。结合假说1、假说2的理论分析,本文提出如下假说:

假说5:金融多样性显著提高农民未来创业意愿,且对“雇主”型创业意愿的效应更强。

三、研究设计

(一)研究样本。本文研究样本来自中山大学社会科学调查中心开展的“2012年中国劳动力动态调查(CLDS2012)”,该调查覆盖中国29个省市(不含西藏和海南)的2282个区县单元,包含劳动力个体、家庭和村居三个层面问卷,内容涉及教育、工作、迁移、经济活动、社会网络、基层组织等方面。调查共获得16263份劳动力个体样本,其中农村样本10462份,占比64.37%。考虑到仅有农村部分问卷调查了新型农村金融机构的相关信息,本文实证研究将基于农村受访者样本展开,由于一些受访者的变量指标(如家庭收入、礼品礼金支出等)存在缺失值,在基准回归中实际用到的样本数是7725。

(二)实证方程。本文通过方程(1)考察村庄金融多样性对农村居民个体创业活动的影响。

$$cy_i = \alpha_0 + \alpha_1 finance_div_i + \beta X_i + \sum \gamma_j Province_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中:方程左边 cy 为被解释变量,表示受访者是否从事创业活动。CLDS将受访者当前从业状态分为雇员、雇主(雇佣1人及以上)、自雇非体力工作者、自雇体力工作者、务农和无工作六类,本文将雇主、自雇非体力工作者和自雇体力工作者三类视为创业活动,变量 cy 赋值为1;将其他三类视为非创业活动,变量 cy 赋值为0。自己做雇主或老板无疑是一种重要的创业行为,而自我雇佣是创业的最初形态,与个人寻求非正式就业机会的动机密切相关,在现有文献中也被视为创业的重要形式之一(Wang, 2012; Li和Wu, 2014; 阮荣平等, 2014; 陈刚, 2015a)。我们进一步将创业活动划分为“雇主”型创业和“自雇”型创业,其中,“自雇”型创业包括“自雇非体力工作者”和

“自雇体力工作者”两类。以 2012 年的 CLDS 数据为例,中国平均创业率最高的三个省份分别是福建(16.74%)、湖北(16.59%)和浙江(14.63%),创业率最低的三个省份依次为广西(1.17%)、重庆(2.00%)和湖南(2.20%)(详见图 1)。这初步表明,东部发达省份农村地区的创业活力显著高于中西部省份,这可能与东部地区市场化水平更高、制度环境更完善和创业氛围更浓厚有关。

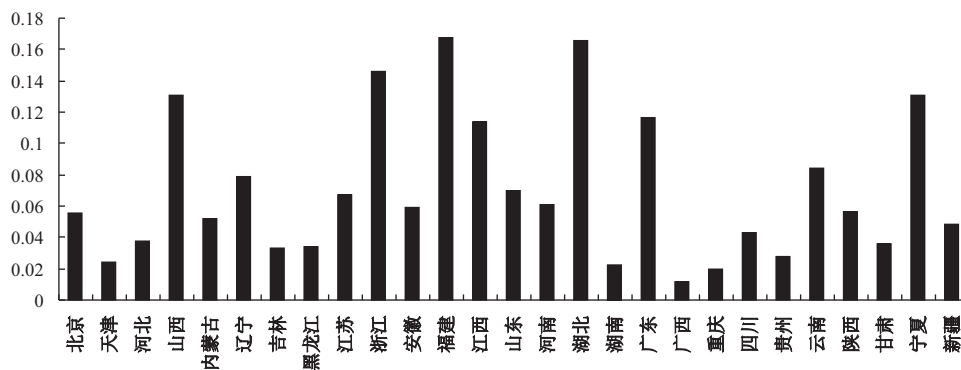


图 1 中国各省份平均创业率: 基于 CLDS2012 数据

方程右侧 *finance_div* 为关键解释变量,代表受访者所在村庄的金融多样性。具体定义为,当村庄没有金融机构时,*finance_div* 赋值为 0;当村庄仅有农村信用社时,*finance_div* 赋值为 1;当村庄不仅有农村信用社,还包含其他类型金融机构(如居民合作基金会、农民互助储金会、小额贷款公司)时,*finance_div* 赋值为 2。

控制变量 *X* 代表影响受访者创业决策的相关因素,参照陈刚(2015a)、尹志超等(2015)的研究,我们加入个人和家庭两个层面的因素。其中,个人层面因素包括:社会网络 *social*, 本文使用与受访者关系密切、并能帮助受访者的朋友/熟人的人数衡量。^①丰富的社会网络能为个人创业活动提供更多信息和资源支持,并提升个人风险承担能力,进而提升个人创业概率(Yueh, 2009)。受访者是否为男性 *male*, 其中,男性赋值为 1, 女性赋值为 0。是否中共党员 *party*, 若受访者是中共党员 *party* 赋值为 1, 否则 *party* 赋值为 0。受访者周岁年龄 *age* 及其平方 *age_squ*。受教育水平 *education*,^②受教育年限越长意味着人力资本水平越高,个人在劳动力市场上更有竞争,从事创业活动的动机越弱;但同时受教育水平越高的人其社会资本更丰富,面临的创业约束也越弱,越容易开展创业活动。是否有宗教信仰 *religion*, 当受访者有宗教信仰时赋值为 1, 反之赋值为 0。宗教信仰能通过改变创业偏好、拓展社会资本等途径影响个人创业决策(阮荣平等, 2014)。自评健康水平 *health*,^③我们将其作为受访者健康人力资本水平的代理变量,较高的健康人力资本水平有助于个人在就业市场上获得更满意的工作,进而削弱了个人创业的动机。是否有新农合保险 *insurance*, 当个人拥有新农合保险时, *insurance* 赋值为 1; 反之赋值为 0。社会保险能够缓解创业活动失败给收入带来的负面冲击,提高个人风险承担能力和创业动机(陈怡安和陈刚, 2015)。

① 问卷调查了受访者“在本地,您有多少关系密切,可以得到他们支持和帮助的朋友或熟人?”,我们根据选项:“一个也没有”、“1-5个”、“6-10个”、“11-15个”、“16个或16个以上”依次将变量 *social* 赋值为 1、2、3、4 和 5, 数值越大代表受访者社会网络水平越高。

② 我们根据受访者受教育情况“未接受正式教育”、“小学”、“初中”、“高中”、“职高/技校”、“中专”、“大专”和“本科”,将变量 *education* 依次赋值为 0、6、9、12、12、13、15 和 16。

③ 问卷调查了受访者“您认为自己现在的健康状况如何?”,对应选项为“非常健康”、“健康”、“一般”、“比较不健康”和“非常不健康”,我们将变量 *health* 依次赋值为 5、4、3、2 和 1, 数值越大代表受访者自评健康水平越低。

家庭层面的控制因素包括:受访者父亲是否党员 $party_fa$,^①当受访者父亲为中共党员时, $party_fa$ 赋值为 1; 否则赋值为 0。对农村受访者而言,父辈政治身份能有效反映父辈社会网络,进而影响农民创业决策。家庭礼品和礼金支出的自然对数 $\ln familygift$, 家庭礼品和礼金支出是测度家庭社会资本的重要维度,拥有丰富的社会资本除了能帮助农户获得更多民间借贷外(马光荣和杨恩艳, 2011),还能使农户获得更多创业信息和机会,提升其风险承担能力,进而促进农户创业。家庭是否向亲戚朋友借款 $familyloan$, 当受访家庭向亲戚朋友借款时, $familyloan$ 赋值为 1; 否则 $familyloan$ 赋值为 0。亲戚朋友之间的民间借贷能有效缓解农户融资约束,促进农户创业(李雯和张兵, 2016)。家庭身体不好成员数量 $familyunheal$,^②家庭身体不好成员越多,会增加家庭生活负担,挤占家庭较多照料时间和精力,也会降低家庭成员风险承担能力。家庭规模 $familynum$, 家庭规模越大,个人创业活动中能够获得的资源和支持也越多,但家庭成员需要承担的家庭抚养责任越重,规避风险的动机更强(翁辰和张兵, 2015)。家庭收入水平用家庭在接受访问前一年的总收入(单位为万元)的自然对数 $\ln familyinc$ 表示。同时,我们还加入村庄人均私营企业数 $private$, 私营企业越多的地方往往商业氛围比较浓厚,有利于开展创业活动。此外,我们还在方程中加入省份虚拟变量 $Province$ 以控制地区资源禀赋和文化观念差异对创业的影响。

表 1 给出了主要变量的描述性统计。不难发现,变量 cy 均值为 0.080,说明农村受访者创业比例为 8.0%。变量 $finance_div$ 离散系数为 1.666,这表示不同村庄金融多样性存在显著差异。变量 $male$ 、 $party$ 、 $religion$ 和 $insurance$ 均值依次为 0.486、0.054、0.169 和 0.868,说明 48.6% 的受访者为男性、5.4% 左右的受访者为中共党员、16.9% 的受访者有宗教信仰和 86.8% 的受访者参加新农合。变量 $education$ 均值为 5.595,说明农村受访者平均受教育年限约为 5.6 年; $health$ 均值为 3.510,可见受访者的自评健康水平介于“健康”与“一般”之间。同时, $familyloan$ 均值为 0.361,这

表 1 描述性统计

变量	变量中文名	平均值	标准差	最小值	最大值
cy	是否创业	0.080	0.272	0.000	1.000
$finance_div$	金融多样性	0.314	0.523	0.000	2.000
$social$	社会网络	2.769	1.354	1.000	5.000
$male$	是否男性	0.486	0.500	0.000	1.000
$party$	是否中共党员	0.054	0.227	0.000	1.000
age	年龄	43.212	14.417	15.000	85.000
$education$	受教育年限	5.595	4.481	0.000	16.000
$religion$	是否有宗教信仰	0.169	0.375	0.000	1.000
$health$	自评健康水平	3.510	1.004	1.000	5.000
$insurance$	是否参加新农合	0.868	0.338	0.000	1.000
$party_fa$	父亲是否党员	0.126	0.332	0.000	1.000
$\ln familygift$	家庭礼金礼品支出	5.773	3.358	0.000	11.513
$familyloan$	是否向亲戚朋友借款	0.361	0.480	0.000	1.000
$familyunheal$	家中身体不好成员数量	1.351	1.372	0.000	10.000
$familynum$	家庭规模	3.646	1.522	1.000	13.000
$\ln familyinc$	家庭收入	9.767	1.590	0.000	14.914
$private$	村庄人均私营企业数	0.003	0.010	0.000	0.097

①需要说明的是,每个受访家庭仅有回答家庭问卷的受访者被询问了父亲党员身份信息,因此我们将 $party_fa$ 视为家庭层面变量。

②问卷调查了每位家庭成员的健康状况,我们将回答“一般”、“有慢性病”、“有传染病”和“有精神问题”等情形视为身体状况不好。

意味着向亲戚朋友借款的家庭占比 36.1%，表示民间借贷现象较为普遍；*familynum* 均值为 3.646，这说明样本家庭平均规模为 3.6 人，接近“四口之家”；*private* 离散系数为 3.333，表示不同村庄的商业氛围存在明显差异。

四、实证结果分析

(一)金融多样性与创业：基准回归。本文首先着眼于实证考察村庄金融多样性对农民创业的影响，考虑到模型(1)中被解释变量为 0-1 虚拟变量，本文主要关注 *Probit* 概率选择模型回归结果，并使用 *OLS* 回归结果展开稳健性检验。由于家庭层面变量存在一定缺失值，我们首先关注不控制家庭层面变量情况下的回归结果。表 2 前三列结果表明，无论是 *OLS* 估计还是 *Probit* 模型估计，结果都表明变量 *finance_div* 的系数在 1% 水平上显著为正，初步证据表明金融多样性将显著促进农民创业活动，即假说 1 成立。这一结论源于金融多样性促进了不同金融机构之间的竞争，减少了借贷双方的信息不对称，这有助于改善外部融资环境，促进农民创业。表 2 后三列报告了加入家庭层面变量之后的回归结果，尽管这样会损失一部分样本，但 *finance_div* 系数依然显著为正，表明金融多样性依然会促进农民创业。为准确理解估计结果的经济学涵义，本文将关注表 2 第(6)列所报告 *Probit* 模型估计的各解释变量的边际效应。可以看出，在控制相关因素的情况下，村庄金融多样性每增加一个标准差(0.523)，农民创业概率将提高 0.8 个百分点左右。

继续关注表 2 第(6)列各控制变量系数。平均而言，男性创业概率比女性高出 6.56%。中共党员身份会使个人创业概率下降 3.70%，这是因为党员身份帮助个人在就业市场上获得满意稳定的工作，削弱了其开展创业活动的动机。从长期趋势看，年龄 *age* 对创业概率具有显著的倒 U 形影响，即个人创业概率随着年龄增长而先上升后下降。受教育年限 *education* 对创业概率有显著正向影响，可能原因是，在农村受访者中最高学历为本科，而有大量受访者未接受过正规教育，相对而言，较高的受教育水平能拓展个人社会网络与知识视野，使个人具备开展创业活动所必需的“企业家才能”(Paulson 和 Townsend, 2004)，从而缓解个人面临的创业约束。健康水平 *health* 对农民创业概率有显著正向影响。变量 *insurance* 系数显著为正，说明加入新型农村合作医疗显著提高了个人创业概率，这是因为社会保险有助于增加个人风险承担能力和创业意愿。

家庭层面因素中，家庭身体不好成员数量 *familyunheal* 对农民创业概率有显著负向影响，这与前述理论分析一致。家庭收入水平 *lnfamilyinc* 对个人创业概率有显著正向影响，这比较符合我们的直觉，较高收入能缓解个人创业活动可能面临的融资约束。家庭规模 *familynum* 对创业的影响为正但不显著，家庭规模越大，个人开展创业所获得的资源和支持越多，但同时家庭成员需要承担更重的家庭抚养责任，更规避创业带来的风险，这两种效应相互抵消导致家庭规模的影响不显著。另外，父辈党员身份、礼品礼金支出、民间借贷状况等因素并未显著影响农民创业概率，一个可能的解释在于，本文关注的是农民个体层面创业信息，在控制个体层面因素的情况下，家庭层面因素的解释力将明显削弱，尽管如此，控制家庭层面信息有助于克服遗漏变量带来的回归偏误。值得注意的是，变量 *private* 系数显著为正，这证实了当地商业氛围越浓厚、农民创业可能性越大的事实，这与尹志超等(2015)发现相一致。^①

^①需要说明的是，在人口流动背景下，调查对象创业活动获得的金融支持不一定来自常住村庄金融机构。我们根据问卷设计，将研究样本限定为“户口在本县，且没有离开户口所在地半年及以上”的受访者，相比而言，这部分受访者的创业金融支持更可能来自本村金融机构。重复表 2 回归过程，村庄金融多样性依然显著促进农民创业。同时，本文还使用县区虚拟变量替换省份虚拟变量，重复表 2 实证过程，村庄金融多样性依然显著促进农民创业。在此基础上，我们还比较了金融多样性对创业的影响在东部、中西部之间的差异。本文将北京、上海、天津、河北、辽宁、江苏、浙江、福建、广东、海南和山东视为东部地区，将其他省份视为中西部地区。重复表 2 实证过程发现，无论是东部地区还是中西部地区，金融多样性都有助于促进农民创业。感谢审稿人提出的宝贵意见。

表 2 金融多样性与创业:基准回归

解释变量	(1)OLS	(2)Probit偏回归	(3)Probit边际	(4)OLS	(5)Probit偏回归	(6)Probit边际
<i>finance_div</i>	0.0199*** (0.0062)	0.1464*** (0.0407)	0.0182*** (0.0051)	0.0185*** (0.0071)	0.1138** (0.0464)	0.0148** (0.0060)
<i>social</i>	0.0041** (0.0019)	0.0339** (0.0151)	0.0042** (0.0019)	0.0026 (0.0023)	0.0170 (0.0175)	0.0022 (0.0023)
<i>male</i>	0.0601*** (0.0054)	0.4724*** (0.0428)	0.0586*** (0.0053)	0.0663*** (0.0065)	0.5060*** (0.0486)	0.0656*** (0.0063)
<i>party</i>	-0.0311** (0.0126)	-0.2157** (0.0959)	-0.0268** (0.0119)	-0.0414*** (0.0138)	-0.2851*** (0.1073)	-0.0370*** (0.0139)
<i>age</i>	0.0125*** (0.0008)	0.1319*** (0.0118)	0.0164*** (0.0015)	0.0120*** (0.0010)	0.1201*** (0.0132)	0.0156*** (0.0017)
<i>age_squ</i>	-0.0001*** (0.0000)	-0.0016*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0014*** (0.0002)	-0.0002*** (0.0000)
<i>education</i>	0.0027*** (0.0007)	0.0227*** (0.0054)	0.0028*** (0.0007)	0.0018** (0.0009)	0.0115* (0.0061)	0.0015* (0.0008)
<i>religion</i>	0.0174** (0.0086)	0.1398** (0.0622)	0.0174** (0.0077)	0.0135 (0.0099)	0.1010 (0.0711)	0.0131 (0.0092)
<i>health</i>	0.0132*** (0.0027)	0.1089*** (0.0223)	0.0135*** (0.0028)	0.0072** (0.0033)	0.0536** (0.0263)	0.0070** (0.0034)
<i>insurance</i>	0.0240*** (0.0078)	0.1904*** (0.0662)	0.0236*** (0.0082)	0.0216** (0.0092)	0.1499** (0.0730)	0.0194** (0.0094)
<i>party_fa</i>				-0.0009 (0.0092)	-0.0181 (0.0692)	-0.0023 (0.0090)
<i>lnfamilygift</i>				-0.0001 (0.0010)	-0.0043 (0.0073)	-0.0006 (0.0010)
<i>familyloan</i>				-0.0028 (0.0064)	0.0075 (0.0488)	0.0010 (0.0063)
<i>familyunheal</i>				-0.0071*** (0.0025)	-0.0443** (0.0207)	-0.0058** (0.0027)
<i>familynum</i>				0.0054** (0.0024)	0.0250 (0.0170)	0.0032 (0.0022)
<i>lnfamilyinc</i>				0.0120*** (0.0015)	0.1877*** (0.0403)	0.0244*** (0.0052)
<i>private</i>	1.7315*** (0.4643)	5.3354*** (1.7376)	0.6624*** (0.2156)	1.6086*** (0.5561)	4.1688** (2.0426)	0.5409** (0.2650)
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.3601*** (0.0366)	-5.7608*** (0.4273)		-0.4504*** (0.0564)	-7.1030*** (0.6798)	
$R^2/Pseudo R^2$	0.0695	0.1372	0.1372	0.0728	0.1435	0.1435
<i>N</i>	10 200	10 200	10 200	7 725	7 725	7 725

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;小括号中给出了稳健标准误。下表同。

(二)金融多样性与创业:变换金融多样性赋值。上述分析初步证实,金融多样性显著提高了农民创业的可能性,本文将通过变换关键解释变量,以检验结论的稳健性。我们按照如下标准重新定义金融多样性:当村庄内没有金融机构时,金融多样性指标赋值为0;当村庄仅有农村信用

社时,金融多样性指标赋值为 1;当村庄有农村信用社,同时还有民间金融组织和小额贷款公司两者中的一类金融机构时,金融多样性指标赋值为 2;当村庄同时有农村信用社、民间金融组织和小额贷款公司时,金融多样性指标赋值为 3。本文重新估计新构建的金融多样性指标对农民创业的影响,结果汇报在表 3 第(1)列,变量 *finance_div* 系数为正且 *P* 值为 0.104,接近传统意义上 10% 的显著性水平,前述结论依然稳健。^①

表 3 金融多样性与创业:加入村庄特征变量 (Probit 边际)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>finance_div</i>	0.0089(0.0055)	0.0133*(0.0070)	0.0149**(0.0061)	0.0136*(0.0070)
<i>nonagri</i>		-0.0074(0.0084)		-0.0071(0.0085)
<i>incomeper</i>		0.0032(0.0064)		0.0017(0.0069)
<i>landper</i>		-0.0016(0.0011)		-0.0015(0.0011)
<i>assco</i>			0.0126(0.0116)	0.0109(0.0125)
<i>coope</i>			-0.0052(0.0088)	-0.0044(0.0092)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.1427	0.1425	0.1438	0.1427
<i>N</i>	7 725	7 394	7 725	7 394

(三)金融多样性与创业:加入村庄特征变量。前述分析可能忽视了某些村庄层面因素对农民创业活动的影响。例如,那些拥有非农产业、人均收入水平较高的村庄,往往拥有相对活跃的市场经济,能为开展各类创业活动提供良好的市场机会。同时,人均农业用地面积越大越便于农户扩大农业经营规模,开展农业创业,但也挤占了农民投入到非农创业活动中的时间和精力。根据上述分析,我们定义如下三个变量:村庄是否有非农经济 *nonagri*、户籍人口人均年收入 *incomeper* 和人均农业用地面积 *landper*,其中:*nonagri* 为 0-1 虚拟变量,当本村有非农经济时赋值为 1,否则赋值为 0。在加入上述三类因素基础上,我们重新估计方程(1)。表 3 第(2)列结果显示,金融多样性依然有助于促进创业,前述结论依然稳健。同时,村庄非农经济、人均收入水平和人均农业用地面积等因素并未显著影响农民创业决策。

同时,问卷还调查了村庄内是否有专业协会和专业合作社等经济组织。这两类经济组织不仅为民间金融机构的设立提供了组织载体,而且通过“信息传递”和“风险分担”等可能途径影响个人创业活动。基于此,本文构建两个 0-1 虚拟变量 *assco*(当本村有专业协会时取值为 1,否则取值为 0)、*coope*(当本村有专业合作社时取值为 1,否则取值为 0)加入方程(1)并重新展开估计,表 3 第(3)列报告了对应结果。可以看出,金融多样性依然会显著促进创业活动,而是否设立专业协会和专业合作社则对创业无显著影响。这意味着,融资约束是农民开展创业活动面临的主要障碍之一,金融多样性能通过改善融资约束促进居民创业,而专业协会和专业合作社产生的“信息传递”和“风险分担”等效应并未显著影响创业。最后,我们将上述 5 个变量同时加入方程(1)展开回归,表 3 第(4)列结果说明,金融多样性依然显著促进农民创业。

^①为避免指标赋值主观性带来的回归偏误,我们还按照如下原则重新赋值金融多样性指标:第一,当村庄没有金融机构、仅有农村信用社、同时有农村信用社和其他金融机构时,*finance_div1* 依次赋值为 0、1、1.5;第二,当村庄没有金融机构、仅有农村信用社、同时有农村信用社和其他金融机构时,*finance_div2* 依次赋值为 0、1、2.5。利用两种赋值方法得到新的金融多样性指标 *finance_div1*、*finance_div2*,重新估计方程(1),结果表明村庄金融多样性依然能显著促进农民创业。

(四)金融多样性与创业:考虑变量内生性。尽管前文进行了变换关键指标、加入村庄特征变量等稳健性检验,但研究结论依然可能受到变量内生性的困扰。活跃的创业活动可能对设立多样性的金融机构产生较高需求,这会导致金融多样性与农民创业决策之间的“逆向因果”。另外,方程无法有效控制同时影响金融多样性和创业活动的关键变量。上述两种情况将导致金融多样性是方程(1)的内生变量,进而导致回归结果有偏且非一致。为了缓解方程估计中的内生性偏误,我们需要寻找与金融多样性显著相关,而与农民创业决策无关的变量作为工具变量。

众所周知,金融集聚是金融业纵深发展中的重要现象。金融集聚不仅帮助金融机构获得专业劳动力和便利的中介服务,更能使金融机构有效接受、甄别和利用外部信息,缓解因金融机构和客户之间的“信息不对称”而导致的经营风险(任英华等,2010;李伟军,2011)。这意味着,集聚经济本身具有自我强化功能,因为集聚效应一旦形成,当地设立的新金融机构将可能从中获得信息与知识溢出、劳动力匹配和共享的收益,进而促使更多金融机构的进入。可见,村庄周围的金融机构分布越密集,越能为本村设立和发展各类金融机构提供良好的外部环境。同时,已有文献在考察金融发展对创业的影响时,往往使用前置若干年度的金融发展指标作为工具变量并展开2SLS估计(Patti和Dell’Ariccia,2004;陈刚,2015b)。这一处理的假设是,一个地区以往的金融发展水平将通过影响当前金融发展而间接影响当前创业活动,而不会直接影响当前创业活动。借鉴上述有效思路并结合样本数据的可得性,本文使用“1978年及以前村庄外(步行约30分钟的路程)设立的信用社、农业银行和邮政储蓄三类金融机构数量”作为村庄金融多样性的工具变量 $finannum$ 。这是因为历史上村庄周围金融机构越密集,由于金融集聚效应的存在和金融机构的沿革,村庄当前金融多样性水平可能更高;同时,改革开放之前的村庄外金融机构设立情况具有较强的外生性,不会直接影响我们考察期内(2011年)的创业活动。

为了检验前述工具变量的有效性,我们首先使用金融多样性对工具变量和其他控制变量进行第一阶段的OLS回归。表4第(1)列报告的2SLS第一阶段回归结果表明,工具变量系数通过了1%的显著性检验。同时,弱工具变量检验Cragg-Donald Wald F统计量也达到952.693,明显超过16.38的临界值,这说明变量 $finannum$ 并不是金融多样性的弱工具变量。表4第(2)列结果显示,变量 $finance_div$ 系数为正且在1%水平上显著,说明金融多样性有助于提升农民创业概率,前述结论依然成立。同时,我们还针对方程(1)展开IV Probit估计,表4第(3)列结果显示,变量 $finance_div$ 系数依然显著为正,且相比于表2第(6)列的Probit估计,其系数值有所提高。综上所述,即使考虑了金融多样性可能存在的内生性问题,金融多样性依然有助于促进农民创业。

表4 金融多样性与创业:考虑变量内生性

解释变量	(1)	(2)	(3)
	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	IV Probit 边际
$finance_div$		0.0652*** (0.0214)	0.0612*** (0.0176)
$finannum$	0.2237*** (0.0083)		
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes
$R^2/Pseudo R^2$	0.3063	0.0665	
DWH检验P值		0.0107	
Wald检验P值			0.0038
N	7 725	7 725	7 725

注: DWH(Durbin-Wu-Hausman)检验、Wald检验分别给出了2SLS回归、IV Probit回归的外生性检验P值,其原假设为金融多样性 $finance_div$ 是外生的。

(五)金融多样性与不同类型的创业。我们将创业活动区分为“雇主”型创业和“自雇”型创业,并考察金融多样性对这两类创业的影响是否存在差异,因为理论上,“雇主”型创业需要更高的资金门槛和融资规模,而“自雇”型创业的资金门槛更低,其资金需求更少。表 5 第(1)、(2)列的 *Probit* 估计结果表明,金融多样性显著促进“雇主”型创业,但对“自雇”型创业无显著影响,这证明假说 2 成立。同时,男性的创业概率更高,年龄对创业概率存在倒 U 形影响,而家庭身体不好成员数量抑制了创业活动开展,家庭收入对个人创业概率有显著正向影响,这些与使用全样本时的发现一致。值得注意的是,社会网络、宗教信仰、健康状况和从亲戚朋友处获得借款都能显著促进“雇主”型创业,而对“自雇”型创业无显著影响。可能的原因是,相比于“自雇”型创业,开展“雇主”型创业在市场信息、资金、人脉和创业者素质等方面有更高“门槛”,而丰富的社会网络、拥有宗教信仰、较高健康水平和更多民间融资往往能帮助个人克服上述门槛开展“雇主”型创业活动。另外,新农合保险能显著促进“自雇”型创业,而对“雇主”型创业无显著影响。这说明参加新农合更有效促进了就业机会不足的弱势群体的创业活动,健全新农合体系有助于平衡各群体间的就业机会。^①

表 5 金融多样性与不同类型创业

解释变量	(1) <i>Probit</i> 边际	(2) <i>Probit</i> 边际	(3) <i>OLS</i>	(4) <i>OLS</i>
	雇主	自雇	雇主	自雇
<i>finance_div</i>	0.0096*** (0.0033)	0.0076 (0.0053)	0.0095** (0.0040)	0.0089 (0.0062)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>			-0.1522*** (0.0500)	-0.2982*** (0.0314)
$R^2/Pseudo R^2$	0.2417	0.1076	0.0439	0.0453
<i>N</i>	7 268	7 647	7 725	7 725

由于“雇主”型创业对其他变量展开 *Probit* 模型回归会损失部分样本,我们重新利用“雇主”型创业和“自雇”型创业对其影响因素展开 *OLS* 回归,结果列示在表 5 第(3)、(4)列。可以看出,金融多样性依然显著促进“雇主”型创业,而对“自雇”型创业无显著影响。

(六)不同类型金融机构与创业。前文构建村庄金融多样性指标并考察其对农民创业的影响,为进一步克服变量赋值主观性带来的估计偏误,这里本文使用虚拟变量描述金融多样性。我们将农村信用社、农业银行和邮储银行视为正规金融机构,将居民合作基金会、农民互助储金会和小额贷款公司等归为非正规金融机构,这有助于我们比较这两类金融机构对农民创业的影响是否存在系统差异。本文构造两个 0-1 虚拟变量 *formal* 和 *informal*,以分别表示本村是否有正规金融机构和非正规金融机构。考虑到村庄附近的正规金融机构也能为本村居民提供较便利的金融服务,当本村有农信社或村外一定范围内有信用社、农业银行和邮政储蓄中的任一机构时,*formal* 赋值为 1,否则 *formal* 赋值为 0。另外,当本村有居民合作基金会、农民互助储金会和小额贷款公司等任一机构时,*informal* 赋值为 1,否则 *informal* 赋值为 0。

表 6 报告了两类金融机构影响创业的 *Probit* 模型估计结果。第(1)、(2)列结果表明,变量 *informal* 系数值和显著性都明显大于变量 *formal*,这意味着,非正规金融机构对农民创业的边际影响都明显强于正规金融机构,这证实了假说 3。考虑到农民会同时参与正规金融与非正规金融,为准确比较正规金融机构与非正规机构边际影响的差异,我们将变量 *formal* 和 *informal* 同时

^①为节约文章篇幅,表 5 未报告控制变量的估计系数,感兴趣的读者可以向作者索取。

加入方程(1)展开估计。表6第(3)列结果表明,非正规金融机构系数值和显著性都明显大于正规金融机构。上述发现可能的解释在于,在农村金融市场不甚完善的背景下,正规金融机构在抵押品和信誉担保方面对借款人有严格要求,这容易将一些缺乏足够抵押品的潜在创业者排除在正规市场之外,而非正规金融机构能凭借信息获取成本和监督成本上的优势,为这一部分人提供融资支持,进而弥补正规金融市场的缺陷,由此导致非正规金融机构对农民创业产生更明显的促进作用。

表6 两类金融机构与创业(Probit 边际)

	(1)	(2)	(3)
<i>formal</i>	0.0124*(0.0064)		0.0095(0.0065)
<i>informal</i>		0.0316*** (0.0113)	0.0285** (0.0115)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.1430	0.1438	0.1443
N	7 725	7 725	7 725

进一步地,本文比较正规金融机构和非正规金融机构对“雇主”型创业和“自雇”型创业的影响差异。表7报告的Probit 边际效应显示,无论是分别加入还是同时加入变量*formal*和*informal*,正规金融机构都能显著促进“雇主”型创业,但对“自雇”型创业无显著影响;而非正规金融机构能显著促进“自雇”型创业,对“雇主”型创业无显著影响,这说明假说4成立。背后的原因在于,“雇主”型创业者资金需求更多,能通过正式财务报告从正规金融机构获得贷款;而“自雇”型创业者资金需求更加灵活、多元化,且缺乏正式财务报告,非正规金融机构对此更有优势。这与表6的发现是相契合的,由于非正规金融机构显著促进了“自雇”型创业,而在我们的研究样本中,“自雇”型创业(5.9%)比重远大于“雇主”型创业(2.1%),这导致总体上而言,非正规金融机构(比正规金融机构)更能促进农民创业(假说3)。

表7 两类金融机构与不同类型创业(Probit 边际)

	(1)雇主	(2)雇主	(3)雇主	(4)自雇	(5)自雇	(6)自雇
<i>formal</i>	0.0071** (0.0036)		0.0075** (0.0035)	0.0073 (0.0056)		0.0039 (0.0057)
<i>informal</i>		-0.0026 (0.0071)	-0.0045 (0.0070)		0.0323*** (0.0096)	0.0309*** (0.0098)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.2387	0.2365	0.2389	0.1075	0.1100	0.1101
N	7 268	7 268	7 268	7 647	7 647	7 647

需要说明的是,农民之间依靠社会网络所组织的民间融资也是农村非正规金融的重要内容,但前文构建的非正规金融机构指标并未体现民间融资的影响,因此,本文尝试将民间融资因素纳入非正规金融指标之中。由于CLDS2012仅提供了村庄层面的非正规金融机构和家庭层面的民间融资数据,而同时利用不同层面数据构建指标可能引发明显的实证偏误。借鉴已有研究并结合样本数据的可得性,我们利用“村庄层面是否有宗祠、祠堂”刻画村民之间形成的社会网络,进而描述社会网络带来的民间融资水平。这是因为,中国农村许多社会交往活动都是以血缘和宗族关系为纽带展开的,宗族网络被视为中国农村最重要和稳定的社会网络之一,宗族网络所具备的“普遍互惠”特性和信用担保机制将显著提升农民获得民间融资的概率和额度(马光荣和杨恩艳,2011;郭云南等,2013;林建浩等,2016)。我们根据上述分析构建新的非正规金融指标

informal_app: 当时受访村庄有居民合作基金会、农民互助储金会和小额贷款公司等任一机构或有宗祠、祠堂时, 变量 *informal_app* 赋值为 1; 否则, 变量 *informal_app* 赋值为 0。本文利用新指标 *informal_app* 代替原有非正规金融指标 *informal*, 并重复表 6、表 7 的实证估计, 所得结论未发生实质性改变, 即非正规金融比正规金融更能从整体上促进农民创业; 正规金融机构更有助于“雇主”型创业, 比较之下, 非正规金融机构对“自雇”型创业的影响更明显。

(七) 金融多样性与创业意愿。上述实证结果证实, 金融多样性有助于促进农民创业, 且这一影响更多体现在“雇主”型创业上。正如前文理论分析所示, 较强的创业意愿是潜在创业者开展实际创业活动的重要前提, 也是金融多样性影响农民实际创业活动的中介因素。因此, 我们继续利用 CLDS2012 提供的创业意愿数据, 检验金融多样性对农民创业意愿的影响。CLDS 调查了受访者“未来 2 年内的工作打算”, 从时间顺序上看, 受访者未来创业打算不会直接影响一个村庄当前的金融多样性水平。因此, 如果我们能进一步确认那些金融多样性水平更高的村庄, 其居民未来 2 年创业意愿更高, 无疑将印证“金融多样性促进农民创业”这一结论的稳健性。

我们首先构造 0-1 虚拟变量 *cy_pro* 以刻画受访者在未来 2 年内是否存在创业意愿。我们利用两个问题对 *cy_pro* 赋值: 首先询问受访者“您未来 2 年内有何打算(问题 I7.12)”, 当受访者选择“找一份新工作/创业”时, 问卷会接着询问受访者“您打算做一份什么样的新工作(问题 I7.13)”, 如果受访者进一步选择“私营企业主”或“个体户主”时, 变量 *cy_pro* 赋值 1, 否则 *cy_pro* 赋值 0。考虑到问卷将受访者当前从业状态分为雇员、雇主、自雇非体力工作者、自雇体力工作者、务农和无工作六类。对当前正从事创业活动(雇主、自雇非体力工作者和自雇体力工作者)的受访者而言, 在未来打算“继续目前工作”或“维持原状”意味着受访者未来会继续从事创业活动。因此, 当受访者当前从业状态为雇主、自雇非体力工作者或自雇体力工作者且回答“您未来 2 年内有何打算”这一问题时选择“继续目前工作/上学”、“没考虑过/维持原状”, 我们也将该受访者视为有创业打算, 并将 *cy_pro* 赋值 1。变量 *cy_pro* 具体赋值原则如表 8 所示。

表 8 创业意愿 *cy_pro* 赋值原则

问题	“您未来2年内有何打算?”				
选项	“找一份新工作/创业”	“继续目前工作/上学”、“没考虑过/维持原状”		其他	
问题	“您打算做一份什么样的新工作?”		“受访者当前从业状态”		
选项	“私营企业主”、“个体户主”	其他	“雇主”、“自雇非体力工作者”、“自雇体力工作者”	“雇员”、“务农”、“无工作”	<i>cy_pro</i> =0
	<i>cy_pro</i> =1	<i>cy_pro</i> =0	<i>cy_pro</i> =1	<i>cy_pro</i> =0	

本文进一步以变量 *cy_pro* 作为方程(1)的被解释变量重复前文实证过程, 对应的 Probit 模型边际效应结果列示在表 9 中。村庄金融多样性对农民创业意愿有正向影响但不显著, 金融多样性显著促进“雇主”型创业, 这部分证实了假说 5。

表 9 金融多样性与创业意愿 (Probit 边际)

	(1)	(2)	(3)
解释变量	全样本	雇主	自雇
<i>finance_div</i>	0.0067(0.0077)	0.0072*(0.0042)	0.0001(0.0070)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.1301	0.1464	0.1011
N	7 726	7 694	7 726

五、结论、启示和展望

中国农村经济发展实践表明,农民创业对增加非农就业、提升农户收入和减少城乡发展差距有重要意义,然而在城乡二元金融结构下,农民创业面临着严重的融资约束障碍。因此,推动农村金融多样性发展,对激发农村地区创业活力具有重要意义。本文基于2012年中国劳动力动态调查数据,利用村庄层面的金融机构信息,系统评估了金融多样性对农民创业的影响,研究结论梳理如表10所示。概言之,农村金融多样性显著提高了农民创业概率,且更有助于促进“雇主”型创业。这表明当前的农村金融机构多元化改革有助于改善农村融资环境,激发农村地区创业的活力。本文还发现,非正规金融机构比正规金融机构更能促进农民创业,且非正规金融机构有助于“自雇”型创业,正规金融机构有助于“雇主”型创业。可见,正规金融机构更“趋富”,而非正规金融机构更“亲贫”,农村金融机构多样性的优势在于较好满足不同类型创业者的融资需求。

表 10 研究结论梳理

	总体创业	“雇主”型创业	“自雇”型创业	“雇主”型创业意愿	“自雇”型创业意愿
金融多样性	正向	正向	无	正向	无
正规金融机构	无	正向	无	-	-
非正规金融机构	正向	无	正向	-	-

自党的十八大以来,推动“形成大众创业、万众创新的生动局面”成为中国政府重要的施政目标之一,而探寻激发创业活力的有效路径成为决策者和理论界关心的热点话题。本文结论显示,对金融供给不足的农村地区而言,推进金融机构多样性发展,丰富农村金融服务主体无疑有助于缓解潜在创业者的融资约束,促使其更多参与到创业活动中去。这一点与中央政府陆续出台的《国务院办公厅关于金融服务“三农”发展的若干意见》(以下简称《意见》)^①和《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》(以下简称《规划》)^②等文件精神密切相关,《意见》和《规划》明确提出要“丰富农村金融服务主体”和“提升‘三农’金融服务水平”。因此,在未来的农村金融改革中,政府应进一步降低市场准入门槛,着眼于健全多层次、多样化、全覆盖的金融服务体系,为农村经济健康、可持续发展提供金融支持和制度保障。

值得注意的是,本文不可避免地存在局限和亟待完善之处:第一,本文仅使用农村金融机构数量信息衡量金融多样性,忽视不同机构在经营效率和产品服务上的差异,尝试完善金融多样性指标有助于得到更稳健、更丰富的结论。第二,由于数据等方面的限制,未能探讨金融多样性对农民自身融资可得性和融资成本的影响,而完善这一点将有助于识别金融多样性影响农民创业的机制。第三,农村金融多样性不仅会影响农民创业行为,其带来的融资便利性也可能影响农村家庭消费、储蓄和资产配置等方面,深入理解农村家庭的消费、储蓄和资产配置等行为是宏观经济政策制定的重要前提,具有理论和实践上的重要价值。

*衷心感谢中山大学社会科学调查中心提供的CLDS2012数据支持。衷心感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

主要参考文献:

- [1]陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据[J]. 管理世界, 2015a, (5): 89—99.
- [2]陈刚. 金融如何促进创业: 规模扩张还是主体多样[J]. 金融经济研究, 2015b, (5): 29—42.
- [3]陈怡安,陈刚. 社会保险与创业——基于中国微观调查的实证研究[J]. 人口与经济, 2015, (6): 73—83.
- [4]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.

- [5]范巍,王重鸣. 创业意向维度结构的验证性因素分析[J]. 人类工效学, 2006, (1): 14-16.
- [6]郭云南,张琳弋,姚洋. 宗族网络、融资与农民自主创业[J]. 金融研究, 2013, (9): 136-149.
- [7]黄惠春,褚保全. 我国县域农村金融市场竞争度研究——基于降低市场准入条件下江苏37个县域的经验数据[J]. 金融研究, 2011, (8): 167-177.
- [8]简丹丹,段锦云,朱月龙. 创业意向的构思测量、影响因素及理论模型[J]. 心理科学进展, 2010, (1): 162-169.
- [9]李伟军. 地区行政层级、信息基础与金融集聚的路径选择——基于长三角城市群面板数据的实证分析[J]. 财经研究, 2011, (11): 80-90.
- [10]李雯,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.
- [11]李雪莲,马双,邓翔. 公务员家庭、创业与寻租动机[J]. 经济研究, 2015, (5): 89-103.
- [12]林建浩,吴冰燕,李仲达. 家庭融资中的有效社会网络: 朋友圈还是宗族?[J]. 金融研究, 2016, (1): 130-144.
- [13]刘行,叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界, 2014, (3): 41-52.
- [14]刘宇娜,张秀娥. 金融支持对新生代农民工创业意愿的影响分析[J]. 经济问题探索, 2013, (12): 115-119.
- [15]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.
- [16]倪鹏途,陆铭. 市场准入与“大众创业”: 基于微观数据的经验研究[J]. 世界经济, 2016, (4): 3-21.
- [17]任英华,徐玲,游万海. 金融集聚影响因素空间计量模型及其应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (5): 104-115.
- [18]荣昭,徐丽鹤,袁燕. 性别比例失衡对农村家庭创业的激励机制研究——基于农村自营工商业的分析[J]. 浙江社会科学, 2013, (5): 29-39.
- [19]阮荣平,郑风田,刘力. 信仰的力量: 宗教有利于创业吗?[J]. 经济研究, 2014, (3): 171-184.
- [20]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.
- [21]吴晓瑜,王敏,李力行. 中国的高房价是否阻碍了创业?[J]. 经济研究, 2014, (9): 121-134.
- [22]吴焯,余泉生. 信息结构、融资渠道与农村金融改革[J]. 世界经济文汇, 2015, (4): 111-120.
- [23]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.
- [24]Ardagna S, Lusardi A. Heterogeneity in the effect of regulation on entrepreneurship and entry size[J]. Journal of the European Economic Association, 2011, 8(2-3): 594-605.
- [25]Claessens S, Laeven L. Financial development, property rights, and growth[J]. Journal of Finance, 2003, 58(6): 2401-2436.
- [26]Decker R, Haltiwanger J, Jarmin R, et al. The role of entrepreneurship in US job creation and economic dynamism[J]. Journal of Economic Perspectives, 2014, 28(3): 3-24.
- [27]Hurst E, Lusardi A. Liquidity constraints, household wealth and entrepreneurship[J]. Journal of Political Economy, 2004, 112(2): 319-347.
- [28]Kerr S, Kerr W R, Nanda R. House money and entrepreneurship[R]. NBER Working Paper No. 21458, 2015.
- [29]Kerr W, Nanda R. Financing constraints and entrepreneurship[R]. NBER Working Paper No. 15498, 2009.
- [30]Klapper L, Laeven L, Rajan R. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 82(3): 591-629.
- [31]Li L, Wu X. Housing prices and entrepreneurship in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42(2): 436-449.
- [32]Patti E B D, Dell' Ariccia G. Bank competition and firm creation[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2004, 36(2): 225-251.
- [33]Paulson A L, Townsend R. Entrepreneurship and financial constraints in Thailand[J]. Journal of Corporate Finance, 2004, 10(2): 229-262.
- [34]Wang S. Credit constraints, job mobility and entrepreneurship: evidence from a property reform in China[J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94(2): 532-551.
- [35]Wurgler J. Financial markets and the allocation of capital[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 187-214.
- [36]Yueh L. China's entrepreneurs[J]. World Development, 2009, 37(4): 778-786.

The Influence of Rural Financial Diversity on Farmer Entrepreneurship

Li Shu, Yu Wenchao

(School of Economics, Southwest University of Political Science & Law, Chongqing 401120, China)

Summary: The 19th CPC National Congress clearly proposed that “to support and encourage employment and business startups in rural areas, and open up more channels to increase rural income” is taken as the important content of “pursuing rural vitalization strategy”. Since a new round of rural finance reform in 2006, the institutions of rural financial services have been gradually increasing, and the level of financial diversity has been constantly improving. Is the improvement of rural financial environment helpful in easing rural residents’ financing constraints and increasing rural residents’ probability of being entrepreneurs? To answer this question is helpful to the understanding of economic and social effects of rural financial diversity reform, and the exploration of effective paths to promote entrepreneurship in rural areas. Using the village-level financial diversity data in CLDS2012, this paper studies the effect of financial diversity on farmer entrepreneurship. In theory, financial diversity can promote effective competition between different financial institutions and reduce the information asymmetry in rural credit market. These effects help to ease rural residents’ financing constraints and promote their entrepreneurship. The results suggest that, village financial diversity significantly increases rural residents’ probability of being entrepreneurs, and increases on average by 0.8 percent while the financial diversity increases by one standard deviation. This conclusion still holds after changing key variables and taking the endogeneity into account. Meanwhile, the individual characteristics (such as party membership, age and education years), family income and village business culture also have significant effects on farmer entrepreneurship. We also find that rural financial diversity has different effects on different styles of entrepreneurship. It comes to the following conclusions: firstly, village financial diversity has promotion effect on “employer” entrepreneurship, but no significant effect on “self-employed” entrepreneurship; secondly, informal financial institutions have stronger promotion effects on entrepreneurship than formal financial institutions; thirdly, formal financial institutions have promotion effects on “employer” entrepreneurship, while informal financial institutions have promotion effects on “self-employed” entrepreneurship; fourthly, village financial diversity improves rural residents’ “employer” entrepreneurship willingness in future. This paper provides not only the empirical evidence for understanding the micro-mechanism that financial development affects economic growth, but also policy suggestions about promoting entrepreneurship in rural areas. In the future reformation of rural financial areas, the establishment of multi-level rural financial services system, the reduction in rural financial institutions’ barriers to entry, and the improvement of the level of rural financial diversity are helpful in improving rural financial environment and inspiring the enthusiasm of farmer entrepreneurship. These effects provide new drivers for the healthy and sustainable development of rural economy.

Key words: financial diversity; farmer entrepreneurship; financial constraint

(责任编辑 许 柏)