

金融知识与农户家庭收入

——基于江西省农村家庭问卷调查的实证分析

李云峰, 徐书林, 陶琴琴

(江西师范大学 财政金融学院 江西 南昌 330022)

摘要: 基于2016年江西省农村家庭金融知识问卷调查数据,采用有序Probit模型,研究金融知识对农户家庭收入的影响。研究发现,金融知识对农户家庭收入增加具有显著的正向推动作用。其原因在于金融知识的增加会提高农户对惠农政策的关注和利用,而对惠农政策的关注和利用有助于增加家庭收入。进一步研究了主观和客观金融知识对农户家庭收入的影响,发现结果是稳健的,金融知识能够提高农户家庭收入。各级政府、金融机构和家庭应逐渐意识到金融知识的重要性,大力普及金融知识教育,全面提高农村金融知识水平。

关键词: 金融知识; 家庭收入; 有序Probit模型

中图分类号: F830.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2019)02-0003-13

一、引言

中国自改革开放以来,经济迅猛增长,贫困人口大幅下降,农民收入不断增加。但按现行标准衡量,农村贫困人口数量仍然巨大。根据国家统计局数据显示,截至2015年底,全国人口规模达13.74亿人,其中农村人口有6.03亿人,占全国总人口的43.88%,江西省农村人口总数4566万人,农村人口占全省总人口的50.15%。2015年全国居民人均可支配收入为21966.19元,城镇居民人均可支配收入为31195元,而江西省农村家庭人均可支配收入仅有11139.08元,城乡收入差距较大。为实现“十三五”规划确定的脱贫攻坚目标,中共中央政治局审议通过的《关于打赢脱贫攻坚战的决定》明确提出,金融扶贫是打赢脱贫攻坚战的关键一环。2016年中央1号文件提出具体金融扶贫措施,增加农民家庭收入,助推农民精准脱贫。

如何增加农民收入?在实践层面,近年来政府颁布了一系列政策措施,比如“两减免、三补贴”等惠农政策,同时也投入了大量的物质资本、人力资本来支持三农发展,但农民家庭收入增加依然缓慢(朱德莉, 2014)^[1]。在理论层面,从农村土地制度方面考虑,冒佩华和徐骥(2015)指出鼓励和推进土地经营权流转是实现农民增收的一个途径^[2]。从金融发展角度考虑,由于金融发展与农民收入有着密不可分的联系(孙玉奎和冯乾, 2014; 朱德莉, 2014; 余新平等, 2010),学者们积极呼吁应加快农村金融发展,特别是正规金融发展^{[3][1][4]}。另外,有学者从金融知识角度考虑,如吴雨等(2016)研究发现,金融知识能够促进家庭资产配置,从而增加家庭收入,具备一定的金融知识是实现家庭资产合理配置的前提^[5]。但在现实中,我们发现具有较高金融知识的农户,其家庭资产配置并未得到改善,但家庭依然具有较高的收入。是什么原因呢?金融

收稿日期: 2018-09-03

基金项目: 江西省社会科学规划重点项目“金融知识、金融行为选择与农民精准脱贫研究”(16YJ01); 江西省教育厅人文社会科学一般项目“金融知识、金融行为促进精准脱贫的效果与提升途径研究”(JJ17115); 国家社会科学重大招标项目“‘互联网+’驱动传统产业创新发展路径及模式研究”(16ZDA014); 江西师范大学2017年研究生创新基金项目“金融知识对农户家庭财富的影响研究”(YJS2017001)

作者简介: 李云峰(1974-),男,江西南昌人,博士,教授,博士生导师,研究方向为家庭金融。

知识对农民家庭收入的影响必定有另外一种途径。

国内外关于金融知识的研究主要集中于三个方面:第一,在金融知识的衡量上。金融知识主要包括主观金融知识和客观金融知识。主观金融知识通常是通过自我评价对股票、基金等金融相关产品的了解程度;客观金融知识是指通过问卷调查的形式收集被调查者回答金融问题的情况计算出实际的金融水平。Agenw 和 Szykman(2005)通过将个体特征变量(如年龄、教育、性别等 20 多个变量)进行分组研究,测算出个体金融知识水平^[6]。Lusardi 和 Mitchell(2014)指出衡量客观金融知识可以从计算利息和复利、通货膨胀、投资风险等问题测算出个体的客观金融知识水平^[7]。^①第二,金融知识与家庭收入。对于家庭收入的影响,段志民(2016)研究发现,家庭子女的数量会影响家庭收入的增长,生育二胎会使得家庭收入平均下降 20.8%^[8]。但家庭子女数量的增加一定程度上壮大了家庭劳动力,从而促进了农村劳动力的转移。有研究表明,农村劳动力转移对家庭收入具有正向影响(沈坤荣和余吉祥,2011;周萍华,2006;孙文凯等,2007)^{[9]-[11]}。对于收入流动性的影响,有学者关注到金融知识对城市家庭收入流动性的影响,研究发现金融知识的提高能显著正向增加家庭收入流动性。对于农村家庭收入流动性影响还未做进一步研究(王正位等,2016)^[12]。第三,金融知识与财富积累。Lusardi 和 Mitchell(2008,2010)通过美国数据发现,金融知识与财富积累正相关^{[13]-[14]}。考虑到金融知识与财富可能存在双向因果关系,在使用工具变量解决内生性问题后,仍发现金融知识与家庭财富显著正相关(Behrman et al., 2011; Rooij et al., 2012)^{[15][16]}。Jappelli 和 Padula(2013)、Lusardi 和 Scheresberg(2013)通过构建含有金融知识的多期生命周期模型,还发现金融知识和财富在整个生命周期中都显著正相关^{[17][18]}。吴雨等(2016)和尹志超等(2014)研究发现,金融知识优化了家庭资产配置,从而显著促进了家庭财富的积累;异质性分析表明,金融知识对农村地区和低教育水平家庭财富积累边际效应更大^{[5][19]}。金融知识有助于缩小家庭财富差距,特别是对低财富家庭作用更显著(尹志超和张号栋,2017)^[20]。

以上文献认为,金融知识有助于家庭收入增加和财富积累,其机理在于金融知识优化了家庭资产配置。但是通过对调查数据的统计分析发现,农户金融知识越高,家庭收入越高,但是极少农户家庭参与金融市场,特别是股票、基金等风险市场。金融知识对农户家庭收入另一影响机理会是什么呢?

为了弥补文献上的不足,本文基于 2016 年江西省农村家庭问卷调查数据,实证分析金融知识对农户家庭收入的影响。首先,在农户金融知识的测度上,我们构建了农户主观与客观金融知识指标,全面考虑了它们对家庭收入的影响。然后,进一步研究了金融知识影响农户家庭收入的途径,研究发现金融知识促进了农户对惠农政策的关注和利用,从而使得家庭收入增加。接着,在回归分析中考虑到金融知识可能存在内生性问题,我们采用工具变量进行二阶段估计,解决金融知识内生性问题。最后,考虑到金融知识水平有可能与受访者对不同问题回答情况有关(Lusard and Mitchell, 2011),我们使用受访者对利率问题、通货膨胀问题、风险投资问题回答是否正确对家庭收入和是否关注和利用惠农政策进行回归^[21]。本文研究发现,金融知识对农户家庭收入增加具有显著的正向推动作用。其原因在于金融知识的增加会提高农户对惠农政策的关注和利用,而对惠农政策的关注和利用将有助于家庭收入的增加。进一步,本文研究了主观和客观金融知识对农户家庭收入的影响,发现结果是稳健的。本文的政策含义有:金融知识能够提高农户家庭收入,实现脱贫。因此,各级政府、金融机构和家庭应逐渐意识到金融知识的重要性,大力普及金融知识教育,全面提高农村金融知识水平。

本文的可能贡献主要有以下两点:第一,从江西省实际情况出发,实地收集农户家庭微观数据研究金融知识对农户家庭收入的影响效果;第二,在已有文献表明金融知识增加家庭财富积累的基础上,从另一视角

^① 本文的调查问卷参照中国家庭金融调查(CHFS),设计如下问题来衡量农户的金融知识水平。主观金融知识,您认为您的金融知识如何:A 非常好;B 很好;C 一般;D 较少;E 非常少;F 完全没有。客观金融知识,1.【利率计算问题】假设您现在有 100 元钱,银行的年利率是 4%,如果您把这 100 元钱存 5 年定期,5 年后您获得的本金和利息为:A 小于 120 元;B 等于 120 元;C 大于 120 元;D 算不出来;2.【通货膨胀问题】假设您有 100 元钱,现在的银行利率是 5%,通货膨胀率每年为 3%,您的这 100 元钱存银行一年之后能够买到的东西将:A 比一年前多;B 跟一年前一样多;C 比一年前少;D 算不出来;3.【投资风险问题】您认为一般而言,单独买一只公司的股票是否比买一只股票基金风险更大:A 是;B 否;C 没有听过股票;D 没有听说过股票基金;E 两者都没有听说过。

研究和验证金融对农户家庭收入的影响机理。同时,本文的研究也存在一定的局限性,由于受到样本数据的限制,缺乏对农户家庭收入差距和财富不平等原因的深层次探讨。尽管如此,本文的研究依然具有理论意义,也有实际启发价值。本文以下部分结构安排主要为:第二部分是样本数据来源进行简要说明,对模型选取与变量进行说明解释;第三部分进行实证结果分析;第四部分进行稳健性检验;最后一部分是结论以及相关政策建议。

二、数据样本、模型与变量构建

使用2016年江西省农村家庭问卷调查数据,问卷调查采用PPS的抽样方法,共收集江西省11个市(区)1590户农村家庭微观数据,调查对象主要针对农村家庭,调查收集了家庭基本情况(如人口学特征变量、家庭资产、负债、收入、支出等)、金融知识情况(包括主观金融知识和客观金融知识)、家庭金融行为(如各项养老保险、医疗保险等参与情况、家庭借贷及储蓄行为)、农村金融教育情况等各方面的信息。进一步,我们对问卷进行了信度和效度检验,信度检验结果显示,每个维度的 α 信度系数均大于0.8,说明该量表信度较好,符合问卷调查;采用因子分析进行结构效度检验,结果显示KMO值大于0.6,Bartlett球形检验P值为0,说明该问卷结构效度良好。这些数据较好的适用于本文研究金融知识和农户家庭收入的影响。

(一) 模型设定

考虑到本文的被解释变量农户家庭人均收入($Income$)是排序数据,不适用OLS模型进行估计。因此,采用有序Probit模型(Ordered Probit)估计金融知识对农户家庭收入的影响。建立以下模型:

$$Y_i(Income) = F(\beta Financial_Literacy_i + \varphi_i X_i + u_i) \quad (1)$$

其中, $Y_i(Income)$ 代表农户家庭人均收入,被划分为三个等级,分别是低等、中等和高等收入水平; $Financial_Literacy$ 为本文关注的解释变量,即表示金融知识水平,将采用主观金融知识和客观金融进行实证分析; X 代表反应户主个体及其家庭特征的控制变量; u_i 为随机误差项,假定服从标准正态分布。 $F(\cdot)$ 函数的表现形式为:

$$F(Y_i^* Income) = \begin{cases} 1 & Y_i^* < \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < Y_i^* < \mu_2 \\ \vdots & \vdots \\ r & Y_i^* > \mu_{r-1} \end{cases} \quad (2)$$

其中, Y^* 是 Y 的潜在变量, $\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{r-1}$ 为切点。同时 Y^* 满足:

$$Y_i^*(Income) = \beta Financial_Literacy_i + \varphi_i X_i + u_i \quad (3)$$

(二) 变量说明

下面将对本文所涉及的变量进行详细说明。

1. 金融知识

本文在设计问卷时,参照了中国家庭金融调查(CHFS)问卷中关于衡量受访者金融知识的问题。从主观因素上考虑,我们访问受访者自身感觉金融知识如何作为本文受访者的主观金融知识水平。从客观因素上考虑,与以往的文献一样,我们提取受访者在“利率计算”、“通货膨胀问题计算”及“投资风险认知”问题上的回答情况作为衡量客观金融知识水平。数据结果显示,江西省农村家庭普遍缺乏金融知识,具体结果如表1、表2所示。

主观金融知识上,把受访者对自身金融知识水平的感受分为四个等级(没有、一般、较好和非常好),分别对其进行赋值为1-4。从调查的结果来看,大部分农户对自身金融知识评价都比较低,43.77%的受访者认为自身没有金融知识,40%的受访者认为自身金融知识水平一般,认为自身金融知识较好和非常好的受访者数量分别仅占全样本的12.88%和3.4%。另外,从积累百分比来看,认为金融知识一般及以下的受访者占到样本总数的83.77%,占到样本总量的五分之四。详细结果如表1所示:

表 1 农户主观金融知识

问题	样本数	百分比(%)	累积百分比(%)
没有(赋值为 1)	696	43.77	43.77
一般(赋值为 2)	636	40.00	83.77
较好(赋值为 3)	204	12.88	96.6
非常好(赋值为 4)	54	3.40	100.00
样本总数	1590	100	

由表 2 可知,农户对于三个问题都回答正确的家庭有 1.53%,所有家庭平均回答问题的个数只有 0.57 个,存在问题算不出来农户比例达 68.68%,由此可见江西省农村家庭金融知识水平普遍较低,金融知识严重缺乏。

表 2 利率、通货膨胀和投资风险问题回答情况

	0	1	2	3	平均值
回答正确	45.92%	40.55%	12.00%	1.53%	0.57
回答错误	43.77%	38.11%	16.23%	1.89%	0.76
没有听说过/算不出来	31.32%	28.39%	27.17%	13.21%	1.22

关于受访者客观金融知识的衡量。首先,采用因子分析法(Lusardi and Mitchell 2011; Rooij et al. 2011)对每个问题构建了两个哑变量从理解能力和计算能力两个层次测算受访者金融知识水平,分别表示为问题是否回答正确和是否直接回答(若受访者回答没有听说过或算不出来为间接回答)^{[21][22]}。根据问卷中这三个问题六个变量采用迭代主因子法进行因子分析。表 5 中的 KMO 检验和 SMC 检验结果表明样本数据适合做因子分析。同时进一步进行 Bartlett 球形检验,结果显示 P 值为 0,也进一步说明样本数据可做因子分析,具体详细检验结果如表 4 所示。根据表 3 所示,采用特征值大于 1 的原则,选取因子 1 表示金融知识,根据表 5 中因子载荷采用 Bartlett(1937)的方法计算出金融知识指标,并将该指标记为金融知识(因子分析),其描述性统计结果如表 6 所示^[23]。

其次,我们还用受访者正确回答问题个数来衡量金融知识水平(Guiso and Jappelli 2008),若受访者正确回答 1 题记 1 分,否则不计分^[24]。同时将此方法计算出的金融知识指标记为金融知识(得分加总)。从问卷调查的结果显示,仅有 1.53% 受访者将所有问题回答正确,大部分受访者正确回答问题的个数只有 1 个或没有回答正确的,样本的平均值只有 0.57。关于如何处理金融知识可能存在的内生性问题上文已有说明,在后文我们将进行相关检验和分析说明。

表 3 金融知识因子分析结果

Factor	特征值	比重	累计
Factor1	1.86349	0.7855	0.7855
Factor2	0.78158	0.3294	1.1149
Factor3	0.28112	0.1185	1.2334
Factor4	-0.12117	-0.0511	1.1823
Factor5	-0.17785	-0.0750	1.1074
Factor6	-0.25470	-0.1074	1

表 4 Bartlett 球形检验

Chi-square	459.012
Degrees of freedom	15
p-value	0.00

注:若 P 值为 0,表明个变量之间不存在共线性

表 5 因子分析 KMO 检验、SMC 检验及因子载荷

	KMO 检验结果	SMC 检验结果	因子载荷
利率问题计算正确	0.5583	0.3330	0.7823
利率问题算不出来	0.6547	0.3156	0.5782
通货膨胀问题回答正确	0.6121	0.2288	0.6825
通货膨胀问题算不出来	0.6228	0.4271	0.4546
风险投资问题回答正确	0.5362	0.6247	0.2979
风险投资问题算不出来	0.5518	0.6433	0.2783
全样本	0.5893		

2. 被解释变量及控制变量

为了研究金融知识对农户家庭收入的影响,本文选取家庭人均年收入作为家庭收入指标,也就是本文的被解释变量。考虑到农户对于家庭收入这一信息的隐蔽性,我们在设计问卷时避免了询问具体的收入值,而是给予5个范围选择(1000元以下、1001~3000元、3001~5000元、5001~7000元、7001元及以上),因此我们将3000元及以下收入、3001~7000元和7001元及以上分别赋值为1~3,分别代表低等、中等和高等收入水平。参照以往的文献,本文选取的控制变量主要有家庭人口学控制变量和家庭金融行为控制变量。其中,人口统计学控制变量主要包括户主特征变量(年龄、年龄的平方、性别、政治面貌、婚姻状况、教育水平等),家庭特征变量(家庭规模、劳动力人数、家庭健康水平、户主父亲的政治面貌、老年人个数、小孩个数等)。将户主性别为男性赋值为1,女性赋值为0;已婚或同居赋值为1,否则为0;户主为中共党员赋值为1,否则为0;问卷中将教育水平设置为初中以下、初中、高中或中专、大学(大专或本科)、研究生学历,本文依次赋值为1~5;户主的父亲为中共党员则赋值为1,否则赋值为0。家庭金融行为变量主要有,是否参与养老保险、医疗保险和是否有银行信贷,如果受访者回答是或有则赋值为1,否则为0。考虑到农户家庭整体的健康水平可能会影响到家庭收入,构建一个家庭健康水平变量,如家庭成员中至少有一人健康状况不佳,则用0表示该家庭健康水平,否则赋值为1。在剔除样本变量存在缺漏值的样本后,最终共获得有效样本数为1590户,样本变量描述性统计结果如下表6所示。

表6 样本变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
主观金融知识	1590	1.758	.8025	1	4
客观金融知识(因子分析)	1590	7.22e-17	0.571	-0.981	1.121
客观金融知识(得分加总)	1590	1.011	0.813	0	3
户主性别	1590	0.906	0.293	0	1
户主年龄	1590	45.980	9.306	15	78
户主年龄平方	1590	2200.196	869.632	225	6084
户主教育程度	1590	2.317	0.824	1	4
已婚	1590	0.958	0.200	0	1
户主是否为党员	1590	0.136	0.343	0	1
家庭规模	1590	5.321	1.846	1	15
劳动力数量	1590	2.754	1.293	0	7
老年人个数(年龄>=60)	1590	1.279	1.050	0	6
小孩个数(年龄<=15岁)	1590	2.071	1.040	1	7
家庭健康水平	1590	0.589	0.493	0	1
父母是否为党员	1590	0.219	0.414	0	1
家庭年均收入	1590	1.819	0.568	1	3
参与养老保险	1590	0.464	0.499	0	1
参与医疗保险	1590	0.625	0.484	0	1
有银行贷款	1590	0.071	0.257	0	1

从表6样本变量描述性统计可知,样本中户主的平均年龄在46岁左右,户主的教育程度主要处于初中水平,说明农村家庭整体教育水平还比较低;有58.9%农村家庭中有存在身体状况不佳成员,家庭人均年收入主要集中在3000元~5000元范围之间,也就是在中等和低等收入之间,农户家庭收入依然比较低。参加过金融知识培训的农户仅占样本数据的21.9%,说明江西省对农村家庭金融知识普及和教育的力度有待进一步提升。农户自身感觉金融知识还较少,因子分析法得到金融知识指标的最小值为-0.981,最大值为1.121,平均值为7.22e-17,标准误为0.5715,不同家庭之间金融知识水平存在较为明显的差异。医疗保险参与率为62.5%,而养老保险参与率只有46.4%,说明农村养老保障水平较低。农村家庭选择正规信贷需求比例仅有7.1%,这可能是由于缺乏一定的金融知识(宋全云等,2017)^[25]。

三、实证分析结果

(一) 金融知识与农户家庭收入

本部分主要采用有序 Probit 模型研究金融知识对农户家庭收入的影响,相关估计结果如表 7 所示。第 (1) - (3) 列分别采用主观金融知识、金融知识(因子分析)和金融知识(得分加总)指标对农户家庭收入进行有序 Probit 回归。由表 7 的结果可以看出,主观金融知识的边际效应为 0.324,金融知识(因子分析)的边际效应为 0.168,金融知识(得分加总)的边际效应为 0.332,均在 1% 置信水平上显著,说明主观金融、金融知识(因子分析)、金融知识(得分加总)对家庭收入增长的可能性具有显著正影响。受访者个体可能既有主观金融知识也有客观金融知识,因此在第 (4) - (6) 列同时考虑了受访者主观和客观金融知识同时具备情况下得出的估计结果。结果显示,同时考虑主观金融和金融知识(因子分析)、主观金融知识和金融知识(得分加总)、主观金融知识和客观金融知识后,金融知识边际效应依然为正且显著,进一步说明金融知识对农户家庭收入增长具有正向推动作用。

此外,模型中还加入了其他控制变量进行估计,从第 (1) - (6) 列可以看出,户主年龄、户主教育程度、家庭规模、家庭健康水平指标的边际效应均为正,并且在 1% 水平上显著。经过测算户主年龄在 41.3 岁时家庭收入水平最高。同时,随着户主教育程度的提升、家庭规模的增大和家庭健康水平的增强均有利于促进家庭收入增长的可能性。户主为党员指标边际效应为负,户主父母中有党员指标边际效应为正,说明户主为党员对家庭收入增长有一定影响,可能的原因是户主将更多的时间和精力放在为人民服务之中。户主父母中有党员与家庭收入增长的可能性呈正向关系,这也验证了父母的政治地位和社会关系在一定程度上都会影响子女收入水平(杨瑞龙等 2010; 何石军和黄桂田 2013)^{[26][27]}。家庭老年人数变量边际效应为负,在 1% 水平上显著,说明家庭老年人数已成为农村家庭的经济负担,会制约家庭收入增长可能性,因此有必要逐步提高农村社会保障水平,减轻子女在积累家庭财富过程中的负担。家庭参与养老保险、医疗保险对家庭收入无显著影响。

表 7 金融知识对农户家庭收入的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
主观金融知识	0.324*** (0.051)			0.325*** (0.052)	0.317*** (0.051)	0.312*** (0.053)
金融知识(因子分析)		0.168** (0.071)			0.138* (0.072)	0.280*** (0.077)
金融知识(得分加总)			0.332*** (0.058)	0.332*** (0.059)		0.395*** (0.062)
户主性别	5.815 (118.874)	6.167 (117.565)	5.686 (135.435)	5.600 (136.193)	5.917 (118.321)	5.697 (119.361)
户主年龄	0.118*** (0.039)	0.134*** (0.039)	0.108*** (0.040)	0.098** (0.040)	0.120*** (0.039)	0.098** (0.040)
户主年龄平方	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001 (0.000)
户主教育程度	0.725*** (0.058)	0.734*** (0.058)	0.770*** (0.060)	0.767*** (0.061)	0.728*** (0.059)	0.780*** (0.061)
已婚	4.891 (165.184)	5.096 (164.328)	4.810 (189.326)	4.742 (190.064)	4.954 (164.743)	4.754 (167.658)
户主为党员	-0.275** (0.121)	-0.251** (0.121)	-0.413*** (0.124)	-0.414*** (0.126)	-0.257** (0.122)	-0.404*** (0.127)
家庭规模	0.207*** (0.030)	0.252*** (0.029)	0.211*** (0.029)	0.177*** (0.030)	0.215*** (0.030)	0.188*** (0.031)
家庭劳动力	0.013 (0.039)	-0.021 (0.038)	0.014 (0.039)	0.046 (0.040)	0.011 (0.039)	0.048 (0.040)
家庭老人个数	-0.165*** (0.043)	-0.156*** (0.042)	-0.127*** (0.043)	-0.141*** (0.044)	-0.168*** (0.043)	-0.144*** (0.044)
家庭小孩个数	-0.039 (0.042)	-0.057 (0.041)	-0.040 (0.042)	-0.028 (0.043)	-0.045 (0.042)	-0.039 (0.043)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭健康水平	0.981*** (0.104)	1.031*** (0.100)	0.882*** (0.104)	0.845*** (0.108)	0.992*** (0.104)	0.842*** (0.108)
户主父亲为党员	0.029 (0.099)	0.103 (0.097)	0.088 (0.098)	0.004 (0.101)	0.029 (0.099)	0.004 (0.102)
参与医疗保险	0.058 (0.085)	0.062 (0.084)	0.056 (0.085)	0.053 (0.087)	0.059 (0.086)	0.054 (0.087)
参与养老保险	0.039 (0.084)	0.053 (0.082)	0.031 (0.083)	0.019 (0.085)	0.041 (0.084)	0.019 (0.085)
有银行贷款	-0.263 (0.162)	-0.285* (0.160)	-0.251 (0.161)	-0.248 (0.164)	-0.280* (0.163)	-0.278* (0.165)
观测值	1590	1590	1590	1590	1590	1590
Pseudo R ²	0.5223	0.5091	0.5197	0.5345	0.5236	0.5395
Prob > chi2	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
LR chi2	1407.83	1372.22	1400.89	1440.91	1411.52	1454.34

注:表中估计的是边际效应,括号内为异方差稳健性标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%置信水平上显著

(二) 金融知识影响农户家庭收入的路径

金融知识如何影响农户家庭收入是本部分讨论的重点。在农村地区,家庭收入主要来源于农业收入和外出务工,同时家庭基本将收入存入银行,没有进行资产配置,比如购买股票、基金、债券等金融产品。许多学者都认为,金融知识主要是通过优化家庭资产配置从而达到财富积累效应,显然,本文使用家庭资产配置研究农村地区金融知识对农户家庭收入影响的内在动因没有较强的说服力。张玉梅和陈志钢(2015)研究表明,惠农政策会显著促进居民的转移性收入,使居民收入向上移动,并且这种影响是直接的^[28]。惠农政策能否对家庭收入增长起到作用,关键在于农户能够对惠农政策进行关注和利用,这就要求要具备一定的金融知识(Van Rooij et al. 2012)^[16]。同时,在我们的问卷中设计了一个这样的问题,“您会关注和利用惠农政策增加家庭收益吗”?选项有会和不会两个,如果受访者回答“会”则赋值为1,否则为0。采用Probit模型,研究金融知识对该问题的影响,具体估计结果见表8。

表8 金融知识对惠农政策关注和利用的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
主观金融知识	0.343*** (0.052)			0.350*** (0.052)	0.335*** (0.054)	0.335*** (0.054)
金融知识(因子分析)		0.142** (0.070)		0.165** (0.071)		0.114* (0.077)
金融知识(得分加总)			0.516*** (0.060)		0.511*** (0.063)	0.514*** (0.064)
户主性别	0.138 (0.175)	0.110 (0.172)	-0.086 (0.181)	0.077 (0.177)	-0.103 (0.186)	-0.099 (0.185)
户主年龄	-0.046** (0.023)	-0.043* (0.023)	-0.063*** (0.024)	-0.050** (0.024)	-0.067*** (0.024)	-0.067*** (0.024)
户主年龄平方	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001** (0.000)	0.000* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
户主教育程度	0.104* (0.055)	0.126** (0.054)	0.113** (0.054)	0.108* (0.056)	0.093* (0.055)	0.092* (0.055)
已婚	-0.041 (0.234)	-0.001 (0.237)	-0.048 (0.248)	-0.002 (0.236)	-0.043 (0.248)	-0.047 (0.250)
户主为党员	0.327*** (0.111)	0.283** (0.110)	0.141 (0.109)	0.300*** (0.112)	0.172 (0.110)	0.173 (0.111)
家庭规模	0.060* (0.032)	0.108*** (0.031)	0.053* (0.032)	0.056* (0.032)	0.009 (0.032)	0.009 (0.032)
家庭劳动力	-0.014 (0.044)	-0.063 (0.042)	-0.019 (0.044)	-0.017 (0.044)	0.024 (0.046)	0.024 (0.046)
家庭老人个数	-0.101** (0.044)	-0.084** (0.042)	-0.037 (0.044)	-0.099** (0.045)	-0.053 (0.047)	-0.053 (0.047)
家庭小孩个数	-0.144*** (0.042)	-0.162*** (0.042)	-0.149*** (0.043)	-0.139*** (0.043)	-0.131*** (0.043)	-0.131*** (0.043)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭健康水平	-0.011 (0.099)	0.111 (0.094)	-0.154 (0.104)	-0.029 (0.101)	-0.286** (0.112)	-0.286** (0.112)
户主父亲为党员	0.086 (0.096)	0.166* (0.093)	0.088 (0.095)	0.086 (0.097)	0.012 (0.099)	0.011 (0.099)
参与养老保险	0.113 (0.084)	0.121 (0.083)	0.092 (0.086)	0.108 (0.084)	0.085 (0.087)	0.086 (0.087)
参与医疗保险	-0.126 (0.085)	-0.114 (0.084)	-0.124 (0.087)	-0.127 (0.086)	-0.134 (0.088)	-0.134 (0.088)
有银行贷款	0.053 (0.156)	0.048 (0.151)	0.047 (0.147)	0.076 (0.157)	0.064 (0.152)	0.062 (0.152)
观测值	1590	1590	1590	1590	1590	1590
Pseudo R2	0.0875	0.1173	0.1163	0.0911	0.1452	0.1452
Prob > chi2	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Wald chi2	101.83	120.57	120.74	104.50	135.48	135.55

注: 同表 7

从第(1) - (3) 列的估计结果来看, 主观金融知识和客观金融知识边际效应均为正, 主观金融知识和金融知识(得分加总)在 1% 水平上显著, 金融知识(因子分析)在 5% 水平上显著。金融知识(得分加总)边际效应最大, 它每提高一个标准, 就会使得关注和利用惠农政策的概率提高 0.516。从第(4) - (6) 列来看, 同时考虑主观金融知识和客观金融知识后, 金融知识边际效应为正且显著。与第(6) 列中的金融知识相比, 第(1) - (3) 列只考虑单个金融知识指标对惠农政策关注和利用的边际效应均较大, 说明金融知识水平应该包括主观金融知识和客观金融知识, 如果只考虑单独某一指标可能会高估受访者金融知识水平。第(1) - (6) 列的金融知识边际效应均为正, 说明较高金融知识水平的家庭能够更好的关注和利用惠农政策来增加家庭收益。深入分析金融知识对农户家庭收入的影响路径, 可能是因为金融知识的提高增加家庭对惠农政策的关注和利用的可能性, 从而促进了家庭收入的增加, 主要表现为具有较高金融知识的家庭能够更为关注和利用惠农政策。

(三) 内生性问题: IV 有序 Probit 模型估计

考虑到金融知识可能存在的内生性问题: 首先, 农户在工龄的增加及获取收入的过程中可能伴随着金融知识的不断积累。同时, 随着收入的增加可能会参与到金融市场, 因此一定程度上提升了自身的金融知识水平, 导致金融知识与家庭收入可能存在反向因果关系; 其次, 可能还存在一些不可观测或问卷中可能忽略设计的问题所带来的内生性问题。为此, 我们有必要采用工具变量法解决可能出现的内生性问题。工具变量的选择要对受访者金融知识有一定的影响但是对受访者家庭收入没有直接影响, 吴雨等(2016) 利用其他家庭的金融知识平均值作为工具变量较好的解决了内生性问题^[5]。因此, 本文将按家庭所在市、教育和年龄分组, 取组内除自身在外的其他家庭金融知识水平平均值作为金融知识的工具变量。个体金融知识水平受到所在地教育水平和出生年代的影响, 但其他家庭金融知识平均值对家庭经济收入影响相关性较低, 使用该工具变量是合适的。进一步, 考虑到内生工具变量问题, 采用 Amemiya(1978) 方法对模型进行工具变量外生性过度识别检验^[29]。

本文在处理 IV 有序 Probit 模型内生性问题时将采用 Heckman(1978) 两阶段估计法进行参数估计^[30]。在一阶段中, 将金融知识内生变量对工具变量和其他控制变量进行 Logit 回归, 得到潜在金融知识拟合值, 其表达式如下:

$$Financail_Literacy_i^* = \varphi R_i + \mu Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Financail_Literaci^* = \widehat{\varphi} R_i + \widehat{\mu} Z_i \quad (5)$$

其中, $\widehat{\varphi}$ 、 $\widehat{\mu}$ 为对应该变量的参数估计值, $Financail_Literaci^*$ 为该变量的拟合值, R_i 为控制变量向量, Z_i 为工具变量向量。

在二阶段将 $Financail_Literacy_i$ 对潜在变量拟合值、残差和控制变量进行有序 Probit 回归, 形式如下:

$$Y_i(Income) = H(\beta^* Financail_Literaci^* + \mu_i X_i + u_i) \quad (6)$$

通过两阶段回归得到 β^* 的一致估计,其具体结果和分析将在下文给出。

首先,我们进行 IV 有序 Probit 模型一阶段回归,其结果如表 9 所示。一阶段主要将金融知识内生变量对工具变量和控制变量进行的 OLS 回归。从表 9 的结果来看,户主为男性、户主年龄对客观金融知识有正向影响,且在 1% 水平上显著。就主观金融知识而言,家庭规模、老年人数量、健康水平和户主父母中有党员系数均为正且显著,说明有利于主观金融知识水平的提升。就客观金融知识而言,控制变量对金融知识(因子分析)和金融知识(得分加总)的影响系数同方向,说明工具变量和控制变量对客观金融知识具有同向影响效应。

通过家庭所在地、教育和年龄进行分组,取除自身外其他家庭金融知识水平平均值为金融知识的工具变量,其系数为正,同时说明了同一个组别的金融知识水平会影响家庭金融知识水平且为正向影响,在 10% 及以上水平上显著,一阶段工具变量 F 值和 t 值最小分别为 26.61 和 1.670,因此拒绝存在弱工具变量假设。

表 9 IV 有序 Probit 模型一阶段回归估计结果

被解释变量	(1) 主观金融知识	(2) 金融知识(因子分析)	(3) 金融知识(得分加总)
工具变量	0.326*** (6.960)	0.060* (1.670)	0.730*** (18.159)
户主性别	0.053 (0.785)	0.363*** (6.945)	0.405*** (6.937)
户主年龄	0.015 (1.277)	0.033*** (3.694)	0.040*** (4.004)
户主年龄平方	-0.000 (-0.598)	-0.000*** (-4.290)	-0.000*** (-4.606)
户主教育程度	0.031 (1.221)	0.019 (1.009)	-0.060*** (-2.781)
已婚	-0.031 (-0.307)	0.233*** (3.028)	0.037 (0.425)
户主为党员	-0.104* (-1.898)	-0.185*** (-4.372)	0.322*** (6.844)
家庭规模	0.113*** (8.354)	0.042*** (4.029)	0.086*** (7.375)
家庭劳动力	-0.099*** (-5.362)	-0.002 (-0.135)	-0.065*** (-4.111)
家庭老人个数	0.043** (2.248)	-0.003 (-0.214)	-0.063*** (-3.825)
家庭小孩个数	-0.043** (-2.270)	-0.043*** (-2.945)	-0.009 (-0.586)
家庭健康水平	0.296*** (6.507)	0.059* (1.687)	0.338*** (8.672)
户主父亲为党员	0.166*** (3.730)	0.031 (0.909)	0.080** (2.098)
关注或利用惠农政策	0.341*** (6.642)	0.063 (1.609)	0.380*** (8.638)
参与养老保险	0.020 (0.546)	0.008 (0.271)	0.013 (0.396)
参与医疗保险	0.027 (0.689)	0.000 (0.010)	0.017 (0.507)
有银行贷款	-0.013 (-0.185)	-0.116** (-2.166)	-0.014 (-0.236)
观测值	1590	1590	1590
一阶段 F 值	26.61	26.61	73.85
R ²	0.2234	0.0968	0.4440
adj. R ²	0.2150	0.0871	0.4380

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为 t 值

接下来, 我们进行 IV 有序 Probit 模型二阶段回归。回归估计结果如表 10 所示。从回归结果中可以看出, 所有金融知识 \hat{IV} 的系数均为正且在 1% 水平上显著, 说明无论是主观金融知识还是客观金融知识均对农户家庭收入有正面影响。另外, 通过工具变量的外生性检验, 过度识别检验 P 值均大于 0.1, 说明本文所选取的工具变量不存在外生性, 使用该工具变量较好的解决了内生性问题。

表 10 IV 有序 Probit 模型二阶段回归估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭收入(Income)			
主观金融知识 \hat{IV}		2.105*** (0.218)		1.152*** (0.186)
金融知识(因子分析) \hat{IV}			1.548*** (0.182)	1.081*** (0.171)
金融知识(得分加总) \hat{IV}	1.493*** (0.134)			1.424*** (0.128)
户主性别	5.238 (132.990)	5.713 (119.120)	1.799 (117.412)	4.345 (134.019)
户主年龄	0.041 (0.042)	0.085** (0.041)	0.263*** (0.057)	0.020 (0.043)
户主年龄平方	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.004*** (0.001)	0.001*** (0.000)
户主教育程度	0.899*** (0.067)	0.703*** (0.062)	1.010*** (0.069)	1.195*** (0.091)
已婚	5.057 (187.807)	5.135 (167.180)	8.142 (166.177)	4.543 (188.934)
户主为党员	-0.875*** (0.138)	-0.182 (0.125)	-2.543*** (0.264)	-2.023*** (0.259)
家庭规模	0.118*** (0.032)	0.002 (0.039)	0.245*** (0.057)	0.404*** (0.064)
家庭劳动力	0.114*** (0.041)	0.213*** (0.046)	0.025 (0.039)	0.143** (0.064)
家庭老人个数	-0.045 (0.046)	-0.228*** (0.045)	-0.180*** (0.044)	-0.276*** (0.077)
家庭小孩个数	-0.001 (0.045)	0.070 (0.046)	0.476*** (0.070)	-0.178*** (0.056)
家庭健康水平	0.398*** (0.118)	0.365*** (0.127)	0.273** (0.128)	0.842*** (0.145)
户主父亲为党员	-0.068 (0.103)	-0.321*** (0.110)	0.407*** (0.105)	0.450*** (0.147)
参与养老保险	-0.031 (0.088)	-0.036 (0.087)	-0.085 (0.087)	-0.012 (0.090)
参与医疗保险	0.036 (0.090)	0.016 (0.089)	0.077 (0.088)	0.088 (0.092)
有银行贷款	-0.201 (0.170)	-0.217 (0.167)	-1.097*** (0.217)	-0.188 (0.175)
观测值	1590	1590	1590	1590
Pseudo R2	0.5612	0.5507	0.5488	0.5779
Prob > chi2	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
LR chi2	1512.89	1484.52	1479.34	1557.82

注: 同表 7

四、稳健性检验

为了更进一步支持上文的结论, 本部分进行稳健性检验。主要从利率计算问题回答正确、通货膨胀问题回答正确和风险投资问题回答正确对农户家庭收入和对惠农政策关注与利用的影响, 结果如表 11 所示。从表 11 可以看出, 三个问题的系数均为正且显著, 进一步验证了客观金融知识对农户家庭收入具有显著正影响, 金融知识越高的家庭, 惠农政策的关注和利用的可能性越大。从第 (1) - (3) 列的边际效应来看, 通货膨

胀问题的边际效应最大,风险投资问题边际效应最小,对于农户来讲,通货膨胀问题最难,对家庭收入影响最大。从第(4)~(6)列的边际效应来看,风险投资问题边际效应最大,利率计算问题边际效应最小。因此,在对农村家庭普及金融知识培训教育时,不仅要加强提高农户计算能力,同时也要兼顾普及投资理财的理念以及对政策的解读能力,让农户金融知识水平得到全面提升,并能在参与金融市场上获得收入。

表 11 利率计算、通货膨胀计算和风险投资问题对家庭收入和惠农政策关注和利用的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	家庭人均收入(Income)			关注和利用惠农政策(Policy)		
利率问题回答正确	0.188 ** (2.204)			0.149* (0.087)		
通货膨胀问题回答正确		0.469 *** (5.500)			0.517 *** (0.084)	
风险投资问题回答正确			0.096* (1.284)			0.574 *** (0.089)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1590	1590	1590	1590	1590	1590
Pseudo R2	0.5088	0.5184	0.5074	0.0567	0.0822	0.0855
Prob > chi2	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
LR chi2	1371.47	1397.54	1367.75	76.94	111.53	115.92

注: 同表 7

五、结论及政策建议

利用 2016 年江西省农村金融知识问卷调查数据,采用有序 Probit 模型,研究了金融知识与农户家庭收入之间的关系及其影响路径。考虑到金融知识可能存在内生性问题,进一步采用 IV 有序 Probit 模型进行两阶段工具变量法进行回归估计。

本文通过构建三种金融知识衡量指标研究金融知识对农户家庭收入的影响。研究发现:(1) 江西省农村家庭普遍缺乏金融知识,自我感觉金融知识水平在一般及以下的受访者数量占样本总数的 83.77%,能够全部正确回答利率计算、通货膨胀和风险投资问题的受访者仅占样本数的 1.53%;(2) 金融知识对农户家庭收入增加具有显著的正向推动作用。其原因在于金融知识的增加会提高农户对惠农政策的关注和利用,而对惠农政策的关注和利用有助于增加家庭收入。考虑到金融知识内生性问题,采用两阶段工具变量法的回归结果进一步支持本文的结论;(3) 进一步,本文研究了主观和客观金融知识对农户家庭收入的影响,发现结果是稳健的。

本文的研究结果表明,金融知识的缺乏在一定程度上会制约农户家庭收入增长。因此,各级政府、金融机构、家庭应逐渐意识到金融知识的重要性。首先,各级政府应通过各种渠道普及金融知识,并建立长效机制。在制定相关惠农政策时,应充分考虑农民金融知识的局限性。其次,金融机构要加大农村地区金融教育培训相关活动的力度,通过专业的金融教育培训使得农村地区整体金融知识水平得到全面的提升。最后,农户在具备一定金融知识后,应更加关注和利用惠农政策,并逐渐参与金融市场中,合理调整家庭资产配置,实现家庭增收和财富积累。

参考文献:

- [1] 朱德莉. 我国农村金融发展对农民收入增长的影响研究——基于协整检验和 VEC 模型的实证分析[J]. 农村经济, 2014(11): 92 - 97.
- [2] 冒佩华, 徐骥. 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J]. 管理世界, 2015(5): 63 - 74 + 88.
- [3] 孙玉奎, 冯乾. 我国农村金融发展与农民收入差距关系研究——基于农村正规金融与非正规金融整体的视角[J]. 农业技术经济, 2014(11): 65 - 74.
- [4] 余新平, 熊晶白, 熊德平. 中国农村金融发展与农民收入增长[J]. 中国农村经济, 2010(6): 77 - 86 + 96.

- [5] 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.
- [6] Agnew J R, Szykman L R. Asset allocation and information overload: The influence of information display, asset choice and investor experience[J]. The Journal of Behavioral Finance, 2005, 6(2): 57-70.
- [7] Lusardi A, Mitchell O S, Curto V. Financial literacy and financial sophistication in the older population[J]. Journal of Pension Economics & Finance, 2014, 13(4): 347-366.
- [8] 段志民. 子女数量对家庭收入的影响[J]. 统计研究, 2016, 33(10): 83-92.
- [9] 沈坤荣, 余吉祥. 农村劳动力流动对中国城镇居民收入的影响——基于市场化进程中城乡劳动力分工视角的研究[J]. 管理世界, 2011(3): 58-65.
- [10] 周萍华. 农村劳动力转移对我国农村经济发展的影响[J]. 特区经济, 2006(12): 138-139.
- [11] 孙文凯, 路江涌, 白重恩. 中国农村收入流动分析[J]. 经济研究, 2007(8): 43-57.
- [12] 王正位, 邓颖惠, 廖理. 知识改变命运: 金融知识与微观收入流动性[J]. 金融研究, 2016(12): 111-127.
- [13] Lusardi A, Mitchell O S. Planning and financial literacy: how do women fare? [J]. American Economic Review, 2008, 98(2): 413-17.
- [14] Lusardi A, Mitchell O S, Curto V. Financial literacy among the young[J]. Journal of Consumer Affairs, 2010, 44(2): 358-380.
- [15] Benjamin, Tabak M, Noronha A C, et al. Bank capital buffers, lending growth and economic cycle: Empirical evidence for Brazil[R]. Brazilian Association of Graduate Programs in Economics, 2011.
- [16] Van Rooij M C J, Lusardi A, Alessie R J M. Financial literacy, retirement planning and household wealth[J]. The Economic Journal, 2012, 122(560): 449-472.
- [17] Jappelli T, Padula M. Investment in financial literacy and saving decisions[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(8): 2779-2792.
- [18] Lusardi A, Scheresberg C B. Financial literacy and high-cost borrowing in the United States[R]. National Bureau of Economic Research, 2013.
- [19] 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.
- [20] 尹志超, 张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距——来自 CHFS 数据的证据[J]. 国际金融研究, 2017(10): 76-86.
- [21] Lusardi A, Mitchell O S. Financial literacy and planning: implications for retirement wellbeing[R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [22] Van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial literacy and stock market participation[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(2): 449-478.
- [23] Bartlett M S. The statistical conception of mental factors[J]. British Journal of Psychology, 1937, 28(1): 97-104.
- [24] Guiso L, Jappelli T. Financial literacy and portfolio diversification[J]. Csef Working Papers, 2008, 10(5): 515-528.
- [25] 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.
- [26] 杨瑞龙, 王宇峰, 刘和旺. 父亲政治身份、政治关系和子女收入[J]. 经济学(季刊), 2010, 9(3): 871-890.
- [27] 何石军, 黄桂田. 代际网络、父辈权力与子女收入——基于中国家庭动态跟踪调查数据的分析[J]. 经济科学, 2013(4): 65-78.
- [28] 张玉梅, 陈志钢. 惠农政策对贫困地区农村居民收入流动的影响——基于贵州 3 个行政村农户的追踪调查分析[J]. 中国农村经济, 2015(7): 70-81.

- [29] Amemiya T. The estimation of a simultaneous equation generalized probit model [J]. *Econometrica*, 1978, 46 (5): 1193 – 1205.
- [30] Heckman J, Dummy. Endogenous variables in a simultaneous equation system [J]. *Econometrica*, 1978, 46 (4): 931 – 959.

Financial Literacy and Household Income of Farmers

——An Empirical Analysis based on Jiangxi Rural Household Questionnaire Survey Data

LI Yunfeng , XU Shulin , TAO Qinqin

(School of Finance , Jiangxi Normal University , Nanchang , Jiangxi 330022 , China)

Abstract: Based on the questionnaire survey of rural household financial literacy in Jiangxi Province in 2016 , we use an order Probit model to study the impact of financial literacy on family income of rural households. The study found that financial literacy has a significant positive effect on household income increase. The reason is that the increase of financial literacy will increase the farmers' attention and utilization of the beneficiary agricultural policies , and the concern and utilization of preferential agricultural policies will help increase household income. Further , this paper studies the impact of subjective and objective financial literacy on household income of farmers and finds that the results are robust; so financial literacy can increase household income of farmers. Therefore , governments at all levels , financial institutions and families should gradually realize the importance of financial literacy , popularize financial literacy education and raise the overall level of rural financial literacy.

Key words: financial literacy; household income; ordered Probit model

(责任编辑: 罗序斌)