

DOI:10.13916/j.cnki.issn1671-511x.2021.05.008

金融从业经历、金融素养与家庭风险投资

——基于“中国家庭金融调查(CHFS)”2017数据的分析

盛智明,蔡婷婷

(上海大学 社会学院,上海 200444)

[摘要] 基于2017年“中国家庭金融调查(CHFS)”数据,考察家庭成员的金融从业经历、主观与客观金融素养对家庭风险投资参与概率和深度的影响。研究发现:家庭成员金融从业经历能够促进家庭参与风险投资,这主要是通过主观金融素养为中介来影响家庭风险投资行为。主观和客观金融素养都能够促进家庭的风险投资参与,但主观金融素养影响更大。在投资比重的分位数回归中,主观金融素养的影响保持稳定,但客观金融素养的影响只在投资比重较低的家庭中显著,这揭示了主客观金融素养在不同阶层家庭的风险投资中的异质效应。

[关键词] 金融从业经历 金融素养 风险投资 中介效应

一、引言

改革开放四十年来,我国经济迅猛发展,城乡居民人均收入和家庭财富不断增长。与此同时,随着金融市场的发展与金融产品的不断创新,民众的投资选择也日渐多样化。在此背景下,家庭会选择将一定比重的财富投资于风险资产^[1]。有经济学家指出家庭金融资产规模在不断扩大,合理配置家庭金融资产能增加居民收入并提高生活质量^[2]。但在实际生活中,根据2017年中国家庭金融调查(CHFS)的数据,仅有16%的家庭参与了风险投资,学界把这种现象称为“有限参与”之谜^[3]。

对于“有限参与”的原因,学者们进行了大量研究。有些研究发现金融知识在风险投资行为中发挥了重要影响,金融知识的增加会推动家庭进入风险投资领域,并增加家庭在风险资产上的配置^[4-5]。2017年“中国家庭金融调查(CHFS)”的数据显示,没有股票账户的家庭中,66%的原因是“没有炒股相关知识”和“开户麻烦/不会开户”,这说明金融素养在家庭金融中具有重要影响^[3]。

现有关于金融素养对家庭风险投资影响的研究大多基于客观的金融知识。然而,一些学者发现金融素养的“过度自信”对家庭投资行为有重要影响^[6-8]。“过度自信”是指主观金融素养高于客观金融素养,过度自信的投资者往往会高估自己的金融知识,进而影响到投资行为。因此,在研究金融素养与投资行为关系时需要考虑主观和客观金融素养的不同影响。

金融素养的获得来自多方面,包括教育经历^[9]、职业类型^[10]、环境影响^[11]等。已有研究发现,相较于在家务农,农户非农就业会显著提高其金融投资市场的参与率,并且金融素养是非农就业影响农户投资行为的重要因素^[12],这表明职业经历会影响家庭金融行为。与金融相关的职业环境可能通过提升从业人员的金融素养进而对从业人员的家庭投资参与起到促进作用,原因在于金融从业人员有更多的机会接触到金融市场和金融产品,并在此过程中积累金融知识。但目前关于金融从业经历对家庭投资的影响的研究还比较欠缺。

本文基于2017年的“中国家庭金融调查(CHFS)”数据,探讨金融从业经历、金融素养对于家庭风险市场参与的影响,并采用中介效应模型检验金融素养是否在金融从业经历与家庭风险投资参与之间发挥中介作用。考虑到金融素养的过度自信对金融参与的影响,本文从金融素养的两个维度——主观金融素养和客观金融素养来分析其对家庭风险投资参与率和参与度的影响。

[基金项目] 上海市教育发展基金会“曙光计划”(19SG36)资助成果之一。

[作者简介] 盛智明,男,博士,上海大学社会学院副教授,研究方向:金融社会学,城市社会学。

二、文献综述与研究假设

(一)家庭风险投资的影响因素

以往关于家庭风险资产投资的影响研究主要关注个人因素、家庭因素、社会因素的作用。

1. 个人因素

大量研究表明家庭风险投资行为与个体人口学特征因素相关:老龄居民对风险资产的参与概率较低^[13],男性投资者的股市参与度比女性更高^[14],未婚的户主更倾向于风险投资^[15],更高的教育水平^[16]、认知能力^[17]也能够推动个体参与股市。而健康状况对风险市场参与中的投资比重有显著正向影响^[18]。另外一些研究发现居民的心理主观态度会对家庭风险投资决策产生影响。李雅君等发现风险态度对家庭风险投资有显著影响,对风险有更高偏好的居民更倾向于参与投资市场。同时,乐观程度^[20]、信任程度^[21-22]对股票市场的参与均有促进作用,而幸福满意度与家庭的股票市场参与呈现负相关关系^[23]。此外还有研究发现参与惯性对居民的投资选择有显著影响,即个人当前和未来的投资选择倾向于维持其过去已有的选择^[24]。

2. 家庭因素

影响家庭风险投资的家庭因素主要与家庭结构以及家庭财富相关。有研究表明,家庭收入、家庭规模对家庭股票市场参与概率以及参与深度均发挥着正效应^[25],但家庭老龄人口比的提高会抑制风险资产投资的参与程度^[13]。家庭资产对家庭金融资产配置的影响比家庭收入的影响更大^[22]。

3. 社会因素

除了个体和家庭因素外,还有不少研究关注社会层面的因素。从宏观角度看,社会开放程度、信息透明程度等制度环境因素^[26],区域金融发展程度^[11],社会资本^[27]等对人们参与股票投资都有促进作用。从微观角度看,信贷约束^[28]、金融排斥^[29]会抑制家庭在股票、基金和理财产品等风险资产上的投资行为,而基于亲友关系的社会网络会显著提高家庭进入金融市场的概率^[13]。

(二)金融素养与家庭资产配置

近年来,学界越来越关注金融素养对家庭资产配置的影响。“金融素养”是指个人为提升其金融福祉而有效管理金融资源的知识 and 能力^[7]。现有研究发现金融素养对家庭经济行为有显著影响:金融素养与家庭理财规划的概率和时间跨度正相关^[6],会提高家庭参与商业保险的可能性^[30],显著降低家庭金融脆弱性,提高面对风险冲击的能力^[31],还能够提高家庭正规信贷的需求和可得性,进而提高家庭的创业意愿^[32]。由此可见,金融素养在家庭金融中扮演着重要角色。

金融素养对家庭的投资行为的正向作用主要体现在:首先,金融素养的提高会推动家庭参与金融市场^[4];其次,金融素养与家庭风险资产配置的广度和深度均高度正相关,且对于风险偏好型家庭风险资产配置的促进作用更为明显^[33];最后,金融素养较高的居民不仅会购买更多的风险资产,而且会更多地考虑资产配置的多样性和分散性^[5]。总之,金融素养能够促进家庭的投资选择并改善投资决策。

目前国内外研究中对金融素养的测量主要分为主观和客观两种金融素养。早期研究以简单询问受访者对金融的了解程度来衡量金融素养。但 Abreu 研究发现这样的测量不够客观^[34]。后来, Lusardi 和 Mitchell 提出利用利率、通货膨胀、风险分散这三方面的知识来衡量客观金融素养^[35],尹志超等参考这种方法研究了金融素养与中国家庭资产选择的关系,之后这一方法得到较为广泛的应用^[4]。在后续研究中,金融素养的过度自信对经济行为的影响被逐渐发现。例如,有研究发现金融素养的过度自信能够通过增强风险偏好来提高家庭的风险市场参与的概率和规模^[6]。金融素养自信偏差对家庭财富可能产生倒“U”型的非线性影响,过度自信程度的增加会使得家庭财富减少^[7]。过度自信表现为主观金融素养高于客观金融素养,因此在研究金融素养与家庭金融行为的关系时,仅仅考虑客观金融素养是不全面的,需要同时考虑主观金融素养。一些研究者通过研究主、客观金融素养对家庭财富影响的异质性,发现主观金融知识对金融行为的影响大于客观金融知识^[7-8]。

(三)金融从业经历与金融投资

人的从业经历和职业类型决定了其能够获得的信息和社会网络等,这些会导致个体行为的异质性。而金融从业者的工作环境、工作要求会使其有意识或无意识地学习金融知识和金融技能,并有更多机会接触到金融产品,因而进入投资市场的概率就会更大。有研究发现金融从业经历能够促进家庭的风险投资行为^[10,36]。有学者考虑到金融从业经历会影响家庭的投资行为,因此在稳定性检验中剔除了家庭中从事金融行业的样本^[4,30,37]。但以上文献都没有深入讨论金融从业经历通过何种机制影响家庭投资行为,这成为本文关注的另一个重点。以往研究指出从事金融相关职业可以提升个人和家庭成员的金融素养,例如,一些研究发现金融从业人员的金融素养水平相对较高^[38]。因此,本文认为金融从业经历通过提高个人或家庭成员的金融素养,进而促进家庭的风险投资参与。

通过对上述文献梳理,可知家庭成员金融从业经历、金融素养是影响家庭风险投资的重要因素。金融从业者有丰富的金融知识,并在工作环境中受到潜移默化的影响,不仅能够提高自己和家庭成员的金融素养,而且有更便利的投资条件,因而其家庭参与金融投资的可能性更大。具有较高金融素养成员的家庭更有可能做出理智的投资决策,获得较高的投资收益,因而也更有可能进行风险投资。综上所述,本文提出以下三个研究假设。

假设1:家庭成员的金融从业经历能够提高家庭风险投资的参与概率和投资比重。

假设2:家庭成员的金融素养能够提高家庭风险投资的参与概率和投资比重,但主观和客观金融素养对家庭风险投资的影响存在异质性。

假设3:金融素养在家庭成员金融从业经历影响家庭风险投资过程中存在中介效应。

三、数据、变量与研究方法

(一)数据

本文使用的数据来源于2017年的“中国家庭金融调查”(ChinaHouseholdFinanceSurvey, CHFS)。该调查采用分层、三阶段与规模度量成比例(PPS)方法及重点抽样相结合的抽样设计,覆盖我国29个省、172个市、355个区,调查样本具有非常好的代表性,是国内首个高质量的中国国家金融状况数据库。样本涉及四万多个家庭的收入财富、资产负债、金融投资、社会保障与保险等各方面信息。样本规模为40011户家庭,由于问卷设计对问题“您对股票、债券、基金的整体了解程度如何”做了抽样,因此剩余6862户家庭。在对缺失值进行处理之后,最终获得6487个有效家庭样本。

(二)变量

1. 因变量:家庭风险投资参与

家庭风险投资参与包括是否投资风险资产和投资比重。“是否投资风险资产”为二分类定类变量,“投资比重”为风险资产的投资金额占家庭总资产的比重。

2. 关键自变量

(1)金融从业经历:该变量的测量包括家庭中是否有人从事金融相关行业以及家庭中是否有人从事金融相关职业。两种情况满足其中一项就代表有金融从业经历,编码取值为“1”,否则为“0”。

虽然《中华人民共和国证券法》规定证券从业人员不得参与股票交易,但这并不影响我们考察金融从业经历对家庭金融投资的影响。一方面,本文界定的金融从业经历的概念更广,并不局限于证券从业。本文对金融行业的界定具体包括“金融业”和“租赁和商务服务业”;金融职业的界定包括“经济和金融专业人员”“金融服务人员”和“租赁和商务服务人员”。另一方面,本文对于风险投资的界定也更宽泛,并不局限于股票交易,还包括基金、理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、黄金及其他金融投资。

(2)金融素养:本文将金融素养区分为主观和客观两种类型,其中,对主观金融素养的测量依据问卷中的:“您平时对经济、金融方面的信息关注程度如何”“您对股票、债券、基金的整体了解程度如何”两个问题。这一测量方法参考了吴锬、吴卫星的做法^[37],使用受访者对投资方式、贷款产品的

了解程度构造主观金融素养指标,受访者自评对金融信息和产品的了解程度能够反映其主观的金融素养。客观金融素养的测度则参考尹志超等的做法^[4],以问卷中的利率计算问题、通货膨胀理解和投资风险问题为基础。

表 1 是相关问题的回答情况,可以看到,有 42.11%的受访者从不关注金融方面的信息,只有约 10%的受访者会关注金融信息。受访者普遍对股票、债券和基金了解甚少,75%的受访者表示自己完全不了解这些产品。对于客观的金融知识问题,有半数的受访者表示不知道或算不出来,只有约二成的受访者能够回答正确。由此可见,中国民众的金融素养总体而言还处在较低水平。

表 1 主观和客观金融素养回答情况

		从不关注	很少关注	一般	很关注	非常关注
主观	金融信息关注程度	42.11%	26.93%	21.17%	6.63%	3.16%
	风险资产了解程度	完全不了解	比较不了解	一般	比较了解	非常了解
客观	利率计算问题	28.98%	23.58%	47.45%		
	通货膨胀理解	15.98%	36.76%	47.26%		
	投资风险问题	21.34%	67.61%	11.05%		
		正确	错误	不知道		

结合以往文献,我们认为对于客观问题回答错误与回答不知道的受访者的金融素养是不同的,因此针对三个问题分别构建两个虚拟变量。第一个虚拟变量表示是否回答正确,第二个虚拟变量表示是否直接作答(包括回答正确和错误)。本研究统一采用加总求和的方式构造主、客观金融素养变量。

3. 控制变量

控制变量包括两方面:家庭因素和户主^①特征因素。家庭因素包括家庭总资产、家庭年收入、户口所在地、家庭规模、少儿抚养比、老年抚养比;户主特征包括风险偏好、性别、年龄、婚姻状况、受教育程度。

以上各类变量的界定和描述性统计见表 2。

从表 2 可以看到,有 16%的家庭投资了风险资产,投资比重均值为 2%,表明中国居民的风险投资并不普遍。有 5%的家庭中成员有金融从业经历,主观金融素养均值为 3.42,客观金融素养均值为 2.56。

表 2 变量界定与描述性统计(N=6487)

变量名	变量说明	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
风险投资	投资=1,未投资=0	0.16	0.36	0	0	1
投资比重	风险资产占总资产的比重	0.02	0.09	0	0	1
金融从业经历	有=1,没有=0	0.05	0.21	0	0	1
主观金融素养	主观金融素养	3.42	1.56	2	3	10
客观金融素养	客观金融素养	2.56	1.61	0	3	6
家庭总资产	家庭总资产取对数	12.11	2.25	2.77	12.52	16.99
家庭年收入	家庭年收入取对数	10.58	1.58	0.10	10.90	15.42
户口所在地	农村=1,城镇=0	0.38	0.49	0	0	1
家庭规模	家庭总人口数	3.19	1.52	1	3	17
少儿抚养比	少儿数量/劳动人口数量	0.42	0.45	-2	0.33	4
老年抚养比	老年数量/劳动人口数量	0.46	0.54	-2	0	3
风险偏好	1~5 风险偏好程度递增	1.76	1.12	1	1	5
男性	男=1,女=0	0.83	0.38	0	1	1
年龄	户主年龄	55.40	13.75	13	55	102
婚姻状况	已婚=1,未婚=0	0.87	0.34	0	1	1
受教育程度	类别数据:1~9 学历递增	3.31	1.63	1	3	9

① 户主指家庭的经济决策人。

家庭总资产和总收入取对数后均值分别为 12.11 和 10.58,均略低于中位数。38%的家庭为农村家庭。家庭规模为 3~17 人,均值为 3.19,中位数为 3。少儿抚养比和老年抚养比分别为 0.42 和 0.46,表示平均一个劳动人口负担 0.42 个少儿的抚养,以及负担 0.46 个老人的抚养,但老年抚养比中位数为 0,这表明有半数的家庭没有老年人口,是年轻家庭。在半数家庭没有老年人口的情况下,平均老年抚养比仍高于少儿抚养比,表明部分家庭的老年抚养压力较大。风险偏好程度均值为 1.76,中位数为 1,可见中国居民家庭非常排斥投资风险,资产配置趋于保守。在户主特征方面,83%为男性,55.4%已婚,年龄均值为 55 岁。由此可见,户主多数为中高龄已婚男性。受教育程度为类别变量,分为“没有读过书”到“博士研究生”共九类,平均值为 3.31,中位数为 3,表明较多的受访户主学历在初中或高中水平。

(三)研究方法

本研究首先将分析金融从业经历和金融素养对家庭投资参与的影响,由于被解释变量是二分变量,故采用 Probit 模型:

$$Prob(F_i = 1 | E_i, K_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha K_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

然后对家庭投资比重进行分析,由于投资比重具有截断特点,采用 Tobit 模型:

$$Investrate_i^* = \theta_0 + \theta_1 E_i + \theta K_i + \sigma_i, Investrate_i = \max(0, Investrate_i^*) \quad (2)$$

由于普通的均值回归难以精确展现不同投资水平下解释变量对家庭投资比重的异质性影响,而解释变量对被解释变量的影响可能会发生结构上的变动,因此,为了进一步研究解释变量对投资比重的影响情况,比较投资比重不同分位数上的差异,故采用分位数回归模型:

$$Investrate_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta K_i + \mu_i \quad (3)$$

其中, E_i 为解释变量,包括金融从业经历和主观、客观金融素养, K_i 和 X_i 为控制变量, $Investrate_i$ 为家庭风险投资占资产比重。

检验主观和客观金融素养在金融从业经历与投资行为中的中介作用,故采用多重中介模型。参照温忠麟、叶宝娟^[39]的中介效应法,本研究对应的回归方程如下:

$$Y = \tau_{11}x + \tau_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad (4)$$

$$M_1 = \tau_{21}x + \tau_2 X_2 + \varepsilon_2 \quad (5)$$

$$M_2 = \tau_{22}x + \tau_3 X_2 + \varepsilon_3 \quad (6)$$

$$Y = \tau_{31}x + \tau_{32} M_1 + \tau_{33} M_2 + \tau_4 X_1 + \varepsilon_4 \quad (7)$$

其中, Y 表示是否投资; x 表示自变量金融从业经历; M_1 和 M_2 为中介变量,分别表示主观和客观金融素养; X_1 为总模型中的控制变量, X_2 为金融从业经历与是否投资的控制变量。

四、实证发现

(一)金融从业经历、金融素养对家庭风险投资的影响

表 3 为金融从业经历、金融素养对家庭风险投资的影响的回归结果,其中模型 1、模型 2 为家庭风险投资的参与决策的 Probit 回归结果,模型 3、模型 4 为家庭风险投资的投资比重的 Tobit 回归结果。结果显示金融从业经历对家庭风险投资的参与决策和投资比重均具有显著的正效应。在加入金融素养之后,金融从业经历的边际效应略有降低,但依旧在 1% 显著性水平下显著。由此可见,金融从业经历不仅能够提高家庭进入风险市场的概率,而且能够提高风险投资的比重,假设 1 得到验证。模型 2 和模型 4 表明主观金融素养和客观金融素养对家庭风险投资的参与决策和投资比重均有显著的促进作用,这说明金融素养的提升能够促进家庭的风险投资行为,金融素养更高的家庭更可能进行较高比重的投资。主观和客观金融素养对参与决策的边际效应分别为 0.361 和 0.112,对投资比重的边际效应分别为 0.098 和 0.011,主观金融素养对家庭风险投资的影响力远远大于客观金融素养。由此可见,虽然主客观金融素养均能够促进家庭的风险投资,但是主观金融素养的作用

更大,假设 2 得到了验证。

在控制变量方面,家庭资产、收入更高的家庭由于可支配资金较多,更愿意参与风险市场。城镇家庭更倾向于投资。家庭规模较大的家庭不倾向于风险投资行为;少儿抚养比较高的家庭参与风险市场的可能性较低,但对于投资比重没有显著影响。从户主特征的角度来看,偏好风险、受教育水平较高、未婚的户主倾向于参与风险投资,这部分家庭可能有更多的金融知识和更高的风险承受能力。

表 3 金融从业经历、金融素养与家庭风险投资

	参与决策		投资比重	
	模型 1 Probit	模型 2 Probit	模型 3 Tobit	模型 4 Tobit
金融从业经历	0.407*** (0.0852)	0.336*** (0.0883)	0.155*** (0.0191)	0.124*** (0.0184)
主观金融素养		0.361*** (0.0246)		0.098*** (0.0046)
客观金融素养		0.112*** (0.0277)		0.011** (0.0044)
家庭资产	0.150*** (0.0147)	0.120*** (0.0151)	0.020*** (0.0021)	0.015*** (0.0020)
家庭总收入	0.201*** (0.0227)	0.178*** (0.0232)	0.025*** (0.0031)	0.019*** (0.0030)
农村户口	-0.401*** (0.0634)	-0.331*** (0.0655)	-0.043*** (0.0093)	-0.032*** (0.0090)
家庭规模	-0.0522*** (0.0182)	-0.0341* (0.0189)	-0.013*** (0.0030)	-0.010*** (0.0029)
少儿抚养比	-0.153** (0.0598)	-0.186*** (0.0620)	-0.010 (0.0010)	-0.014 (0.0010)
老年抚养比	-0.0136 (0.0579)	0.00624 (0.0595)	0.0042 (0.0102)	0.0048 (0.0010)
风险偏好	0.197*** (0.0191)	0.0974*** (0.0211)	0.048*** (0.0038)	0.024*** (0.0038)
男性	-0.0500 (0.0602)	-0.0812 (0.0620)	-0.022* (0.0113)	-0.025** (0.0108)
年龄	-0.00481** (0.0022)	-0.00573** (0.0023)	-0.0004 (0.0004)	-0.0006 (0.0004)
已婚	-0.186** (0.0752)	-0.205*** (0.0776)	-0.034*** (0.0131)	-0.035*** (0.0126)
受教育水平	0.169*** (0.0152)	0.0988*** (0.0164)	0.052*** (0.00303)	0.033*** (0.00307)
常数项	-5.427*** (0.282)	-4.425*** (0.294)	-0.478*** (0.0426)	-0.251*** (0.0424)
PseudoR ²	0.297	0.346	0.344	0.436
观测值	6 487	6 487	6 487	6 487

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著,下同

(二) 家庭风险投资比重的分位数回归

前文已验证金融从业经历以及主观和客观金融素养能够提高家庭风险投资的比重,但是其在不同程度的家庭投资中的作用可能是不一样的,因此本文对投资比重进一步做了分位数回归,探究在投资比重的不同分位数上解释变量的影响。由于参与了风险投资的家庭比重仅为 16%,直接做分位数回归并不合适,不具有区分度,因此本文筛选出参与了投资的样本,仅对这一部分的样本进行分位数回归,样本为 1017 户家庭。

分位数回归结果呈现在表 4 中,金融从业经历对风险投资比重的影响只在中等分位数上显著,而对投资较高或较低的家庭并没有显著影响。这表明对于投资比重中等的家庭来说,金融从业经历

更能够起到帮助作用。一方面,对于有一定投资比重的家庭来说,会需要更多的专业金融知识和金融服务,而金融从业经历能够在一定程度上提供这些帮助。另一方面,投资比重很低的经济行为比较普遍,可能不需要很多专业知识或服务,因此金融从业经历的影响并不显著。而投资比重很高的经济行为可能不会受制于家庭成员的影响,而是依靠外部专业机构的投资理财服务。

表4 家庭风险投资比重的分位数回归

	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
金融从业经历	0.001 (0.001)	0.010*** (0.003)	0.021*** (0.008)	0.035 (0.023)	0.068 (0.043)
主观金融素养	0.002*** (0.0004)	0.006*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.022*** (0.003)	0.032*** (0.009)
客观金融素养	0.001*** (0.0003)	0.001* (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.004)	0.005 (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.001 (0.006)	0.044*** (0.016)	0.187*** (0.041)	0.550*** (0.087)	1.030*** (0.185)
PseudoR ²	0.017	0.055	0.097	0.165	0.262
观测值	1017	1017	1017	1017	1017

主观和客观金融素养对投资比重的影响在不同分位数上的差异较大。主观金融素养的影响始终是显著的,并且随着投资比重的增加,主观金融素养的系数逐渐增大。这表明家庭进行越高比重的投资越会受到主观金融素养的影响。而客观金融素养的影响程度是不稳定的,只在低分位数上显著。这表明客观金融素养只在家庭投资比重较低时才具有显著的影响。客观金融素养体现的是个人金融专业知识和能力,而主观金融素养更多的是体现了自我主观认知,这其中可能存在的“过度自信”是致使主观和客观金融素养对于投资程度影响不同的原因。分位数回归结果表明主观和客观金融素养对家庭风险投资的影响的确存在异质性,假设2再次得到验证。

(三)金融素养的中介效应机制检验

基于金融从业经历将样本分类,我们可以发现,有金融从业经历的家庭的主、客观金融素养的均值分别为4.57和3.31,而没有金融从业经历的家庭的均值分别为3.36和2.52。很显然,有金融从业经历成员的家庭有更高的金融素养水平。同时,在表3的回归结果中,当加入了主、客观金融素养后,金融从业经历的影响系数有明显的下降。这些都表明金融素养在金融从业经历与家庭投资行为之间可能起到了中介作用。我们接着对金融素养的中介效应进行验证。

由于金融素养分为主观和客观两种,因此本文采用多重中介模型,检验结果如表5所示。模型1检验了自变量对因变量的影响,模型2和模型3分别检验自变量对两个中介变量的影响,模型4检验加入中介变量之后自变量对因变量影响的变化。可以看到,一方面,模型1和模型4的系数均是高度显著的,表明金融素养在金融从业经历影响家庭投资行为的过程中的总中介效应是显著的,且为部分中介作用。另一方面,模型2中的系数显著,表明主观金融素养具有中介效应,而模型3中的系数不显著,表明客观金融素养并没有中介作用。

我们进一步考察中介效应中的直接效应和间接效应,从而得到中介效应占总效应的比重。直接效应为模型3中自变量系数0.344,主观金融素养的间接效应为 $0.537 \times 0.219 \approx 0.118$,总效应为模型1自变量系数0.407。因此主观金融素养的中介效应占总效应的比例为 $0.118/0.407 = 29\%$ 。

由此可见,金融素养作为金融从业经历影响家庭投资行为的中介变量发挥作用,但仅以主观金融素养为渠道,客观金融素养并没有起到中介作用。因此,假设3得到部分验证。

表 5 金融素养的中介效应机制检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
金融从业经历	0.407*** (0.085)	0.537*** (0.080)	0.126 (0.086)	0.344*** (0.088)
主观金融素养				0.219*** (0.016)
客观金融素养				0.068*** (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.427*** (0.288)	1.287*** (0.116)	1.430*** (0.124)	-5.424*** (0.293)
PseudoR ² /R ²	0.297	0.279	0.200	0.297
观测值	6487	6487	6487	6487

(四) 内生性与稳健性检验

1. 内生性问题

由于金融素养对家庭风险投资行为的影响存在遗漏变量和双向因果的内生性问题,于是本研究采用工具变量法试图加以解决。我们借鉴孙光林等的做法^[40],选用所在城市平均客观金融素养作为客观金融素养的工具变量。一般来说,家庭的金融素养会受到地区金融发展水平的影响,良好的地区金融发展水平会对该地区的家庭产生潜移默化的影响,但是地区的平均金融素养不会直接影响个别家庭的经济行为。因此,该工具变量的选取是合理的。加入工具变量后的回归结果为表 6 中的模型 1 和模型 2,分别为 Probit 回归和 Tobit 回归结果。可以看到,wald 内生性检验的 P 值显著,拒绝了外生性假定,表明客观金融素养存在内生性问题;一阶段的 F 值也表明不存在弱工具变量问题。在此基础上,解释变量仍然是高度显著的,结果仍然支持金融素养促进家庭风险投资的结论。

2. 稳健性检验

为了检验以上结论的可靠性,本文进行两个方面的稳健性检验:一是采用因子分析的方法重新构建金融素养变量;二是对主、客观金融素养进行标准化,以消除量纲的影响,再比较其影响的大小。

首先采用因子分析重新构建金融素养变量,回归结果见表 6 的模型 3 至模型 4。可以发现主观和客观金融素养及金融从业经历的影响仍然统计显著,且主观金融素养的系数仍旧远远大于客观金融素养。然后,对两个变量进行标准化,再重新构建模型,结果为表 6 的模型 5 至模型 6。结果仍然与前面的结果基本一致。因此,可以认为研究结果是稳健的。

表 6 内生性检验和稳健性检验

	内生性检验			稳健性检验		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
金融从业经历	0.352*** (0.0871)	0.0727*** (0.0199)	0.336*** (0.088)	0.066*** (0.019)	0.336*** (0.088)	0.066*** (0.019)
主观金融素养	0.176*** (0.0301)	0.0362*** (0.00635)	0.490*** (0.033)	0.109*** (0.008)	0.361*** (0.025)	0.080*** (0.006)
客观金融素养	0.218*** (0.0809)	0.0715*** (0.0207)	0.120*** (0.030)	0.034*** (0.007)	0.112*** (0.028)	0.032*** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.301*** (0.312)	-1.050*** (0.0699)	-4.425*** (0.298)	-0.812*** (0.069)	-4.425*** (0.298)	-0.812*** (0.069)
Wald chi2(14)	1359.95**	884.43***				
一阶段估计 F 值	199.59	199.59				
PseudoR ²			0.3462	0.4356	0.341	0.421
观测值	6487	6487	6487	6487	6487	6487

五、结论与讨论

本文基于“中国家庭金融调查(CHFS)”2017年的数据,考察了金融从业经历、金融素养与家庭风险投资之间的关系,首先,探究了金融从业经历和主客观金融素养对家庭风险投资决策及投资比重的影响,利用分位数回归具体分析两个解释变量在不同投资比重家庭中的影响情况。然后,检验金融素养在金融从业经历与家庭投资之间的中介作用。最后,进行了内生性和稳健性检验。

本文研究发现:(1)金融从业经历显著提高了家庭风险投资的参与概率和深度,拥有从业经历的家庭更倾向于参与风险投资。(2)金融素养对家庭的风险投资行为具有显著的促进作用,但主观金融素养影响更大。同时,家庭投资比重的分位数回归结果显示,主观金融素养的影响是稳定的,且随着投资比重增大而增大,而客观金融素养只在低投资比重的家庭中显著,在高投资比重的家庭中没有显著影响。可见主观和客观金融素养在家庭风险投资中的影响具有异质性,主观金融素养的影响更为重要。(3)金融从业经历对家庭的投资行为的影响是通过主观金融素养这一中介变量来实现的,客观金融素养的中介效应不显著,再次证明了主观金融素养在家庭投资行为中具有重要作用。

以往的研究忽略了主观和客观金融素养对于家庭投资影响的异质性,对金融从业经历如何参与家庭风险投资的作用机制也缺乏关注。本研究表明,主观金融素养在家庭投资行为中具有更加重要的作用。金融从业经历通过增强主观金融素养机制促进了家庭风险投资行为。家庭成员的金融从业经历影响家庭投资决策的影响方式是复杂的:可能是通过提升家庭经济决策人的金融知识,促进其做出更理智的投资决策,也可能是通过直接参与家庭投资决策来影响家庭的资产配置。因此,本研究考虑了两个方向,一个是家庭成员的金融从业经历直接影响家庭投资,另一个是通过提升家庭经济决策人的金融素养这个中介变量影响家庭风险资产配置。通过细分主观金融素养和客观金融素养,本研究还揭示了主客观金融素养对家庭风险资产配置影响的异质效应,主观金融素养的缺乏是导致中国家庭金融投资“有限参与”现状的一个重要因素。

本文从职业经历和金融素养的角度丰富了家庭投资行为的研究,对进一步推动我国金融市场的完善具有一定启发意义:一方面,投资者应该主动学习金融知识和金融技能,提高金融素养,理性地参与金融市场投资;另一方面,政府金融监管部门和投资者保护机构应该更多地提供金融投资教育普及服务,通过多样化的金融科普教育,提高民众对金融市场和金融产品的认知水平,增强民众的金融素养,尤其是主观金融素养,这样有助于提升中国家庭的金融投资参与水平和质量。

[参 考 文 献]

- [1] DOW J, DA COSTA, WERLANG S R. Uncertainty Aversion, Risk Aversion, and the Optimal Choice of Portfolio[J]. *Econometrica*, 1992, 60(1): 197-204.
- [2] CAMPBELL J Y. Household Finance[J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1553-1604.
- [3] 伍再华, 谢北辰, 郭新华. 借贷约束、金融素养与中国家庭股票市场“有限参与”之谜[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2017, 37(12): 20-35.
- [4] 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.
- [5] 彭倩, 李建勇, 宋明莎. 金融教育、金融素养与投资组合的分散化行为——基于一项投资者金融教育调查的实证分析[J]. *财经科学*, 2019(6): 14-27.
- [6] 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.
- [7] 罗娟, 王露露. 金融素养、自信偏差与家庭财富[J]. *商业研究*, 2018(5): 103-112.
- [8] 李云峰, 徐书林, 白丽华. 金融知识、过度自信与金融行为[J]. *宏观经济研究*, 2018(3): 33-47.
- [9] 罗靳雯, 彭湃. 教育水平、认知能力和金融投资收益——来自 CHFS 的证据[J]. *教育与经济*, 2016(6): 77-85.
- [10] VAN ROOIJ M, LUSARDI A, ALESSIE R. Financial Literacy and Stock Market Participation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 449-472.
- [11] 路晓蒙, 赵爽, 罗荣华. 区域金融发展会促进家庭理性投资吗? ——基于家庭资产组合多样化的视角[J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(10): 60-87.

- [12] 周雨晴,何广文.农户非农就业、金融素养与家庭金融资产配置[J].河北经贸大学学报,2020,41(6):83-93.
- [13] 柴时军,王聪.老龄化与居民金融资产选择——微观分析视角[J].贵州财经大学学报,2015(5):36-47.
- [14] POTERBA J, SAMWICK A. Taxation and Household Portfolio Composition: U. S. Evidence from the 1980s and 1990s[J]. Journal of Public Economics, 2003, 87(1): 5-38.
- [15] BERTOCCHI G, BRUNETTI M, TORRICELLI C. Marriage and other Risky Assets: a Portfolio Approach[J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(11): 2902-2915.
- [16] CALVET L E, SODINI P. Twin Picks: Disentangling the Determinants of Risk-Taking in Household Portfolios[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(2): 867-906.
- [17] 孟亦佳. 认知能力与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 132-142.
- [18] 吴卫星, 荣苹果, 徐芊. 健康与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2011, 46(S1): 43-54.
- [19] 李雅君, 李志冰, 董俊华, 等. 风险态度对中国家庭投资分散化的影响研究[J]. 财贸经济, 2015(7): 150-161.
- [20] PURI M, ROBINSON D. Optimism and Economic Choice[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(1): 71-99.
- [21] 董俊华, 席秉璐, 吴卫星. 信任与家庭股票资产配置——基于居民家庭微观调查数据的实证分析[J]. 江西社会科学, 2013, 33(7): 60-65.
- [22] 魏先华, 张越艳, 吴卫星, 等. 我国居民家庭金融资产配置影响因素研究[J]. 管理评论, 2014, 26(7): 20-28.
- [23] 叶德珠, 周丽燕. 幸福感会影响家庭金融资产的选择吗? ——基于中国家庭金融调查数据的实证分析[J]. 南方金融, 2015(2): 24-32.
- [24] 李涛. 参与惯性和投资选择[J]. 经济研究, 2007, 42(8): 95-109.
- [25] 肖作平, 张欣哲. 制度和人力资本对家庭金融市场参与的影响研究——来自中国民营企业家的调查数据[J]. 经济研究, 2012, 47(S1): 91-104.
- [26] 廖婧琳, 王聪. 制度环境差异与居民金融市场参与——基于各国经济制度环境差异的比较[J]. 经济体制改革, 2017(3): 176-182.
- [27] 申云. 社会资本、二元金融与农户借贷行为[J]. 经济评论, 2016(1): 80-90.
- [28] 吕学梁, 吴卫星. 借贷约束对于中国家庭投资组合影响的实证分析[J]. 科学决策, 2017(6): 55-76.
- [29] 吕学梁, 吴卫星. 金融排斥对于家庭投资组合的影响——基于中国数据的分析[J]. 上海金融, 2017(6): 34-41.
- [30] 秦芳, 王文春, 何金财. 金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 金融研究, 2016(10): 143-158.
- [31] 张冀, 于梦迪, 曹杨. 金融素养与中国家庭金融脆弱性[J]. 吉林大学社会科学学报, 2020, 60(4): 140-150.
- [32] 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.
- [33] 秦海林, 李超伟, 万佳乐. 金融素养、金融资产配置与投资组合有效性[J]. 南京审计大学学报, 2018, 15(6): 99-110.
- [34] ABREU M, MENDES V. Financial Literacy and Portfolio Diversification[J]. Quantitative Finance, 2010, 10(5): 515-528.
- [35] LUSARDI A, MITCHELL O S, CURTO V. Financial Literacy among the Young[J]. Journal of Consumer Affairs, 2010, 44(2): 358-380.
- [36] 朱卫国, 李骏, 谢哈进. 互联网使用与城镇家庭风险金融资产投资——基于金融素养的中介效应[J]. 投资研究, 2020, 39(7): 24-39.
- [37] 吴锬, 吴卫星. 金融素养对居民信用卡使用的影响[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2018, 33(4): 84-95.
- [38] LUSARDI A, MITCHELL O. How Ordinary Consumers Make Complex Economic Decisions: Financial Literacy and Retirement Readiness[R]. National Bureau of Economic Research, 2009.
- [39] 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.
- [40] 孙光林, 李庆海, 李成友. 欠发达地区农户金融知识对信贷违约的影响——以新疆为例[J]. 中国农村观察, 2017(4): 87-101.

(责任编辑 余 敏)

regions with favorable external factors, moderate incentives can help local governments work out efficient strategies, while for regions without, it is a better choice to make more regulations, offer more incentives and reduce penalties.

(5) Juristic acts in the classification of legal facts

CUN Shuan-lin · 49 ·

Much controversy surrounds the classification of legal facts in the theory of China's civil law. Based on the constitutive theory of legal norms, it is reasonable to distinguish the acts in legal facts into lawful acts and unlawful acts, and classify the juristic acts into the former. However, classifying juristic acts as lawful acts has defects. To correct them, from the perspective of "civil law's attitude towards relevant acts", the dichotomy of "lawful/permisible acts-unlawful/impermissible acts" can be transformed into a series of types such as "act permitted/advocated by civil law", "act neither advocated nor prohibited by civil law" and "act completely prohibited by civil law", which is expected to solve the aforementioned problems.

(6) Hierarchical model of administrative accountability with Chinese characteristics: innovation, deficiency and improvement

QIAO Xiao-ping · 59 ·

Supervisory accountability together with administrative internal accountability constitutes a "hierarchical" administrative accountability model with Chinese characteristics. However, in practice, this model suffers from institutional deficiency, incoordination and overuse. In this regard, we should establish the rule of law for administrative accountability by accelerating the formulation of the Administrative Accountability Law, distinguishing between external accountability and internal accountability, and mark the boundaries among administrative accountability, administrative discipline and inner-party accountability. In order to develop an independent administrative accountability system, we should speed up the legislation of the administrative accountability by making specific provisions on the objects, subjects, causes of accountability and the model of responsibility.

(7) Inter-generational differences in financial literacy and digital divide among Chinese residents: an analysis based on the chain multiple mediation model

AI Yun, ZHAO Si-bo, LI Xiang · 68 ·

Using the data of China Household Financial Survey (CHFS) in 2015 and 2017, this paper firstly analyzes the underlying reasons for the differences in the financial literacy of residents of different age brackets and then explores in depth the penetration and extension of the digital divide in financial literacy against the background of information technology changes. The empirical study finds that: (1) there are significant differences among residents of the young generation, middle-aged generation and older generation, and that of the older generation is significantly lower; (2) the level of online participation and the channel of acquiring financial knowledge can partially explain the generational differences in financial literacy levels; (3) using a chain multiple mediation model, it is found that residents with higher levels of online participation are more likely to gain financial information and knowledge online, which partially explains the generational differences in financial literacy levels. This study provides empirical evidence for the influence of the inter-generational digital divide on the financial sector, and is expected to provide a policy reference for the development of financial inclusion in China.

(8) Financial work experience, financial literacy and family venture capital investment: an analysis based on the "China Household Finance Survey"

SHENG Zhi-ming, CAI Ting-ting · 79 ·

Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2017, this paper examines the effects of family members' financial work experience and financial literacy on the participation degree of family venture capital investment. The study finds that family members' financial work experience encourages their family in investment, which works by means of their subjective financial literacy. Both subjective and objective financial literacy can promote the participation, but subjective factor is more significant. In the quantile regression of investment weight, the effect of subjective financial literacy remains stable, but the effect of objective factor is significant only among households with lower investment weight. This reveals the heterogeneous effect of subjective and objective financial literacy on the risky investment of different social strata.

(9) An analysis of "factual record" in ancient historical dramas

FU Di-xiu · 89 ·

The so-called "factual record" of history in ancient historical dramas is distinct from historical documents. The former focuses on the logic behind drama while the latter sticks to historical facts. The "factual record" in drama creation has important theoretical value and practical significance for it didn't make pure fabrication but chose to take history seriously.

(10) Mentalmap: a spatial cognitive interpretation of cinematic expression mechanism

WU Ming · 96 ·

Cinematographic representation distinguishes itself in art in that it is a process where films transform abstract concepts or imagery into spatial forms by means of audiovisual art means. Although the current research has discussed the spatialized representation, it neglects the mechanism for it. This paper argues that the spatialized transliteration in film is based on the spatial cognitive schema of the human brain, which operates on a principle similar to that of cognitive maps. The paper firstly points out the isomorphic relationship between film production process as a whole and the modal mapping mechanism of the brain's nervous system, and then explains how montage, story line, scene scheduling and other cinematographic devices map