

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

苏岚岚¹ 何学松^{1,2} 孔荣¹

摘要：本文阐释了金融知识影响农民农地抵押贷款需求的机理，并依据陕西省农地承包经营权抵押贷款试点和非试点地区的农户调查数据，运用 Bivariate Probit 和分组回归模型，检验了金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响及农民分化、农地确权颁证对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节效应。实证结果表明，金融知识显著正向影响农民农地抵押贷款需求，而农地抵押贷款供给约束在一定程度上抑制了金融知识对农民农地抵押贷款需求的正向影响。进一步实证分析发现，农民分化、农地确权颁证均对农民农地抵押贷款需求有显著负向影响，且农民分化对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节作用不显著，而农地确权颁证对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节作用显著，即金融知识对农地确权且颁证农民农地抵押贷款需求的影响大于对确权未颁证农民农地抵押贷款需求的影响。

关键词：金融知识 农地抵押贷款需求 农民分化 农地确权颁证

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着农村经济转型发展，农民多渠道融资的需求日益增加。然而，部分金融机构大量闲置资金、难觅优质客户和农民因缺乏有效抵押物、担保人而受到严重金融排斥的现象并存，农业信贷供求失衡问题凸显。为突破有效抵押物不足的“瓶颈”，拓宽农民融资渠道，缓解农民融资约束，优化农村金融资源配置效率，作为农村金融制度的重要创新，农地承包经营权抵押（下文简称“农地抵押”）贷款自试点以来在实践探索中不断发展。产权抵押被视为大额融资的备选手段，相较于担保及其他方式，在保护隐私、节约面子成本和减少人际关系依赖等方面更具优势，因而受到部分农民的青睞。尽管农地抵押贷款试点已取得一定成效，但是，由于农民对农地抵押的认知度不高、农地抵押风险

*本文研究获得国家自然科学基金项目“基于农户收入质量的农村正规信贷约束模拟检验及政策改进研究”（项目编号：71373205）、“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升路径研究”（项目编号：71773094）的资助，特此感谢。同时感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，当然，本文作者文责自负。孔荣为本文通讯作者。

管控难度大、农地经营权价值评估体系不成熟、农地处置变现难导致金融机构慎贷等问题，农地抵押贷款业务仍存在着总体规模小、有效需求不足、政策力度强而市场推动弱等问题。提高农民农地抵押贷款需求是促进农地抵押贷款发展的重要方面，而农民农地抵押贷款需求受制于多重因素。现有文献多从个人及家庭特征、土地特征、抵押风险等方面探究农民农地抵押贷款需求差异的形成原因，却忽视了金融需求主体自身的金融知识对其融资渠道选择、抵押风险认知及抵押参与能力的影响。中国人民银行金融消费者权益保护局（2015）调查显示，中国居民的金融知识水平普遍偏低，且农村居民金融知识水平明显低于城镇居民。农民金融知识水平低不仅会抑制其有效金融需求，而且会阻碍新型金融业务在农村地区的推广。虽然农民金融知识平均水平较低，但是，个体受教育水平和金融市场参与程度等方面的差异导致个体金融知识水平差异，而较大的差异意味着农地金融市场参与中比较优势的存在。鉴于此，本文拟深入探究金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响。

同时，探究金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响需充分考虑农民群体的分化和农地抵押条件的约束。一方面，随着城镇化和农业现代化加快发展，从前高度同质的农民群体逐步呈现出异质性。农民分化突出表现为职业分化，而兼业化程度差异通过影响农民对农地的情感和价值认知影响其农地抵押贷款需求。另一方面，作为农地抵押贷款制度的基石，农地确权颁证在农村地区得到全面实施，这使农地抵押贷款制度运行的重点从先决条件约束转向制度设计本身，农地确权颁证实施程度的差异亦会导致农民农地抵押贷款需求的差异。鉴于此，本文拟引入农民分化和农地确权颁证两个因素，检验两者对金融知识引致农民农地抵押贷款需求的调节作用。

二、文献回顾

综合比较对典型农地抵押贷款试点地区的调查研究（例如许泉等，2016）发现，农民农地抵押贷款需求存在较明显的区域差异。少数针对非试点地区的调查表明，非试点地区农民对农地抵押贷款亦存在较强烈的潜在需求（例如林乐芬、俞潞曦，2016）。已有文献将影响农民产权抵押融资需求的因素归纳为农民个体特征、家庭特征、社会资本、对当地金融环境的评价、对农村产权抵押融资的认知及农村产权抵押获贷经历、地域因素六大方面（杨婷怡、罗剑朝，2014）。专门针对农民农地抵押贷款意愿的研究表明，土地面积、是否参加合作社、是否转入土地、正规信贷经历、社会关系及农地抵押风险等因素均对农民农地抵押贷款需求有显著影响（靳聿轩、张雷刚，2012；许泉等，2016）。另有学者基于农民分化的研究指出，纯农业型农民农地抵押贷款意愿最高，其次是非农型和兼业型农民（陈会广、单丁洁，2010）；而黎毅等（2015）的研究则表明，相较于纯农型和一兼型农民，二兼型农民农地抵押贷款意愿更高，且受教育程度、产品期限合理性和对抵押政策的认知等是影响不同兼业程度农民农地抵押贷款需求的共性因素；此外，家庭人口数、社会关系、家庭收入、家庭供养比等因素对不同经营规模农民农地抵押融资意愿具有差异化影响（曹璨等，2014）。

随着对金融知识研究的兴起，越来越多的学者关注和重视金融知识对融资行为的影响。Noctor et al.（1992）最早提出金融知识的概念，并将其定义为在使用和管理资金方面所表现出的能够做出明智判断和有效决策的能力。基于文献统计分析，Huston（2010）指出，大部分研究对金融知识水平

的测度至少包括基本金融理念、借贷、投资和风险预防四个方面。结合中国实际,尹志超等(2014)选取了中国家庭金融调查中关于利率计算、通货膨胀理解和投资风险认知的3个问题以测度居民金融知识水平,而中国人民银行金融消费者权益保护局(2015)则从储蓄、贷款、信用、投资、保险等方面设计了较全面的金融知识水平测试指标体系。大量文献证实,金融知识显著影响金融市场参与主体的金融行为。提高借贷者的金融知识水平可增加其信贷需求量,缓解正规信贷约束,促进其参与正规信贷活动(Davidson, 2002; 马双、赵鹏飞, 2015)。金融知识多的家庭因熟悉借贷条款和金融市场,更有可能选择与自身状况相匹配的信贷产品(Gathergood, 2012),且选择借贷方式时更为理性,使用高成本借贷方式的概率更低(Chatterjee, 2013)。Huston(2012)的研究进一步发现,金融知识水平低者的抵押贷款成本是金融知识水平高者的两倍。另有研究证实,拥有较多金融知识的消费者较少表现出过度借贷行为,并且其信贷违约或拖欠借款的发生概率较低(Sevim et al., 2012)。

梳理文献可知,现有研究还存在以下不足:一是缺乏从金融需求主体金融知识的视角探究农地抵押贷款需求的形成机制;二是忽视了对农民抵押风险认知、抵押参与意识及抵押参与能力等抵押贷款需求的深层次影响因素的挖掘;三是忽略了非试点地区农地抵押贷款供给约束及其对农民潜在抵押贷款需求的影响;四是缺乏对农民分化视角下金融知识影响不同类型农民农地抵押贷款需求差异性的研究;五是缺乏对农地确权颁证与农民农地抵押贷款需求之间关系的深入探讨。鉴于此,本文将综合采用试点地区和非试点地区数据,基于农地抵押贷款供给约束进行分类分析,试图阐明金融知识影响农民农地抵押贷款需求的机理,检验农地抵押贷款供给约束对金融知识引致农民农地抵押贷款需求的影响,并揭示农民分化和农地确权颁证的调节效应。本文研究结果将有益于丰富农地抵押贷款的相关理论研究,从而为推动农地抵押贷款实践的深入发展提供实证支撑。

三、理论分析与假说提出

(一) 金融知识影响农民农地抵押贷款需求的理论分析

假定当农地抵押贷款未受金融供给约束时,农民农地抵押贷款意愿的形成主要取决于其投融资需求、不同渠道融资成本收益比较、抵押风险认知和抵押参与能力等。金融知识可通过直接和间接作用机制对农民农地抵押贷款需求产生影响。一方面,已有研究表明,金融知识可通过降低需求型信贷约束增强个体正规信贷偏好(吴雨等, 2016),且较高的金融知识水平能够提高信贷需求者对不同金融机构贷款业务和金融产品的认知程度,影响其对不同贷款产品成本收益的比较,进而促使其选择更符合自身实际情况的信贷产品(Gathergood, 2012)。理论上讲,金融知识水平高的农民,对信用贷款、担保贷款和抵押贷款等有较为清晰的认知,对不同融资方式的成本、收益及可得性等有着较为理性的判断和预期,当通过农地抵押可以低成本、高效率地获取更大数额的贷款资金时,农民更倾向于选择农地抵押融资,即金融知识直接影响农民农地抵押贷款需求。另一方面,已有文献证实,金融知识可增加个体对金融市场及金融产品风险的认知,进而显著提升个体风险偏好(Lucarelli and Brighetti, 2010)。另有研究表明,较高的金融知识水平不仅有利于减少个体金融决策时的信息搜集和处理成本(Dohmen et al., 2010),降低抵押贷款成本(Huston, 2012),而且可增加其资本收

益率,提高经营收入和还款能力(孙光林等,2017)。而风险偏好提升、抵押贷款成本降低、经营收入增加和还款能力增强均有助于提升农民抵押贷款参与能力。综上所述,农民金融知识水平越高,对农地抵押贷款可能存在的交易风险、信用风险和农地处置风险等的认知和辨识能力越强,越有助于提升其风险偏好、增强其农地抵押贷款意愿;同时,金融知识水平高的农民可更快捷地获取农地抵押贷款相关信息,更易熟悉农地抵押政策及流程,其参与农地抵押贷款的能力更强,即金融知识间接影响农民农地抵押贷款需求。由此,本文提出以下假设:

H1: 金融知识对农民农地抵押贷款需求有正向影响。

假定当农地抵押贷款遭受供给约束时,试点地区和非试点地区农民对农地抵押贷款可行性和可得性的认知水平不同。农地抵押贷款业务模式和金融机构业务办理积极性等供给层面因素,与农地抵押贷款政策认知、程序认知等需求层面因素,均对农民农地抵押贷款响应行为具有显著影响(牛晓冬等,2015)。试点地区因有当地政府的支持,金融机构开展农地抵押贷款业务的积极性相对较高,且当地对相关政策宣传较多,成功或失败的抵押贷款案例多发,能为农民参与农地抵押贷款的决策提供较为充分的信息。这些因素可促进农民农地抵押贷款需求的形成。而非试点地区因缺乏农地抵押贷款的政策支持和舆论氛围,金融机构受理农地抵押贷款业务的意愿不强,农民对农地抵押贷款政策及程序的认知尚不充分,致使农民农地抵押贷款需求的形成受到制约。因此,在农地抵押贷款供给约束不同的情况下,金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响存在差异,且农地抵押贷款供给无约束时,金融知识引致农民农地抵押贷款需求的作用更明显。由此,本文提出以下假设:

H2: 在农地抵押贷款供给约束下,金融知识对农民农地抵押贷款需求的正向影响受到抑制。

(二) 农民分化对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节作用的理论分析

农民分化是指一定区域内的农民由原本同质性的农业经营型农民分化为异质性的农工商等经营型农民的过程。以职业差异为主的水平分化和以收入差异为主的垂直分化是当前农民分化研究中广泛采用的两个基本向度,但职业分化更能反映农民分化的主要特征(许恒周、石淑芹,2012)。因此,本文以职业分化衡量农民分化程度,并参照中国社会科学院农村发展研究所(2001)的研究将农民职业类型划分为纯农业型、兼业型和纯非农业型^①。理论上讲,农民兼业化程度不同,农业收入在其家庭总收入中所占比重亦不同,因而,农民对农地抵押贷款的认知和需求存在差异,且兼业化程度不同,金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响程度亦存在差异。随着农业收入在家庭总收入中所占比重的上升和农地经营对家庭生计重要性的增加,相较于非纯农业型农民,纯农业型农民有更强的农地依赖性,对农地抵押风险更为顾虑,对农地抵押贷款持更谨慎的态度,金融知识水平提升对其农地抵押融资需求的促进作用可能弱于对非纯农业型农民的作用。由此,本文提出以下假设:

H3: 农民分化在金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响中具有调节作用。

(三) 农地确权颁证对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节作用的理论分析

^①农民职业类型的划分标准为:非农业收入占家庭总收入10%以下的为纯农业型,非农业收入占家庭总收入10%~90%的为兼业型,非农业收入占家庭总收入90%以上的为纯非农业型。

农地确权颁证是对农地产权主体、地权空间、地权时间进行清晰界定，并向承包土地的农民颁发土地承包经营权证且登记注册的过程。农地确权颁证可提高农地作为抵押品的有效性，但小规模农户可能因倾向于规避丧失抵押品的风险或金融机构不青睐而难以将其名义借贷需求转化为有效借贷需求（张龙耀等，2015）。理论上讲，产权明晰为农地尤其是流转农地抵押贷款手续的办理提供了基础条件，有助于实现农地抵押贷款；但农地确权颁证亦增强了农民对农地承包经营权的权属感，强化了其农地升值预期和禀赋效应，影响不同经营规模农民对农地产权价值和抵押风险损失的认知，进而抑制部分农民的农地抵押贷款需求。因此，在当前农地抵押贷款制度不成熟、抵押贷款服务体系尚不完善的背景下，农地确权颁证对农民农地抵押贷款需求的影响仍有待检验。农地确权颁证的实施为农地抵押贷款提供了先决条件，增强了农地抵押的可行性，同时提升了农民对农地产权价值的感知，因此，已完成确权颁证的农民更倾向于对农地抵押贷款政策做出积极或消极的行为响应，金融知识对已完成确权颁证的农民农地抵押贷款需求的影响理应更明显。由此，本文提出以下假说：

H4：农地确权颁证在金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响中具有调节作用。

四、研究设计

（一）数据来源及样本基本情况

本文数据来源于西北农林科技大学经济管理学院 2016 年 10 月在陕北、关中和陕南三地开展的主题为“农民金融知识与产权抵押贷款参与意愿”的实地调研。调查组选取西安市高陵区和杨凌示范区 2 个农地抵押贷款试点区，以及宝鸡市陈仓区、岐山县，咸阳市三原县、泾阳县，渭南市大荔县、富平县，商洛市商州区，延安市安塞县 8 个非试点区为样本区域，按照经济发展水平在上述各县（区）分层选取 2~3 个有代表性的乡镇，在每个样本乡镇分层选取 2~3 个样本村，并在每个样本村随机选择 10~15 个样本农户，采取一对一入户访谈形式开展调查。调查样本共涉及 7 个市 10 个县（区）21 个乡（镇）32 个行政村 64 个自然村，覆盖面广，兼顾地理环境和区域经济发展水平差异，因而代表性较好。此次调研共发放问卷 935 份，回收有效问卷 908 份，问卷有效率 97.11%。

样本基本情况描述如下：陕北、关中和陕南的样本比例分别为 11.00%、75.30%和 13.70%，其中，关中西部、中部和东部样本占全部样本的比例分别为 18.40%、42.40%和 14.50%，试点地区和非试点地区样本所占比例分别为 21.32%和 78.68%。从样本个体基本特征看，35.90%为女性，64.10%为男性；平均年龄为 50 岁；受教育程度在初中以下、初中和初中以上的比例分别为 27.80%、55.50%和 16.70%。从样本家庭特征看，家庭劳动力数量的均值为 2.58 人；2013~2015 年家庭年均毛收入均值为 6.48 万元；有亲友供职于银行或信用社的样本占 5.50%；纯非农业型、兼业型和纯农业型农民的比例分别为 9.30%、23.50%和 67.20%。从样本农地特征看，实际耕地面积均值为 9.26 亩；44.50%的样本有农地转入；2013~2015 年农地年均产出价值均值为 5.83 万元；农地“未确权”、“确权未颁证”和“确权且颁证”的样本比例分别为 16.90%、47.00%和 36.10%。

（二）变量选取及描述性统计

1. 因变量：投资资金需求及农地抵押贷款需求。其具体识别过程如下：首先，询问受访者“目

前生产经营活动中，是否考虑以农地为抵押向银行申请贷款？”。若回答“考虑”，则认为其有投资资金需求和农地抵押贷款需求；若回答“不考虑”，则认为其没有农地抵押贷款需求。然后，在回答“不考虑”的情况下继续追问“为什么不考虑以农地为抵押向银行申请贷款？”，以进一步识别该样本的投资资金需求。若回答“无贷款需求”，则认为其没有投资资金需求；若回答“因‘自家土地面积小’‘抵押贷款金额低’‘抵押贷款手续麻烦’‘抵押贷款成本高’‘银行不受理’等原因而‘不考虑’”，则认为其有投资资金需求。统计分析发现，总样本^①中存在投资资金需求和农地抵押贷款需求的样本比例分别为 54.06%和 35.22%，且存在农地抵押贷款需求的样本占有投资资金需求样本的 65.14%，表明农地抵押贷款已成为有投资资金需求农民重要的融资选择。

鉴于部分样本面临因农地尚未确权颁证、无银行愿意受理此项业务等产生的农地抵押贷款供给约束，且样本是否处于试点地区与其是否受到农地抵押贷款供给约束并不完全一致，本文根据农地抵押贷款供给约束情况对样本进行了分类。根据题项“您家农地能否用于抵押贷款？”“您家农地是否曾用于抵押贷款？”“若您家农地曾用于抵押贷款，则是否获得过贷款？”将样本划分为无抵押贷款供给约束（即农地抵押可行但未曾用于抵押或曾用于抵押但未获得过贷款）样本和有抵押贷款供给约束（即农地抵押贷款不可行）样本。对有抵押贷款供给约束的样本继续询问当农地抵押贷款供给约束消除时其抵押贷款需求。统计显示，总样本中遭受农地抵押贷款供给约束的样本比例为 60.78%，且当农地抵押贷款供给约束消除时，有抵押贷款供给约束的样本中存在抵押贷款需求的样本比例为 36.43%，高于无抵押贷款供给约束的样本中具有农地抵押贷款需求的样本比例（33.33%）。这表明，当前遭受农地抵押贷款供给约束的农民群体具有潜在的农地抵押贷款需求。

2.核心自变量：金融知识。根据尹志超等（2014）的观点，受访者对金融知识测量题项回答错误与回答“算不出来”或“不知道”代表不同的金融知识水平。鉴于此，本文针对金融知识的每个测量题项^②分别构建了 2 个哑变量：第一个哑变量表示问题是否被正确回答，正确回答赋值为 1，否则赋值为 0；第二个哑变量表示问题是否被直接回答（回答“算不出来”或“不知道”即为间接回答），直接回答赋值为 1，否则赋值为 0。本文运用 SPSS22.0 软件对上述哑变量进行因子分析。结果显示，所有测量题项的 KMO 值为 0.58，Bartlett 球形检验统计量达到 1%的显著性水平，说明样本

^①本文最终采用总样本为 849 个，由 908 个有效样本减去 48 个对农地抵押贷款态度模糊的样本和 11 个农地抵押可行且获得过农地抵押贷款的样本计算得到。

^②金融知识的测量题项为：①物价上涨后，同样 100 元的钞票能买到的东西与现在相比如何？选项为：变多了、一样多、变少了、不知道；②假设您将 100 元存入银行，定期储蓄三年且期间没有支取，若三年期定期储蓄的年利率是 3%，三年到期后您能取出多少钱？选项为：103、106、109、算不出来；③若某人向银行贷了一笔 30 万元的住房贷款，贷款期限为 10 年时的每月还款额会高于贷款期限为 20 年时的每月还款额，则 10 年期贷款的总利息支出要小于 20 年期贷款的总利息支出，您是否同意？选项为：不同意、同意、不知道；④某人在 A 银行的不良信用记录会对其在 B 银行申请贷款产生不良影响，您是否同意？选项为：不同意、同意、不知道；⑤您是否同意“购买一只开放式股票型基金的风险要比购买单一股票的风险低”？选项为：不同意、同意、不知道。

适合进行因子分析；所有测量题项的因子载荷均大于 0.50，克朗巴哈系数（Cronbach' α ）为 0.78，表明变量测量具有较好的效度和信度。本文以主成分分析法提取特征根大于 1 的公共因子，并分别命名为通货膨胀知识、储蓄知识、贷款知识、信用知识和风险知识，其累积方差贡献率为 93.37%。最终，以各因子方差贡献率占累积方差贡献率的比重为各因子得分的权重，计算金融知识水平。

3.分组变量：农民分化和农地确权颁证。依前文所述，本文将农民职业类型划分为纯非农业型、兼业型和纯农业型三类。此外，根据“您家农地确权了吗？”“您家农地颁发承包经营权证了吗？”两个题项将农地确权颁证情况划分为未确权、确权未颁证和确权且颁证三类。

4.控制变量。本文选取了如下控制变量：性别、年龄、受教育程度、风险偏好和农地依赖性变量反映受访者个体特征；家庭劳动力数量、家庭年均毛收入和有无亲友供职于银行或信用社反映家庭特征；实际耕地面积、是否有农地转入和农地年均产出价值反映农地特征；村庄与最近金融机构网点的距离和村庄市场机会反映村庄特征。各变量的定义、赋值及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义、赋值及描述性统计

| 变量类型 | 变量名称 | 赋值说明 | 均值 | 标准差 |
|--------------|--------------------|---------------|----------|------|
| 因变量 | 投资资金需求 | 无=0；有=1 | 0.54 | 0.50 |
| | 农地抵押贷款需求 | 无=0；有=1 | 0.35 | 0.48 |
| 核心自变量 | 金融知识 | 因子分析所得 | 7.60E-07 | 0.45 |
| 分组变量 | 农民分化 | 纯非农业型：否=0；是=1 | 0.10 | 0.29 |
| | | 兼业型：否=0；是=1 | 0.23 | 0.42 |
| | | 纯农业型：否=0；是=1 | 0.67 | 0.47 |
| | 农地确权颁证 | 未确权：否=0；是=1 | 0.17 | 0.38 |
| | | 确权未颁证：否=0；是=1 | 0.47 | 0.50 |
| | 确权且颁证：否=0；是=1 | 0.36 | 0.48 | |
| 控制变量 | 性别 | 女=0；男=1 | 0.64 | 0.48 |
| | 年龄 | 实际调查值（岁） | 50.28 | 9.81 |
| | 受教育程度 | 实际调查值（年） | 8.21 | 3.15 |
| | 风险偏好 ^a | 风险厌恶：否=0；是=1 | 0.40 | 0.49 |
| | | 风险中性：否=0；是=1 | 0.10 | 0.31 |
| | | 风险喜好：否=0；是=1 | 0.50 | 0.50 |
| | 农地依赖性 ^b | 依赖性弱：否=0；是=1 | 0.13 | 0.34 |
| | | 依赖性一般：否=0；是=1 | 0.10 | 0.29 |
| 依赖性强：否=0；是=1 | | 0.77 | 0.42 | |
| 家庭劳动力数量 | 实际调查值（人） | 2.58 | 1.11 | |

金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响

| | | | |
|--------------------|-------------------------------|------|-------|
| 家庭年均毛收入 | 2013~2015 年家庭年均毛收入 (万元) | 6.48 | 18.36 |
| 有无亲友供职于银行 或信用社 | 无=0; 有=1 | 0.05 | 0.22 |
| 实际耕地面积 | 实际耕地面积=自有面积+租入面积-租 出面积 (亩) | 9.26 | 28.64 |
| 是否有农地转入 | 无=0; 有=1 | 0.44 | 0.50 |
| 农地年均产出价值 | 2013~2015 年农地年均产出价值 (万元) | 5.83 | 16.74 |
| 村庄与最近金融机构 网点的距离 | 实际调查值 (公里) | 3.87 | 3.22 |
| 村庄市场机会 | 市场机会少: 否=0; 是=1 | 0.37 | 0.48 |
| | 市场机会一般: 否=0; 是=1 | 0.24 | 0.43 |
| | 市场机会多: 否=0; 是=1 | 0.39 | 0.49 |

注: a 该变量赋值依据为, 将受访者选择“低风险、低回报”“平均风险、平均回报”“高风险、高回报”投资项目分别定义为“风险厌恶”“风险中性”“风险喜好”; b 该变量赋值依据为, 询问受访者对“农地价值小, 要不要地无所谓”的态度, 并将“完全同意”“比较同意”归为“依赖性弱”, 将“中立”归为“依赖性一般”, 将“不太同意”“完全不同意”归为“依赖性强”。

(三) 模型设定

1. 双变量 Probit 模型。假定 Y_{1i} 和 Y_{2i} 为两个二元因变量, 分别表示农民 i 是否存在投资资金需求和农地抵押贷款需求。由前文分析可知, 只有农民存在投资资金需求时才可识别其农地抵押贷款需求, 即只有当 $Y_{1i}=1$ 时, 才可识别出 $Y_{2i}=0$ 或 $Y_{2i}=1$ 。鉴于两者之间的关联性, 本文选择双变量 Probit 模型进行联立估计, 以解决单一 Probit 模型可能存在的样本选择问题。该模型由两个方程组成, 第一个为农民投资资金需求方程, 第二个为农民农地抵押贷款需求方程, 具体表达式分别为:

$$Y_{1i}^* = \alpha_1 FL_i + \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

如果 $Y_{1i}^* > 0$, 则 $Y_{1i} = 1$; 否则 $Y_{1i} = 0$

$$Y_{2i}^* = \alpha_2 FL_i + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

如果 $Y_{2i}^* > 0$, 则 $Y_{2i} = 1$; 否则 $Y_{2i} = 0$

(1) 式和 (2) 式中, Y_{1i}^* 和 Y_{2i}^* 为潜变量; FL_i 表示农民 i 的金融知识水平; X_{1i} 和 X_{2i} 分别为影响农民 i 投资资金需求和农地抵押贷款需求的控制变量, 两组控制变量既有共性, 也有差异性; β_1 、 β_2 均为待估系数; ε_1 、 ε_2 均为随机扰动项且服从均值为零的二元正态分布, 其相关系数为 ρ 。

2. 分组回归模型。借鉴温忠麟等 (2005) 的研究结果, 如果因变量 Y 和自变量 X 之间的关系随

第三个变量 Z 的变化而变化, 则称 Z 在 X 和 Y 之间起调节作用。当 X 为连续变量、 Z 为类别变量时, 若需检验变量 Z 对特定路径关系的调节作用可实行分组回归, 然后比较不同组别变量 X 回归系数的差异, 若差异显著, 则变量 Z 调节效应显著。因本文核心自变量为连续型变量, 调节变量为类别变量, 故采用分组回归分析进行调节效应检验。

五、实证检验与结果分析

(一) 金融知识对农民农地抵押贷款需求影响的实证检验

1. 全样本回归分析。金融知识对全样本农地抵押贷款需求影响的模型估计结果如表 2 (1) ~ (2) 列所示。两式独立性 Wald 检验结果表明, 拒绝农民投资资金需求与农地抵押贷款需求独立的原假设。金融知识在 1% 的水平上呈现显著的正向影响, 其边际效应为 0.136, 表明金融知识水平越高的农民, 其产生农地抵押贷款需求的可能性越大。农民理解和掌握的金融知识越多, 对农地抵押贷款成本与收益的衡量越清晰, 对抵押贷款风险的认知越充分, 抵押贷款业务申请、办理能力越强, 因而, 金融知识能正向提升农民农地抵押贷款需求。假说 1 得到了证实。

从控制变量看, 表 2 (2) 列结果显示, 性别在 10% 的水平上有显著的正向影响, 表明相较于女性受访者, 男性受访者表达出更强的农地抵押贷款需求; 风险中性和风险喜好虚拟变量均在 1% 的水平上有显著的正向影响, 即风险偏好程度越高的农民, 其农地抵押贷款意愿越强; 农地依赖性较强时, 该变量在 10% 的水平上有显著正向影响, 即认为农地价值大、应保有农地的农民对农地抵押贷款持较高期望。受访者年龄和受教育程度的影响均不显著。有无亲友供职于银行或信用社在 1% 的水平上有显著的正向影响。这表明, 与银行或信用社工作人员的熟人关系可提升农民对农地抵押贷款可得性的预期。农地年均产出价值在 1% 的水平上有显著的负向影响, 说明较高的农地年均产出价值通过减少农民资金约束或增加失地风险及损失削弱了农民农地抵押贷款需求。此外, 相较于农地未确权组, 农地确权未颁证和确权且颁证分别在 10% 和 1% 的水平上有显著的负向影响。其原因是, 确权颁证提高了农民对农地的权属感和价值评估, 增加了农民对抵押风险造成损失的预期, 一定程度上抑制了其农地抵押贷款需求。相较于纯非农业型农民, 纯农业型农民农地抵押贷款需求更低, 这与纯农业型农民对农地抵押贷款风险顾虑更多有关。而实际耕地面积、是否有农地转入以及村庄与最近金融机构网点的距离等变量均不显著。

2. 分样本回归分析。金融知识对无抵押贷款供给约束样本和有抵押贷款供给约束样本农地抵押贷款需求影响的模型估计结果如表 2 (3) ~ (6) 列所示。两式独立性检验结果均拒绝独立性原假设。由 (4) 列和 (6) 列回归结果可知, 金融知识在 1% 的水平上显著正向影响两类样本农民农地抵押贷款需求, 且金融知识对无抵押贷款供给约束样本农地抵押贷款需求的影响大于对有抵押贷款供给约束样本的影响, 表明农地抵押贷款供给约束在一定程度上抑制了金融知识对农民农地抵押贷款需求的正向影响。因此, 假说 2 得到了证实。

从控制变量影响的差异来看, 相较于风险厌恶, 风险中性和风险喜好对无抵押贷款供给约束样本农地抵押贷款需求的影响均在 1% 的水平上显著且为正向, 而对有抵押贷款供给约束样本农地抵

押贷款需求的影响不显著，表明受制于抵押贷款供给约束，风险偏好对农民农地抵押贷款需求的正向影响受到明显削弱。当农地抵押贷款面临供给约束时，有亲友供职于银行或信用社所产生的社会网络关系、村庄远离金融机构网点而产生的融资渠道限制均显著正向影响农民农地抵押贷款需求。

表 2 金融知识对农民农地抵押贷款需求影响的模型回归结果

| 变量 | 全样本 | | 无抵押贷款供给约束样本 | | 有抵押贷款供给约束样本 | |
|-------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 金融知识 | 0.098** (0.041) | 0.136*** (0.038) | 0.136** (0.063) | 0.195*** (0.056) | 0.095* (0.054) | 0.157*** (0.051) |
| 农民分化（参照组为“纯非农业型”） | | | | | | |
| 兼业型 | — | -0.035 (0.064) | — | 0.056 (0.168) | — | -0.029 (0.093) |
| 纯农业型 | — | -0.051* (0.028) | — | 0.064 (0.171) | — | -0.018 (0.094) |
| 农地确权颁证（参照组为“未确权”） | | | | | | |
| 确权未颁证 | — | -0.047* (0.028) | — | -0.035 (0.053) | — | -0.035 (0.036) |
| 确权且颁证 | — | -0.086*** (0.031) | — | -0.080 (0.056) | — | -0.009 (0.040) |
| 性别 | 0.068* (0.035) | 0.059* (0.034) | -0.007 (0.059) | -0.000 (0.056) | 0.126*** (0.044) | 0.113*** (0.043) |
| 年龄 | -0.004** (0.002) | -0.000 (0.002) | -0.002 (0.003) | 0.005** (0.003) | -0.007*** (0.002) | -0.003 (0.002) |
| 受教育程度 | -0.010* (0.006) | -0.008 (0.006) | -0.020* (0.011) | -0.018* (0.010) | -0.002 (0.007) | -0.002 (0.007) |
| 风险偏好（参照组为“风险厌恶”） | | | | | | |
| 风险中性 | 0.143*** (0.055) | 0.166*** (0.052) | 0.164* (0.093) | 0.211*** (0.082) | 0.122* (0.074) | 0.108 (0.071) |
| 风险喜好 | 0.088** (0.037) | 0.111*** (0.035) | 0.134** (0.058) | 0.220*** (0.056) | 0.044 (0.047) | 0.033 (0.044) |
| 农地依赖性（参照组为“依赖性弱”） | | | | | | |
| 依赖性一般 | — | 0.015 (0.053) | — | 0.081 (0.076) | — | -0.030 (0.073) |
| 依赖性强 | — | 0.061* (0.036) | — | 0.022 (0.061) | — | 0.071 (0.051) |
| 家庭劳动力数量 | 0.003 (0.011) | — | 0.005 (0.020) | — | -0.014 (0.013) | — |

金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响

| | | | | | | |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| 家庭年均毛收入（对数） | -0.061*** (0.015) | — | -0.105*** (0.026) | — | -0.037** (0.020) | — |
| 有无亲友供职于银行或信用社 | 0.151** (0.078) | 0.244*** (0.069) | 0.030 (0.117) | 0.052 (0.105) | 0.240** (0.108) | 0.348*** (0.095) |
| 实际耕地面积 | 0.001 (0.000) | -0.000 (0.001) | 0.002 (0.002) | 0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) | -0.000 (0.001) |
| 是否有农地转入 | 0.084** (0.035) | 0.021 (0.034) | 0.101* (0.056) | 0.068 (0.051) | 0.052 (0.045) | -0.032 (0.044) |
| 农地年均产出价值（对数） | — | -0.009*** (0.003) | — | -0.023 (0.020) | — | -0.001 (0.010) |
| 村庄与最近金融机构网点的距离 | 0.002 (0.006) | 0.003 (0.005) | -0.015* (0.008) | -0.014 (0.009) | 0.010 (0.007) | 0.015** (0.006) |
| 村庄市场机会（参照组为“市场机会少”） | | | | | | |
| 市场机会一般 | 0.061** (0.031) | — | 0.102* (0.055) | — | 0.025 (0.039) | — |
| 市场机会多 | 0.055* (0.030) | — | 0.094** (0.046) | — | -0.005 (0.041) | — |
| 样本数量 | 849 | | 333 | | 516 | |
| Wald χ^2 (31) | 231.350 | | 114.540 | | 64.310 | |
| Prob> χ^2 | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | |
| 两式独立性 Wald 检验 | 474.023 | | 159.550 | | 274.466 | |
| Prob> χ^2 | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | |

注：①（1）、（3）、（5）列均表示投资资金需求方程回归结果，（2）、（4）、（6）列均表示农地抵押贷款需求方程回归结果；②*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；③表中报告了估计的边际效应，括号内为标准误。

（二）农民分化对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节效应分析

因纯非农业型农民样本（84 个）较少，基于该组样本的回归方程未通过整体显著性检验。为优化回归效果，本文将纯非农业型与兼业型合并，按照非纯农业型、纯农业型两组进行分组回归。由表 3（1）列和（2）列可知，两式独立性检验结果均拒绝两式独立的原假设。金融知识分别在 5%和 1%的水平上显著正向影响两组农民农地抵押贷款需求，且金融知识对非纯农业型农民农地抵押贷款需求的影响大于对纯农业型农民的影响。非纯农业型农民存在非农收入来源，对农地经营的依赖性明显低于纯农业型农民，因而对农地抵押贷款失地风险及其损失的承受能力较强，相较于纯农业型农民，金融知识的提高更易激发非纯农业型农民的农地抵押贷款需求。对两组回归中金融知识的系数差异性进行 Chow 检验，结果均无法拒绝两组间金融知识的系数不存在显著差异的原假设，表明农民分化对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节作用不显著。因此，假说 3 未得到证实。

表 3 农民分化调节效应检验的分组回归结果

| 变量 | 非纯农业型 | 纯农业型 |
|--------------------|-----------------|------------------|
| | (1) | (2) |
| 金融知识 | 0.145** (0.074) | 0.138*** (0.046) |
| 样本数量 | 264 | 585 |
| Wald χ^2 (29) | 77.280 | 126.610 |
| Prob> χ^2 | 0.000 | 0.000 |
| 两式独立性 Wald 检验 | 149.790 | 326.250 |
| Prob> χ^2 | 0.000 | 0.000 |

注：①回归结果包含表 2 中除农民分化外的所有控制变量，但限于篇幅，这里未予汇报；②表中结果的估计均采用双变量 Probit 模型，这里只报告了金融知识影响农民农地抵押贷款需求方程的估计结果；③*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；④表中报告的是估计的边际效应，括号内为相应的标准误。

(三) 农地确权颁证对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节效应分析

由表 4 (1) ~ (3) 列可知，两式独立性检验结果均拒绝两式独立的原假设。金融知识对农地未确权农民农地抵押贷款需求的影响不显著，而对农地确权未颁证和确权且颁证农民农地抵押贷款需求的正向影响分别在 10%和 1%的水平上显著，且金融知识对农地确权且颁证农民农地抵押贷款需求的影响更大。农地确权颁证的实施越完善，越能提升农民对农地权属感和产权价值的认知，同时也越能促进其对农地抵押贷款政策的理解及对农地抵押贷款可得性的预期，金融知识对农民农地抵押贷款需求的正向影响可因农地确权颁证阶段的推进而得到强化。对三组回归中金融知识的系数差异性进行 Chow 检验，结果均表明不同组之间的金融知识系数存在显著差异。假说 4 得到了证实。

表 4 农地确权颁证调节效应检验的分组回归结果

| 变量 | 未确权 | 确权未颁证 | 确权且颁证 |
|--------------------|---------------|----------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 金融知识 | 0.035 (0.088) | 0.098* (0.057) | 0.192*** (0.064) |
| 样本数量 | 142 | 402 | 305 |
| Wald χ^2 (29) | 41.610 | 129.930 | 85.490 |
| Prob> χ^2 | 0.060 | 0.000 | 0.000 |
| 两式独立性 Wald 检验 | 80.830 | 213.640 | 155.650 |
| Prob> χ^2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注：①回归结果包含表 2 中除农地确权颁证外的所有控制变量，但限于篇幅，这里未予汇报；②表中结果的估计均采用双变量 Probit 模型，这里只报告了金融知识影响农民农地抵押贷款需求方程的估计结果；③*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；④表中报告的是估计的边际效应，括号内为相应的标准误。

（四）稳健性检验^①

本文采用得分法，即对前述测量题项回答正确的赋分为 1，否则赋分为 0，重新计算了金融知识水平，以检验上述计量结果的可靠性。统计结果显示，样本得分最低值为 0，最高值为 5，平均值为 2.24，标准差为 1.26。模型回归结果表明，金融知识对全样本、无抵押贷款供给约束样本和有抵押贷款供给约束样本农地抵押贷款需求的影响均在 1%的水平上显著。因陕西关中地区样本占总样本的 75.30%，本文提取关中地区子样本进一步做稳健性检验。结果证实，上述主要研究结论依然成立。

六、结论与启示

本文利用陕西省农地抵押贷款试点地区及非试点地区农户调查数据，检验了金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响及农民分化、农地确权颁证对上述影响的调节效应。分析表明，虽然当前农民农地抵押贷款需求总体水平不高，但农地抵押贷款已逐渐成为有资金需求农民重要的融资选择。重视遭受农地抵押贷款供给约束的农民群体的潜在农地抵押贷款需求，对于进一步提升农民农地抵押贷款需求整体水平具有重要意义。本文实证研究表明，金融知识显著正向影响农民农地抵押贷款需求，且农地抵押贷款供给约束在一定程度上抑制了金融知识对农民农地抵押贷款需求的正向影响。本文研究还证实，农民分化对金融知识影响农民农地抵押贷款需求的调节作用不显著，而农地确权颁证在金融知识影响农民农地抵押贷款需求中发挥了显著调节作用，即金融知识对农地确权且颁证农民农地抵押贷款需求的影响大于对确权未颁证农民的影响。此外，受访者性别、风险偏好、农地依赖性、有无亲友供职于银行或信用社对农民农地抵押贷款需求有显著的正向影响，而农民分化、农地确权颁证和农地年均产出价值对农民农地抵押贷款需求有显著的负向影响。

依据上述研究结论，为提升农民农地抵押贷款需求、推进农地抵押贷款业务发展，本文提出以下政策建议：第一，通过多种渠道开展农村金融知识教育。如促进金融机构和政府部门送金融知识下乡、利用网络平台和通讯手段推送金融资讯，提升农民金融知识水平；将金融知识教育与实务技能培训相结合，组织金融机构就近开展金融业务办理模拟培训。同时，逐步扩大农地抵押贷款试点范围，加强相关政策宣传，提高农民农地抵押贷款风险认知水平和抵押贷款参与能力，充分发挥金融知识对农民农地抵押贷款需求的正向影响。第二，基于职业分化程度对农民进行分层分类，瞄准区域内不同农民生产经营活动特征及融资需求，从贷款利率、期限、数额、还款方式等方面设计差异化的农地抵押贷款产品，增强农地抵押贷款政策实施的针对性和有效性。第三，推进农地确权颁证工作，有效发挥农地确权颁证对金融知识引致农民农地抵押贷款需求的正向调节作用。同时，也应充分认识到农地确权颁证可通过提升农民农地权属感、农地价值预期及失地风险损失预期对其农地抵押贷款需求产生抑制作用，加快农地抵押风险防范机制创新以缓解农民农地抵押贷款的顾虑。

参考文献

^①由于篇幅所限，详细的估计结果未予报告。读者如有兴趣，可向本文通讯作者索取。

- 1.曹璨、罗剑朝、黎毅, 2014:《西北地区农户土地产权抵押融资意愿实证研究——基于陕西、宁夏 370 户农户调查数据》,《财贸研究》第 5 期。
- 2.陈会广、单丁洁, 2010:《农民职业分化、收入分化与农村土地制度选择——来自苏鲁辽津四省市的实地调查》,《经济学家》第 4 期。
- 3.靳聿轩、张雷刚, 2012:《农户农地抵押融资方式选择行为影响因素分析——以山东临沂、枣庄、莱芜为例》,《经济与管理研究》第 7 期。
- 4.黎毅、罗剑朝、曹璨、房启明, 2015:《农村土地产权抵押融资的联立选择行为及其影响因素分析——基于不同兼业程度农户的调查》,《华东经济管理》第 3 期。
- 5.林乐芬、俞涔曦, 2016:《家庭农场对农地经营权抵押贷款潜在需求及影响因素研究——基于江苏 191 个非试点村的调查》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。
- 6.马双、赵鹏飞, 2015:《金融知识、家庭创业与信贷约束》,《投资研究》第 1 期。
- 7.牛晓冬、罗剑朝、牛晓琴, 2015:《不同收入水平农户参与农地承包经营权抵押融资意愿分析——基于陕西、宁夏农户调查数据验证》,《经济理论与经济管理》第 9 期。
- 8.孙光林、李庆海、李成友, 2017:《欠发达地区农户金融知识对信贷违约的影响——以新疆为例》,《中国农村观察》第 4 期。
- 9.温忠麟、侯杰泰、张雷, 2005:《调节效应与中介效应的比较和应用》,《心理学报》第 2 期。
- 10.吴雨、宋全云、尹志超, 2016:《农户正规信贷获得和信贷渠道偏好分析——基于金融知识水平和受教育水平视角的解释》,《中国农村经济》第 5 期。
- 11.许恒周、石淑芹, 2012:《农民分化对农户农地流转意愿的影响研究》,《中国人口·资源与环境》第 9 期。
- 12.许泉、黄惠春、祁艳, 2016:《农地抵押风险与农户抵押贷款需求——以江苏试点为例》,《农业技术经济》第 12 期。
- 13.杨婷怡、罗剑朝, 2014:《农户参与农村产权抵押融资意愿及其影响因素实证分析——以陕西高陵县和宁夏同心县 919 个样本农户为例》,《中国农村经济》第 4 期。
- 14.尹志超、宋全云、吴雨, 2014:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》第 4 期。
- 15.张龙耀、王梦珺、刘俊杰, 2015:《农地产权制度改革对农村金融市场的影响——机制与微观证据》,《中国农村经济》第 12 期。
- 16.中国人民银行金融消费者权益保护局, 2015:《消费者金融素养调查分析报告 2015》, <http://shanghai.pbc.gov.cn/fzhshanghai/113598/3053178/index.html>。
- 17.中国社会科学院农村发展研究所, 2001:《农村经济绿皮书: 2000~2001 年中国农村经济形势分析与预测》,北京: 社会科学文献出版社。
- 18.Chatterjee, S., 2013, "Borrowing Decisions of Credit Constrained Consumers and the Role of Financial Literacy", *Economics Bulletin*, 33(1): 179-191.
- 19.Davidson, S., 2002, "Take the Long Outlook on Credit Quality and Financial Literacy", *Community Banker*, 11(5): 40-42.

- 20.Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde, 2010, “Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability?”, *American Economic Review*, 100(3): 1238-1260.
- 21.Gathergood, J., 2012, “Self-control, Financial Literacy and Consumer Over-indebtedness”, *Journal of Economic Psychology*, 33(3): 590-602.
- 22.Huston, S. J., 2010, “Measuring Financial Literacy”, *Journal of Consumer Affairs*, 44(2): 296-316.
- 23.Huston, S. J., 2012, “Financial Literacy and the Cost of Borrowing”, *International Journal of Consumer Studies*, 36(5): 566-572.
- 24.Lucarelli, C., and G. Brighetti, 2010, *Risk Tolerance in Financial Decision Making*, London: Palgrave Macmillan.
- 25.Noctor, M., S. Stoney, and R. Stradling, 1992, “Financial Literacy”, a report prepared for the National Westminster Bank, National Foundation for Education Research, London.
- 26.Sevim, N., F. Temizel, and S. Özlem, 2012, “The Effects of Financial Literacy on the Borrowing Behaviour of Turkish Financial Consumers”, *International Journal of Consumer Studies*, 36(5): 573-579.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;
²信阳师范学院商学院)

(责任编辑: 董 琳)

The Impact of Financial Literacy on Demand for Farmland Mortgage Loans: An Analysis Based on the Regulatory Effect of Farmer Differentiation and Farmland Certification

Su Lanlan He Xuesong Kong Rong

Abstract: This article analyzes the impact of financial literacy on demand for farmland mortgage loans and the regulatory effect of farmer differentiation and farmland certification on the impact of financial literacy on demand for farmland mortgage loans. A bivariate probit model and a grouping regression model are employed based on survey data collected from 908 farm households from the pilot and non-pilot areas in Shaanxi Province. The results show that an increase in financial literacy enhances farmers' demand for farmland mortgage loans in a significantly positive way, and to a certain extent farmland mortgage supply constraint restrains the positive influence of financial literacy on farmers' demand for farmland mortgage loans. Moreover, farmer differentiation and farmland certification both play a regulatory role in the relationship between financial literacy and farmers' demand for farmland mortgage loans. Specifically, the influence of financial literacy on the demand for farmland mortgage loans for farmers who are partly active in agriculture is larger than that of farmers who are completely active in agriculture. Meanwhile, the impact of financial literacy on the demand for farmland mortgage loans for farmers with farmland being confirmed and certified is larger than that of farmers whose land has not yet been confirmed or certified.

Key Words: Financial Literacy; Demand for Farmland Mortgage Loan; Farmer Differentiation; Farmland Certification