

省外务工经历与农村家庭金融资产选择

卢树立

(中国人民大学经济学院,北京 100872)

摘要:本文运用2015年中国家庭金融调查数据(CHFS),研究了省外务工经历对农村家庭金融资产选择的影响。为避免模型可能存在内生性问题,本文还选取“各省近20年平均城镇失业率”作为工具变量,使用工具变量法进行估计。研究发现:省外务工经历能够显著提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性,并且能够提高其风险性金融资产的配置比例;省外务工经历通过增加收入、增长金融知识、增强社会网络来提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性和参与程度。据此可以有针对性地引导农村家庭合理配置金融资产,进而使农村居民更好地分享中国资本市场快速发展带来的红利。

关键词:省外务工经历;金融资产;农户收入;金融知识;社会网络

中图分类号:F014.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)01-0127-09

一、引言

近年来,我国的家庭金融得到了飞速发展,资产规模从1978年的380亿元增长到2017年的140万亿元,增长了3600多倍^{[1][2]},家庭金融资产^①配置种类也不断多元化。但是,我国在经济和金融方面是典型的城乡二元结构,城镇和农村居民在家庭金融资产选择方面存在显著差异。相较而言,农村家庭更倾向于配置银行存款等无风险金融资产,而很少配置股票、基金等风险性金融资产^{[3][4]}。风险性金融资产配置缺失使得农村家庭很难分享中国资本市场飞速发展带来的红利^{[5](P154-159)}。

在城乡二元结构下,农民外出务工是我国普遍且具有极大影响力的社会现象,截至2018年底,农村外出务工人员已经达到2.88亿人,包括外出农民工1.73亿人,其中省外务工7594万人,占外出农民工的比重为44%^②。农民外出务工是否对家庭金融资产选择产生影响呢?从理论上来看,首先,外出务工可以增加家庭收入,从而扩展可选择的金融资产范围;其次,由于外出务工地往往经济更加发达,农民工有更多机会接触到各类金融机构、了解各类金融资产,从而开阔投资思路;最后,农民工在务工地往往集群生活和工作,有利于扩大社会网络,从而更容易获取各类金融信息。因此,本文拟探究省外务工经历与家庭金融资产选择的关系和内在机制。本文的研究可以为政府和金融机构更好地服务农村、满足农民差异化的金融需求提供理论依据,从而有针对性地引导农村家庭合理配置金融资产,进而使农村居民可以更好地分享中国资本市场快速发展带来的红利。

收稿日期:2019-06-26

作者简介:卢树立(1981—),男,河北沧州人,中国人民大学经济学院博士生。

二、文献综述和研究假设

家庭金融由 Campbell 于 2006 年提出^[6],并成为金融研究的第三大领域(另外两个为公司金融和资产定价)^[7]。家庭金融研究主要包括家庭金融资产的结构、家庭金融资产选择的影响因素研究等^[8](P99-101)。将家庭金融资产选择的影响因素归纳起来,可以分为家庭内生因素和家庭外生因素。前者主要包括:一是人口统计学特征,如性别、年龄、受教育情况、身体状况、婚姻状况等^[9](P1-42);二是收入或财富状况,如家庭收入、家庭总资产、家庭净资产等^[10];三是风险特征,包括风险态度、是否拥有养老保险和商业保险等^[11];四是金融特征,包括金融素养、金融可得性等^[12];五是金融资产,如住房等^[13]。后者主要包括货币政策、通货膨胀、经济周期波动、户籍制度等^[14]。

虽然家庭金融资产选择的影响因素研究成果丰富,但是专门以农村家庭作为研究对象的文献十分有限。西方国家并不具备我国特有的农村经济,因此暂无相关研究。目前,仅有少量文献专门研究了农村家庭金融资产选择的影响因素,比如:高小琼(2005)调查研究发现,高收入农民对现金、储蓄存款没有显著偏好,而低收入农民明显偏好于储蓄存款,农民收入差距扩大会对金融资产分布的差距产生影响^[15];卢亚娟和张菁晶(2018)研究发现,教育、收入、健康状况、投资经验会显著影响农村家庭金融资产选择^[16]。综上所述,农村家庭金融资产选择的影响因素研究还较少,且没有关注到农村居民外出务工经历的影响。本文将借鉴家庭金融资产选择的影响因素研究方法,探讨省外务工经历对农村家庭金融资产选择的影响及内在机制。

由于消费观念等因素的制约,农民工的消费水平与收入增长并不成比例,消费水平仍处于较低层次,表现为暂时性、维持性和最小化的消费^[17],而结余的收入将进入投资领域。我国是一个高储蓄率国家,而且农村居民储蓄率高于城镇居民,但是外出务工能够显著降低农村居民储蓄,原因是外出务工降低了农民收入的不确定性,缓解了流动性约束,改变了保守的消费观念^{[18][19]}。储蓄资产作为无风险金融资产的最典型代表,占据无风险金融资产的绝大多数,这在一定程度上表明外出务工经历可能降低无风险金融资产的配置比例。同时由于工作经验和知识技能的增长、资金和人脉的扩展,相较于无外出务工经历的家庭,有外出务工经历的家庭有更强烈的金融需求,且偏向于配置风险性金融资产^[20]。据此,提出以下假设:

假设 1:省外务工经历有助于农村家庭参与风险性金融市场,且有助于提高参与程度。

已有研究表明,外出务工显著增加了农民的收入,时红艳(2011)发现外出务工农民比非外出务工农民的年收入高约 29%^[21],刘魏(2016)发现非农就业的城郊农民收入比务农的农民高 59%^[22]。收入提高将有助于扩大农村家庭资产可配置范围,增加配置更多金融资产的可能性。卢亚娟和张菁晶(2018)的研究表明收入对农民家庭持有证券资产具有显著的正向作用^[16],这在一定程度上说明农村家庭收入增加,会提高其进入风险性金融市场的可能性。由此可见,外出务工有利于农民工收入提高,进而会增加其家庭选择风险性金融资产的可能性。据此,提出以下假设:

假设 2:省外务工经历通过提高收入影响农村家庭金融资产选择,本文将这种机制定义为“收入效应”。

我国是典型的城乡二元金融结构,农村金融服务水平显著低于城市地区^[23],在农村能够获得的金融服务较少。由于农民受教育水平相对较低,普遍没有接受过专业的金融培训,因此农民的金融知识相对欠缺。农民外出务工地通常为经济较发达地区,根据国家统计局《2018 年农民工监测调查报告》,2018 年在东部、中部务工的农民工人数占比为 75.8%。这些地区金融服务也相对发达,农民工接触各类金融知识的可能性更高,外出务工人员会主动或被动地接收各类金融知识,其金融知识水平通常比非外出务工人员高。农民工金融知识增加,会降低其金融排斥的程度^[24],提高其参与金融市场的概率和选择风险性金融资产的可能性^[25]。由此可见,外出务工有利于农民工增加金融知识,降低了其家庭配置风险性金融资产的门槛。据此,提出以下假设:

假设 3:省外务工经历通过增长金融知识影响农村家庭金融资产选择,本文将这种机制定义为“知识效应”。

我国是一个“关系型”社会,农村更是“熟人社会”^[26],社会网络关系在家庭决策方面有着较大影响。农民外出务工可以扩大社交网络规模^[27],进而会接收到更多的信息,这些信息会影响其家庭决策。社会网络的扩大对家庭金融资产选择也会产生影响,现有研究表明,广泛的社会网络会促进家庭参与金融市场并选择风险性金融资产^[28]。由此可见,外出务工形成的社会网络可以促进农村家庭参与风险性金融市场。据此,提出以下假设:

假设 4:省外务工经历通过增强社会网络影响农村家庭金融资产选择,本文将这种机制定义为“社会网络效应”。

三、数据来源、变量说明和模型设置

(一)数据来源

本文将使用 2015 年中国家庭金融调查数据(CHFS)进行实证研究^[29],其样本总规模为 37289 户。由于户主更加了解其家庭的金融资产配置情况,所以本文将户主作为研究对象。在进行数据整理后,保留 9814 个农村家庭作为实证研究的样本。

(二)变量说明

1.被解释变量。本文关注的被解释变量为“风险市场参与”和“风险市场参与程度”。前者衡量家庭是否参与风险性金融市场,若至少持有一种风险性金融资产,则表示其参与了风险性金融市场;后者衡量风险性金融资产占金融资产的比重。根据 CHFS 调查内容,风险性金融资产是指股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、外汇、贵金属和借出款等收益不确定的金融资产。

2.解释变量。本文关注的核心解释变量为农村家庭省外务工经历,有两个可选变量:一是农村家庭成员中有省外务工经历的人数,二是有省外务工经历的家庭成员人数占家庭总人数的比重。前者为绝对量,后者是相对量,绝对量往往受到家庭规模的影响,因此本文选择后者作为核心解释变量,并将其定义为“省外务工比例”。在稳健性检验部分,本文将选择绝对量进行再检验。

由于省外务工经历可能与农村家庭金融资产选择存在共同的不可观察的影响因素,可能给模型带来内生性。本文拟使用工具变量法进行克服。本文使用“各省近 20 年平均城镇失业率”作为“省外务工比例”的工具变量。理由如下:(1)本省城镇失业率与省外务工通常是相关的,城镇失业率越高,该省农村家庭成员越有可能外出务工,但城镇失业率与家庭金融资产选择并无直接关系。(2)选择 20 年平均值的理由有两个:一是根据陆继霞等(2019)的研究和国家统计局的数据^[30],1995 年我国农民工有 7073 万人,到 2000 年已达 1.21 亿人,5 年时间增长了 5000 多万人;1998 年全国平均城镇失业率为 2.92%,到 2002 年上升为 3.89%,5 年时间上涨了 33.2%。如果选择 10 年或更短周期的平均值,可能忽略了 2000 年前后农民工人数和全国失业率大幅上升的影响;二是根据 2015 年中国家庭金融调查数据,有过省外务工经历的农民平均年龄约 38 岁,如果按最小外出务工年龄 18 岁计算,20 年时间跨度更能覆盖样本时间范畴。

3.中介变量。根据研究假设,中介变量为家庭收入、金融知识和社会网络。其中,家庭收入用家庭收入总和衡量;金融知识用户主正确回答金融知识问题的个数衡量;参考魏昭等(2018)的研究^[28],使用社会交往来衡量社会网络。

4.控制变量。根据文献研究可知,除了本文关注的解释变量外,还有许多因素会影响家庭金融资产选择,本文从家庭、户主两个角度选择控制变量,变量设置详见表 1。

(三)模型设置

1.主要模型。风险市场参与是虚拟变量,因此本文使用 Probit 模型来估计省外务工经历对风险性金融市场参与的影响,具体模型设定如下:

$$\text{riskhold}_i = \text{I}(\alpha_0 + \alpha_1 \text{outrate}_i + \gamma \text{control}_i + \epsilon_i > 0) \quad (1)$$

表 1

变量说明

变量类型	变量名	变量描述	
因变量	风险市场参与(riskhold)	家庭是否参与风险性金融市场;是=1;否=0	
	风险市场参与程度(riskrate)	家庭风险性金融资产占家庭金融资产的比重	
自变量	省外务工比例(outrate)	家庭成员中有省外务工经历人数占家庭总人数的比重	
控制变量	家庭特征	家庭财富(wealth)	参考靳永爱、谢宇(2015)等人的研究 ^[31] ,家庭财富=家庭总资产-家庭总负债,取对数
		家庭人口数量(number)	家庭成员数量
		住房(house)	有房=1;无房=0
	户主特征	性别(gender)	男=1;女=0
		年龄(age)	户主年龄
		教育年限(education)	折算后的受教育年限 ^③
		健康状况良好(health)	将健康状况问题回答为“非常好”或者“好”的户主定义为“健康状况良好”,取值为1;否则,取值为0
		婚姻不幸(unhappy)	将婚姻状况问题回答为“分居”“离婚”“丧偶”的户主定义为“婚姻不幸”,取值为1;否则,取值为0
		风险厌恶(aversion)	风险厌恶=1,其他=0
工具变量	近20年平均城镇失业率(unemployment)	户主所在省份近20年平均城镇失业率	
中介变量	家庭收入(income)	家庭收入总和的对数	
	金融知识(knowledge)	户主正确回答金融知识问题的个数	
	社会网络(interaction)	使用社会交往来衡量社会网络,社会交往等于年度礼金往来和通信费之和,取对数	

式(1)中,随机扰动项 ϵ 服从正态分布,下标 i 代表家庭, $I(\dots)$ 为示性函数, riskhold 为风险性金融市场参与情况, outrate 为省外务工比例, control 为控制变量。

由于风险性金融资产占家庭金融资产的比重是截断的,处于 $[0, 1]$ 之间,所以,本文使用 Tobit 模型进一步估计省外务工经历对家庭风险性金融资产配置比重的影响,具体模型设定如下:

$$\text{riskrate}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{outrate}_i + \tau \text{control}_i + \mu_i$$

$$\text{riskrate}_i = \begin{cases} \text{riskrate}_i, & \text{riskrate}_i > 0 \\ 0, & \text{riskrate}_i \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, riskrate 表示风险性金融资产占家庭金融资产的比重。

为克服可能存在的内生性问题,本文使用“近20年平均城镇失业率(unemployment)”作为“省外务工比例(outrate)”的工具变量来进行 IVProbit 和 IVTobit 回归。

2. 中介效应模型。根据温忠麟、叶宝娟(2014)的研究^[32],本文采用逐步回归方法进行中介效应检验。具体如下:(1)对“风险市场参与”的中介效应检验。参考郑馨等(2017)^[33]、孟庆斌等(2019)的研究^[34],由于因变量“风险市场参与”是二分类变量,所以在逐步检验中,自变量对因变量以及中介变量对因变量的回归系数均需要使用 Probit 模型进行估计,自变量对中介变量的回归系数使用线性模型进行估计。(2)对“风险市场参与程度”的中介效应检验。因变量“风险市场参与程度”为连续变量,因此使用 OLS 模型依次检验自变量对中介变量以及中介变量对因变量的回归系数的显著性。

四、实证研究

(一)描述性统计

以省外务工比例平均值为标准,将农村家庭分为省外务工比例高的家庭和省外务工比例低的家庭。表2汇报了分组的描述性统计结果。从表2中可以看出,省外务工比例高的家庭参与风险性金融市场的平均比例为18%,高出省外务工比例低的家庭6.2个百分点;省外务工比例高的家庭风险性金融资产的配置比重平均为7.79%,高出省外务工比例低的家庭2.63个百分点。另外,省外务工比例高的家庭,其财富、家庭平均人口数、住房、受教育年限、金融知识水平、社会网络水平均高于省外务工比例低的家庭,而且婚姻更加幸福,更加厌恶风险。

表 2

变量的描述性统计

变量名称	省外务工比例高的农村家庭			省外务工比例低的农村家庭			组间差异 T 检验
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	
风险市场参与	1939	0.1800	0.0087	7875	0.1180	0.0036	7.2881***
风险市场参与程度	1939	0.0779	0.0048	7875	0.0516	0.0020	5.6876***
家庭财富	1939	10.7421	0.1134	7875	10.5299	0.0526	1.7697*
家庭人口数量	1939	4.9923	0.0401	7875	3.8786	0.0216	23.2912***
住房	1939	0.9758	0.0035	7875	0.9496	0.0025	4.9732***
性别	1939	0.9165	0.0063	7875	0.8728	0.0038	5.3373***
年龄	1939	52.1289	0.2428	7875	57.2380	0.1406	-16.5902***
受教育年限	1939	7.4296	0.0725	7875	6.9670	0.0393	5.3233***
健康状况良好	1939	0.3466	0.0108	7875	0.3592	0.0054	-1.0430
婚姻不幸	1939	0.0505	0.0050	7875	0.0971	0.0033	-6.5041***
风险厌恶	1939	0.6715	0.0107	7875	0.7258	0.0050	-4.7556***
家庭收入	1939	8.5348	0.0393	7875	8.4758	0.0186	1.3983
金融知识	1939	0.6906	0.0184	7875	0.5383	0.0085	7.8371***
社会网络	1939	8.3133	0.0282	7875	7.7182	0.0191	14.4961***

注:组间差异 T 检验报告的是 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%显著性水平上存在组间差异。

(二)省外务工经历对农村家庭金融资产选择影响的检验

表 3 汇报了省外务工经历对农村家庭金融资产选择影响的估计结果。由于非线性回归的系数不能直接反映解释变量的作用,所以下表格中相应的回归结果汇报的都是平均边际效应。

表 3 省外务工经历与农村家庭金融资产选择影响的估计结果

	(I) Probit riskhold	(II) Tobit riskrate	(III) IVProbit riskhold	(IV) IVTobit riskrate
省外务工比例	0.0724*** (0.0193)	0.2656*** (0.0796)	0.5446** (0.218)	0.3002** (0.1271)
家庭特征				
家庭财富	0.0121*** (0.0011)	0.0446*** (0.0047)	0.0124*** (0.0014)	0.0059*** (0.0006)
家庭人口数量	0.0017 (0.0017)	0.0075 (0.007)	-0.0007 (0.0022)	-0.0004 (0.0012)
住房	-0.0225 (0.0205)	-0.0798 (0.0735)	-0.0285 (0.0189)	-0.0146 (0.01)
性别	0.0052 (0.0109)	0.0282 (0.0461)	-0.0038 (0.0125)	-0.0014 (0.0067)
年龄	-0.0031*** (0.0003)	-0.013*** (0.0012)	-0.0023*** (0.0006)	-0.0012*** (0.0003)
受教育年限	0.0082*** (0.0011)	0.0315*** (0.0044)	0.0086*** (0.0011)	0.0152*** (0.0038)
户主特征				
健康状况良好	0.0282*** (0.0068)	0.0953*** (0.0265)	0.0327*** (0.0068)	0.0152*** (0.0038)
婚姻不幸	-0.0255** (0.0123)	-0.1187** (0.06)	-0.0312** (0.015)	-0.0174** (0.0081)
风险厌恶	-0.0209*** (0.0071)	-0.0723*** (0.0278)	-0.016** (0.0077)	-0.0069* (0.004)
Waldchi2	—	—	637.95***	376.07***
Wald 内生性值	—	—	4.10**	4.16**
第一阶段 F 值	—	—	44.01***	44.01***
R ²	0.0820	0.0714	—	—
样本量	9814	9814	9814	9814

注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;(2)括号中的数值为平均边际效应的标准误。下表同。

表 3 第(III)(IV)列 Wald 内生性检验结果显示,IVProbit 和 IVTobit 模型均在 5%的显著性水平上拒绝了省外务工经历不存在内生性的假设,说明其具有内生性。在两阶段工具变量估计结果中,第一阶段回归的 F 统计量均为 44.01,远大于 10%偏误水平下的临界值 16.38^{[35](P58-61)},故拒绝了弱工具变量假设,说明将“各省近 20 年平均城镇失业率”作为“省外务工比例”的工具变量是合适的。

在控制了家庭特征和户主特征后,无论是 Probit 模型,还是 IVProbit 模型的检验结果均显示,在 5% 的显著性水平上,省外务工比例对农村家庭参与风险性金融市场具有显著的正向影响;同理, Tobit 和 IVTobit 模型的检验结果也显示,在 5% 的显著性水平上,省外务工比例对农村家庭参与风险性金融资产配置比重具有显著的正向影响。由此可见,省外务工比例越高的农村家庭,参与风险性金融市场的可能性和参与程度都会越高。因此假设 1 成立。

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量。上文通过参与深度(即风险性金融资产占金融资产的比重)来衡量农村家庭参与风险性金融市场的程度。除了参与深度的衡量角度外,还可以通过参与广度(即持有风险性金融资产的种类)来衡量,本文使用参与广度进行稳健性检验。表 4 汇报了检验结果,在 5% 的显著性水平上,省外务工比例越高,农村家庭持有风险性金融资产的种类越多,克服内生性后该结果仍然显著。

2. 替换解释变量。通过上文分析可知,有两个变量可以衡量农村家庭省外务工情况,即家庭成员中有省外务工经历的人数(定义为“省外务工人数”)和有省外务工经历的人数占家庭总人数的比重(省外务工比例)。虽然前者受到家庭规模的影响,但是省外务工比例高的家庭往往意味着家庭中省外务工人数也多。数据显示,有超过 2/3 的省外务工比例超过均值的家庭,其省外务工人数也超过均值。因此使用“省外务工人数”代替“省外务工比例”进行稳健性检验。表 5 汇报了检验结果,在 1% 的显著性水平上,省外务工人数越多的农村家庭,其参与风险性金融市场的可能性越大,风险性金融资产配置比重越高,克服内生性后该结果仍然显著。

表 4 替换被解释变量的稳健性检验

	(I)Tobit riskrate	(II)IVTobit riskrate
省外务工比例	0.6275 *** (0.1731)	0.6748 ** (0.3480)
家庭、户主特征	控制	控制
Waldchi2	—	419.93 ***
Wald 内生性值	—	3.15 *
第一阶段 F 值	—	44.01 ***
R ²	0.0634	—
样本量	9814	9814

注:限于篇幅未列出控制变量的回归结果,下表同。

表 5 替换解释变量的稳健性检验

	(I)Probit riskhold	(II)Tobit riskrate	(III)IVProbit riskhold	(IV)IVTobit riskrate
省外务工人数	0.0153 *** (0.0044)	0.0575 *** (0.0183)	0.1205 ** (0.0487)	0.0660 ** (0.0285)
家庭、户主特征	控制	控制	控制	控制
Waldchi2	—	—	627.63 ***	377.07 ***
Wald 内生性值	—	—	4.14 **	4.18 **
第一阶段 F 值	—	—	90.06 ***	90.06 ***
R ²	0.0817	0.0713	—	—
样本量	9814	9814	9814	9814

综上所述,省外务工经历对农村家庭风险性金融市场参与可能性和参与程度的正向影响是稳健的,进一步证实了上文的估计结果。

五、中介效应检验

根据假设,本部分将从收入效应、知识效应、社会网络效应三个方面分析省外务工经历影响农村家庭金融资产选择的可能路径。

(一)收入效应检验

表 6 汇报了将收入作为中介变量的检验结果。第(II)(V)列检验结果显示,在 10% 的显著性水平上,省外务工比例显著提高了家庭收入;第(III)(VI)列检验结果显示,在 1% 的显著性水平上,收入能够显著提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性和参与程度。逐步回归检验系数均显著,因此来自收入的中介效应显著。同时,省外务工比例和收入在各方程中的回归系数均为正,表明省外务工经历通过提高收入促进了农村家庭参与风险性金融市场并配置风险性金融资产,即存在收入效应,假设 2 成立。

表 6

省外务工经历影响农村家庭金融资产选择的收入效应检验

	风险市场参与的中介效应			风险市场参与程度的中介效应		
	(I) riskhold	(II) income	(III) riskhold	(IV) riskrate	(V) income	(VI) riskrate
省外务工比例	0.0724 *** (0.0193)	0.2111 * (0.1142)	0.0695 *** (0.0190)	0.0277 ** (0.0124)	0.2111 * (0.1142)	0.0251 ** (0.0124)
收入	—	—	0.0226 *** (0.0019)	—	—	0.0121 *** (0.0011)
家庭、户主特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0820	0.0190	0.1022	0.0307	0.0190	0.0427
样本量	9814	9814	9814	9814	9814	9814
中介效应		显著			显著	
中介效应/总效应		—			9.24%	

(二) 知识效应检验

表 7 汇报了将金融知识作为中介变量的检验结果。第(II)(V)列检验结果显示,在 1% 的显著性水平上,省外务工比例显著提高了户主的金融知识水平;第(III)(VI)列检验结果显示,在 1% 的显著性水平上,金融知识能够显著提高家庭参与风险性金融市场的可能性和参与程度。逐步回归检验系数均显著,因此来自金融知识的中介效应显著。同时,省外务工比例和金融知识在各方程中的回归系数均为正,表明省外务工经历通过增长金融知识促进了农村家庭参与风险性金融市场并配置风险性金融资产,即存在知识效应,假设 3 成立。

表 7 省外务工经历影响农村家庭金融资产选择的知识效应检验

	风险市场参与的中介效应			风险市场参与程度的中介效应		
	(I) riskhold	(II) knowledge	(III) riskhold	(IV) riskrate	(V) knowledge	(VI) riskrate
省外务工比例	0.0724 *** (0.0193)	0.2469 *** (0.0513)	0.0631 ** (0.0192)	0.0277 ** (0.0124)	0.2469 *** (0.0513)	0.0226 * (0.0124)
金融知识	—	—	0.0393 *** (0.0038)	—	—	0.0204 *** (0.0024)
家庭、户主特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0820	0.0716	0.0959	0.0307	0.0716	0.0376
样本量	9814	9814	9814	9814	9814	9814
中介效应		显著			显著	
中介效应/总效应		—			18.20%	

(三) 社会网络效应检验

表 8 汇报了将社会网络作为中介变量的检验结果。第(II)(V)列检验结果显示,在 1% 的显著性水平上,省外务工比例提高显著增强了社会网络;第(III)(VI)列检验结果显示,在 1% 的显著性水平

表 8 省外务工经历影响农村家庭金融资产选择的社会网络效应检验

	风险市场参与的中介效应			风险市场参与程度的中介效应		
	(I) riskhold	(II) interaction	(III) riskhold	(IV) riskrate	(V) interaction	(VI) riskrate
省外务工比例	0.0724 *** (0.0193)	0.7692 *** (0.1050)	0.0464 ** (0.0183)	0.0277 ** (0.0124)	0.7692 *** (0.1050)	0.0183 (0.0124)
社会网络	—	—	0.0383 *** (0.0025)	—	—	0.0122 *** (0.0012)
家庭、户主特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.0820	0.1409	0.1134	0.0307	0.1409	0.0412
样本量	9814	9814	9814	9814	9814	9814
中介效应		显著			显著	
中介效应/总效应		—			33.84%	

上, 社会网络能够显著提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性和参与程度。逐步回归检验系数均显著, 因此来自社会网络的中介效应显著。同时, 省外务工比例和社会网络在各方程中的回归系数均为正, 表明省外务工经历通过增强社会网络促进了农村家庭参与风险性金融市场并配置风险性金融资产, 即存在社会网络效应, 假设 4 成立。

六、结论与建议

本文基于 2015 年中国家庭金融调查数据(CHFS), 研究了省外务工经历对农村家庭金融资产选择的影响, 结论如下: (1) 省外务工经历能够显著提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性, 并且能够提高风险性金融资产配置比例。(2) 省外务工经历影响家庭金融资产选择具有收入效应、知识效应和社会网络效应, 即省外务工经历通过提高收入、增长金融知识、增强社会网络促进了农村家庭参与风险性金融市场并配置风险性金融资产。

合理的家庭金融资产配置不仅有助于家庭资产的保值增值, 而且有利于社会经济的健康发展, 但目前农村家庭金融资产配置失衡, 参与风险性金融市场的比例很低, 农村家庭应更加合理地配置金融资产, 进而分享中国资本市场快速发展带来的红利。根据本文研究结论提出以下建议: (1) 多方位建立健全外出务工人员权益保障机制, 设立专门的外出务工人员维权机构或协会组织, 确保其合法权益得到保障, 切实维护外出务工人员合法权益和社会地位, 通过完善外出务工人员子女教育制度、社会保险制度等方面, 为其创造安心舒心的工作条件, 鼓励农民外出务工。(2) 加强金融知识宣传培训, 特别是风险性金融市场知识的宣传力度, 在外出务工人员集聚区域进行金融产品及风险普及宣传活动, 帮助其正确认识金融市场和金融产品。同时做好重要节日回乡务工人员服务, 在重点交通场所设立金融宣传服务点, 为外出务工人员扩大服务点。(3) 大力发展金融科技, 借助信息化手段降低金融服务获取成本。如运用区块链技术, 实现政府、总包企业、劳务公司、外出务工人员 and 用工管理平台的有效对接, 通过大数据分析和模型测算等手段, 向符合条件的劳务公司发放专项融资款, 用于解决拖欠农民工工资难题; 积极推广符合外出务工人员需求的个人理财、消费贷款、保险等专属产品。(4) 建立区域性外出务工人员服务平台, 通过服务平台提供就业创业指导、金融产品知识普及、劳务输出、渠道拓展、线上线下培训等公共服务。帮助外出务工人员通过规范的渠道走出去, 在提高收入的同时, 又能引导外出务工人员提升综合知识水平、构建健康的社会网络, 引导其参与正规金融市场。

注释:

① 家庭金融资产包括现金、活期存款、定期存款、社保账户余额、股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、外汇、贵金属和借出款等。其中, 现金、活期存款、定期存款、社保账户余额、股票账户里的现金余额是非风险性金融资产, 而股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、外汇、贵金属和借出款等属于风险性金融资产。

② 数据来源: 国家统计局《2018 年农民工监测调查报告》。

③ 问卷中受教育水平的选项有: 没上过学校、小学、初中、高中、中专/职高、大专/高职、大学本科、硕士研究生、博士研究生。

参考文献:

- [1] 马燕舞. 中国家庭金融资产分析[J]. 中国金融, 2016, (3): 53—55.
- [2] 张斌. 140 万亿家庭金融资产何处安放? [EB/OL]. (2018—08—17)[2019—11—24]. <http://finance.sina.com.cn/zt/bank/2018—08—17/zt—ihhvciw4117603.shtml>.
- [3] 张哲, 谢家智. 农村居民家庭金融资产配置收入效应实证研究[J]. 甘肃社会科学, 2018, (2): 209—215.
- [4] 杨文珂, 曹斌. 开放经济下中国城乡居民家庭金融资产配置的比较研究[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2018, (4): 35—43.
- [5] 何丽芬. 中国城乡家庭金融差异的实证研究[M]. 北京: 光明日报出版社, 2013.
- [6] Campbell, J.Y. Household Finance[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(4): 1553—1604.
- [7] Guiso, L., Sodini, P. Household Finance: An Emerging Field[J]. Handbook of the Economics of Finance, 2013, (2): 1397—1532.
- [8] 张志伟. 中国家庭金融研究[M]. 成都: 西南财经大学出版社, 2017.
- [9] Cooper, R., Zhu, G. Household Finance: Education, Permanent Income and Portfolio Choice[Z]. NBER

- [10] Favilukis, J. Inequality, Stock Market Participation, and the Equity Premium[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 107(3): 740—759.
- [11] Cavapozzi, D., Trevisan, E., Weber, G. Life Insurance Investment and Stock Market Participation in Europe[J]. Advances in Life Course Research, 2013, (18): 91—106.
- [12] 胡振, 臧日宏. 风险态度、金融教育与家庭金融资产选择[J]. 商业经济与管理, 2016, (8): 64—76.
- [13] Davis, M. A., Van, N. S. Housing, Finance, and the Macroeconomy[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2015, (5): 753—811.
- [14] 纪祥裕, 卢万青. 户籍属性、住房拥有与家庭金融资产选择[J]. 金融发展研究, 2017, (9): 10—17.
- [15] 高小琼. 农民金融资产结构与选择取向的实证分析——以江西为例[C]//中国金融学会. 中国金融学会第八届调研报告评选获奖论文集, 2005: 206—226.
- [16] 卢亚娟, 张菁晶. 农村家庭金融资产选择行为的影响因素研究——基于 CHFS 微观数据的分析[J]. 管理世界, 2018, (5): 98—106.
- [17] 赵婉男, 李晓峰, 尹金辉. 北京市农民工消费结构及变化趋势分析[J]. 农业经济问题, 2016, (12): 103—108.
- [18] 谢勇, 沈坤荣. 非农就业与农村居民储蓄率的实证研究[J]. 经济科学, 2011, (4): 76—87.
- [19] 易行健, 张波, 杨碧云. 外出务工收入与农户储蓄行为: 基于中国农村居民的实证检验[J]. 中国农村经济, 2014, (6): 41—55.
- [20] 王芳, 罗剑朝, Yvon Martel. 农户金融需求影响因素及其差异性——基于 Probit 模型和陕西 286 户农户调查数据的分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2012, (6): 61—69.
- [21] 时红艳. 外出务工对农户收入影响机制的实证研究——基于陕西省安康市 3 县 1106 个农户的调查与分析[J]. 学术论坛, 2011, 34(4): 158—163.
- [22] 刘魏. 非农就业对城郊农民收入的影响研究[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2016, (5): 61—73.
- [23] 陈俭. 中国城乡金融关系发展的政治经济学[J]. 江汉论坛, 2018, (12): 31—37.
- [24] 张号栋, 尹志超. 金融知识和中国家庭的金融排斥——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 金融研究, 2016, (7): 80—95.
- [25] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, (4): 62—75.
- [26] 陈柏峰. 从乡村社会变迁反观熟人社会的性质[J]. 江海学刊, 2014, (4): 99—102.
- [27] 张玉昆, 曹广忠. 城镇化背景下非农就业对农村居民社会网络规模的影响[J]. 城市发展研究, 2017, (12): 61—68.
- [28] 魏昭, 蒋佳伶, 杨阳, 宋晓巍. 社会网络、金融市场参与和家庭资产选择——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 财经科学, 2018, (2): 28—42.
- [29] 甘犁, 尹志超, 贾男, 徐舒, 马双. 中国家庭资产状况及住房需求分析[J]. 金融研究, 2013, (4): 1—14.
- [30] 陆继霞, 汪东升, 吴丽娟. 新中国成立 70 年来人口流动政策回顾[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2019, (5): 120—128.
- [31] 靳永爱, 谢宇. 中国城市家庭财富水平的影响因素研究[J]. 劳动经济研究, 2015, (5): 3—27.
- [32] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731—745.
- [33] 郑馨, 周先波, 张麟. 社会规范与创业——基于 62 个国家创业数据的分析[J]. 经济研究, 2017, (11): 59—73.
- [34] 孟庆斌, 邹洋, 侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗? [J]. 经济研究, 2019, (6): 89—105.
- [35] Stock, J. H., Yogo, M. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression[Z]. NBER Technical Working Paper, 2002.
- [36] 周钦, 袁燕, 臧文斌. 医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(3): 931—960.
- [37] 王聪, 姚磊, 柴时军. 年龄结构对家庭资产配置的影响及其区域差异[J]. 国际金融研究, 2017, (2): 76—86.
- [38] 萧端, 吕俞璇. 教育背景与我国家庭股票市场参与——基于 CFPS 微观数据的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2018, (6): 80—95.
- [39] 何杨平, 何兴强. 健康与家庭风险金融资产投资参与程度[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2018, (2): 135—142.