

金融知识对互联网金融参与重要吗*

尹志超 仇 化

内容提要:互联网金融发展至今,机遇与挑战并存,收益与风险同在,金融知识作为影响个体金融行为和金融决策的重要因素,是否会影响人们的互联网金融参与?哪类人更容易参与互联网金融市场?互联网金融参与的结果是盆满钵满还是竹篮打水?在互联网金融快速发展的背景下,对这些问题的回答至关重要。本文运用2017年中国家庭金融调查数据,实证检验了金融知识对互联网金融参与的影响。结果表明,金融知识对互联网金融参与有显著的促进作用。分组来看,在中青年、男性、中产阶级群体中,金融知识的影响更大;对于接受过高等教育或从事金融行业的群体,金融知识显著促进互联网金融参与。进一步研究发现,金融知识显著提高互联网理财参与深度,但对投资收益没有显著影响。因此,要降低互联网金融风险,促进互联网金融健康发展,需要更加关注市场微观主体,普及金融知识教育,推动投资者理性决策。

关键词:金融知识 互联网金融参与 互联网金融参与深度

作者简介:尹志超,首都经济贸易大学金融学院教授、博士生导师、经济学博士,100070;

仇 化,首都经济贸易大学金融学院硕士研究生,100070。

中图分类号:F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)06-0070-15

一、引言

2013年以来,第三方支付打破银行支付壁垒,互联网渠道创新日新月异。2014年,互联网金融受到中国政府高度重视,李克强总理在《政府工作报告》中首次指出“促进互联网金融健康发展,完善金融监管协调机制”,从国家层面规范互联网金融的发展。根据中国互联网络信息中心发布的《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2018年6月底,中国网民规模达到8.02亿人,互联网普及率为57.7%,互联网金融具有大量潜在市场群体。在此背景下,互联网金融快速发展,带动了金融体系在“深度”上的改革和发展(吴晓求,2014),日益渗透至中国百姓的日常生活。

截至2017年底,第三方支付机构共发生网络支付业务2867.47亿笔,金额为143.26万亿元;

* 基金项目:国家社会科学基金重点项目“互联网消费金融的发展、风险与监管”(16AZ014)。作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。文责自负。

居民消费贷款余额达到31.53万亿元,各类消费贷款增长迅速。^①中国购买互联网理财产品的网民数量为1.29亿人,网络借贷行业全年成交量约为2.8亿元。^②但互联网金融是一把双刃剑,随着其快速发展,风险也逐渐显现出来。互联网理财产品收益率逐渐降低,网络借贷市场存在大量问题平台,跑路事件频发。仅2018年1—7月,P2P网贷停业及问题平台涉案金额已超过8000亿元,波及用户规模超过1500万人。^③网贷天眼统计数据显示,截至2019年3月,全国P2P网贷停业及问题平台数为5160家,淘汰率达到78.29%。

互联网金融参与门槛低、操作便捷,吸引了大量投资者。同时,互联网金融产品和服务存在技术上的排他性,参与互联网金融的群体需要学习金融常识和互联网操作能力,并具备一定程度的风险承受能力(王馨,2015)。定性与定量分析金融知识的作用,分析互联网金融市场参与者特性,探究其理性程度和风险承担能力具有很大意义。根据2017年中国家庭金融调查,在没有参与互联网理财^④的受访者中,有70.96%的人选择的原因是“没有相关知识”或“购买程序复杂/不知道如何购买”。可见,掌握基本的金融知识后,人们很可能改变现有理财方式,投资于互联网金融市场。现实情况在一定程度上说明,个体所具备的金融知识越多,参与互联网金融的可能性越大,在互联网金融领域的投资量可能也越多。当今互联网金融市场风险事件频发,众多互联网金融的参与者是普通家庭和个人,风险承受能力相对较弱,借助互联网金融进行理财、借贷等究竟是增加了收入,还是增加了风险,目前并没有严谨的研究回答。

二、文献综述

关于互联网金融,国外学者一般用电子金融(E-finance)、在线银行(Online Bank)、网络银行(Network Bank)等说法。国内关于互联网金融的研究,多遵循中国人民银行对互联网金融的定义:“借助互联网和移动通信技术,实现资金融通、支付和信息中介功能的新金融模式。”吴晓求(2015)认为互联网金融是一种新的金融业态,并深入分析了互联网金融的基本内容、理论基础、运行结构等。

互联网金融的发展推动了虚拟货币蓬勃发展,传统证券行业的制约被打破,增强了金融市场的流动性(Lewis,2014)。互联网金融减少了金融市场摩擦(战明华等,2018),具有普惠、低成本、高效率的优势,较之于传统金融,缓解信息不对称的作用越来越强(李继尊,2015)。微观上,互联网金融理财产品对中国家庭储蓄存款存在替代趋势,P2P网络借贷对金融机构借贷存在替代趋势(孙从海、李慧,2014)。互联网金融接受程度的影响因素方面,Laukkanen(2007)研究发现,最初使用移动金融的群体往往具有良好的教育背景、职业和收入,他们拥有长时间、高频率使用网络银行的经验。用户数量、交易风险和信任等因素均会影响个人的互联网金融参与(霍兵、张延良,2015;赵丹、屈锡华,2016)

与之相关,金融知识也是学术界长期关注的问题。最早提出金融知识概念的是Noctor等

① 数据来源:零壹财经·零壹智库、安见资本《变革与契机:互联网金融五周年发展报告》,2018年8月8日。

② 数据来源:中国互联网络信息中心《中国互联网络发展状况统计报告》,2018年8月20日。

③ 数据来源:iiMedia Research(艾媒咨询)《2018中国P2P网贷行业“爆雷”热点监测报告》,2018年7月26日。

④ 在2017年中国家庭金融调查问卷中,对应问题为:您家为什么没有购买这些互联网理财产品?(多选)。该问题设置的备选选项有:①没有相关知识;②购买程序复杂/不知道如何购买;③产品风险高;④收益低;⑤没兴趣;⑥存在网络安全问题;⑦其他(请注明)。

(1992),他们在研究中指出,金融知识是在管理和配置资金时具有的正确判断、明智决策的能力。国内学者对金融知识的定义多沿用国外学者的定义方式。

在金融知识衡量上,学者们往往采用客观金融知识水平,通过一系列问题和指标反映个体对相关问题的了解和运用程度。仅以受访者自我回答的主观判断来衡量其金融知识水平是不科学的,如果投资者存在过度自信的心理,那么往往会高估自身的金融知识水平,而自卑、消极的人会低估自己的水平(Guiso等,2008)。Huston(2010)梳理大量文献后得出,对金融知识水平的测度主要包括基础金融概念、借贷、投资和风险防范四方面。尹志超等(2014)在其研究中运用2013年中国家庭金融调查数据,采用因子分析法,基于受访者回答问题情况衡量了其金融知识水平。

金融知识是影响家庭金融决策的关键因素之一(Lusardi和Mitchell,2014),能够帮助家庭和个人掌握金融产品的风险、收益,理解金融市场动向,降低投资决策的信息搜集处理成本(Dohmen等,2010)。金融知识水平影响了人们参与退休计划的可能性,金融知识水平越高,人们越有可能参与退休计划,并积攒更多的财富(Lusardi和Mitchell,2011),金融知识越多的人可能更多地投资于股票等风险资产(Rooij等,2011)。从国内来看,金融知识增加会促进家庭参与金融市场,并增加家庭在股票等风险资产上的投资比例(尹志超等,2014;李云峰等,2018),减少家庭金融排斥的概率(张号栋、尹志超,2016),也可能促进家庭参与创业活动(尹志超等,2015),有利于低收入家庭跃迁至高收入家庭(王正位等,2016)。

综合来看,国内外关于金融知识与互联网金融参与的研究较少。本文利用具有全国代表性的中国家庭微观数据,探究金融知识对互联网金融参与的影响,并深入分析其中差异,具有一定的理论意义和现实意义。

三、理论分析

互联网金融作为金融的一部分,在发展过程中遵循金融发展的某些理论和规律。由于其发展时间较短,金融知识与互联网金融参与二者之间尚无成熟的理论模型。借鉴Jappelli和Padula(2013)的研究,本文构建如下两期模型来探究二者之间的关系。

假设每个个体的一生可以被划分为两期,个体在第0期工作并获得收入 y ,在第1期退休,不再有收入。第0期初始,个体没有资产,不具备金融知识储备,这里金融知识是指人们进入劳动力市场前所掌握的金融知识水平。本文将初始金融知识假设为0,借鉴人力资本的相关理论,对知识的投资可以获得回报,因此第0期时,个体可以有偿获得新的金融知识,来提高自身的金融知识水平,但需要付出金钱成本和时间成本等,设金融知识的边际成本为 P 。在个体获取金融知识后,其金融知识水平为 K 。

在该两期模型中,均假定个体在第0期将所有收入在消费、储蓄、互联网金融投资和金融知识投入上进行分配。个体在第0期进行储蓄和互联网金融投资,并在第1期期初获得收益,这两类投资获得的收益可被视为第0期向第1期的财富转移。将第0期消费设为 C_0 ,储蓄设为 S ,互联网金融投资设为 F ,储蓄收益的利息因子为 R_s 。本文假设,储蓄的收益与金融知识水平无关。第1期消费设为 C_1 。

互联网金融投资的利息因子为 R_f 。Dohmen等(2010)发现,金融知识水平的提高可以在一定程度上帮助个人获得更好的投资机会,并能减少搜寻成本、交易成本和费用。因此可以推断对金融知识的投入有利于增加互联网金融收益,且这种回报率边际递减。此外,互联网金融的收益又不完全取决

于金融知识,因此将互联网金融投资的利息因子看作两部分收益之和,一部分是第0期金融知识水平 K 的函数,另一部分不受个体因素影响,在这里,即不受个体金融知识 K 的影响,具体如下:

$$R_f = K^{\alpha_1} + \alpha_0 \tag{1}$$

这里, $\alpha_1 \in (0, 1)$, 表示利息因子的变动与金融知识水平的相关程度,即该参数代表金融知识的回报比率。 α_0 表示不受金融知识影响的那部分收益。

在上述条件下,个体在第0期将选择储蓄、互联网金融投资和金融知识投入来得到最大效用,假设其效用函数类型为对数效用函数,即效用为:

$$u = \ln C_0 + \beta \ln C_1$$

所面对的预算约束条件为:

$$C_0 + S + F + PK = y$$

$$C_1 = (K^{\alpha_1} + \alpha_0)F + R_s S$$

这里, β 为折现系数 ($0 < \beta < 1$)。

根据拉格朗日法则求一阶条件:

$$F: \frac{C_1}{\beta C_0} = K^{\alpha_1} + \alpha_0 \tag{2}$$

$$K: P = \frac{\alpha_1 \beta C_0 F K^{\alpha_1 - 1}}{C_1} \tag{3}$$

可以看出,式(2)是关于消费的标准欧拉方程,说明消费的边际替代率等于利息因子 (R_f),而 R_f 一部分取决于个体对金融知识的投入。式(3)表示在最优时,金融知识的边际成本应该等于其边际收益。

将预算约束条件(2)式和(3)式相结合,可以得到 F 的表达式:

$$F = \frac{\beta(K^{\alpha_1} + \alpha_0)}{(1 + \alpha_1 \beta + \beta)K^{\alpha_1} + (1 + \beta)\alpha_0} y - \frac{R_s + \beta(K^{\alpha_1} + \alpha_0)}{(1 + \alpha_1 \beta + \beta)K^{\alpha_1} + (1 + \beta)\alpha_0} S \tag{4}$$

此时,若 $K = 0$,即个体不具备金融知识时,可以通过运算得到:

$$F = \frac{\beta}{(1 + \beta)}(y - S) - \frac{R_s}{(1 + \beta)\alpha_0} S \tag{5}$$

由式(5)可知,由于金融知识为0,根据假设,互联网金融收益为 α_0 ,个体选择互联网金融投资量主要受折现系数 β 、互联网金融收益 α_0 和储蓄收益因子 R_s 的影响。当个体折现系数不变时, R_s 越大,个体储蓄越多,互联网金融投资量越少。当 $R_s = \alpha_0$ 时,个体选择储蓄和参与互联网金融无差异,除去第0期消费外,个体可能会将剩余财富全部投资于储蓄。

若 $K \neq 0$,则可由式(2)和式(3)得到最优互联网金融投资量:

$$F^* = \frac{K + \alpha_0 K^{1 - \alpha_1}}{\alpha_1} P \tag{6}$$

由式(6)可知,金融知识对互联网金融投资量有正向影响,金融知识水平越高,互联网金融投

质量越多。

综合理论推导,当个体不具备金融知识时,可能选择不参与互联网金融;当个体具备一定的金融知识时,金融知识水平能促进互联网金融投资。后文将对此进行深入的实证检验。

四、实证模型、数据与变量

(一)实证模型

在分析金融知识对互联网金融参与行为的影响时,本文采用 Probit 模型,模型设定为:

$$Y = 1(\alpha fin_knowledge + \beta X + \varepsilon > 0) \quad (7)$$

其中, Y 表示个人是否参与互联网金融,等于1表示参与了互联网金融,否则为0。此处,互联网金融包括互联网理财和网络借贷。本文将参与其中任何一种都视为已经参与互联网金融。 $fin_knowledge$ 表示个人的金融知识水平。 X 表示控制变量。误差项 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。

由于互联网理财资产占金融资产的比重是截断的,在分析金融知识对互联网理财参与深度影响时,本文采用 Tobit 模型,模型设定如下:

$$y^* = \alpha fin_knowledge + \beta X + \varepsilon, Y = \max(0, y^*) \quad (8)$$

其中, y^* 表示互联网理财参与深度,是连续变量。 $fin_knowledge$ 表示个人的金融知识水平。 X 表示控制变量。误差项 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。

(二)数据

本文使用的数据来自西南财经大学2017年在全国范围内开展的第四轮中国家庭金融调查(CHFS),是最新一轮调查数据,能更加真实地反映中国家庭现状。CHFS样本覆盖了除西藏、新疆、港澳台地区以外的29个省(自治区、直辖市)353个县(区)1417个社区(村),共获得了40000多户家庭的微观数据。中国家庭金融调查收集了家庭人口统计特征、资产与负债、保险与保障、收入与支出、金融知识等各方面的信息,为本文研究金融知识对互联网金融参与的影响提供了数据支持。

(三)变量

1. 解释变量

本文的解释变量为金融知识。本文主要采取客观金融知识水平,参考以往文献(尹志超等,2014),使用因子分析法计算受访者的金融知识水平。在2017年中国家庭金融调查问卷中,设置了关于利率计算、投资风险判断、通货膨胀理解等问题。根据受访者在这一部分的答案,使用因子分析法,综合得到金融知识得分,分数的取值范围为0~100分。在估计中,本文对金融知识得分取对数。

2. 被解释变量

本文的被解释变量为互联网金融参与。如果个人或家庭参与互联网理财^①或网络借贷^②,则令互联网金融参与为1;如果家庭或个人从未参与互联网理财和网络借贷,则为0。

① “互联网理财”在调查问卷中对应的问题为:目前,您家是否持有像余额宝、京东小金库、百度百赚这类资金易存易取的互联网理财产品?在这一问题中回答“是”,便认为该家庭参与互联网理财,“否”对应该家庭未参与互联网理财。

② “网络借贷”在调查问卷中对应的问题有两个。其中关于网络借贷中贷方的问题为:目前您家有没有网络借贷平台上的资金借出,例如P2P网络借贷、众筹等。该问题设置“是”和“否”两个备选选项。关于网络借贷中借方的问题为:您家是否曾通过蚂蚁花呗、京东白条、分期乐、网络借贷等金融形式获取资金进行消费?该问题设置“是”和“否”两个备选选项。

为更加详细地分析金融知识对互联网金融参与的影响,本文在实证分析中将互联网金融细分为互联网理财和网络借贷、互联网投资行为和互联网融资行为。根据问卷设置,本文将参与互联网理财,或通过网络借贷平台将资金有偿借出定义为互联网投资行为,^①将通过网络借贷平台有偿借入资金用于消费等定义为互联网融资行为。^②进一步地,本文考察了金融知识对互联网金融参与深度的影响,将互联网理财资产^③占金融资产的比重定义为互联网理财参与深度,将参与互联网金融业务的数量作为衡量互联网金融参与深度的标准,并检验了金融知识是否能有效帮助参与者提高其互联网理财收入。^④

3. 其他变量

参照以往文献(尹志超等,2014),结合本文的研究问题,所选取控制变量包括:家庭特征变量(家庭收入、家庭资产、是否拥有自有住房、是否拥有自有汽车、是否从事个体工商业、是否工作)、户主特征变量(年龄、年龄的平方、性别、受教育年限、婚姻状况及风险态度^⑤)和地区特征变量(地区人均GDP)。剔除存在缺失值的样本,最后剩余有效样本38300户。^⑥其中,考虑到年龄对互联网金融参与的影响可能是非线性的,在实证分析中引入年龄的平方。出于内生性问题的考虑,文中采用的家庭收入为剔除家庭当年从互联网理财中获得收入的数值,家庭资产为剔除家庭互联网金融资产的数值,地区人均GDP值为2017年中国各省(自治区、直辖市)的统计数值,三个变量在实证分析中均进行取对数处理。

表1报告了分组描述性统计的结果。可以看出,参与互联网金融和未参与互联网金融的群体在几个主要特征上均存在显著差异。参与互联网金融群体的金融知识得分均值明显高于未参与的群体。参与互联网金融的群体受教育年限更长,接受过高等教育的可能性更大,更有可能从事金融行业工作。基于描述性统计反映的现实情况,研究金融知识对互联网金融参与的影响十分重要。在异质性分析中,本文将针对投资者的主要人群特征进行深入分析。

表1 分组描述性统计

变量	参与互联网金融	未参与互联网金融
金融知识	71.2222	60.9033
受教育年限	12.8840	8.9000
接受过高等教育	0.5930	0.1232
从事金融行业工作	0.0400	0.0066
男性	0.4910	0.5078

资料来源:作者根据2017年中国家庭金融调查数据计算。

① 在关于互联网理财问题中选择“是”或在网络借贷中贷方问题中选择“是”。

② 在网络借贷中借方问题中选择“是”。

③ 本文根据以下问题定义互联网理财资产:①目前您家购买的这些互联网理财产品余额是多少?②目前您家拥有的这些互联网理财产品余额在下列哪个范围?

④ 关于互联网理财收入的定义,本文根据调查问卷中的问题为:过去一年,您家从这类互联网理财产品上实际得到多少收入?您估计您家从这类互联网理财产品上实际得到的收入在下列哪个范围内?根据这一问题的回答,本文得到互联网理财收入的具体数值。

⑤ 风险态度在调查问卷中对应的问题是:如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目?该问题设置的选项有①高风险、高回报的项目;②略高风险、略高回报的项目;③平均风险、平均回报的项目;④低风险、略低回报的项目;⑤不愿意承担任何风险。本文将在这一问题选择①或②选项定义为风险偏好,选择③定义为风险中性,选择④或⑤定义为风险厌恶。

⑥ 限于篇幅,变量描述性统计结果不做报告,详见公开附件或向作者索取。

4. 内生性讨论

在本文设定的模型(7)和(8)中,可能因为遗漏变量或逆向因果而存在内生性问题。一方面,影响家庭或个人是否参与互联网金融、互联网金融的参与与深度和是否通过互联网理财获得收益的因素是错综复杂的,除本文控制的部分家庭特征变量和户主特征变量等因素外,还会受到个人习惯、性格、社会氛围、信息获取程度等因素的影响,而这些因素尚不可观测。另一方面,家庭或个人在参与互联网金融的过程中,会不断学习、了解相关金融知识,在一定程度上提高自身的金融知识水平。市场经验有助于投资者行为更加理性(Milliment等,2015),这就导致互联网金融参与和金融知识之间存在联立性。

为了解决内生性问题带来的估计结果偏差,本文参考以往文献(Lusardi和Mitchell,2011;尹志超等,2015),选取社区内除受访者外其他人的平均金融知识水平作为工具变量。首先,个人金融知识水平与社会氛围和周边其他人的金融知识水平息息相关,金融发展较快,知识水平普遍较高的地区,个人金融知识水平往往也较高。其次,个人是否参与互联网金融与除自身外的平均金融知识水平无必然联系。因此,对于本文而言,社区内除受访者之外的其他人的平均金融知识水平是合适的工具变量,下文中将给出工具变量的详细检验结果。

五、实证结果

(一)金融知识与互联网金融参与

本文首先检验个体金融知识水平是否显著影响互联网金融参与。表2第(1)列报告了金融知识对互联网金融参与的Probit估计结果。金融知识的边际影响显著为正。此外,户主年龄、受教育年限、婚姻状况等个人特征与互联网金融参与显著相关。受传统观念影响,家庭金融决策在一定程度上受户主影响,随着年龄的增长,个体选择参与互联网金融的可能性降低,受教育年限越长,越有可能选择参与互联网金融,这与以往的研究结果(Laukkanen,2007;Hoehle等,2012)类似。家庭资产和家庭收入对互联网金融参与有显著正向影响,家庭总资产和总收入越多,个体越有可能选择参与互联网金融。但拥有自有住房会降低参与互联网金融的可能性,存在两个可能的原因。(1)拥有自有住房的家庭可能同时背负较高的房贷,收入的一部分需用于偿还房贷,可用于投资的资金较少;(2)高房价使得房地产投资的吸引力较大,高于投资互联网金融,产生了替代作用。从事个体工商业的个人或家庭,参与互联网金融的边际效应为正。产生这一现象的原因可能是移动支付等工具的发展为个体经营者提供了可以获取收益且不影响流动性的理财方式,促使了个体参与互联网金融。网络借贷门槛低、审批快,从事个体工商业的家庭很可能会选择网络借贷获得小额贷款,满足经营需求。风险态度对互联网金融参与亦存在影响。相较于传统金融而言,互联网金融尚属新兴事物,未知领域更广,偏好风险的群体更容易参与互联网金融,而风险厌恶程度越高,参与互联网金融的可能性越小。最后,代表地区特征的地区人均GDP也对互联网金融参与有显著正向作用。

然而在Probit估计中,内生性问题可能导致估计结果有偏。为解决这一问题,本文选取工具变量,进行IVProbit估计,估计结果如表2第(2)列所示。可知,在使用工具变量的情况下,金融知识对互联网金融参与的影响仍显著为正,系数为0.0574。这表明,金融知识对互联网金融参与的确存在影响。金融知识水平越高,居民越有可能选择参与互联网金融。此外,一阶段F值为109.45。根据以往研究,10%偏误水平下F值的临界值为16.38,本文的F值远大于经验值,可拒绝弱工具变量假设,所选工具变量不存在弱工具变量问题。

表 2 金融知识与互联网金融参与

解释变量	被解释变量: 互联网金融参与	
	Probit	IVProbit
	(1)	(2)
金融知识	0.0192*** (0.0024)	0.0574*** (0.0210)
年龄	-0.0066*** (0.0007)	-0.0070*** (0.0007)
年龄的平方	-0.0000*** (0.000)	-0.0000*** (0.0000)
男性	-0.0041 (0.0034)	-0.0035 (0.0035)
受教育年限	0.0077*** (0.0004)	0.0068*** (0.0005)
已婚	-0.0283*** (0.0041)	-0.0292*** (0.0044)
风险偏好	0.0154*** (0.0041)	0.0137*** (0.0044)
风险厌恶	-0.0257*** (0.0029)	-0.0275*** (0.0033)
ln(家庭资产)	0.0154*** (0.0013)	0.0139*** (0.0013)
ln(家庭收入)	0.0140*** (0.0015)	0.0146*** (0.0013)
从事个体工商业	0.0145*** (0.0035)	0.0144*** (0.0037)
工作	-0.0000 (0.0037)	-0.0001 (0.0039)
拥有自有住房	-0.0384*** (0.0050)	-0.0362*** (0.0054)
拥有自有汽车	0.0168*** (0.0031)	0.0171*** (0.0033)
ln(地区人均 GDP)	0.1803*** (0.0263)	0.1913*** (0.0284)
省份哑变量	已控制	已控制
N	38300	38300
一阶段 F 值		109.45
一阶段工具变量 T 值		4.67
Wald 检验		3.84 (0.0499)

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 括号内为异方差稳健标准差, 表中报告的是边际效应, 下同。

(二) 金融知识与不同互联网金融参与方式

为更加详细地区分金融知识对不同互联网金融参与方式的影响,本文分别检验了金融知识对互联网理财、网络借贷两种参与方式的影响,估计结果如表3所示。可知,金融知识水平越高,参与互联网理财或网络借贷的可能性越高,且金融知识对互联网理财参与的促进作用更大。在处理内生性问题后,金融知识对互联网理财参与仍存在显著的正向影响,而对网络借贷的影响不显著。这可能是由于近年来网络借贷平台风险暴露,众多平台停业跑路,随着金融知识的增加,人们对互联网金融的了解更加全面,能更准确地衡量所获收益与风险,其P2P网络借贷行为会更加谨慎。

此外,从区分投资行为和融资行为来看,金融知识对投资行为存在显著正向影响,处理内生性问题后,金融知识对于投资行为的影响仍然显著为正,且边际效应增大。投资行为通常以收益为目的,对于参与者金融知识水平的要求较高,需要参与者掌握较多的金融知识。具备了一定的金融知识后,才能进行互联网理财或将钱通过网络借贷平台有偿借出,获取收益。

表3 金融知识对互联网金融参与方式的影响

解释变量	被解释变量			
	互联网理财		网络借贷	
	Probit	IVProbit	Probit	IVProbit
	(1)	(2)	(3)	(4)
金融知识	0.0155 *** (0.0022)	0.0469 ** (0.0199)	0.0116 *** (0.0019)	0.0198 (0.0151)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	38295	38295	38292	38292
	投资行为		融资行为	
金融知识	0.0158 *** (0.0023)	0.0484 ** (0.0201)	0.0111 *** (0.0019)	0.0227 (0.0154)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	38295	38295	38292	38292

注:回归结果中所有控制变量均与表2相同。

(三) 不同水平金融知识与互联网金融参与

进一步地,本文探究了不同的金融知识水平在影响互联网金融参与上是否存在差异,估计结果如表4所示。这里,本文将金融知识的均值作为划分高金融知识组和低金融知识组的标准。通过估计结果发现,金融知识水平较高时,其对互联网金融参与的积极作用明显更大。考虑到这种非线性关系,为进一步验证这一结论,本文在回归中引入金融知识水平的平方项进行估计,Probit估计结果为0.0030,IVProbit估计结果为0.0077,均在1%的水平下显著。^①这与分组讨论的结论类似,均说明金融知识与互联网金融参与之间的正向关系并不是线性的,而是呈现凸函数性质,金融知识水平越高,其对互联网金融参与的积极影响越大。可能的原因是,随着金融知识水平的不断提升,人们的投资能力和风险偏好程度增加,更有可能选择参与互联网金融进行资产选择和配置。

^① 限于篇幅,具体实证结果不做报告,如有兴趣,可向作者索取。

表 4 不同的金融知识水平对互联网金融参与的影响

解释变量	被解释变量:互联网金融参与	
	Probit	
	低金融知识组	高金融知识组
	(1)	(2)
金融知识	0.0149*** (0.0032)	0.0355*** (0.0084)
控制变量	控制	控制
N	11689	26611

注:回归结果中所有控制变量均与表 2 相同。

(四)不同金融知识结构与互联网金融参与

本文研究发现,金融知识构成会影响互联网金融参与,具体结果如表 5 所示。在度量金融知识时,本文主要采用了三方面的问题,分别是利率计算、通货膨胀理解和投资风险判断。分别来看,三方面知识均会对互联网金融参与产生影响,利率计算能力和对投资风险的判断能力影响更大。参与互联网理财和网络借贷主要需要个体在众多金融产品中进行分析,选择风险和收益与自身情况相匹配的产品,所以相对而言,掌握这两类金融知识对于个体和家庭更有用,更能促进其参与互联网金融。

表 5 金融知识构成对互联网金融参与的影响

解释变量	被解释变量:互联网金融参与		
	Probit		
	(1)	(2)	(3)
	利率计算	0.0206*** (0.0031)	
通货膨胀理解		0.0172*** (0.0038)	
投资风险判断			0.0303*** (0.0016)
控制变量	控制	控制	控制
N	36161	36161	36161

注:回归结果中所有控制变量均与表 2 相同。

六、异质性分析^①

接下来,按性别、年龄、风险态度和财富水平进行分组,探讨金融知识对不同人群互联网金融参与的影响。

① 降于篇幅,本部分实证结果不做报告,如有兴趣,可向作者索取。

按照国家通用的年龄划分方式,本文将样本人群划分为青年、中年和老年人。由估计结果可知,随着年龄的增长,金融知识对互联网参与的影响减小,不同年龄段之间存在显著差异。在处理内生性问题后,对于老年人,金融知识对互联网金融参与没有显著影响。这可能是由于中青年人往往能更快地接受并尝试新鲜事物,获得金融知识的机会多,互联网金融门槛低、运用方便,成为他们投资的新渠道。而老年人受传统观念、个人习惯等因素影响,投资及理财方式多以风险较小的储蓄或国债为主,与中青年相比,老年人学习金融知识的渠道少、能力弱,对新鲜事物的接受程度低,在多方面因素的作用下,金融知识的影响较小。

对于男性,金融知识的边际影响更大。男性更有可能参与股票等风险投资(Guiso等,2008),女性的风险偏好程度往往低于男性,在做金融决策时更加保守。在金融参与过程中,男性往往更具有冒险精神,所以在掌握金融知识后,男性一般更容易参与互联网金融。

对于不同风险态度的人而言,金融知识对其互联网参与的影响不同。风险中性、风险厌恶及风险偏好群体之间有着显著的差异,风险中性的IVProbit估计结果显著为正,其余两组没有显著关系。可能的原因是,2016年,中国网络借贷市场出现了许多问题平台,跑路事件频发,互联网金融风险集中暴露,引起党中央和各级政府的高度重视,互联网金融从无序发展状态向规范发展转变。此后,人们逐渐意识到互联网金融的风险,仍选择参与互联网金融的投资者普遍具有较高的风险偏好,因而对于风险偏好的群体而言,金融知识增加对互联网金融参与的促进作用不显著。而有研究显示,金融知识增加,会使人们更偏好风险(Dohmen等,2010),从而更倾向于风险资产投资(Rooij等,2011),因而对于风险中性的群体而言,金融知识增加明显提高其参与互联网金融的可能性。对风险厌恶群体而言,互联网金融风险过高,金融知识的增加也不会显著促进其参与互联网金融。

财富水平也是影响人们互联网金融参与的重要因素。估计结果显示,对于财富水平处在40%以下和80%以上的群体而言,金融知识增加并不能显著提高其参与互联网金融的可能性。在财富处于40%—80%的群体中,金融知识的促进作用明显存在。这可能是由于财富水平较低的个体尚不具备参与互联网金融的经济能力,在获得金融知识后,仍无法满足互联网金融参与的门槛。对于财富水平较高的高净值人群而言,投资机会较多,在长期理财投资中,他们与传统金融机构之间联系密切(金延,2015),与传统投资方式黏性较大,互联网金融虽具有便捷、低门槛等优势,但仍不是其主要投资渠道。中产阶级则是互联网金融的主要参与群体,一方面他们具有一定资金可用于投资理财,另一方面可选择的投资品相对于高净值人群而言金额较小,金融知识增加能促进其参与互联网金融。

进一步地,本文重点关注接受过高等教育和从事金融业工作的人群在互联网金融中扮演的角色。表6第(1)列和第(2)列的估计结果中加入金融知识和接受过高等教育这一变量的交互项。交互项系数显著为正,对于接受过高等教育的人群而言,获得金融知识后更可能参与互联网金融,进行互联网金融产品投资。互联网金融的参与者往往是知识水平较高的人,他们接受过高等教育,具备一定的金融知识。相较于未接受过高等教育的人而言,他们的学习能力更强,风险承受能力也更大。第(3)列和第(4)列估计结果中加入了金融知识和从事金融业工作这一变量的交互项。交互项的回归结果显示,对于从事金融业工作的人群而言,金融知识对于互联网金融参与的影响显著为正。从事金融业工作的人群往往更容易获得相关信息,对新兴的金融工具和金融产品更加关注,更可能参与互联网金融。如今互联网金融的参与者较大可能是本身就从事金融相关行业的群体。

表 6 高等教育和金融从业的影响

解释变量	被解释变量:互联网金融参与			
	Probit	IVProbit	Probit	IVProbit
	(1)	(2)	(3)	(4)
金融知识	0.0108 *** (0.0023)	0.0319 ** (0.0175)	0.0191 *** (0.0024)	0.0491 *** (0.0186)
金融知识 × 接受过高等教育	0.0203 *** (0.0009)	0.0216 *** (0.0009)		
金融知识 × 从事金融业工作			0.0050 ** (0.0022)	0.0052 ** (0.0022)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	38300	38300	38300	38300

注:回归结果中所有控制变量均与表 2 相同。

七、进一步分析

进一步地,本文探究金融知识对互联网金融参与深度的影响。研究发现,金融知识对互联网理财参与的深度具有显著的正向作用。金融知识水平提高,会增加个人或家庭互联网理财产品投资量,提高互联网理财资产在金融资产中的比重。如表 7 所示,在处理内生性问题后,金融知识对互联网理财参与深度的边际影响为 0.0234,仍在 1% 的水平下显著。可见,提高居民的金融知识水平,与深化发展互联网理财市场,提高投资者的互联网理财投资比例息息相关。

表 7 金融知识对互联网理财参与深度的影响

解释变量	被解释变量:互联网理财参与深度	
	Tobit	IVTobit
	(1)	(2)
金融知识	0.0060 *** (0.0008)	0.0234 *** (0.0075)
控制变量	控制	控制
N	37374	37374

注:回归结果中所有控制变量均与表 2 相同。

本文使用参与互联网金融的种类衡量家庭互联网金融参与深度。通过 Mlogit 估计(见表 8)发现,金融知识增加能显著深化家庭互联网金融参与程度。相对于没有参与互联网金融的群体,金融知识对个体参与一种或两种互联网金融业务的影响均显著为正。金融知识增加会促进家庭选择多种互联网金融参与方式。

表 8

金融知识对互联网金融参与深度的影响:Mlogit

解释变量	被解释变量:互联网金融参与深度	
	参与一种	参与两种
	(1)	(2)
金融知识	0.2751*** (0.0435)	0.4324*** (0.0870)
控制变量	控制	控制
N	38161	38161

注:回归结果中所有控制变量均与表 2 相同。

通过上文的分析,人们在获得了基本的金融知识后,往往更乐于参与互联网金融。但参与互联网金融是否增加了个体的收入尚需验证。因此,本文检验了金融知识对于互联网理财收入的影响。OLS 回归结果显示,金融知识对互联网理财收入的影响为 -0.0159 ,且不显著,在参与互联网理财的群体中,金融知识对互联网理财收入没有显著影响。但考虑到个人是否参与互联网金融理财市场并非随机行为,会受到收入、投资习惯、受教育年限等多种因素影响,仅考虑已经参与互联网理财的人群可能会存在样本选择问题,导致估计结果有偏。为解决样本选择问题,本文进一步采用 Heckman 选择模型,考察金融知识对互联网理财收入的影响,估计系数为 -0.0152 ,且不显著。金融知识对互联网理财收入仍不具有显著影响。金融知识增加虽提高了人们参与互联网理财的概率,但没有使互联网理财收入显著增加。^①

八、稳健性检验

为验证上文结果的稳健性,本文进行稳健性检验。^② 职业特征会对互联网金融参与产生影响,因此,本文剔除从事金融业工作的样本,进一步分析,以验证结果的稳健性。估计结果显著为正,在未从事金融业工作的群体中,金融知识水平提高,互联网金融参与的可能性显著增加。因此,金融知识是个体选择参与互联网金融的重要影响因素。

参考以往研究(尹志超等,2014),可以将受访者对经济、金融类信息的关注程度作为金融知识的代理变量。现阶段,中国金融知识教育普及度不高,除接受过专业培训的特殊情况外,普通人的金融知识多来自互联网、电视、报纸等渠道。非常关注经济、金融方面信息的受访者在耳濡目染的过程中,往往具备较高的金融知识水平。因此,本文采取这一变量作为金融知识的代理变量进行稳健性检验。估计结果显示,金融知识对互联网金融参与的影响仍显著为正,金融知识水平越高,互联网金融参与的可能性越高。

因此,本文估计结果是稳健的,金融知识对互联网金融参与有显著的促进作用。

九、结论与建议

互联网金融自萌芽至今不仅影响着中国经济的发展,倒逼着传统金融的变革,更改变着千千

① 限于篇幅,实证结果不做报告,如有兴趣,可向作者索取。

② 同①。

万万中国家庭的生活,受到了广泛关注。基于2017年中国家庭金融调查数据,本文探究了金融知识对互联网金融参与的影响。实证结果表明,金融知识对互联网金融参与有显著的正向作用。随着金融知识水平的提高,其促进作用增强。引入工具变量后,估计结果仍支撑本文结论。对于不同性别、年龄、风险态度和财富水平的人,金融知识对互联网金融参与的积极作用存在差异。接受过高等教育或从事金融业工作的人群在自身金融知识水平提高后,参与互联网金融的可能性更大。进一步研究发现,金融知识虽增加了人们互联网金融参与的深度,但对其投资收益并没有显著正向影响。

成熟的市场离不开成熟的投资者,为保障中国互联网金融良性发展,不仅要宏观角度出发,还应从微观入手。因此,结合研究发现,本文提出以下政策建议。

第一,建立消费者保护机制。随着互联网金融的不断发展,更多家庭选择参与互联网金融、运用互联网金融产品进行资产配置。文章研究发现,金融知识的增加无法显著增加家庭的互联网理财收益,个体和家庭在参与互联网金融时会遭遇欺诈,合法权益受到侵害。各级政府应关注微观主体,完善体制机制和相应的法律法规,建立完善的消费者保护机制,切实保护参与者合法权益。互联网金融企业在经营管理中应遵守市场秩序,完善产品设计,提高服务质量,保障用户的正规利益。

第二,高度重视互联网金融市场风险防范。接受过高等教育、具备一定的金融知识、财富水平处于40%~80%的中产阶级和从事金融业工作的群体显然更易成为互联网金融的投资者。这部分群体具有一定的风险承受能力和损失承担力。但他们往往是家庭的顶梁柱,是社会稳定的基础,影响着整个社会的和谐稳定,应备加关注。如今互联网金融风险暴露,应加强对风险的控制,增加互联网金融市场透明度,及时揭示风险,完善风险防范体制。

第三,积极推动金融知识教育。长期以来金融教育普及度不高,大部分人在日常生活中无法接受系统的金融知识教育。应重视并促进金融知识教育发展,普及金融常识,政府、社区和学校等都应开展丰富多样的金融知识教育活动,提高居民参与互联网金融时行为决策的有效性。企业也应承担起社会责任,为员工提供基础的金融知识教育。应加大宣传教育力度,提高投资者的风险处置能力,增强其自我保护意识,使他们更加理性、正确决策,降低投资风险。

参考文献:

1. 霍兵、张延良:《互联网金融发展的驱动因素和策略——基于长尾理论视角》,《宏观经济研究》2015年第2期。
2. 金延:《基于有限理性的互联网金融参与主体的行为分析——以互联网理财为例》,《上海金融学院学报》2015年第1期。
3. 李继尊:《关于互联网金融的思考》,《管理世界》2015年第7期。
4. 李云峰、徐书林、白丽华:《金融知识、过度自信与金融行为》,《宏观经济研究》2018年第3期。
5. 孙从海、李慧:《互联网金融下家庭金融资产调整趋势与效应分析》,《政策研究》2014年第6期。
6. 王馨:《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》,《金融研究》2015年第9期。
7. 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》,《金融研究》2016年第12期。
8. 吴晓求:《互联网金融:成长的逻辑》,《财贸经济》2015年第2期。
9. 吴晓求:《中国金融的深度变革与互联网金融》,《财贸经济》2014年第1期。
10. 尹志超、宋全云、吴雨:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》2014年第4期。
11. 尹志超、宋全云、吴雨、彭嫦艳:《金融知识、创业决策和创业动机》,《管理世界》2015年第1期。
12. 战明华、张成瑞、沈娟:《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》,《经济研究》2018年第4期。
13. 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》,《金融研究》2016年第7期。
14. 赵丹、屈锡华:《P2P网络信贷投资意愿形成机制实证研究》,《西南民族大学学报(人文社会科学版)》2016年第3期。
15. Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., & Sunde, U., Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability?. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 3, 2010, pp. 1238 - 1260.

16. Guiso, L. , Sapienza, P. , & Zingales, L. , Trusting the Stock Market. *The Journal of Finance*, Vol. 63, No. 6, 2008 , pp. 2557 – 2600.
17. Hoehle, H. , Cornavacca, E. S. , & Huff, S. , Three Decades of Research on Consumer Adoption and Utilization of Electronic Banking Channels: A Literature Analysis. *Decision on Support Systems*, Vol. 54, No. 1, 2012 , pp. 122 – 132.
18. Huston, S. J. , Measuring Financial Literacy. *Journal of Consumer Affairs*, Vol. 44, No. 2, 2010 , pp. 296 – 316.
19. Jappelli, T. , & Padula, M. , Investment in Financial Literacy and Saving Decisions. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37, No. 8, 2013 , pp. 2779 – 2792.
20. Laukkanen, T. , Internet vs Mobile Banking: Comparing Customer Value Perceptions. *Business Process Management Journal*, Vol. 13, No. 6, 2007 , pp. 788 – 797.
21. Lewis, M. , *Flash Boys: A Wall Street Revolt*. New York: W. W. Norton & Company, 2014.
22. Lusardi, A. , & Mitchell, O. S. , Financial Literacy and Retirement Planning in the United States. *Journal of Pension Economics and Finance*, Vol. 10, No. 4, 2011 , pp. 509 – 525.
23. Lusardi, A. , & Mitchell, O. S. , The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, Vol. 52, No. 1, 2014 , pp. 5 – 44.
24. Milliment, D. L. , Mcdonough, I. K. , & Fomby, T. B. , *Financial Literacy and Food Security in Extremely Vulnerable Households*. Social Science Electronic Publishing, 2015.
25. Noctor, M. , Stoney, S. , & Stradling, R. , Financial Literacy: A Discussion of Concepts of Financial Literacy and opportunities for Its Introduction into Young People’s Learning. Report Prepared for the National Westminster Bank. London: National Foundation for Education Research, 1992.
26. Rooij, M. V. , Lusardi, A. , & Alessie, R. , Financial Literacy and Stock Market Participation. *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, No. 2, 2011 , pp. 449 – 472.

Is Financial Knowledge Important for Internet Financial Participation?

YIN Zhichao, QIU Hua (Capital University of Economics and Business, 100070)

Abstract: With the development of Internet finance, opportunities and challenges coexist, so do benefits and risks. As a vital factor affecting individual financial behaviors and decisions, will financial knowledge affect people’s participation in Internet finance? Which are easier to take part in the Internet financial market? Do the participants in Internet finance make windfall profits or in vain? Against the background of rapid development of Internet finance, the answers to these questions are crucial. Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2017, we empirically validate the influence of financial knowledge on Internet financial participation. The results show that the financial knowledge has a significant role in promoting Internet financial participation. In terms of groups, financial knowledge has a stronger impact on the young, middle-aged, male and middle-class groups. For those who have received higher education or engaged in the financial industry, financial knowledge significantly promotes the participation in Internet finance. Furthermore, we conclude that financial knowledge promotes participation in Internet financial management, but has no obvious influence on obtaining investment returns. Therefore, in order to reduce the risk of Internet finance and promote its healthy development, we should pay more attention to individual investors and popularize financial knowledge, so that investors will make rational decisions.

Keywords: Financial Knowledge, Internet Finance Participation, Depth of Internet Finance Participation

JEL: G10, G11, D83

责任编辑:诗 华