

【土地问题】

金融素养对农地流转的影响及作用路径研究

——基于 CHFS 数据

朱建军¹,张蕾²,安康¹

(1.山东农业大学 经济管理学院,山东 泰安 271018;2.内蒙古师范大学 经济学院,内蒙古 呼和浩特 010022)

摘 要:金融素养是影响行为主体资产配置的重要因素,反映了人们在使用和管理资源时运用知识和技能做出有效决策的能力。农地是农户的重要资产,农地流转是农户的资产配置行为,金融素养的提升能否促进农地流转,对此做出回答有利于推进农业规模化经营。基于此,在对金融素养影响农地流转的机理进行理论分析的基础上,利用 2015 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,实证分析了农户金融素养对农地流转的影响。研究发现,农村居民的金融素养水平较低,金融素养对农户农地转出或转入及流转规模具有显著的正向影响。考虑到金融素养可能存在的内生性,进一步选取工具变量进行 IV-probit 和 IV-tobit 模型估计,结果显示金融素养对农地流转的正向影响是稳健的。在金融素养对农地流转的作用路径上,采用中介效应模型实证分析发现,金融素养通过推动农户非农创业和提升农户风险偏好来促进其转出农地并增加转出面积,而社会养老保险参与率在金融素养和农地转出间的中介效应不显著;金融素养通过增强农户农业正规和非正规信贷获得来促进其转入农地并增加转入面积,而风险态度在金融素养和农地转入间的中介效应不显著。

关键词:金融素养;农地流转;作用路径

中图分类号:F301;F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2020)02-0103-13

一、引言

农地流转作为实现农业规模化经营的重要方式,一直是政策支持和学术研究的热点。2019 年中央一号文件也指出,健全土地流转规范管理制度,发展多种形式农业适度规模经营。为了促进农地流转,学术界围绕农地流转影响因素进行了大量的实证分析,分别从产权安全或农地确权^[1-3]、非农就业或劳动力转移^[4-6]、风险意识或风险规避^[7-8]、信贷获得^[9-10]、养老保险^[11-12]等角度进行了探讨。

农地是农户的重要资产,农地流转是农户的资产配置行为,交易对象的选择、流转规模及租金的确定、合约的签订等环节均不可避免地会涉及财务问题^[13]。而金融素养是影响行为主体资产配置选择的重要因素^[14],反映人们在使用和管理资源时运用知识和技能做出合理、有效决策的能力^[15],金融素养水平低不仅会抑制农户有效金融需求、降低其金融可得性,而且会制约农户对土地等生产要素的理性配置决策^[16]。已有研究发现,金融知识通过优化家庭资产组合显著促进了家庭财富积累,具有较高金融知识水平的家庭会将资产更多地配置到金融资产和生产经营性资产上面^[17]。但涉及金融素养与农地流转的研究较少,仅苏岚岚等^[13]利用陕西省调

收稿日期:2019-07-05
基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“农地确权、农民产权认知与劳动力转移代际差异研究”(17YJC790213);山东省自然科学基金项目“农地确权对农地流向家庭农场的影响研究:基于供求意愿视角”(ZR2016GQ10)
作者简介:朱建军,男,山东农业大学经济管理学院副教授,博士;张蕾,女,内蒙古师范大学经济学院副教授,博士;安康(通信作者),男,山东农业大学经济管理学院副教授,博士。

查数据,实证检验了金融知识对农民农地流转的影响,发现金融知识对农民农地流转及流转规模均产生了显著的正向影响,但并未深入探讨其中的作用路径,而厘清其中的作用路径具有重要的理论和现实意义,不仅有助于更好地理解金融素养对农地流转的重要作用,而且有助于探寻政策着力点,进一步发挥农户金融素养在农地流转市场发育中的重要作用。基于此,本文将利用2015年中国家庭金融调查数据(CHFS)实证分析农户金融素养对农地流转的影响及作用路径。本文的主要贡献体现在以下两方面:(1)深入探讨农户金融素养对农地流转的影响机理,构建系统的理论分析框架;(2)基于中国家庭金融调查(CHFS)的全国性数据,采用中介效应模型针对农户金融素养影响农地流转的作用路径进行实证分析。

二、理论分析与研究假说

金融素养(Financial Literacy^①),反映的是人们掌握基本金融概念以及在使用和管理资产的时候能够运用这些知识、技能有效配置金融资产以实现终生财务保障的能力^[18]。金融素养高的家庭能够在财务金融决策、资产配置等方面做出更加明智的选择。已有研究主要分析了金融素养对家庭创业、资产配置、信贷、保险参与等的影响^[15,17,19-20]。随着农户日益融入要素市场,具备一定的金融素养对其在市场中的理性决策具有不可替代的影响,农民金融素养及其影响逐渐成为农村需求侧研究的热点话题^[16]。

(一)金融素养对农地转出的影响机理

通过对已有研究的总结和分析,本文认为农户金融素养通过非农创业、风险态度和养老保险参与三条路径影响农户转出农地。

在非农创业方面,创业者需要认真分析计算创业项目预期的投资回报率以选择合适的创业项目,需要在多种借贷渠道中进行权衡比较以降低信贷成本,这些环节不可避免地会涉及财务金融问题,为保证各项决策的合理有效,创业者需要具备一定的金融素养。金融素养高的创业者能够对各项投资方案进行合理规划,对创业取得成功更有信心,进而更倾向于创业;其信贷知识更全面,对各种融资渠道更了解,能够在分析比较基础上以较低的成本获取创业资本,缓解创业的资金约束。因此,金融素养的提升有利于促进农户进行非农创业。尹志超等^[15]研究发现金融知识水平的提高可显著推动家庭参与非农创业活动,对农村地区家庭创业活动的促进作用更大。随着家庭劳动力向非农转移,非农收入逐渐成为家庭的主要收入,农户收入来源的多样化降低了农户对土地的依赖程度,为农户转出土地提供了空间^[21]。较多研究认为,非农就业增强了农户农地转出倾向^[5-6]。与务工不同,农户家庭从事非农创业,往往需要更多劳动力共同参与,家庭较多劳动力从事非农创业,农地无暇耕种,倾向于转出。

在风险态度方面,多数农户具有强烈的风险意识^[22]。对于转出户来说,转出农地存在产权风险^[1],转入户可能的事后机会主义行为会导致转出的农地难以按照事先约定如期足额收回,非农就业的农户为避免风险可能不会转出农地而进行低效耕种甚至撂荒。已有研究发现,风险意识显著抑制了农户的农地流转意愿^[7],风险规避对农地转出具有显著的负向影响^[8]。农户流转农地具有收益最大化和风险最小化的双重决策目标,农户的风险态度不同,其对收益和风险的关注不同,风险偏好型的农户在转出农地时收益最大化目标占主导,风险厌恶型的农户在转出农地时风险最小化目标占主导。金融素养会影响风险态度,金融素养越高,决策者越有信心进行明智的资产配置决策,认为决策失误的可能性小,自信能够较好地规避或分散风险,从而偏好风险,去追求高收益。施喜容等^[23]研究发现,金融知识的积累会推动家庭风险承受能力的提高。尹志超等^[15]实证分析表明,金融知识水平越高,个体风险厌恶的可能性越小。因此,金融

① Financial Literacy 在部分文献中也被称为“金融知识”,如尹志超等(2015)研究金融知识和创业决策的关系。本文并不对这两个概念进行严谨区分。

素养的提升有利于降低决策者的风险厌恶,促进其风险偏好,在收益最大化目标占主导情况下,农户会愿意转出农地。

在养老保险方面,2009 年 9 月,国务院出台了《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》,新农保开始试点并逐步在全国推开。农村养老保险制度的建立能有效替代土地的保障功能,减少农民对土地的依赖,促进农户流转土地。已有研究发现,参与新农保对农户土地转出行为具有积极的正向影响^[24],对于有老人的家庭,在流动性较强的情况下,新农保能有效促进土地转出^[11]。制定养老计划是一个较为专业的过程,需要家庭具有前瞻性和财务管理能力,金融素养有助于家庭意识到养老计划的重要性并帮助家庭增加对社会保障养老、商业保险养老等不同养老方式的认知度和信任度,随着金融素养水平的提高,选择社会养老和商业保险养老的比例逐步提高^[20]。因此,金融素养的提升有利于农户养老保险的参与,进而促进农地转出。

基于上述分析,提出研究假说 1:金融素养会正向影响农地转出。

假说 1.1:金融素养会通过推动农户非农创业来促进其转出农地。

假说 1.2:金融素养会通过提升农户的风险偏好来促进其转出农地。

假说 1.3:金融素养会通过增强农户的养老保险参与来促进其转出农地。

(二) 金融素养对农地转入的影响机理

对于农地转入,金融素养主要通过农户的信贷获得和风险态度两条路径来产生影响。

在信贷获得方面,金融素养的提高可以帮助家庭增加对信贷市场贷款政策、贷款流程等的了解并降低其认知偏差,从而增加家庭的正规金融机构借贷意愿和正规信贷需求^[25];同时,金融素养作为一种人力资本,会推动家庭财富积累^[26],提高家庭还债能力,而且金融素养高的家庭会保持良好的信用记录^[27],这都会增加借款人的信贷可得性。宋全云等^[19]研究发现,金融知识水平的提高会增强家庭正规信贷需求和正规信贷可得性。随着农地流转市场表现出有偿化和契约化的特征以及农业经营资本密集度提高,农户农地流转行为和流转规模可能会受到农户信贷可获得程度的显著影响^[10],而随着信贷可得性的改善,农户在信贷市场上获得一定规模的融资将增大其转入农地的概率,扩大其农地流转规模^[9]。许泉等^[10]研究发现,正规和非正规信贷获得对农户转入农地行为和转入规模均产生显著正向影响。可见,金融素养的提升会促进农户信贷可得性的改善,进而缓解信贷约束,有利于有转入意愿的农户转入农地。

金融素养对风险态度的影响前面已经分析,即金融素养的提高有助于增强决策者的风险偏好。对于农地转入户来说,利用流转土地进行经营也存在风险,包括转出方违约风险、自然风险和经营风险等。农地转出方在土地经营无利可图或收益较低时转出土地,在有利可图时,农民则可能要求较高的流转收益,甚至违约提前收回土地,由于农地生产投资回收期长,如果转出方单方面违约,会给农地转入方带来极大的风险^[28]。农业生产容易受到自然因素的影响,包括干旱、暴雨、风雪等对农地转入方的规模经营会带来自然风险。转入方由于经营项目选择不当、市场价格波动、流动资金不足或者经营管理不善等原因,也会产生经营风险。由于存在较多风险,风险厌恶的农户一般不会大规模转入农地,而金融素养高的农户,往往更偏好风险,会在有利可图时转入农地。

综上,提出研究假说 2:金融素养会正向影响农地转入。

假说 2.1:金融素养会通过增强农户信贷获得促进其转入农地。

假说 2.2:金融素养会通过提升农户的风险偏好促进其转入农地。

三、数据来源与模型设定

(一) 数据来源

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心 2015 年在全国范围内开展的第三轮中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)。调查样本覆盖全国 29

个省(自治区、直辖市),351个县(区、县级市),1396个村(居)委会,样本规模为37289户,其中城镇家庭25635户,农村家庭11654户。剔除金融素养等关键变量缺失的农户,剩余9025户,其他变量也存在缺失值,使得进入各个模型的观测值个数进一步减少,具体见实证结果表。

(二)模型设定

1. Probit 模型

农地流转包括是否流转和流转面积,是否流转包括是否转出或转入,流转面积包括转出或转入面积。对于是否转出和转入,都是二值变量,故采用Probit模型分析金融素养对是否转出(入)的影响,模型具体设定如下:

$$SFTRA_i = \alpha_0 + \alpha_1 FL_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

上式中, $SFTRA$ 为被解释变量是否转出(入),取值1为转出(入),取值0为未转出(入); FL 为金融素养,是重点考察的解释变量; X 为控制变量; ε 为随机扰动项。模型中可能存在内生性问题,首先,农地流转与金融素养可能会存在反向因果关系,参与农地流转的农户可能在转出农地后从事非农创业,在非农创业过程中往往需要进行借贷,这会促使其对经济金融知识进行学习了解,从而提高自身的金融素养;其次,农户在转入农地进行规模经营过程中也可能涉及资金筹集,在资金筹集过程中会通过学习来提升自身金融素养;最后,金融素养这一概念较为复杂,对其测量可能存在一定的测量误差,这些都可能会导致内生性问题。基于此,在参考尹志超等^[29]和孙光林等^[30]研究的基础上,本文进一步选取受访者父母的最高受教育水平和2013年受访者的金融素养作为工具变量,采用工具变量法解决内生性问题。父母的最高受教育水平可能会影响受访者的金融素养,一个人最先接触和学习知识的地方是家庭,父母受教育水平越高,受访者可以向父母学习提高自身基本的计算能力以及对经济、金融知识的了解,从而金融素养会越高^[29];父母受教育水平越高,就可能越重视对子女的教育,也越可能为子女提供良好的家庭学习氛围^[30]。这些均有助于受访者金融素养的提高。同时,父母的最高受教育水平在受访者农地流转决策之前已经确定,具有严格的外生性。2013年受访者的金融素养一般不会受到2015年农地流转行为的影响,能够满足外生性要求;2013年受访者的金融素养会影响2015年的金融素养,两者高度相关。实证部分会对工具变量的有效性做进一步检验。

2. Tobit 模型

对于流转面积,考虑到存在大量的0值(未流转户),运用OLS方法难以得到一致的估计,本文采用Tobit模型来分析金融素养对农地转出(入)面积的影响,模型设定如下:

$$MJTRA_i = \beta_0 + \beta_1 FL_i + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (2)$$

$MJTRA$ 表示家庭农地转出(入)面积,其他变量的含义与(1)式一致。考虑到可能存在的内生性问题,也选取与前面相同的工具变量进行内生性分析。

3. 中介效应模型

为了分析金融素养对农地流转的影响路径,根据Baron and Kenny^[31]的研究,采用依次检验法构建如下中介效应模型:

$$TRA = a_0 + a_1 FL + a_2 X_1 + e_1 \quad (3)$$

$$M = b_0 + b_1 FL + b_2 X_2 + e_2 \quad (4)$$

$$TRA = c_0 + c_1 FL + c_2 M + c_3 X_3 + e_3 \quad (5)$$

上式中, TRA 为农地流转(包括是否流转和流转面积), FL 为金融素养, M 为中介变量, X_1 、 X_2 、 X_3 为控制变量。(3)式分析金融素养对农地流转的总效应,具体分析采用(1)和(2)式,(4)式分析金融素养对中介变量的影响,(5)式同时将金融素养和中介变量放入模型右侧,分析其对农地流转的影响。中介效应等于系数乘积 $b_1 \times c_2$,在依次检验法中,一个中介变量的中介效应是否显著,需要满足以下条件:(3)式中金融素养对农地流转的影响显著,即系数 a_1 显著;(4)式中金融素养对中介变量的影响显著,即系数 b_1 显著;(5)式中中介变量对农地流转的影响显著,即系数 c_2 显著。

(三) 变量设置与描述统计

表 1 变量定义与描述统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
因变量			
是否转出	耕地是否转给他人或机构:是=1;否=0	0.13	0.34
转出面积/亩	转出的面积是多少	0.77	11.01
是否转入	是否转入耕地:是=1;否=0	0.15	0.36
转入面积/亩	转入面积是多少	2.16	12.54
核心自变量			
金融素养	①假设银行的年利率是 4%,如果把 100 元钱存 1 年定期,1 年后获得的本金和利息为:1=小于 104 元;2=等于 104 元;3=大于 104 元;4=算不出来。②假设银行的年利率是 5%,通货膨胀率每年是 3%,把 100 元钱存银行一年之后能够买到的东西将:1=比一年前多;2=跟一年前一样多;3=比一年前少;4=算不出来。③您认为一般而言,股票和基金哪个风险更大:1=股票;2=基金;3=没有听过股票;4=没有听过基金;5=两者都没有听说过	0.01	0.69
代理变量	正确回答上述问题的个数	0.57	0.77
中介变量			
非农创业	是否从事工商业生产经营项目:是=1;否=0	0.10	0.30
风险态度	如果有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目:1=高风险、高回报项目;2=略高风险、略高回报项目;3=平均风险、平均回报项目;4=略低风险、略低回报项目;5=不愿意承担任何风险	4.26	1.13
养老保险	16 周岁及以上家庭成员中参加社会养老保险的比例	0.53	0.35
正规信贷	目前是否因农业生产有银行贷款:是=1;否=0	0.04	0.20
非正规信贷	目前是否因农业生产有民间借贷:是=1;否=0	0.09	0.29
控制变量			
户主年龄	2015 年户主年龄	55.49	12.06
性别	户主性别:男=1;女=0	0.89	0.31
初中	户主文化程度是否为初中:是=1;否=0	0.35	0.48
高中及以上	户主文化程度是否为高中及以上:是=1;否=0	0.11	0.32
健康	与同龄人比户主身体状况:1=非常好、好;0=一般、不好、非常不好	0.36	0.48
劳动力数	年龄大于等于 16 岁、小于等于 65 岁的家庭成员数	2.95	1.52
外出劳动力比	外出劳动力在家庭人口中占比	0.03	0.10
老人比重	大于 65 岁的家庭成员比例	0.17	0.28
村干部	家中是否有人担任村干部:是=1;否=0	0.05	0.23
耕地面积/亩	从集体分到的耕地面积	8.56	39.82
农机价值/万元	农业机械总价值	0.35	2.92
家庭资产	家庭总资产的对数	11.83	1.30
是否确权 ^①	是否新一轮农地确权:是=1;否=0	0.13	0.34
正式工作	是否有人受雇于他人且签订正规劳动合同:是=1;否=0	0.16	0.36
省外经历	是否有人有省外就业经历:是=1;否=0	0.21	0.41
是否东部	东部省份=1;其他=0	0.34	0.47
是否中部	中部省份=1;其他=0	0.36	0.48

注:①借鉴何欣等和朱建军等的研究,采用 2009 年以来是否签订土地承包合同或获得土地经营权证书来衡量是否新一轮农地确权。

1. 因变量:农地流转行为

包括是否转出耕地、是否转入耕地、转出耕地面积和转入耕地面积,通过问卷题目直接获得相关数据。为了使研究结论更为准确,农地转出与转入均以未流转户为参照组进行分析,即将农地转出户和未流转户放在一起分析金融素养对农地转出的影响,将农地转入户和未流转户放在一起分析金融素养对农地转入的影响。

2. 核心解释变量:金融素养

2015 年中国家庭金融调查设计了利率计算、通货膨胀理解和投资风险 3 个问题来考察受访

者的金融素养水平。对简单的利率计算问题,回答正确的占比16.25%,这说明对于简单的存款利息计算,大多数农村家庭计算错误或者算不出来;对于通货膨胀问题,回答正确的占比仅为13.53%,可见大部分农村家庭并不理解通货膨胀的含义;对于投资风险问题,回答正确的占比27.58%,高于利息计算和对通货膨胀的理解,当然比例也不高。总体来看,中国农村家庭金融知识缺乏,金融素养较低。Rooij等^[32]认为,受访者回答错误与选择不知道或算不出来所代表的金融素养信息含量是不同的,相对于计算错误来讲,不知道或算不出来则表明受访者不能理解问题,缺乏基本的金融经济概念,金融素养水平更低。因此借鉴尹志超等^[15]和苏岚岚等^[13]的研究,针对每个问题分别构建两个虚拟变量:第一个虚拟变量表示问题是否直接回答,直接回答取值1(包括回答正确或错误),否则取值0(回答算不出来);第二个虚拟变量为是否正确回答,计算正确取值为1,否则取值为0。针对三个问题得出的六个虚拟变量采用迭代主因子法进行因子分析,KMO的值为0.629,Bartlett球形检验的P值为0.000,表明数据适合进行因子分析。提取特征值大于1的公因子2个,对各因子得分利用各因子方差贡献率占比进行加权求和得到金融素养。另外,采用正确回答问题的个数作为衡量金融素养的代理变量进行稳健性检验。

3. 中介变量

在农地转出模型中涉及三个中介变量,分别是非农创业、风险态度和养老保险参与率;在农地转入模型中涉及三个中介变量,分别是农业正规信贷获得、农业非正规信贷获得和风险态度。

4. 控制变量

参照已有研究,本文选取的控制变量包括:户主特征变量(年龄、性别、受教育水平、健康),家庭特征变量(家庭劳动力数、外出劳动力^①占比、老人比重、家中是否有村干部、是否有人有正式工作、省外就业经历、耕地面积、家庭资产、农机价值、是否确权),区域虚拟变量(是否东部、是否中部)。

四、实证结果分析

(一)金融素养对农地转出的影响分析

由表2可知,在仅放入区域虚拟变量和同时放入其他控制变量的情况下,金融素养对农地是否转出分别在5%和1%的水平上正向影响显著。考虑到可能存在的内生性问题,采用IV-probit模型进行工具变量法估计,结果显示,金融素养对农地是否转出在1%的水平上正向影响显著。内生性检验的沃尔德统计量在5%的水平上拒绝了不存在内生性的原假设,说明在农地是否转出的模型中,金融素养存在一定的内生性,工具变量法估计的结果更可靠。当然无论是否采用工具变量法估计,结果均在1%的水平上显著。弱工具变量稳健性检验的卡方统计量AR(chi2)在1%的水平上显著,进一步表明金融素养对农地是否转出的影响是稳健的。过度识别检验的ALN(Amemiya-Lee-Newey)最小卡方统计量为0.61,P值为0.4351,不能拒绝工具变量与误差项不相关的原假设,表明所选工具变量是外生的。另外,采用金融素养代理变量进行稳健性检验,结果显示,金融素养代理变量也在1%的水平上对农地是否转出具有正向影响。因此,金融素养水平越高,农户越倾向于转出耕地。如表2所示,tobit和IV-tobit估计结果显示,金融素养对转出面积的影响也显著为正,即金融素养越高的农户越倾向于转出更多农地。沃尔德统计量的结果显示金融素养不存在内生性,弱工具变量稳健性检验的卡方统计量AR(chi2)在5%的水平上显著,ALN最小卡方统计量不显著,说明工具变量是有效的。金融素养代理变量对农地转出面积的影响也显著为正。综合上述分析,研究假说1得到验证,这与苏岚岚等^[13]的研究结果一致。

① 借鉴贾男等(2015)《非便携式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》,本文以劳动力的户口所在地与其居住地不在同一个县来定义其为外出劳动力。

表 2 金融素养对农地转出影响的回归结果

变量名称	是否转出			转出面积		
	Probit	Probit	IV-probit	Tobit	Tobit	IV-tobit
金融素养	0.0552 ** (0.0252)	0.1466 *** (0.0272)	0.3885 *** (0.1156)	1.5352 * (0.7893)	3.6107 *** (1.0648)	6.4165 *** (2.2236)
户主年龄		0.0117 *** (0.0017)	0.0145 *** (0.0022)		0.3224 *** (0.0973)	0.3107 *** (0.0565)
户主性别		-0.1282 ** (0.0530)	-0.1437 ** (0.0629)		-2.0005 * (1.2076)	-2.4794 ** (1.1445)
初中		0.0089 (0.0422)	-0.0160 (0.0539)		0.9048 (1.0954)	0.2511 (1.0994)
高中及以上		0.0933 (0.0605)	-0.0121 (0.0803)		1.6390 (1.5362)	0.1668 (1.6570)
健康状况		0.0393 (0.0386)	0.0872 * (0.0472)		1.3069 (0.9668)	1.1065 (0.9452)
劳动力数		-0.0776 *** (0.0128)	-0.0709 *** (0.0152)		-1.4873 *** (0.4442)	-1.1897 *** (0.3173)
外出劳动力比		0.7540 *** (0.1750)	0.8324 *** (0.2018)		15.6395 *** (5.7017)	16.0898 *** (4.2117)
是否村干部		-0.1624 * (0.0899)	-0.4720 *** (0.1286)		-3.8155 (2.4833)	-9.0478 *** (2.6901)
耕地面积		0.0038 *** (0.0010)	0.0053 ** (0.0021)		0.4980 ** (0.2061)	0.8189 *** (0.1199)
农机价值		-0.5897 *** (0.1273)	-0.4831 *** (0.1179)		-39.9912 * (23.0586)	-26.2091 ** (6.4898)
是否确权		0.3089 *** (0.0505)	0.3054 *** (0.0610)		6.4187 *** (1.7015)	4.5835 *** (1.4554)
东部	0.1336 *** (0.0440)	0.0986 ** (0.0460)	0.0211 (0.0567)	3.3025 (2.1220)	1.2128 (1.0597)	0.8471 (1.1627)
中部	0.1230 *** (0.0441)	0.1166 ** (0.0456)	0.1298 ** (0.0522)	5.0527 * (2.8109)	2.0623 * (1.0825)	1.3745 (1.0489)
常数项	-1.1005 *** (0.0333)	-1.4746 *** (0.1308)	-1.5953 *** (0.1619)	-42.1753 ** (18.7667)	-45.3002 ** (12.4686)	-40.3520 ** (6.0087)
金融素养 代理变量	0.0730 *** (0.0224)	0.1394 *** (0.0236)		2.1063 ** (0.8626)	3.4880 *** (1.0150)	
N	7590	7552	5158	7557	7519	5136
沃尔德统计量			4.48 **			2.32
AR(chi2)			11.03 ***			7.01 **
P 值(AR)			0.0040			0.0301
ALN(chi2)			0.61			0.36
P 值(ALN)			0.4351			0.5477

注:①括号内为异方差稳健标准误;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。②沃尔德统计量为内生性检验统计量。③金融素养代理变量对农地流转影响的模型中包含的控制变量与金融素养的影响模型中一致,具体影响省略。④AR(chi2)为Anderson-Rubin的卡方统计量,无论在工具变量是强、是弱甚至是不相关时该检验都是有效的^[35],该统计量显著则说明内生解释变量对因变量的影响显著,P值(AR)为对应的P值。⑤ALN(chi2)为过度识别检验的最小卡方统计量,P值(ALN)为对应的P值。表3同。

控制变量的影响方面,户主年龄对农地是否转出和转出面积均具有显著的正向影响,可能的原因是随着户主年龄的增大,农业体力劳动能力下降,则会倾向转出农地。户主性别的影响显著为负,说明相对于男性户主,女性户主更倾向于转出农地。家庭劳动力数对农地转出和转出面积均具有显著的负向影响,即家庭劳动力越多,能够投入农业生产的劳动力也会越多,自然倾向于不转出农地。外出劳动力占比对农地转出具有显著的正向影响,即家庭外出劳动力越多,越倾向于转出农地。有村干部的家庭不倾向于转出农地,可能的原因是村干部忙于村中日常事务,往往不能外出就业,进而不会转出农地。耕地面积多的家庭倾向于转出农地。家中拥有的农业机械价值越高,农户越倾向于不转出农地,因为拥有农业机械价值高的农户,更重视农业生产,为了充分利用农业机械,不但不会转出农地,反而有可能转入农地。新一轮农地确权对

农地转出具有显著的正向影响,这与程令国等^[2]的研究结果一致,说明新一轮农地确权能够提高农户的农地产权安全感知,减少农户的转出顾虑,从而促进农户转出农地。

(二) 金融素养对农地转入的影响分析

Probit 和 IV-probit 模型的回归结果均显示(表 3),金融素养对农户是否转入农地具有显著的正向影响。沃尔德统计量在 5%的水平上拒绝了金融素养外生的原假设,说明在 Probit 模型中金融素养是内生性解释变量,应该选用 IV-probit 模型的估计结果。弱工具变量稳健性检验的卡方统计量 AR(chi2)在 5%的水平上显著,ALN 最小卡方统计量不显著,说明工具变量是有效的。金融素养代理变量对农地是否转入的影响也显著为正,即农户金融素养越高越倾向于转入农地。Tobit 和 IV-tobit 模型的结果也一致显示,金融素养对农户农地转入面积的影响显著为正。金融素养代理变量对农地转入面积的影响也显著为正。研究假说 2 得到验证。

表 3 金融素养对农地转入影响的回归结果

变量名称	是否转入			转入面积		
	Probit	Probit	IV-probit	Tobit	Tobit	IV-tobit
金融素养	0.0995*** (0.0237)	0.0678*** (0.0251)	0.3429*** (0.1226)	6.1148*** (1.0635)	3.9233*** (0.9800)	11.4400*** (4.1204)
户主年龄		-0.0069*** (0.0015)	-0.0031 (0.0022)		-0.3287*** (0.0614)	-0.1835** (0.0717)
户主性别		0.2333*** (0.0605)	0.2424*** (0.0743)		8.0770*** (2.2270)	7.2443*** (2.4494)
初中		-0.0283 (0.0383)	-0.0408 (0.0510)		-0.1476 (1.3966)	-0.8576 (1.6559)
高中及以上		-0.2624*** (0.0603)	-0.3703*** (0.0802)		-7.4445*** (2.4971)	-10.2806*** (2.6718)
健康状况		0.0120 (0.0361)	-0.0184 (0.0453)		1.1513 (1.3602)	-0.4124 (1.4641)
劳动力数		0.0338*** (0.0119)	0.0452*** (0.0148)		1.1019*** (0.4275)	1.3667*** (0.4841)
外出劳动力比		0.2363 (0.1733)	0.2560 (0.2132)		3.3796 (5.9274)	2.4822 (7.0265)
是否村干部		0.1258* (0.0713)	0.0414 (0.0915)		8.6681** (3.4863)	3.9473 (2.8831)
耕地面积		0.0014 (0.0010)	0.0040*** (0.0012)		0.0436* (0.0264)	0.2623*** (0.0366)
农机价值		0.0112 (0.0077)	0.0039 (0.0052)		0.9807* (0.5639)	0.3739** (0.1555)
是否确权		0.1819*** (0.0485)	0.0838 (0.0617)		10.6124*** (2.3130)	5.6702*** (1.9508)
东部	-0.2874*** (0.0432)	-0.2583*** (0.0443)	-0.2815*** (0.0559)	-8.0668*** (1.6336)	-6.7284*** (1.5857)	-6.4740*** (1.8543)
中部	0.0410 (0.0395)	0.0343 (0.0405)	0.0466 (0.0479)	6.6367*** (1.5123)	6.1642*** (1.4869)	4.9479*** (1.5508)
常数项	-0.8521*** (0.0293)	-0.8198*** (0.1185)	-1.0834*** (0.1528)	-39.4668*** (3.6939)	-33.7590*** (5.4567)	-36.4417*** (5.1748)
金融素养代理变量	0.0867*** (0.0212)	0.0650*** (0.0220)		4.8905*** (0.9299)	3.3621*** (0.8619)	
N	7795	7756	5238	7778	7739	5230
沃尔德统计量			4.93**			4.26**
AR(chi2)			8.57**			8.86**
P 值(AR)			0.0138			0.0119
ALN(chi2)			1.26			1.07
P 值(ALN)			0.2618			0.3004

控制变量方面,户主年龄对农地转入面积的影响显著为负,说明户主年龄越大,越不会转入较多农地。户主性别对农地是否转入和转入面积的影响显著为正,说明相对于女性户主,男性户主的家庭更倾向于转入农地,扩大规模。户主文化程度的影响显著为负,说明户主具有高中

及以上学历的家庭倾向于不转入农地,可能的原因是户主学历较高,非农就业能力较强,家庭倾向于从事非农就业,而不会转入农地。家庭劳动力数量越多越倾向于转入农地,可能的原因是为了充分利用家中较多的劳动力而转入农地扩大经营规模。耕地面积越大、拥有的农机价值越高的农户越倾向于转入较多农地,可能的原因是耕地面积多、拥有农机价值高的农户,往往以农业经营为主,为了充分利用农业机械发挥规模效益,倾向于转入更多农地。

(三) 金融素养对农地转出的作用路径分析

进行中介效应分析的(3)式的回归结果已在表 2 中给出,金融素养对农地是否转出和转出面积均具有显著的正向影响,中介效应存在的第一个条件满足。表 4 中给出了以中介变量为因变量的(4)式的回归结果、以农地是否转出为因变量的(5)式的回归结果和以农地转出面积为因变量的(5)式的回归结果。

表 4 金融素养对农地转出的影响路径分析

中介变量	非农创业		风险态度		养老保险	
	Probit	IV-probit	Oprobit	Eprobit	Tobit	IV-tobit
金融素养	0.2402*** (0.0290)	0.6645*** (0.1121)	-0.3979*** (0.0217)	-0.5033*** (0.0990)	0.0161* (0.0096)	0.0075 (0.0309)
内生性检验		12.80***		0.09		0.18
N	7579	5170	6440	4432	7579	5170
是否转出	Probit	Eprobit	Probit	Eprobit	Probit	Eprobit
金融素养	0.1307*** (0.0275)	0.3491*** (0.1172)	0.1290*** (0.0297)	0.4740*** (0.1227)	0.1476*** (0.0272)	0.3886*** (0.1156)
非农创业	0.3534*** (0.0569)	0.2941*** (0.0694)				
风险态度			-0.0404** (0.0180)	-0.0406* (0.0217)		
养老保险					-0.0670 (0.0524)	-0.0324 (0.0646)
内生性检验		-0.15*		-0.19**		-0.17**
N	7552	5158	6420	4423	7552	5158
转出面积	Tobit	Eintreg	Tobit	Eintreg	Tobit	Eintreg
金融素养	3.2544*** (0.6990)	5.5663** (2.5080)	1.6296*** (0.3318)	4.6014*** (1.6438)	3.6059*** (0.6954)	6.4155** (2.5530)
非农创业	7.6836*** (1.4504)	6.2521*** (1.5357)				
风险态度			-0.4026** (0.2043)	-0.4222* (0.2404)		
养老保险					0.2990 (1.3395)	0.3493 (1.2357)
内生性检验		-0.10		-0.16*		-0.12
N	7519	5136	6393	4404	7519	5136

注:①非农创业为因变量的模型中,除了表 2 中的控制变量外,增加了省外经历。②风险态度为因变量的模型中,控制变量增加了正规就业。③养老保险为因变量的模型中,控制变量去掉了是否确权,增加了老人比重,限于篇幅,控制变量估计结果省略。④对于内生性检验,IV-probit 与 IV-tobit 采用沃尔德统计量进行检验,Eprobit、Eprobit 与 Eintreg 采用误差项相关系数进行检验,不管是沃尔德统计量还是误差项相关系数都在显著时存在内生性。

先看以中介变量为因变量的回归结果,金融素养对非农创业具有显著的正向影响,Probit 和 IV-probit 模型估计结果一致,内生性检验结果显示金融素养存在内生性。风险态度变量为离散有序取值,故采用有序 Probit 模型进行分析,结果显示金融素养对风险态度具有显著的负向影响,即金融素养越高,农户越偏好风险;采用 Eprobit 模型对金融素养的内生性问题进行工具变量法估计,结果显示不存在内生性。Tobit 模型结果显示,金融素养对家庭成员养老保险参与率有显著的正向影响,工具变量法估计结果显示金融素养不存在内生性。综上得出,金融素养对三个中介变量均具有显著影响,中介效应存在的第二个条件满足。

对(5)式进行回归,考虑到金融素养可能存在的内生性,应采用工具变量法进行估计。但如

果采用 IV-probit 和 IV-tobit 模型,则除了金融素养外的其他变量(包括中介变量)均作为外生变量进入第一阶段模型,而中介变量受到金融素养的影响,并不能作为第一阶段模型中的外生控制变量。所以采用 IV-probit 和 IV-tobit 模型进行工具变量法估计并不适合。Stata15 提供了“扩展回归模型”(Extended Regression Models),第一阶段模型和第二阶段模型中的控制变量可以不同。“扩展回归模型”包括四个子块(Eregress、Eprobit、Eintreg 和 Eoprobit)来处理内生性,分别对应因变量是连续变量、二值变量、区间变量和有序变量的情形,同时适用于内生变量是连续变量、二值变量和有序取值的变量。下面选择 Eprobit 和 Eintreg 分别替代普通的 IV-probit 和 IV-tobit 模型,Eprobit 和 Eintreg 都进行两个回归,主回归是以农地是否转出和转出面积为因变量,自变量除了金融素养和中介变量外,其他控制变量和表 2 中一致;内生变量回归是以金融素养为因变量,自变量除了工具变量,还包括表 2 中的控制变量,不包括中介变量;如果这两个回归等式的误差项具有相关性,则说明存在内生性。

表 4 以农地是否转出为因变量的(5)式的回归结果,三个模型的误差项相关系数均显著,说明金融素养存在内生性,应该选用 Eprobit 模型的结果。Eprobit 模型的估计结果显示,非农创业对农地是否转出具有显著的正向影响,结合(3)式和(4)式的结果可以得出,“金融素养—非农创业—农地转出”的作用路径存在,研究假说 1.1 得到验证。风险态度对农地是否转出在 10%的水平上具有负向影响,即农户越偏好风险,越倾向于转出农地,结合(3)式和(4)式的结果可以得出,“金融素养—风险态度—农地转出”的作用路径存在,研究假说 1.2 得到验证。养老保险对农地是否转出的影响不显著,表明金融素养并未通过提升农户的养老保险参与率进而增强农户的农地转出概率,研究假说 1.3 未得到验证(采用 medeff 命令分析养老保险的中介效应,结果仍然显示中介效应不显著)。可能的原因是农村居民参与的社会养老保险主要是新农保(经过对数据的分析发现,参加养老保险的农村居民中有 90.63%是参加的新农保),而新农保养老保险金额不高(统计显示平均每月领取 126.9 元),土地仍发挥着部分养老保障作用。聂建亮等^[36]研究也认为,当前新农保保障能力尚处在低层次水平,因此参保状况对农民转出农地意愿的影响尚不显著。表 4 以农地转出面积为因变量的回归结果显示,金融素养和三个中介变量对农户农地转出面积的影响与对是否转出的影响一致,在一定程度上强化了前面对假说的检验结果。

(四)金融素养对农地转入的作用路径分析

表 3 中结果显示,金融素养对农地是否转入和转入面积具有显著的正向影响,中介效应存在的第一个条件满足。表 5 给出了金融素养对农地转入作用路径(4)式和(5)式的回归结果。

先看金融素养对中介变量的影响,内生性检验结果显示,金融素养在以中介变量为因变量的三个模型中不存在内生性。Probit 模型的结果显示,金融素养对农户农业正规信贷和非正规信贷获得均具有显著的正向影响,可见,农户金融素养的提升有助于农业生产信贷的获得。Oprobit 模型的结果显示,金融素养对农户风险态度具有显著的负向影响。综上得出,金融素养对三个中介变量均具有显著影响,中介效应存在的第二个条件满足。Eprobit 和 Eintreg 模型内生性检验结果显示,在以是否转入和转入面积为因变量的模型中,金融素养都存在一定的内生性,应该选择工具变量法估计结果。Eprobit 模型结果显示,正规信贷与非正规信贷对农地是否转入均具有显著的正向影响,即相对于未获得农业正规信贷或非正规信贷的农户,获得的农户更倾向于转入农地。结合(3)式和(4)式的估计结果发现,金融素养能够通过促进农业信贷(正规和非正规信贷)获得来增强农户转入农地的倾向,研究假说 2.1 得到验证。风险态度对农地是否转入的影响不显著,中介效应存在的第三个条件不能满足,假说 2.2 未得到验证(采用 medeff 命令分析风险态度的中介效应,结果仍然显示中介效应不显著)。可能的原因在于,一方面农户的风险偏好强,可能会扩大农业经营规模,转入农地;另一方面农户风险偏好越强,越有可能选择投资风险性较高的非农行业,包括非农创业^[15],而不转入农地^[13]。两种影响相互抵消,使得最终风险态度的影响不显著。另外,农户转入的农地面积一般较小(前面的描述统计显

示平均转入面积为 2.16 亩),经营规模小,在农业生产经营中面临的损失风险不大,这也是导致风险态度影响不显著的一种可能原因。Eintreg 模型的结果显示,金融素养和中介变量的影响与在 Eprobit 中一致,进一步强化了前面对假说的检验结果。

表 5 金融素养对农地转入的影响路径分析

中介变量	正规信贷		非正规信贷		风险态度	
	Probit	IV-probit	Probit	IV-probit	Oprobit	Eprobit
金融素养	0.1732 *** (0.0370)	0.1687 (0.2010)	0.1014 *** (0.0308)	0.0797 (0.1624)	-0.3924 *** (0.0215)	-0.5117 *** (0.1091)
内生性检验		0.01		0.07		0.10
N	7764	5243	7764	5243	6672	4540
是否转入	Probit	Eprobit	Probit	Eprobit	Probit	Eprobit
金融素养	0.0591 ** (0.0252)	0.3371 *** (0.1229)	0.0638 ** (0.0251)	0.3451 *** (0.1226)	0.0395 (0.0270)	0.3533 *** (0.1312)
正规信贷	0.4056 *** (0.0722)	0.4547 *** (0.0876)				
非正规信贷			0.2783 *** (0.0520)	0.2868 *** (0.0602)		
风险态度					-0.0171 (0.0163)	-0.0189 (0.0192)
内生性检验		-0.19 **		-0.19 **		-0.22 * *
N	7756	5238	7756	5238	6665	4535
转入面积	Tobit	Eintreg	Tobit	Eintreg	Tobit	Eintreg
金融素养	3.4220 *** (0.9381)	11.0766 *** (4.2175)	3.7175 *** (0.9425)	11.4361 *** (4.2374)	3.0998 *** (1.0463)	12.1568 *** (4.6547)
正规信贷	19.9193 *** (2.4817)	18.1210 *** (3.5662)				
非正规信贷			11.2327 *** (1.8884)	9.9189 *** (2.0219)		
风险态度					-0.6292 (0.6234)	-0.7019 (0.6480)
内生性检验		-0.17 **		-0.17 **		-0.20 * *
N	7739	5230	7739	5230	6652	4529

注:①正规信贷与非正规信贷为因变量的模型中,控制变量除了表 2 中的控制变量外,增加了家庭资产;风险态度为因变量的模型中,控制变量增加了正规就业。②其他同表 4。

五、研究结论与政策启示

本文利用 2015 年中国家庭金融调查数据,实证分析了农户金融素养对农地是否流转和流转面积的影响,研究发现,农村居民的金融素养水平较低,金融素养的提升可显著促进农户转出或转入农地,金融素养对于转出或转入面积也具有显著的正向影响。考虑到金融素养可能存在的内生性,进一步选取受访者父母的最高受教育水平和 2013 年受访者的金融素养作为工具变量进行 IV-probit 和 IV-tobit 模型估计,结果显示金融素养对农地流转的正向影响是稳健的。在对金融素养影响农地流转的路径进行理论分析的基础上,实证检验发现,金融素养通过推动农户非农创业和提升农户风险偏好来促进其转出农地并增加转出面积,而社会养老保险参与率在金融素养和农地转出间的中介效应不显著;金融素养通过增强农户农业正规和非正规信贷获得来促进其转入农地并增加转入面积,而风险态度在金融素养和农地转入间的中介效应不显著。

上述研究结论具有较强的政策启示:第一,考虑到农村居民金融素养低和金融素养对农地流转的促进作用,应该调动金融机构、财经院校等多主体的积极性,深入农村开展金融知识宣传,让农村居民更好地了解金融政策和知识。第二,充分利用多种渠道提升农村居民金融素养,

并建立金融素养提升的长效机制。如利用互联网和手机等现代通信手段推送金融小常识和金融资讯。第三,基于金融素养对农地流转的影响路径,应该创造相关条件使传导路径更加畅通。一方面应该为农村居民非农创业提供相关的政策扶持,进而促进其农地转出;另一方面应该为农村居民的农业信贷获得提供条件,进而缓解其转入农地的信贷约束。

参考文献:

- [1] 胡霞,丁冠洪.为什么土地流转中会出现无偿转包——基于产权风险视角的分析[J].经济理论与经济管理, 2019, 338(2): 91-102.
- [2] 程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗? [J].管理世界, 2016(1): 88-98.
- [3] 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.
- [4] 钱忠好.非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J].中国农村经济, 2008(10): 13-21.
- [5] 孙小龙,郭沛.非农就业对农户土地转出行为的影响[J].财经科学, 2015(11): 121-128.
- [6] 许庆,陆钰凤.非农就业、土地的社会保障功能与农地流转[J].中国人口科学, 2018, 188(5): 30-41, 126-127.
- [7] 李景刚,高艳梅,臧俊梅.农户风险意识对土地流转决策行为的影响[J].农业技术经济, 2014(11): 21-30.
- [8] 孙小龙,郭沛.风险规避对农户农地流转行为的影响——基于吉鲁陕湘4省调研数据的实证分析[J].中国土地科学, 2016, 30(12): 35-44.
- [9] 侯建昀,霍学喜.信贷可得性、融资规模与农户农地流转——以专业化生产农户为例[J].中国农村观察, 2016(6): 29-39.
- [10] 许泉,张龙耀,吴比.信贷市场对农地流转市场发育的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版), 2016, 15(4): 19-30.
- [11] 徐志刚,宁可,钟甫宁,等.新农保与农地转出:制度性养老能替代土地养老吗? ——基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J].管理世界, 2018, 34(5): 86-97, 180.
- [12] 张亚丽,白云丽,甄霖,等.新农保能促进农户土地流转吗? ——基于CHARLS三期面板数据[J].自然资源学报, 2019, 34(5): 1016-1026.
- [13] 苏岚岚,何学松,孔荣.金融知识对农民农地流转行为的影响——基于农地确权颁证调节效应的分析[J].中国农村经济, 2018(8): 17-31.
- [14] 单德朋.金融素养与城市贫困[J].中国工业经济, 2019, 373(4): 136-154.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 吴雨,彭嫦燕,尹志超.金融知识、财富积累和家庭资产结构[J].当代经济科学, 2016, 38(4): 19-29, 124-125.
- [18] Hung A, Parker A M, Yoong J. Defining and Measuring Financial Literacy[J]. Social Science Electronic Publishing, 2009, 708(11).
- [19] 宋全云,吴雨,尹志超.金融知识视角下的家庭信贷行为研究[J].金融研究, 2017(6): 95-110.
- [20] 吴雨,杨超,尹志超.金融知识、养老计划与家庭保险决策[J].经济学动态, 2017(12): 86-98.
- [21] Zhang Q F, Qingg V G M, Xu X. Development of Land Rental Markets in Rural Zhejiang: Growth of Off-farm Jobs and Institution Building[J]. The China Quarterly, 2004, 180: 1031-1049.
- [22] 马小勇.中国农户的风险规避行为分析——以陕西为例[J].中国软科学, 2006(2): 22-30.
- [23] 施喜容,孟德锋.金融知识、风险承受能力与退休养老规划选择[J].金融教育研究, 2018, 31(2): 14-20.
- [24] 罗仁福,刘琰,刘承芳,等.新型农村养老保险对农户家庭土地流转行为的影响——基于中国农村发展调查的5省农户微观数据[J].经济经纬, 2019, 36(3): 33-40.
- [25] Akudugu M A, Egyir I S, Mensah-Bonsu, Akwasi. Women Farmers' Access to Credit from Rural Banks in Ghana [J]. Agricultural Finance Review, 2009, 69(3): 284-299.
- [26] Lusardi A, Mitchell O S. Baby Boomer Retirement Security: the Roles of Planning, Financial Literacy, and Housing Wealth [J]. Journal of Monetary Economics, 2006, 54(1): 205-224.
- [27] Kidwell B, Turrissi R. An Examination of College Student Money Management Tendencies[J]. Journal of Economic

Psychology, 2004, 25(5):601-616.

[28] 耿彩云. 我国农地流转风险研究[D]. 重庆: 重庆大学, 2011.

[29] 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):124-144.

[30] 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, 49(4):62-75.

[31] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51: 1173-1182.

[32] Rooij M V, Lusardi A, Alessie R. Financial Literacy and Stock Market Participation[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(2):449-472.

[33] 贾男, 马俊龙. 非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J]. 管理世界, 2015(9):82-91.

[34] 朱建军, 杨兴龙. 新一轮农地确权对农地流转数量与质量的影响研究——基于中国农村家庭追踪调查 (CRHPS) 数据[J]. 农业技术经济, 2019(3):63-74.

[35] 詹姆斯 H 斯托克, 马克 W 沃森. 计量经济学(3 版)[M]. 上海: 格致出版社, 2012.

[36] 聂建亮, 钟涨宝. 保障功能替代与农民对农地转出的响应[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(1):103-111.

(责任编辑: 刘浩)

Study on the Impact and Path of Financial Literacy on Farmland Transfer: Based on CHFS Data

ZHU Jianjun, ZHANG Lei, AN Kang

Abstract: Financial literacy is an important factor that affects the asset allocation of behavior subjects, and it reflects people's ability to make effective decisions with knowledge and skills when using and managing resources. Farmland is important asset of farmers, and the farmland transfer is the behavior of asset allocation of farmers. Whether the improvement of financial literacy can promote the farmland transfer, this answer is in favor of promoting the large-scale operation of agriculture. Based on this and the theoretical analysis of the mechanism of financial literacy affecting farmland transfer, this paper empirically analyzed the impact of farmers' financial literacy on farmland transfer by using the data of China Household Financial Survey in 2015. The study found that farmers' financial literacy level was low, and financial literacy had a significant positive impact on farmers' farmland transfer. Considering the endogeneity of financial literacy, the instrumental variable method was further used to estimate the impact of financial literacy, and the results showed that the positive impact of financial literacy on farmland transfer was robust. On the impact path of financial literacy on farmland transfer, empirical analysis using mediation effect model showed that financial literacy promoted farmers to rent out farmland by promoting non-agricultural entrepreneurship and enhancing farmers' risk preference, and to rent in farmland by enhancing farmers' access to formal and informal credit.

Keywords: Financial Literacy ; Farmland Transfer; Impact Path