

金融知识水平与青年风险金融资产投资决策

■ 陈福中 李彰耀 余 露

(对外经济贸易大学:国家对外开放研究院;国际经济贸易学院,北京 100029)

【摘要】 本文利用2017年和2019年的中国家庭金融调查混合截面数据,运用主成分分析法对金融知识水平进行综合测算,并以此为基础,采用Probit和Tobit等估计方法,深入探讨金融知识水平对青年风险金融资产投资决策的影响。研究发现,金融知识水平越高,青年越可能参与风险金融资产投资,且会提高风险金融资产占比。进一步分析表明,风险偏好、正规金融服务可及性以及流动性约束在金融知识影响青年风险金融资产投资决策过程中扮演着极为重要的角色。因此,应充分发挥金融教育的作用,多措并举提升金融知识水平,引导青年进行高效的风险金融资产投资。

【关键词】 金融知识水平 风险金融资产 金融教育 投资决策

一、引言

中国人民银行发布的《消费者金融素养调查分析报告(2021)》数据显示,全国消费者的金融素养指数达到66.81,相较于2017年的63.71和2019年的64.77有所提高,表明我国金融消费者的金融素养呈现整体上升趋势。随着互联网技术的发展,线上投资平台的普及极大地降低了风险金融资产投资的门槛,从而吸引了大量青年群体参与资本市场投资。韩丽颖和崔力炎建议进一步引导青年群体合理整合线上线下多重身份,加强数字交往与现实交往的交互,从而促进其健康发展^[1]。年轻人通过智能手机和互联网,能够轻松获取市场信息并进行交易操作,这

收稿日期:2025-01-03

作者简介:陈福中,对外经济贸易大学国家对外开放研究院研究员、经济学院教授、博士研究生导师、博士后合作导师,政治经济学系主任、中国经济发展研究中心副主任、惠园优秀青年学者,北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心特约研究员,中国消费经济学会常务理事,公共经济研究会理事,主要研究消费金融学;李彰耀,对外经济贸易大学国际经济贸易学院硕士研究生,主要研究消费金融学;余 露,对外经济贸易大学国际经济贸易学院硕士研究生,主要研究消费金融学。

基金项目:本文系北京市社会科学基金一般项目“北京数字经济与实体经济融合发展研究”(项目编号:23JJB009)阶段性研究成果。

种便捷性使得青年群体成为资本市场中不可忽视的力量。此外,超五成Z世代在20岁左右开始接触理财,理财意识的觉醒和参与度的不断提高,进一步提升了其在资本市场的活跃度。随着金融市场的不断发展和创新,青年群体在风险金融资产投资活动中的参与度和影响力迅速提高。青年群体不仅在个人财富积累和投资决策中扮演着重要角色,还在推动金融市场的创新和可持续发展方面发挥着关键作用。王曦影指出,当代青年是成长在社会快速变迁的一代,随着经济的迅猛增长、贫富差距的扩大和社会阶层流动的放缓,青年群体将对经济社会发展的诸多方面产生深远影响^[2]。

党的二十大报告指出,要深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力,提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展,拓宽居民劳动收入渠道和财产性收入渠道。因此,进一步鼓励和引导中国家庭积极合理配置家庭金融资产,是对国家政策的积极响应,对提升人民群众的生活质量和幸福感具有重要意义。然而,《中国居民家庭财富配置白皮书2024》表明,定期存款依然是家庭财富的核心组成部分,2024年2月其占比首次突破72%,并于10月达到73.2%的峰值。与此同时,从整体趋势来看,活期存款的增长相对平稳,在家庭对短期流动性资产需求增加的背景下,活期存款的配置意愿有所提升。此外,现金管理类资产占比呈现下降趋势,从2024年第一季度末的35.3%逐步降至第四季度末的24.9%,这表明家庭在流动性管理方面更倾向于将资金配置到收益更高的定期存款中。因此,家庭参与风险金融资产投资的概率和程度较低,存在所谓的“有限参与之谜”。促进资本市场健康有序发展,对维护国家安全和防范化解风险具有重要作用。而与发达国家不同,中国资本市场的投资者以散户为主,而青年群体通常更倾向于风险较高的投资产品,如股票和基金,这与其风险偏好和对未来的收益预期有关。随着金融市场的进一步发展和创新,青年群体的参与度和影响力将进一步提高。值得注意的是,当前我国青年群体金融资产配置结构单一,且整体效率偏低。Nugraha等的研究指出,青年群体在财务管理方面面临诸多挑战,如无节制的消费和较高的债务水平,这与其普遍较低的金融知识水平有关。从个体层面分析,较低的金融知识水平,叠加获取正规金融服务的不便利性、较低的风险偏好程度以及高流动性约束,将极大地限制我国青年群体参与风险金融资产投资^[3]。

随着微观数据库的不断丰富,越来越多学者从个体金融视角来分析社会投资和消费行为。已有研究表明,金融知识水平是影响行为主体资产配置、投资倾向、风险偏好的重要因素,缺乏金融知识容易导致行为主体做出错误的金融决策,如借贷利率更高、储蓄较少、金融市场参与率低、资产回报率低与缺乏退休计划。单德朋等发现,金融素养水平较低是消费主体在增收的同时未能实现减贫效应的主要原因。而金融素养在影响消费主体的消费水平之余,对家庭理财产品的选择也有显著影响^[4]。研究发现,金融素养与家庭理财规划选择及理财规划时间跨度呈显著正相关关系^[5],并且其能显著提高互联网理财参与深度,但对投资收益无显著影响^[6]。现有研究更多从青年接受的金融教育或家庭金融健康等的影响因素进行分析,涉及青年投资行为主题的文献较少。方舒和陈艺伟采用2017年中国家庭金融数据(China Household Finance Survey, CHFS),对影响青年家庭金融健康水平的因素进行了探讨^[7]。So-baih和Elshaer基于沙特阿拉伯的青年样本,发现金融知识对其投资态度、主观规范和感知行

为控制有显著正向影响,但对风险投资意图的直接影响不明显^[8]。Agnew 和 Szykman 将金融素养分为客观金融素养和主观金融素养,其中客观金融素养以金融知识为主,主观金融素养则是对自身金融素养的主观评价^[9]。考虑到青年群体的主观金融素养在形成过程中具有时间跨度大和“干中学”带来的不确定性等特点,本文着重考察金融知识掌握水平对青年风险金融资产投资决策的影响,以及可能存在的潜在影响机制。相比已有研究,本文的边际贡献包括两个方面:一方面,本文创新性地从青年的角度研究金融知识对家庭风险金融资产投资决策的影响;另一方面,本文将风险偏好、正规金融服务可得性和流动性约束纳入同一分析框架,进一步探讨可能存在的影响路径,旨在引导我国青年群体更好地配置金融资产,从而为相关政策制定提供决策参考。

二、文献综述及研究假设

青年获取金融知识的途径不断丰富,金融知识的提升会影响其风险金融资产投资的决策行为,不少学者就金融知识对家庭金融资产投资的影响展开了研究。根据 CHFS 收集的数据,本文将金融资产划分为风险资产与无风险资产两大类。无风险资产涵盖现金、定期存款、活期存款这三类;风险资产则包括股票、基金、债券、金融衍生品、金融理财产品、黄金(非首饰)等六类。此外,CHFS 还提供了非人民币资产和其他金融资产的相关调查信息。然而,非人民币资产中包含海外房产等非金融资产,其价值难以从其他非人民币资产中剥离出来,且样本数量有限,故而被舍弃。其他金融资产的调查结果在概念上与股票等风险资产存在大规模混杂,因此也未纳入模型之中。与之相比,“风险金融行为”范围更广,除风险金融资产投资外,还包括金融交易中的投机、套期保值等所有可能导致金融风险的行为。而“金融参与”则涵盖了金融市场中的各种活动,如储蓄、投资、借贷、购买保险等,不仅包括风险金融资产投资,还包括无风险资产的持有行为,三者的涵盖范围及风险程度各有不同。Zhu 和 Xiao 认为,金融教育与家庭风险金融资产的持有之间存在正相关关系,并且金融素养、经济金融信息搜索和风险承受能力在其中发挥中介作用^[10]。Johan 等学者的研究发现,金融教育课程能有效提升学生的财务知识,但无法显著影响其财务态度和行为^[11]。然而,个人金融素养的提升的确可以提高整个家庭金融参与的积极性,促进家庭风险投资行为的增多^[12]。罗文颖和梁建英认为,金融素养的提升不仅会显著提高家庭从事风险投资的概率,还对风险金融资产相对总金融资产的占比存在先促进后抑制的“倒U形”效应^[13]。与此同时,胡振和臧日宏的研究表明,在客观金融素养方面,金融知识对风险性金融资产配置的参与动机与参与深度也具有显著的促进效应^[14]。陈治国和景辛辛的研究也支持这一观点,认为金融知识的提升能够显著增强家庭参与风险性金融资产配置的意愿和深度^[15]。此外,诸多文献表明,背景风险、年龄因素与家庭资产投资行为之间存在着密切的关联,这一结论在相关领域的文献中屡见不鲜。卢亚娟和何朴真指出,人口老龄化程度越高,家庭投资风险性金融资产以及活期存款的可能性越低,定期存款的偏好则会增加,而金融素养的提升可以有效减缓甚至抵消老龄化对家庭金融资产配置单一化的不利影响^[16]。易行健

等进一步发现,市场摩擦和其他背景风险的上升均会加剧收入风险对家庭风险金融资产投资的负效应^[17]。

综上所述,本文认为金融知识水平较高的青年群体能够更广泛、更准确地获取金融信息,并运用专业知识对信息进行筛选和分析,降低信息不对称带来的决策风险。在面对复杂的金融市场时,金融知识水平较高的青年群体能够更好地识别投资机会,从而具有更强的参与风险金融资产投资的意愿。因此,本文提出假设1。

H1:青年金融知识水平的提高能显著增强青年家庭进行风险金融资产投资的概率和深度。

有不少学者探讨了金融知识、风险态度与家庭金融行为之间的关系。Grable和Rabbani研究了金融知识对投资者风险承受能力的影响,特别是主观金融知识(SFK)和客观金融知识(OFK)在其中的调节作用^[18]。性别、年龄、教育水平和收入等人口统计学特征与投资者的风险承受能力有关,而金融知识在这些关系中都起到了调节作用。王乙番等发现,风险态度不仅直接影响居民家庭的商业保险消费,还通过金融知识的积累间接发挥作用^[19]。周弘的研究认为,金融教育对不同风险态度家庭参与金融市场的影响存在显著差异。对于风险偏好型和风险中性家庭而言,金融教育的促进作用更为明显,而对于风险规避型家庭则相对有限^[20]。进一步来看,喻言等和卢亚娟等的研究聚焦于个体和家庭的金融行为,发现风险偏好越高,个体越倾向于配置风险性金融资产,并积极参与金融市场^[21-22]。此外,王建英等的研究还揭示了风险态度在金融素养自信偏差与股票市场参与之间的正向调节作用^[23]。Ademola和Musa的研究发现,金融知识对投资决策有显著的正向影响,而金融素养对其影响不显著^[24]。然而,风险感知在金融知识和金融素养对投资决策的影响中起到了调节作用。Oehler等的研究发现,个体金融素养越高,家庭的风险规避程度越低,从而更倾向于参与金融市场^[25]。陈曦明和黄伟认为,居民的风险承担能力与金融教育的普及程度存在正向影响关系,风险偏好程度上升从微观层面能增进居民投资主动性、引导家庭金融资产科学配置^[26]。

综上所述,具备丰富金融知识的青年群体能够更全面、更深入地理解投资风险的本质和来源,认识到不同资产类别所蕴含的风险差异。该类青年群体可以更准确地评估自身和家庭的 risk 承受能力,从而在 risk 承受能力范围内增强 risk 金融资产投资的偏好、促进 risk 投资行为。基于此,本文提出假设2。

H2:青年金融知识水平通过增强个体 risk 偏好促进 risk 金融资产投资。

流动性约束或信贷约束对家庭投资决策有着复杂的异质性影响。Karlan和Zinman指出,正规金融服务可得性的提高能够显著缓解家庭流动性约束,从而促进家庭消费。金融素养在缓解家庭流动性约束方面也发挥着重要作用^[27]。Hamid和Loke指出,金融素养的提升能够帮助消费者识别信贷产品的成本差异,提高其通过正规渠道借款的概率^[28]。此外,数字金融素养的提升也为家庭流动性约束的缓解提供了新路径。易行健和周利指出,数字金融素养较高的家庭能够更便捷地享受数字信贷和理财服务,从而有效缓解流动性约束^[29]。廖理等进一步指出,金融素养较低的家庭对非正规渠道融资的需求更高,且更难获得正规渠道的融资^[30]。从家庭资产配置的角度来看,信贷约束与家庭参与 risk 金融资产投资的概率和深度之间存在显著

的负相关关系^[31]。

总之,金融知识水平较高的青年对信贷知识有更深入的了解,能够更清晰地认识到信贷在家庭财务规划中的作用,从而增强信贷意识。信贷意识的增强使得青年群体能够更合理地利用信贷工具平滑家庭消费和投资,进而提高家庭的财务灵活性。与此同时,金融知识水平较高的青年更了解金融机构的运作机制和信贷审批流程。这些青年能够通过维护良好的信用记录,以获得更优惠的贷款条件和更低的融资成本,降低家庭流动性约束程度。因此,本文提出假设3。

H3:青年金融知识水平通过缓解其家庭流动性约束进而促进风险金融资产投资。

正规金融服务可及性对家庭投资行为可能产生不可忽视的影响。Kaiser等的研究结果显示,金融教育项目对金融知识和金融行为有积极的因果影响,且这些影响在经济上具有重要意义^[32]。杨波等指出,移动支付的广泛应用不仅促进了银行卡的使用,还为正规金融机构提供了大量客户信息,从而有助于金融机构更精准地评估消费者的信贷资质^[33]。李跟强等进一步指出,移动互联网的普及显著降低了家庭获取金融服务的门槛,使得家庭能够更便捷地参与正规金融服务,并进行风险金融资产投资^[34]。此外,尹志超等的研究表明,金融知识水平较高的个体更倾向于从正规金融机构借款,这表明金融知识在家庭借贷决策中起着关键作用。金融知识与家庭借贷行为的影响机制也得到了深入探讨^[35]。吴卫星等发现,金融素养较高的家庭更可能通过银行或非银行等正规金融机构进行借贷,而金融素养较低的家庭则更倾向于非正规融资渠道^[36]。廖理等通过实证模型验证了这一观点,指出金融素养较低的家庭在正规金融渠道中面临的交易成本更高,且更可能在渠道选择时做出错误的判断^[37]。此外,马双和林涌的研究表明,智能手机的普及使得相对贫困的家庭能够更便捷地参与正规金融市场,从而提高其金融资产配置的比例^[38]。

综上所述,本文分析得出,金融知识水平较高的青年对信贷的作用和意义有更清晰的认识。在面临投资决策时,金融知识水平较高的青年群体能够更准确地评估其家庭在风险金融资产投资过程中的资金需求,从而增加对正规信贷的需求。同时,随着青年群体金融知识水平的增强,其通过多种方式提高家庭财务稳定性的能力不断上升,从而能够更好地应对贷款还款压力。为了控制风险,正规金融机构向其提供贷款的意愿与偏好上升,进而支持其家庭的风险金融资产投资行为。因而,本文提出假设4。

H4:青年金融知识水平的提高通过增强正规金融服务可及性,进而促进风险金融资产投资行为。

三、变量选取与模型设定

(一)数据说明

本文研究数据选取2017年和2019年中国家庭金融调查数据库组成的混合截面数据。中国家庭金融调查与研究中心目前已经形成2011年、2013年、2015年、2017年和2019年五轮调查数据。在2017年前后,我国市场利率环境发生了较为显著的变化,即银行存款利率

处于相对较低的水平,而一些理财产品、债券与基金等金融资产的收益率相对更具吸引力。此外,风险金融资产投资通常具有一定的周期性,两年的时间跨度可以涵盖一个较完整投资周期的部分阶段。因此,这有助于观察青年在投资周期内的行为变化和投资收益情况,从而更深入地分析金融知识水平对风险金融资产投资的影响。综上所述,本文选取CHFS数据库2017年和2019年组成的混合截面数据。CHFS数据库包含有关于金融素养方面的问题模块,详尽考察了户主对利率、通货膨胀和金融产品的理解,并调查了家庭金融产品投资状况、支出和收入情况,以及居民主观幸福感、人口特征等方面的详细信息,这为本文的研究提供了很好的数据支持。本文结合《中长期青年发展规划(2016-2025年)》的论述,将研究对象定义为户主为14-35岁的青年个体,选取了年龄符合本文讨论范围——青年主体居民、家庭的数据,最终得到4659个样本值。

(二)变量说明

1. 核心解释变量

本文的核心解释变量是青年的金融知识水平。CHFS数据库中设计了三类问题来考察户主的客观金融素养,分别是要求受访者计算利率、计算通货膨胀、比较不同金融产品的风险,具体问题设置如表1所示。通过分析两年问卷中“金融知识”的问题设置可发现,2019年问卷中“比较不同金融产品风险”的问题设定与2017年存在差异,即2019年问卷中将“比较不同金融产品风险”问题的回答人群限定为对金融产品具有一定了解的城市居民。

表1 2017年与2019年问卷中有关“金融知识”的部分问题设置

	问卷题号	题目内容
	h3105(利率计算)	100元本金,年利率4%,本息计算
	h3106(通货膨胀)	年利率5%,通胀率3%,100元存1年后的价值
	h3111	股票和基金哪个风险更大(仅询问第一批问卷)
2017 中国家庭金融调查	h3112	偏股型基金和偏债型基金哪个风险更大?(仅询问第一批问卷)
	h3115	投资多种金融资产要比投资一种金融资产的风险小。该说法是否正确?
	h3105(利率计算)	100元本金,年利率4%,本息计算
	h3106(通货膨胀)	年利率5%,通胀率3%,100元存1年后的价值
2019 中国家庭金融调查	h3112	主板股票和创业板股票哪个风险更大?(CAPI:仅询问城镇样本且 D9203=1/2/3/4)
	h3113	偏股型基金和偏债型基金哪个风险更大?(CAPI:仅询问城镇样本且 D9203=1/2/3/4)

(续表)

问卷题号	题目内容
h3116	如何评价以下金融投资品的风险和收益?(CA-PI:仅询问城镇样本且 D9203=1/2/3/4)

因此,为确保不同年份金融知识水平变量设定的一致性,本文仅选取两年问卷中有关“计算利率”和“计算通货膨胀”的问题,并采用主成分分析法和直接加总法分别构建“金融知识水平”指标,选取问题如表2所示。

表2 金融知识的问题选取

问卷题号	题目内容
h3105(利率计算)	100元本金,年利率4%,本息计算
h3106(通货膨胀)	年利率5%,通胀率3%,100元存1年后的价值

参考尹志超等的做法,本文使用主成分分析法构建“金融知识水平”指标^[39]。对于问卷问题,受访者的回答可以分为“问题是否正确回答”和“问题是否正确理解”两大类,每种回答所代表的金融知识水平是不同的。因此,针对每个问题分别构建了两个虚拟变量,以区分受访者不同回答所反映的金融知识水平。第一个虚拟变量表示“问题是否正确回答”,回答正确为1,反之为0;第二个虚拟变量表示“问题是否正确理解”,正确理解为1,反之为0^①。进而,本文基于两个虚拟变量的回答数据,使用主成分分析法合成金融知识水平变量。

表3 Pearson 相关系数检验

	利率问题正确理解	利率问题正确回答	通货膨胀问题正确理解
利率问题正确回答	0.5223***		
通货膨胀问题正确理解	0.6052***	0.3774***	
通货膨胀问题正确回答	0.4991***	0.4044***	0.7272***

注:*,**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

在此之前,借助Pearson相关系数检验分析得出各个指标之间具有较强的相关性,表明该组数据可以通过主成分分析法进行降维。相关系数检验结果如表3所示。其次,表4展示了KMO与球形度检验结果,p值为0.000,故数据通过了巴特利特球形度检验,即相关系数矩阵不是单位阵;KMO值大于0.60,故数据适合进行主成分分析。

① 根据CHFS问卷设置的问题,对于题号h3105(利率计算,题目内容见表1),设置了四个选项。选项1:小于104元;选项2:等于104元;选项3:大于104元;选项4:算不出来。若受访者回答前三个选项,本文则认为受访者正确理解该问题,第二个虚拟变量赋值为1,否则赋值为0。同时,若受访者回答第二个选项,则回答正确,第一个虚拟变量赋值为1;若受访者回答其他选项则第一个虚拟变量赋值为0。对于题号h3106(通货膨胀,题目内容见表1),设置了四个选项。选项1:比一年前多;选项2:跟一年前一样多;选项3:比一年前少;选项4:算不出来。若受访者回答前三个选项,则受访者正确理解该问题,第二个虚拟变量赋值为1,否则赋值为0。同时,若受访者回答第一个选项,则回答正确,第一个虚拟变量赋值为1;若受访者回答其他选项则第一个虚拟变量赋值为0。

表4 KMO与球形度检验

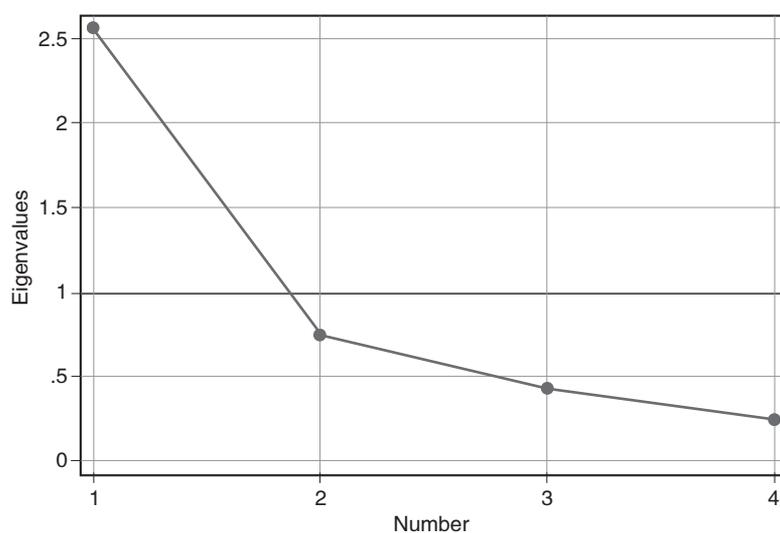
KMO 取样适切性量数		0.699
巴特利特球形度检验	近似卡方	5406.404
	自由度	6
	显著性	0.000

参考尹志超等对金融知识水平测评的研究,本文对公共因子的选取遵循以下标准:特征值大于1,且公共因子的累计方差贡献率达到60%以上,以有效覆盖大部分信息^[40]。由表5可知,只有成分1的特征值大于1且其累计贡献率为64.22%,可反映多数信息,故本文选取成分1,运用主成分分析法生成金融知识水平变量。图1是显示各因子重要性的碎石图,位置靠前的部分说明特征值大,解释的方差大,后面平坦的部分意味着特征值小,解释的方差也小。进一步生成第一主成分后,依据其方差解释程度进行加权,得出金融知识水平变量,记为“金融知识水平”。

表5 主成分方差贡献率分布

成分	总计	特征值	
		方差百分比	累计%
1	2.5686	0.6422	0.6422
2	0.7472	0.1868	0.8290
3	0.4333	0.1083	0.9373
4	0.2508	0.0627	1.0000

Scree plot of eigenvalues after pca



主成分分析碎石图

此外,本文同时采用青年受访者回答有关金融知识问题的正确个数来衡量其金融知识水平,即每个问题回答正确得1分,否则不得分,记为“金融知识水平(直接加法)”。结果发现,受访青年两个金融知识问题均答对的占比为19.79%,而所有金融知识问题均答错的占比为56.98%,由此可看出受访青年整体金融知识水平较低。

2. 被解释变量

为进一步探究青年金融知识水平对其家庭风险金融资产投资的影响,本文参考李跟强等的研究,将股票、基金、债券、金融衍生品、金融理财产品、黄金(非首饰)六类资产归为风险金融资产,并将家庭风险金融资产投资分为概率和深度两个维度进行评估^[41]。具体而言,将风险金融资产投资参与设定为0-1虚拟变量,如果持有风险金融资产则记为1,如果未持有风险金融资产则记为0。该变量反映了家庭进行风险金融资产投资的概率。同时构建风险金融资产投资占比表征家庭进行风险金融资产投资的深度,具体而言,该变量为家庭风险金融资产投资占家庭金融资产的比重。

3. 控制变量

为控制其他变量对青年家庭风险金融资产投资的影响,降低估计偏差,本文参考尹志超等、李跟强等的文章中对控制变量的选取,选取了个人特征和家庭特征两个维度的控制变量^[42-43]。个人特征维度,选取了主观幸福感、身体健康状况(1=健康,0=不健康)、户主年龄及其平方项、户主婚姻状况(1=已婚,0=未婚)、户主性别(1=男性,0=女性)、户主受教育情况、户主是否拥有社会养老保险、户主是否拥有社会医疗保险;家庭特征维度,选取了家庭是否有负债、家庭规模、商业保险购买情况、是否拥有一套以上住房(变量名为“家庭住房”)、是否有自有车辆(变量名为“家庭车辆”)。选取变量的描述性统计如表6所示。

表6 描述性统计

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
风险金融资产参与	4659	0.1462	0.3533	0	1
风险金融资产占比	4659	0.0313	0.1134	0	2.2585
金融知识水平	4659	0.1238	0.8945	-1.4579	1.3573
主观幸福感	4659	3.7566	0.8200	1	5
身体健康状况	4659	0.366	0.4817	0	1
户主年龄	4659	30.1629	4.0088	16	35
户主年龄平方	4659	925.868	229.4099	256	1225
户主婚姻状况	4659	0.7942	0.4044	0	1
户主性别	4659	0.7594	0.4275	0	1
户主受教育水平	4659	12.5823	3.7592	0	22
社会养老保险	4659	0.712	0.4529	0	1
社会医疗保险	4659	0.9141	0.2802	0	1
是否有负债	4659	0.681	0.4661	0	1

(续表)

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
家庭规模	4659	2.7186	4.1530	1	35
商业保险购买	4659	0.026	0.1591	0	1
家庭住房	4659	0.6755	0.4683	0	1
家庭车辆	4659	0.4937	0.5000	0	1

根据表6的描述性统计结果,青年群体风险金融资产参与率较低,仅有约15%的青年家庭持有风险金融资产,而青年样本家庭中风险金融资产占家庭金融资产的比重同样处于较低水平,仅约3%。从上述数据可见,青年家庭风险金融资产投资行为的概率与深度均位于较低水平。此外,从个体特征分析,户主平均年龄为30周岁,受教育水平约为12年,基本对应高中教育,通过高等教育(大专及以上)获取相应金融知识的难度较大。受访青年多为男性,且多为已婚状态;青年户主社会保障的参与水平较高,约71%的青年受访者拥有养老保险,且约91%的青年受访者拥有医疗保险,反映出社会保障的普及率较高。观测家庭特征方面,约有68%的家庭处于负债状态,且仅有3%的家庭购买了商业保险。而大多数青年家庭都拥有自有车辆和自有住房。

(三)模型设定

为探究青年金融知识水平与家庭风险金融资产投资决策的关系,这里将风险金融资产投资决策分为风险金融资产投资参与和风险金融资产投资占比两个维度。考虑到被解释变量风险金融资产投资参与属于0—1虚拟变量(参与为1,否则为0),选择Probit模型进行分析,并构建如下模型:

$$d_risk_{ift}^* = \beta_0 + \beta_1 fin_knowledge_1_{it} + \beta_2 X_{ift} + \varepsilon_{ift} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*f*和*t*分别代表个人、家庭和年份。 $d_risk_{ift}^*$ 为家庭参与风险金融资产投资的潜变量; $fin_knowledge_1$ 是主成分分析法度量的金融知识水平变量, X 为一系列控制变量, ε 为随机扰动项。

当被解释变量为风险金融资产投资占比时,要考虑到回归模型的转变。诸多青年没有投资风险金融资产,风险金融资产占比为0,即数据是被截取的数据,因此本文使用Tobit模型进行分析:

$$risk_ratio_{ift}^* = \beta_0 + \beta_1 fin_knowledge_1_{it} + \beta_2 X_{ift} + \varepsilon_{ift} \quad (2)$$

其中,下标*i*、*f*和*t*分别代表个人、家庭和年份。 $risk_ratio_{ift}^*$ 是一个表示青年持有风险金融资产占家庭总资产的比重的潜变量, $fin_knowledge_1$ 是主成分分析法度量的金融知识水平变量, X 为一系列控制变量, ε 为随机扰动项。

四、计量结果分析

(一) 基准回归分析

根据所构建的模型(1)和模型(2),本研究从是否参与风险金融资产投资和风险金融资产投资占比两个角度,分别运用Probit和Tobit模型来考察金融知识水平与青年风险金融资产投资间的关系,回归结果汇报在表7中。

表7 基准回归结果

变量	是否进行风险金融资产投资		风险金融资产投资占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
金融知识水平		0.3177*** (0.0350)		0.1320*** (0.0173)
主观幸福感	-0.0619* (0.0328)	-0.0550 (0.0337)	-0.0183 (0.0157)	-0.0152 (0.0161)
身体健康状况	0.0688 (0.0528)	0.0522 (0.0539)	0.0431* (0.0259)	0.0354 (0.0261)
户主年龄	0.0957 (0.0876)	0.0578 (0.0878)	0.0894* (0.0459)	0.0719 (0.0448)
户主年龄平方	-0.0012 (0.0015)	-0.0006 (0.0015)	-0.0013* (0.0008)	-0.0010 (0.0008)
户主婚姻状况	-0.1785** (0.0715)	-0.1613** (0.0728)	-0.0790** (0.0344)	-0.0708** (0.0347)
户主性别	0.0004 (0.0582)	-0.0237 (0.0590)	-0.0028 (0.0281)	-0.0109 (0.0280)
户主受教育水平	0.1236*** (0.0090)	0.1008*** (0.0092)	0.0515*** (0.0047)	0.0409*** (0.0049)
社会养老保险	0.1745** (0.0697)	0.1654** (0.0709)	0.0670* (0.0361)	0.0617* (0.0363)
社会医疗保险	0.2395** (0.1150)	0.1971* (0.1178)	0.1196** (0.0582)	0.0987* (0.0584)
是否有负债	0.1243** (0.0567)	0.1308** (0.0575)	0.0482* (0.0270)	0.0499* (0.0269)
家庭规模	-0.0064 (0.0065)	-0.0071 (0.0069)	-0.0026 (0.0030)	-0.0030 (0.0031)
商业保险购买	0.2017 (0.1423)	0.1415 (0.1440)	0.1104* (0.0646)	0.0843 (0.0647)
家庭住房	0.0846 (0.0584)	0.1040* (0.0591)	0.0586** (0.0281)	0.0662** (0.0281)
家庭车辆	0.3240*** (0.0548)	0.3152*** (0.0560)	0.1317*** (0.0268)	0.1255*** (0.0270)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资		风险金融资产投资占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-10.5677*** (1.4384)	-9.5470*** (1.4470)	-5.3216*** (0.7732)	-4.8079*** (0.7682)
N	4,659	4,659	4,659	4,659
Pseudo	0.1550	0.1778	0.1548	0.1779

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著；括号内显示的标准差为稳健标准误。下同。

表7中第一列是不添加解释变量时的回归结果。第二列在控制户主和家庭特征后,青年金融知识水平对是否进行风险金融资产投资的影响系数为0.3177,保持在1%的水平下显著,计算得知,此时的边际效应为0.0602,即当青年金融知识水平提高一单位时,其家庭进行风险金融资产投资的概率增加6.02%。表7中第三列是不添加解释变量时的回归结果。在第四列中同样添加了户主和家庭特征层面的控制变量后,青年金融知识水平对其家庭的风险金融资产投资占比的影响系数为0.1320,且在1%的水平下显著为正。通过计算得知,此时解释变量的边际效应为0.1320,即当青年金融知识水平提高一单位时,其家庭进行风险金融资产投资的比重增加13%。上述结果表明,青年金融知识水平的提升使得家庭内更愿意进行风险金融资产的投资,且金融知识水平越高,其家庭风险金融资产投资的占比越高。回归结果与假设1相符,即青年金融知识水平的提高能显著增强青年家庭进行风险金融资产投资的概率和深度,假设1被证明。

(二)内生性讨论与工具变量回归

金融知识水平可能存在内生性的问题,青年的金融知识水平与其家庭风险金融资产投资之间具有显著的相关关系,但模型内部可能因遗漏变量问题或反向因果问题从而使估计结果不准确。第一,青年群体在进行风险金融资产投资时会通过观察收益率等财务指标或财经信息而积累一定的金融知识。因此,当青年个体在回答问卷时,可能受到以前金融资产投资、交流过程中积累的金融知识的影响。第二,存在遗漏变量的可能性。青年家庭进行风险金融资产投资时可能会受到诸多不可观测因素的影响,如个人习惯、地方风俗、历史因素等。因此,青年的金融知识水平可能因时间及个体所处区域环境的变化而改变,即个体的金融素养可能受到同区域内除自身外其他个体金融知识水平的影响。为了缓解上述内生性问题,本文构建区县内除自身家庭外其他青年家庭的金融知识水平作为青年金融知识水平的工具变量(记为Avg1_金融知识水平),运用IV-Probit和IV-Tobit模型进行回归。第一阶段和工具变量的回归结果分别汇报至表8和表9。

表8中两步法的第一阶段结果显示,区县其他青年家庭的金融知识水平的提升显著提高青年金融知识水平上升的概率,且第一阶段回归F值均明显大于10,表明工具变量是有效的,不存在弱工具变量问题。

表8 IV-Probit和IV-Tobit回归的第一阶段估计结果

两步法第一阶段估计结果	金融知识水平(IV-Probit 第一阶段)	金融知识水平(IV-Tobit 第一阶段)
Avg1_金融知识水平	0.4760*** (0.0268)	0.4760*** (0.0268)
常数项	-1.4639** (0.6173)	-1.4639** (0.6173)
第一阶段F值	73.75	73.75

表9的列(1)显示,当加入户主特征和家庭特征等控制变量时,青年金融知识水平的系数均显著为正,与不考虑内生性时的结果一致,即青年金融知识水平的上升能显著提升家庭风险金融资产投资的参与概率。当控制了户主、家庭特征等变量时,青年金融知识水平对是否进行风险金融资产投资的影响系数为0.6569,在1%水平下显著。此时平均边际效应为0.1242,意味着青年金融知识上升一单位,其家庭进行风险金融资产投资的概率提高12.42%。表9的列(2)显示,当加入户主、家庭特征等控制变量时,青年金融知识水平的系数为0.2363,仍然在1%的水平上显著为正,与基准回归结论一致。因此,青年金融知识水平上升,能显著增加家庭风险金融资产投资的占比。综上所述,在解决模型中的内生性问题后,仍保持了和原假设相同的结论,即青年金融知识水平上升能显著增加家庭风险金融资产投资的概率和深度,回归结果较稳健。

表9 IV-Probit和IV-Tobit回归估计结果

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
	IV-Probit	IV-Tobit
金融知识水平	0.6569*** (0.1324)	0.2363*** (0.0624)
主观幸福感	-0.0486 (0.0336)	-0.0131 (0.0157)
身体健康状况	0.0302 (0.0552)	0.0284 (0.0257)
户主年龄	0.0336 (0.0862)	0.0633 (0.0433)
户主年龄平方	-0.0002 (0.0015)	-0.0009 (0.0007)
户主婚姻状况	-0.1370* (0.0775)	-0.0630* (0.0363)
户主性别	-0.0540 (0.0604)	-0.0203 (0.0282)
户主受教育水平	0.0745*** (0.0137)	0.0327*** (0.0065)
社会养老保险	0.1436* (0.0743)	0.0548 (0.0356)
社会医疗保险	0.1450 (0.1197)	0.0822 (0.0583)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
	IV-Probit	IV-Tobit
是否有负债	0.1287** (0.0585)	0.0490* (0.0273)
家庭规模	-0.0083 (0.0073)	-0.0034 (0.0034)
商业保险购买	0.0550 (0.1436)	0.0569 (0.0651)
家庭住房	0.1240** (0.0601)	0.0721** (0.0283)
家庭车辆	0.2900*** (0.0572)	0.1172*** (0.0272)
常数项	-8.5524*** (1.5055)	-4.4804*** (0.7527)
N	4,659	4,659

同时,为尽量确保工具变量选取的有效性 with 稳健性,本文同时选取同一收入规模内其他青年家庭金融知识水平的平均值构建工具变量。青年家庭收入水平间接体现出在同一社会经济环境下,社会资本、教育资源等因素对家庭投资行为的相关影响。具体而言,按照青年家庭收入的十分位数将所有青年家庭分组,并计算同一分组内除自身外其他青年家庭的金融知识融合平均水平作为工具变量(记为 Avg2_金融知识水平)。金融知识水平在分组层面的汇总有助于缓解家庭层面存在的内生性带来的反向因果问题,其他青年家庭金融知识的融合平均水平一定程度上可以反映青年家庭的个体差异,同时又可避免家庭自身特征对工具变量排他性的干扰。基于青年家庭收入水平的分组计算,能够较好地排除青年家庭特征对金融知识与风险金融资产投资的潜在影响。因此,选取该变量能较好地满足工具变量的相关性与排他性要求。同时,本文借助 IV-Probit 和 IV-Tobit 模型进行回归分析,并得出回归结果,第一阶段和工具变量的回归结果如表 10、表 11 所示。

表 10 所示的第一阶段回归结果表明,按青年家庭收入状况分组后得出的工具变量,即分组内其他青年家庭金融知识水平平均值的提升,将显著增强青年金融知识水平上升的概率。同时,第一阶段 F 值显著大于 10,不存在弱工具变量问题。

表 10 IV-Probit 和 IV-Tobit 回归的第一阶段估计结果

两步法第一阶段估计结果	金融知识水平(IV-Probit 第一阶段)	金融知识水平(IV-Tobit 第一阶段)
Avg2_金融知识水平	0.4578*** (0.0588)	0.4578*** (0.0588)
常数项	-1.8671** (0.6427)	-1.8671** (0.6427)
第一阶段 F 值	63.90	63.90

表11的列(1)显示,当加入户主特征和家庭特征等控制变量时,青年金融知识水平的系数均显著为正,与不考虑内生性时的结果一致,即青年金融知识水平的上升能显著提升家庭风险金融资产投资的参与概率。当控制了户主、家庭特征等变量时,青年金融知识水平对是否进行风险金融资产投资的影响系数为1.2010,在1%水平下显著。与此同时,列(2)显示,当加入户主、家庭特征等控制变量时,青年金融知识水平与风险金融资产投资占比的影响系数为0.9935,仍然在1%的水平上显著为正,与基准回归结论一致。因此,青年金融知识水平上升,能显著增加家庭风险金融资产投资的占比。综上所述,在进一步控制模型的内生性后,仍保持了和原假设相同的结论,即青年金融知识水平上升能显著增加家庭风险金融资产投资的概率和深度。

表 11 IV-Probit 和 IV-Tobit 回归估计结果

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
	IV-Probit	IV-Tobit
金融知识水平	1.2010*** (0.3453)	0.9935*** (0.1766)
主观幸福感	-0.0019 (0.2402)	0.0061 (0.0214)
身体健康状况	-0.0325 (0.0396)	-0.0139 (0.0359)
户主年龄	-0.0407 (0.0588)	0.0130 (0.0549)
户主年龄平方	0.0008 (0.0010)	-0.0001 (0.0009)
户主婚姻状况	-0.0259 (0.0549)	-0.0204 (0.0475)
户主性别	-0.1065** (0.0604)	-0.0884** (0.0396)
户主受教育水平	0.0340*** (0.0128)	-0.0312** (0.0151)
社会养老保险	0.0406 (0.0504)	0.0256 (0.0454)
社会医疗保险	-0.0627 (0.0829)	-0.0351 (0.0778)
是否有负债	0.0569 (0.0414)	0.0416 (0.0351)
家庭规模	-0.0070 (0.0050)	-0.0058 (0.0041)
商业保险购买	-0.1892* (0.1101)	-0.1376 (0.1003)
家庭住房	0.1360*** (0.0418)	0.1342*** (0.0396)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
	IV-Probit	IV-Tobit
家庭车辆	0.0744 (0.0483)	0.0525 (0.0377)
常数项	-1.7740 (1.2771)	-2.1652** (1.0438)
N	4,659	4,659

(三)稳健性检验

1. 更换解释变量

为检验结论的稳健性,本文采用青年金融知识水平(直接加总法)替代金融知识水平(主成分分析)指数进行估计。结果如表12所示,金融知识水平(直接加总法)的估计结果系数与显著性水平仍维持原先结论,表明前文的结果是稳健的。

表12 更换解释变量

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
	金融知识水平(直接加总法)	0.1534*** (0.0308)
主观幸福感	-0.0529 (0.0329)	-0.0135 (0.0158)
身体健康状况	0.0759 (0.0530)	0.0462* (0.0258)
户主年龄	0.0989 (0.0899)	0.0923** (0.0466)
户主年龄平方	-0.0012 (0.0015)	-0.0013* (0.0008)
户主婚姻状况	-0.1849** (0.0720)	-0.0821** (0.0343)
户主性别	0.0114 (0.0582)	0.0038 (0.0279)
户主受教育水平	0.1165*** (0.0091)	0.0474*** (0.0048)
社会养老保险	0.1821*** (0.0698)	0.0702* (0.0359)
社会医疗保险	0.2334** (0.1153)	0.1181** (0.0576)
是否有负债	0.1155** (0.0568)	0.0429 (0.0268)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
家庭规模	-0.0035 (0.0059)	-0.0012 (0.0026)
商业保险购买	0.2724* (0.1426)	0.1479** (0.0647)
家庭住房	0.0931 (0.0587)	0.0623** (0.0281)
家庭车辆	0.3124*** (0.0551)	0.1248*** (0.0269)
常数项	-10.2902*** (1.4686)	-5.1577*** (0.7853)
N	4,659	4,659
Pseudo	0.1613	0.1642

2. 控制时间趋势的稳健性检验

为了剔除时间因素对统计结果稳健性可能产生的影响,同时为尽量确保解释变量计算结果的全面性,对数据进行如下处理。首先,依据问卷中有关“金融知识”设置的具体问题,运用主成分分析法分别生成2017年和2019年各自对应的金融知识水平变量,将其纳入相应的回归模型之中。在此基础上,以2017年与2019年为时间切分点,分别对这两个年度的数据进行回归分析,回归结果如表13、表14所示。据表1所示,2017年问卷调查时,h3111、h3112两个问题的受访者仅为第一批用户,且2019年调查问卷综合中的h3112、h3113、h3116三个问题的受访者仅为城镇用户。因此,用于回归分析的样本量相较基准回归有所下降。

如表13所示,切分2017年数据并控制解释变量计算结果全面性时,青年金融知识水平仍显著促进风险金融资产投资行为,回归结果在5%的水平上保持显著。具体而言,如表13列(1)所示,相较基准回归结果,青年金融知识水平的上升对其家庭进行风险金融资产投资的提升概率有所下降,这或许与金融知识变量的生成方法有关。其次,如表13列(2)所示,青年金融知识水平仍显著促进家庭风险金融资产投资的占比,但提升比例有所下降。

表13 2017年新生成金融知识水平变量与风险金融资产投资估计结果

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
金融知识水平	0.2662** (0.1040)	0.0878** (0.0350)
主观幸福感	-0.0782 (0.1152)	0.0726* (0.0398)
身体健康状况	-0.4299*** (0.1655)	-0.0272 (0.0517)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
户主年龄	0.1833*** (0.0406)	0.0849*** (0.0132)
户主年龄平方	-0.0017*** (0.0004)	-0.0008*** (0.0001)
户主婚姻状况	-1.4537*** (0.3822)	-0.3494*** (0.1040)
户主性别	0.3717** (0.1838)	0.0065 (0.0551)
户主受教育水平	0.0227 (0.0220)	0.0176** (0.0071)
社会养老保险	-1.1751*** (0.3346)	-0.5012*** (0.0919)
社会医疗保险	1.2118** (0.4710)	0.1578 (0.1495)
是否有负债	0.4667*** (0.1720)	0.1252** (0.0510)
家庭规模	-0.1118 (0.0759)	-0.0355 (0.0240)
商业保险购买	0.9220** (0.3648)	0.1458** (0.0714)
家庭住房	0.3236 (0.2156)	-0.0130 (0.0645)
家庭车辆	-0.6383*** (0.1953)	-0.2268*** (0.0536)
常数项	-13.4968*** (1.6827)	-2.8639*** (0.8987)
N	398	398
Pseudo	0.3258	0.3903

表14显示,切分2019年数据并控制解释变量计算结果全面性时,青年金融知识仍显著促进风险金融资产投资行为。具体而言,首先,如表14列(1)所示,相较基准回归结果,青年金融知识水平的上升对其家庭进行风险金融资产投资的提升概率有所下降,但回归结果仍在1%水平上显著。其次,如表14列(2)所示,青年金融知识上升仍显著促进家庭风险金融资产投资的占比,且结果仍保持5%的显著性水平,但提升比例有所下降。综上所述,在进一步剔除时间因素的影响,尽量确保解释变量选取的全面性后,仍保持了和原假设相同的结论,即青年金融知识上升能显著促进家庭风险金融资产投资行为。

表 14 2019 年新生代金融知识水平变量与风险金融资产投资估计结果

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
金融知识水平	0.2377*** (0.0806)	0.0610** (0.0287)
主观幸福感	0.0214 (0.0782)	0.0189 (0.0249)
身体健康状况	0.0010 (0.1289)	-0.0028 (0.0414)
户主年龄	-0.1168 (0.1866)	0.1072 (0.0702)
户主年龄平方	0.0026 (0.0032)	-0.0016 (0.0012)
户主婚姻状况	-0.1862 (0.1631)	-0.0757 (0.0560)
户主性别	-0.2172* (0.1307)	-0.0541 (0.0415)
户主受教育水平	0.0445* (0.0247)	0.0103 (0.0084)
社会养老保险	0.2933 (0.2172)	0.0468 (0.0862)
社会医疗保险	0.2524 (0.3195)	0.0897 (0.1116)
是否有负债	-0.1748 (0.1587)	-0.0489 (0.0464)
家庭规模	0.0324 (0.0201)	0.0093*** (0.0035)
商业保险购买	0.2635 (0.9130)	0.1343 (0.2138)
家庭住房	0.0972 (0.1297)	0.0842** (0.0412)
家庭车辆	0.4802*** (0.1367)	0.0771 (0.0469)
常数项	-0.2465 (2.6602)	-2.1538** (1.0155)
N	489	489
Pseudo	0.0778	0.0880

3. 将被解释变量正态化处理

据表 6 的描述性统计显示,仅有约 15% 的青年持有风险金融资产,持有的风险金融资产占比约为 3%,呈现出较为明显的偏态分布。为剔除分布偏态特征对回归结果稳健性的影响,本文将“风险金融资产参与”“风险金融资产投资占比”变量进行正态化处理,并重新纳入回归模

型。回归结果如表 15 所示。

回归结果表明,将被解释变量正态化处理后,虽然回归系数有所下降,但青年金融知识水平变量仍在 1%的水平上显著正向影响家庭风险金融资产投资行为,基准回归结论较为稳健。具体而言,当青年金融知识水平上升一单位时,其家庭进行风险金融资产投资的概率上升约 15.32%,同时,其家庭投资风险金融资产的占比上升约为 9.5%,且回归结果均在 1%的水平上显著。

表 15 正态化处理被解释变量后的回归结果

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
金融知识水平	0.1532*** (0.0145)	0.0950*** (0.0179)
主观幸福感	-0.0265 (0.0168)	0.0003 (0.0188)
身体健康状况	0.0445 (0.0296)	0.0775** (0.0352)
户主年龄	0.0295 (0.0387)	0.0592 (0.0384)
户主年龄平方	-0.0002 (0.0007)	-0.0008 (0.0007)
户主婚姻状况	-0.0956** (0.0405)	-0.0730* (0.0428)
户主性别	-0.0160 (0.0344)	-0.0250 (0.0372)
户主受教育水平	0.0457*** (0.0039)	0.0306*** (0.0049)
社会养老保险	0.0969*** (0.0266)	0.0250 (0.0305)
社会医疗保险	0.0906** (0.0398)	0.0983*** (0.0354)
是否有负债	0.0739*** (0.0279)	0.0713*** (0.0261)
家庭规模	-0.0025 (0.0028)	-0.0021 (0.0024)
商业保险购买	0.0718 (0.1048)	0.0416 (0.1027)
家庭住房	0.0820*** (0.0315)	0.1000*** (0.0311)
常数项	-5.2518*** (0.7134)	-4.7637*** (0.7926)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
N	4,659	4,659
R-squared	0.1313	0.0627

4. 关于“青年群体”年龄定义范围

在“数据说明”部分,本文结合《中长期青年发展规划(2016-2025年)》,将研究对象定义为户主为14-35岁的青年个体。有关青年年龄的区间,不同文件上的定义不尽相同。因此,本文结合《中国共产主义青年团章程》,将青年群体的年龄标准定义为14周岁以上且28周岁以下,并再次进行回归。回归结果如表16所示。

回归结果表明,更换青年群体年龄定义范围后,回归系数未发生显著变化,且青年金融知识水平变量仍在1%的水平上显著正向影响家庭风险金融资产投资行为,表明基准回归结果较为稳健。由表16列(1)的回归结果计算得知,此时金融知识水平变量的边际效应为0.063,即当青年金融知识水平提高一单位时,其家庭进行风险金融资产投资的概率增加6.3%。同时,其家庭投资风险金融资产的占比上升约为12.68%,且回归结果均在1%的水平上显著。

表16 更换青年群体年龄定义范围后的回归结果

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
金融知识水平	0.3419*** (0.0651)	0.1268*** (0.0361)
主观幸福感	-0.0216 (0.0595)	0.0137 (0.0307)
身体健康状况	0.1518 (0.0981)	0.0997* (0.0535)
户主年龄	-0.2748 (0.2645)	-0.0079 (0.1569)
户主年龄平方	0.0068 (0.0055)	0.0009 (0.0032)
户主婚姻状况	-0.1696 (0.1062)	-0.0949* (0.0561)
户主性别	0.0537 (0.0993)	0.0173 (0.0542)
户主受教育水平	0.1021*** (0.0182)	0.0410*** (0.0097)
社会养老保险	-0.0517 (0.1153)	0.0089 (0.0681)
社会医疗保险	0.1703 (0.1739)	0.0832 (0.0994)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)
社会医疗保险	0.1703 (0.1739)	0.0832 (0.0994)
是否有负债	0.1364 (0.1077)	0.0831 (0.0575)
家庭规模	-0.0202 (0.0157)	-0.0032 (0.0073)
商业保险购买	0.3139 (0.2896)	0.1240 (0.1546)
家庭住房	0.2218** (0.0994)	0.1141** (0.0538)
家庭车辆	0.2694*** (0.0995)	0.0732 (0.0549)
常数项	-6.4519* (3.3627)	-4.8138** (1.9772)
N	1,424	1,424
Pseudo	0.1523	0.1355

(四)异质性分析

青年金融知识水平会显著促进其风险金融资产投资行为,对风险金融资产投资的影响在不同群组上应有明显的异质性。遵循这一逻辑,本文将受访者分为受教育程度在高中及以上的青年群体和初中及以下的青年群体、高收入家庭和低收入家庭进行分组回归。

1. 按受教育程度分组

萧端和吕俞璇的研究表明,受教育程度及以此增长的人力资本,是个体收入分配变化的重要因素^[44]。具体而言,受教育程度的不同往往引致青年收入、经济担保的异质性。受教育程度较高的人群往往在就业、从业与创业中拥有较高的能力与素养。其拥有的教育资本开辟并拓宽了个人收入的来源,促进了财富的积累,改善了其风险抵御水平。据此,本文生成受教育程度中位数变量作为切分点,若青年样本受教育程度在高中及以上,即认为样本属于受教育程度较高的群组,否则属于受教育程度较低的群组。回归结果如表17所示,列(1)、列(3)为受教育程度较低群组的回归结果,列(2)、列(4)为受教育程度较高群组的回归结果。

表17中列(1)和列(2)的回归结果展现出青年金融知识水平在分教育程度时对其风险金融资产投资参与概率的异质性影响。回归结果反映,无论是受教育程度较高的青年还是受教育程度较低的青年,当其金融知识水平上升时都会显著促进其进行风险金融资产投资的概率。对比列(1)和列(2)的结果可以发现,相比受教育水平较低的青年群体,受教育程度较高的青年在金融知识水平上升时参与风险金融资产投资的概率更大。与此同时,表17列(3)和列(4)展现了青年金融知识水平在分教育程度时对其风险金融资产投资参与程度的影响。结果反映,无论是受教育程度较高的还是较低的青年,当其金融知识水平上升时

都会促进其进行风险金融资产投资的深度。对比列(3)和列(4)的结果可以发现,受教育程度较低的青年其风险资产配置比例对金融知识水平变化的敏感度显著高于受教育程度较高的青年群体。

表 17 分受教育程度异质性分析

变量	是否进行风险金融资产投资		风险金融资产投资占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
金融知识水平	0.2480*** (0.0443)	0.4133*** (0.0559)	0.1426*** (0.0257)	0.1179*** (0.0241)
主观幸福感	-0.0880** (0.0448)	-0.0162 (0.0513)	-0.0438* (0.0245)	0.0156 (0.0221)
身体健康状况	0.0277 (0.0730)	0.0551 (0.0814)	0.0221 (0.0402)	0.0481 (0.0356)
户主年龄	0.0522 (0.1164)	0.0414 (0.1346)	0.0386 (0.0631)	0.1027 (0.0642)
户主年龄平方	-0.0008 (0.0020)	0.0000 (0.0023)	-0.0006 (0.0011)	-0.0015 (0.0011)
户主婚姻状况	-0.0082 (0.1004)	-0.2889*** (0.1101)	0.0113 (0.0560)	-0.1179** (0.0461)
户主性别	-0.0681 (0.0850)	0.0391 (0.0821)	-0.0275 (0.0472)	0.0132 (0.0345)
户主受教育水平	0.0812*** (0.0131)	0.0325 (0.0307)	0.0345*** (0.0069)	0.0202 (0.0132)
社会养老保险	0.1407* (0.0797)	0.2430 (0.1529)	0.0531 (0.0447)	0.1126 (0.0741)
社会医疗保险	0.1751 (0.1373)	0.1090 (0.2274)	0.1002 (0.0730)	0.0375 (0.1148)
是否有负债	0.1028 (0.0734)	0.1327 (0.0934)	0.0490 (0.0399)	0.0387 (0.0372)
家庭规模	-0.0088 (0.0085)	-0.0023 (0.0122)	-0.0062 (0.0049)	0.0004 (0.0042)
商业保险购买	0.1577 (0.2121)	0.1517 (0.1988)	0.1345 (0.1116)	0.0581 (0.0744)
家庭住房	0.0438 (0.0795)	0.1418 (0.0886)	0.0279 (0.0428)	0.0990*** (0.0375)
家庭车辆	0.3614*** (0.0743)	0.2635*** (0.0856)	0.1832*** (0.0412)	0.0638* (0.0356)
常数项	-7.0693*** (1.9517)	-9.8672*** (2.1909)	-3.7046*** (1.0751)	-5.1883*** (1.1042)
N	3257	1402	3257	1402
Pseudo	0.1148	0.1038	0.1228	0.1010

2. 按收入群组分组

董捷和董书丹的研究表明,在金融市场上,家庭收入水平是影响风险金融资产配置的重要因素之一^[45]。高收入家庭往往具备更强的财务实力和风险承受能力,更倾向于投资高风险、高回报的金融资产,以实现财富增值和保值。据此,本文生成家庭收入中位数变量作为切分点,若青年样本收入高于中位数,即认为样本属于高收入群组,否则属于低收入群组。回归结果如表18所示,列(1)、列(3)为低收入群组回归结果,列(2)、列(4)为高收入群组回归结果。

表18的回归结果揭示了在按收入情况分组时,青年群体金融知识水平对其家庭风险金融资产投资行为的异质性影响。表18中列(1)和列(2)展现出青年金融知识水平在分收入群组时对其家庭风险金融资产投资参与概率的影响。无论是高收入的青年家庭还是低收入青年家庭,当其金融知识水平上升时,都会增加其进行风险金融资产投资的概率。对比列(1)和列(2)的结果可以发现,高收入水平的青年家庭在金融知识水平上升时参与风险金融资产投资的概率更大。在风险金融资产投资程度方面,表中列(3)和列(4)的结果反映,无论是高收入的青年还是低收入水平的青年,当其金融知识水平上升时,都会促进其进行风险金融资产投资的深度。对比列(3)和列(4)的结果可以发现,低收入水平的青年在金融知识水平上升时参与风险金融资产投资的程度更深。

表 18 分收入群组异质性分析

变量	是否进行风险金融资产投资		风险金融资产投资占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
金融知识水平	0.2841*** (0.0574)	0.3235*** (0.0444)	0.1599*** (0.0357)	0.1179*** (0.0202)
主观幸福感	-0.0618 (0.0558)	-0.0512 (0.0423)	-0.0342 (0.0318)	-0.0078 (0.0191)
身体健康状况	0.1970** (0.0960)	-0.0198 (0.0660)	0.1147** (0.0580)	0.0069 (0.0294)
户主年龄	-0.0066 (0.1279)	0.1362 (0.1228)	0.0261 (0.0803)	0.0943* (0.0557)
户主年龄平方	0.0002 (0.0023)	-0.0017 (0.0021)	-0.0004 (0.0014)	-0.0014 (0.0009)
户主婚姻状况	-0.1253 (0.1109)	-0.2676*** (0.0981)	-0.0179 (0.0661)	-0.1266*** (0.0428)
户主性别	-0.0560 (0.1050)	-0.0296 (0.0721)	-0.0384 (0.0625)	-0.0084 (0.0314)
户主受教育水平	0.0848*** (0.0154)	0.0887*** (0.0123)	0.0376*** (0.0091)	0.0360*** (0.0061)
社会养老保险	0.1607 (0.1016)	0.0822 (0.1046)	0.0781 (0.0615)	0.0189 (0.0496)
社会医疗保险	0.0441 (0.1615)	0.3310** (0.1685)	0.0892 (0.1003)	0.1060 (0.0774)
是否有负债	0.0910 (0.0954)	0.1101 (0.0735)	0.0473 (0.0559)	0.0371 (0.0313)

(续表)

变量	是否进行风险金融资产投资		风险金融资产投资占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭规模	-0.0148 (0.0101)	-0.0046 (0.0089)	-0.0063 (0.0065)	-0.0022 (0.0036)
商业保险购买	0.2730 (0.2527)	0.0936 (0.1725)	0.1122 (0.1507)	0.0785 (0.0702)
家庭住房	0.0253 (0.0980)	0.1284* (0.0739)	0.0373 (0.0570)	0.0687** (0.0327)
家庭车辆	0.2942*** (0.0967)	0.2577*** (0.0704)	0.1351** (0.0581)	0.0981*** (0.0305)
常数项	-5.2798** (2.3207)	-10.4769*** (1.9621)	-3.2228** (1.4685)	-4.7746*** (0.9399)
N	2290	2369	2290	2369
Pseudo	0.1302	0.1323	0.1200	0.1313

五、机制分析

青年金融知识水平影响风险投资决策的主要可能机制：一是青年金融知识可能增强了个体风险偏好的程度，进而增进投资主动性。风险承担能力与金融知识的普及程度存在正向影响关系，金融知识的增加使其对借贷损失的心理承受能力增强，即对风险的偏好程度更强，进而个体越倾向于配置风险性金融资产。二是青年金融知识水平的提升能够提升其识别信贷产品的成本差异的能力，能够更便捷地享受数字信贷和理财服务来缓解流动性约束，从而增强家庭参与风险金融资产投资的概率和深度。三是青年金融知识水平提高了其家庭对正规金融服务的可及性，金融知识不足的青年群体在相对闭塞的环境下接触正规金融服务的机会有限，对股票、债券、基金等产品的投资渠道相对缺乏。而不断普及的金融知识可较大程度地方便青年使用正规金融服务进行风险金融资产投资。

为了验证上述“风险偏好”“流动性约束”“正规金融服务”这三个可能渠道，本文遵循温忠麟等(2004)^[46]和温忠麟等(2014)^[47]的方法构建中介效应模型如下：

$$risk_{ift} = \beta_0 + \beta_1 fin_knowledge_1u + \beta_2 X_{ift} + \varepsilon_{ift} \quad (3)$$

$$M_{ift} = a_0 + a_1 fin_knowledge_1u + a_2 X_{ift} + \varepsilon_{ift} \quad (4)$$

$$risk_{ift} = \gamma_0 + \gamma_1 fin_knowledge_1u + \theta_2 M_{ift} + \gamma_2 X_{ift} + \varepsilon_{ift} \quad (5)$$

其中，式(3)中 $risk_{ift}$ 表示是否进行风险金融资产投资或风险金融资产投资占比，其他变量及下标与基准模型(1)中相同。式(4)中的被解释变量M代表中介变量，即“风险偏好”“流动性约束”“正规金融服务”变量，解释变量与式(3)相同。式(5)中的被解释变量仍为风险金融资产

投资决策变量,将中介变量M加入模型,其他变量与式(3)相同。

(一)风险偏好

为了验证风险偏好的中介作用,本文基于问卷中关于风险偏好的问题,使用主观情景判定法构建风险偏好的主观情景变量指标进行回归。问卷中询问受访者风险偏好的问题如下所示:“如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目?”该问题的回答分为五个选项:“不愿意承担任何风险”“略低风险、略低回报的项目”“平均风险、平均回报的项目”“略高风险、略高回报的项目”“高风险、高回报的项目”。这五个选项可以被视为五种不同的风险态度。本文选择“略高风险、略高回报的项目”和“高风险、高回报的项目”这两种答案来构建0-1变量,作为风险偏好的代理变量。当受访青年给出的回答属于这两种答案中的任意一个时,即可认为该青年是风险偏好型投资者,风险偏好变量记为1,否则为0。

如果在青年金融知识水平上升的过程中提高了其风险偏好的概率,而风险偏好概率的提升带来了风险金融资产投资的增加,则证明风险偏好渠道存在。根据中介效应模型,本文首先使用基准模型(3)验证青年金融知识水平对风险金融资产投资参与概率和程度的影响,随后使用模型(4)验证青年金融知识水平对中介变量(风险偏好)的影响,最后在模型(5)中检验青年金融知识水平、中介变量对风险金融资产投资参与的共同影响。

首先,在基准回归中,青年金融知识水平促进了风险金融资产投资参与的概率与深度。其次,列(1)表明,青年金融知识水平与受访青年风险偏好程度呈现出统计上显著的促进作用。结合逻辑推断,金融知识水平的上升使得投资者对不同种类资产的了解程度加深,对损失的心理承受能力更强,成为风险偏好型投资者的概率也随之提高。最后,由列(2)和列(3)的回归结果表明,将青年金融知识水平与风险偏好两个变量同时加入方程后,与基准回归结果相比二者依旧显著。但同时青年金融知识水平变量的系数变小,符合部分中介的要求,表明青年金融知识水平显著促进风险金融资产投资行为,该促进作用中至少一部分是通过风险偏好概率的提升实现的。本文进一步对风险偏好的中介效应进行了sobel检验与Bootstrap检验,具体检验结果如表19所示。sobel检验的结果显示,z值均在1%的水平上显著,运用Bootstrap方法从原始样本中有放回地随机抽取1000次,结果显示,中介变量的置信区间均不包含0。这一结果进一步验证了中介效应的存在。综上所述,假设2得证。

表19 风险偏好中介机制

变量	风险偏好	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)	(3)
风险偏好		0.4180*** (0.0720)	0.1600*** (0.0335)
金融知识水平	0.1393*** (0.0317)	0.3108*** (0.0352)	0.1287*** (0.0172)
主观幸福感	-0.0599* (0.0338)	-0.0469 (0.0338)	-0.0111 (0.0160)
身体健康状况	0.0308 (0.0560)	0.0489 (0.0541)	0.0345 (0.0260)

(续表)

变量	风险偏好 (1)	是否进行风险金融资产投资 (2)	风险金融资产投资占比 (3)
户主年龄	-0.1625** (0.0724)	0.0832 (0.0874)	0.0796* (0.0452)
户主年龄平方	0.0023* (0.0013)	-0.0009 (0.0015)	-0.0012 (0.0008)
户主婚姻状况	-0.0258 (0.0768)	-0.1660** (0.0731)	-0.0717** (0.0344)
户主性别	0.0708 (0.0632)	-0.0246 (0.0590)	-0.0098 (0.0277)
户主受教育水平	0.0176* (0.0093)	0.0986*** (0.0092)	0.0396*** (0.0049)
社会养老保险	0.0206 (0.0673)	0.1714** (0.0716)	0.0634* (0.0361)
社会医疗保险	0.0439 (0.1002)	0.1821 (0.1187)	0.0921 (0.0582)
是否有负债	0.1970*** (0.0593)	0.1176** (0.0578)	0.0444* (0.0268)
家庭规模	-0.0518** (0.0226)	-0.0047 (0.0068)	-0.0020 (0.0030)
商业保险购买	-0.4066** (0.1981)	0.1706 (0.1442)	0.0963 (0.0645)
家庭住房	-0.1488** (0.0579)	0.1171** (0.0595)	0.0712** (0.0281)
家庭车辆	0.1170** (0.0565)	0.3069*** (0.0561)	0.1206*** (0.0268)
常数项	-0.1611 (1.2872)	-9.8736*** (1.4469)	-4.8686*** (0.7730)
Sobel检验的z值		3.396*** (0.0007)	3.138*** (0.0002)
Sobel检验的置信区间		[0.0000, 0.0023]	[0.0000, 0.0002]
Bootstrap Results -1000reps (_bs_1 95%置信区间)		[0.0010, 0.0037]	[0.0001, 0.0010]
Bootstrap Results -1000reps (_bs_1 P-value)		0.001	0.008
N	4,659	4,659	4659
Pseudo	0.0593	0.1869	0.1853

(二)流动性约束

为了证明流动性约束的中介作用,本文借鉴甘犁等和尹志超等的做法来构建流动性约束指标,将信用卡的持有作为流动性约束的代理变量,即若家庭没有人使用信用卡,认为家庭存在流动性约束^[48-49]。此时,流动性约束变量赋值为1,否则为0。

如果在青年金融知识水平上升的过程中缓解了其受到流动性约束的概率,而流动性约束概率的下降促进了风险金融资产投资的参与,则证明流动性约束渠道的存在。根据中介效应模型,本文首先验证青年金融知识水平对金融市场参与概率和程度的影响(基准回归),随后验证青年金融知识水平对中介变量(受到流动性约束概率)的影响。最后检验青年金融知识水平、中介变量对风险金融资产市场参与的共同影响。

首先,由基准回归可知,青年金融知识水平促进了风险金融资产投资参与的概率与深度。其次,表20列(1)表明,青年金融知识水平显著降低受访青年受到流动性约束的概率。结合逻辑推断,青年金融知识水平的上升使得其获取流动性渠道拓宽的同时,青年群体对不同种类信贷产品成本差异的了解程度上升。因此,青年在投资过程中受到流动性约束的概率更低。最后,由列(2)和列(3)表明,在青年金融知识水平与流动性约束两个变量同时加入方程后二者依旧显著。但同时青年金融知识水平变量的系数变小,符合部分中介的要求。表20的回归结果表明,青年金融知识水平显著增强其风险金融资产投资行为,且该增强作用至少一部分是通过缓解流动性约束的概率实现的。本文进一步对流动性约束的中介效应进行了sobel检验与Bootstrap检验,具体检验结果如表20所示。sobel检验的结果显示,z值均在1%的水平上显著,且运用Bootstrap方法从原始样本中有放回地随机抽取1000次,结果显示,中介变量的置信区间均不包含0。综上所述,假设3得证。

表20 流动性约束中介机制

变量	流动性约束	是否进行风险金融资产投资	风险金融资产投资占比
	(1)	(2)	(3)
流动性约束		-0.3844*** (0.0543)	-0.1363*** (0.0263)
金融知识水平	-0.1354*** (0.0236)	0.2997*** (0.0352)	0.1240*** (0.0173)
主观幸福感	0.0628** (0.0250)	-0.0456 (0.0342)	-0.0117 (0.0161)
身体健康状况	0.0738* (0.0421)	0.0599 (0.0544)	0.0389 (0.0261)
户主年龄	-0.1416** (0.0652)	0.0361 (0.0863)	0.0637 (0.0444)
户主年龄平方	0.0024** (0.0011)	-0.0002 (0.0015)	-0.0009 (0.0008)
户主婚姻状况	-0.0609 (0.0593)	-0.1678** (0.0735)	-0.0719** (0.0347)
户主性别	0.0081 (0.0473)	-0.0180 (0.0590)	-0.0090 (0.0278)
户主受教育水平	-0.0833*** (0.0065)	0.0902*** (0.0094)	0.0367*** (0.0049)
社会养老保险	-0.0571 (0.0493)	0.1618** (0.0718)	0.0599 (0.0364)

(续表)

变量	流动性约束 (1)	是否进行风险金融资产投资 (2)	风险金融资产投资占比 (3)
社会医疗保险	-0.0747 (0.0766)	0.1891 (0.1185)	0.0969* (0.0582)
是否有负债	-0.5080*** (0.0435)	0.0581 (0.0590)	0.0244 (0.0271)
家庭规模	0.0038 (0.0047)	-0.0081 (0.0070)	-0.0035 (0.0031)
商业保险购买	-0.4538*** (0.1259)	0.0947 (0.1448)	0.0660 (0.0641)
家庭住房	0.1838*** (0.0456)	0.1238** (0.0597)	0.0731*** (0.0281)
家庭车辆	-0.3936*** (0.0423)	0.2730*** (0.0572)	0.1099*** (0.0273)
常数项	6.3900*** (1.1161)	-8.5474*** (1.4401)	-4.3993*** (0.7609)
Sobel检验的z值		4.622*** (0.0008)	3.344*** (0.0002)
Sobel检验的置信区间		[0.0000, 0.0076]	[0.0000, 0.0013]
Bootstrap Results -1000reps (_bs_1 95%置信区间)		[0.0022, 0.0054]	[0.0003, 0.0011]
Bootstrap Results -1000reps (_bs_1 P-value)		0.000	0.001
N	4,659	4,659	4659
Pseudo	0.1377	0.1918	0.1874

(三)正规金融服务可及性

正规金融服务可及性描述的是家庭获得正规金融服务的难易程度。本文参考李跟强等的方法,选取受访青年中家庭持有银行储蓄卡的张数来衡量正规金融服务可及性的程度^[50]。

如果在青年金融知识水平上升的过程中提高了其正规金融服务可及性,而正规金融服务可及性的提升带来了风险金融资产投资的增加,则证明正规金融服务可及性渠道的存在。根据中介效应模型,本文首先验证青年金融知识水平对金融市场参与概率和程度的影响(基准回归),随后验证青年金融知识水平对中介变量(正规金融服务可及性)的影响,最后检验青年金融知识水平、中介变量对风险金融资产投资的共同影响。

首先,从基准回归的结果得知,青年金融知识水平促进了风险金融资产投资参与的概率与程度。其次,由表21列(1)表明,青年金融知识水平与受访青年家庭正规金融服务可及性呈现出统计上显著的促进作用。结合逻辑推断,金融知识匮乏的青年群体处于较为封闭的环境中,接触正规金融的机会较少,对股票、债券、基金等投资渠道了解有限。随着金融知识的广泛传播,其家庭能够更便捷地利用正规金融服务进行风险金融资产投资。最后,列(2)和列(3)的回归结果表明,当青年金融知识水平与正规金融服务可及性两个变量同时加入方程后,二者依旧显著。但同时青年金融知

识变量的系数变小,符合部分中介的要求,表明青年金融知识水平对风险金融资产投资行为有显著的促进作用。且该种促进作用至少一部分是通过正规金融服务可及性的提升实现的。本文进一步对正规金融服务的中介效应进行了sobel检验与Bootstrap检验,具体检验结果如表21所示。sobel检验的结果显示,z值均在1%的水平上显著,且运用Bootstrap方法从原始样本中有放回地随机抽取1000次,结果显示中介变量的置信区间均不包含0。综上所述,假设4得证。

表21 正规金融服务中介机制

变量	正规金融服务 (1)	是否进行风险金融资产投资 (2)	风险金融资产投资占比 (3)
正规金融服务		0.0172*** (0.0027)	0.0053*** (0.0011)
金融知识水平	1.5226*** (0.1320)	0.2914*** (0.0355)	0.1223*** (0.0175)
主观幸福感	0.0008 (0.1407)	-0.0553 (0.0338)	-0.0152 (0.0160)
身体健康状况	1.3378*** (0.2757)	0.0217 (0.0544)	0.0256 (0.0260)
户主年龄	-0.1890 (0.2734)	0.0627 (0.0879)	0.0733 (0.0446)
户主年龄平方	0.0042 (0.0049)	-0.0007 (0.0015)	-0.0011 (0.0008)
户主婚姻状况	1.5736*** (0.2565)	-0.1947*** (0.0733)	-0.0812** (0.0348)
户主性别	1.0619** (0.2480)*	-0.0479 (0.0594)	-0.0195 (0.0279)
户主受教育水平	0.1471*** (0.0353)	0.0993*** (0.0093)	0.0400*** (0.0049)
社会养老保险	0.7898*** (0.2616)	0.1459** (0.0717)	0.0562 (0.0364)
社会医疗保险	1.0956*** (0.2916)	0.1782 (0.1180)	0.0920 (0.0582)
是否有负债	0.4318* (0.2443)	0.1265** (0.0579)	0.0490* (0.0268)
家庭规模	0.1730*** (0.0292)	-0.0135 (0.0084)	-0.0050 (0.0035)
商业保险购买	7.1387*** (1.4345)	0.0098 (0.1498)	0.0393 (0.0662)
家庭住房	0.1085 (0.2542)	0.0967 (0.0594)	0.0630** (0.0279)
家庭车辆	1.0921*** (0.2531)	0.3011*** (0.0562)	0.1192*** (0.0268)
常数项	14.6362*** (5.4132)	-9.9213*** (1.4496)	-4.8865*** (0.7652)
Sobel检验的z值		5.918*** (0.0011)	3.375*** (0.0003)

(续表)

变量	正规金融服务 (1)	是否进行风险金融资产投资 (2)	风险金融资产投资占比 (3)
Sobel检验的置信区间		[0.0000,0.0013]	[0.0000,0.0002]
Bootstrap Results -1000reps (_bs_1 95%置信区间)		[0.0040,0.0091]	[0.0004,0.0018]
Bootstrap Results -1000reps (_bs_1 P-value)		0.000	0.002
N	4,659	4,659	4659
Pseudo	0.1107	0.1886	0.1839

六、研究结论与政策建议

本文基于2017年和2019年的中国家庭金融调查数据库构建的混合截面数据,运用主成分分析法、得分直接加总法对青年受访者的金融知识水平指标进行度量,并运用Probit、Tobit等模型实证研究青年金融知识水平与风险金融资产投资之间的关系。研究发现,青年金融知识水平的提升能显著提高家庭参与风险金融资产投资的概率和深度。这一结论在考虑内生性问题和稳健性检验后依然成立。进一步,机制分析揭示了青年金融知识水平的提高可以通过增强个体风险偏好、缓解流动性约束以及提升正规金融服务可及性三个渠道,促进家庭风险金融资产投资行为。此外,异质性分析进一步显示,青年金融知识水平对不同受教育程度、不同地区、不同收入水平与不同年龄分布的家庭存在显著差异化的影响。相较东部地区、低年龄群组的青年样本,当金融知识水平上升时,中西部地区、高年龄群组青年的风险金融资产投资概率与深度的提升更为显著。就风险金融资产投资概率而言,受教育水平较高、高收入群组的青年在金融知识水平上升时,其参与风险金融资产投资的概率提升更显著。此外,在风险金融资产投资深度方面,受教育水平较低、低收入群组的青年在金融知识水平上升时参与风险金融资产投资的程度加深更显著。

本研究认为,强化金融知识普及工作是守护青年家庭财产安全、助力财富增值的关键策略。广泛开展金融教育、提升青年金融素养,不仅能激发风险偏好型家庭参与金融市场的积极性,还能有效缓解青年群体所面临的流动性约束,增强其获取正规金融服务的能力。

一方面,本研究建议相关部门着重加强金融教育,提高青年的风险承受能力。在高中及大学教育阶段,应系统设置包含金融基础理论、投资策略、风险管理等内容的金融课程,帮助青年树立正确的风险与收益观念,激发其参与风险投资的意愿。同时,通过举办模拟投资大赛等活动,让青年将所学理论知识应用于实践,进一步加深对风险的认知与理解,提升风险承受能力。另一方面,借助金融教育,青年能够更加精准地识别信贷产品的成本差异,从而缓解流动性约束。具体而言,通过线上线下多种渠道,向青年普及信贷产品知识、利率计算方法以及信用卡、互联网金融产品等金融工具的使用,使其充分了解不同信贷产品的信息,进而做出更明智的决策。

此外,普及金融知识、优化金融服务,能够拓宽青年家庭对股票、债券、基金等金融产品的

投资渠道,提升其获取正规金融服务的便利性。金融机构可以简化开户、贷款、投资等业务流程,充分利用互联网和数字金融平台,为青年提供更加便捷、高效的金融服务,降低其参与风险金融资产投资的难度。同时,金融机构应根据青年群体的特点和需求,开发适合青年群体的金融产品和服务,如低门槛、低风险的投资产品等,以此提高青年参与金融市场的活跃度。

相较于其他年龄段的投资者,青年群体具有独特性,易受心理因素、行为偏差、投资经验不足以及外部经济环境变化等多方面因素的影响。在不同文化背景下,青年群体的投资倾向也存在差异,有的更倾向于保守型投资策略,有的则更愿意承担风险。因此,我们必须认识到,青年金融知识教育并非是一蹴而就的事情。在金融市场快速发展的当下,金融知识的更新迭代速度极快,金融教育也应具备前瞻性。

[参 考 文 献]

- [1] 韩丽颖 崔力炎:《“00后”大学生数字化发展的内容结构和总体特征研究》,载《中国青年社会科学》,2023年第3期。
- [2] 王曦影:《Z世代的成长与发展》,载《中国青年社会科学》,2024年第1期。
- [3] Nugraha, M. A. P., Violin, V., Anantadjaya S. PD., et al. Improving Financial Literacy through Teaching Materials on Managing Finance for Millennials: *Journal Ekonomi*, 2023, (01).
- [4] 单德朋:《金融素养与城市贫困》,载《中国工业经济》,2019年第4期。
- [5][14] 胡 振 臧日宏:《金融素养对家庭理财规划影响研究——中国城镇家庭的微观证据》,载《中央财经大学学报》,2017年第2期。
- [6] 尹志超 仇 化:《金融知识对互联网金融参与重要吗》,载《财贸经济》,2019年第6期。
- [7] 方 舒 陈艺伟:《青年家庭金融健康水平及其影响因素研究——基于CHFS 2017中国家庭金融调查》,载《中国青年社会科学》,2022年第5期。
- [8] Sobaih, A. E., Elshaer, I. A.. Risk-taking, Financial Knowledge, and Risky Investment Intention: Expanding Theory of Planned Behavior Using a Moderating-mediating Model: *Mathematics*, 2023, (2).
- [9] Agnew, Julie R., and Lisa R. Szykman. Asset Allocation and Information Overload: The Influence of Information Display, Asset Choice, and Investor Experience: *Journal of Behavioral Finance*, 2005, (2).
- [10] Zhu, T., Xiao J. J.. Consumer Financial Education and Risky Financial Asset Holding in China: *International Journal of Consumer Studies*, 2022, (1).
- [11] Johan, I., Rowlingson, K., Appleyard, L.. The Effect of Personal Finance Education on the Financial Knowledge, Attitudes and Behaviour of University Students in Indonesia: *Journal of Family and Economic Issues*, 2021, (42).
- [12] 盛智明 蔡婷婷:《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》,载《东南大学学报(哲学社会科学版)》,2021年第5期。
- [13] 罗文颖 梁建英:《金融素养与家庭风险金融资产投资决策——基于CHFS 2017年数据的实证研究》,载《金融理论与实践》,2020年第11期。
- [15] 陈治国 景辛辛:《收入不稳定性、金融知识与居民家庭资产配置》,载《西安电子科技大学学报(社会科学版)》,2023年第2期。
- [16] 卢亚娟 何朴真:《人口老龄化、金融素养与家庭金融资产配置》,载《经济问题》,2022年第12期。
- [17] 易行健 陈 俊 周 聪 等:《收入风险与家庭风险金融资产投资——基于CHFS数据的经验证据》,载《管理科学学报》,2023年第10期。
- [18] Grable, J. E., Rabbani, A.. The Moderating Effect of Financial Knowledge on Financial Risk Tolerance: *Journal of Risk and Financial Management*, 2023, (2).

- [19] 王乙番:《风险态度、金融知识与家庭商业保险消费——基于 CHFS 数据的研究》,载《上海立信会计金融学院学报》,2023年第4期。
- [20] 周 弘:《风险态度、消费者金融教育与家庭金融市场参与》,载《经济科学》,2015年第1期。
- [21] 喻 言 徐 鑫:《互联网使用对农户家庭金融资产配置的影响——基于风险偏好的调节作用》,载《调研世界》,2022年第7期。
- [22] 卢亚娟 殷君瑶:《户主风险态度对家庭金融资产配置的影响研究》,载《现代经济探讨》,2021年第12期。
- [23] 王建英 王 婷 李 萍:《金融素养自信偏差、风险态度与家庭股票市场参与——基于 CHFS 2019 微观数据的实证分析》,载《中央财经大学学报》,2024年第2期。
- [24] Ademola, S. A., Musa, A. S., Innocent, I. O. Moderating Effect of Risk Perception on Financial Knowledge, Literacy and Investment decision: American International Journal of Economics and Finance Research, 2019, (1).
- [25] Oehler A., Horn M., Wendt S. Investment in Risky Assets and Participation in the Financial Market: Does Financial Literacy Matter? : International Review of Economics, 2024, (1).
- [26] 陈曦明 黄 伟:《金融教育对家庭金融风险金融资产投资的影响效果研究》,载《学习与探索》,2020年第12期。
- [27] Karlan, D., Zinman, J. Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts : The Review of Financial Studies, 2010, (1).
- [28] Hamid, F. S., Loke, Y. J. Financial Literacy, Money Management Skill and Credit Card Repayments : International Journal of Consumer Studies, 2021, (2).
- [29] 易行健 周 利:《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,载《金融研究》,2018年第11期。
- [30][37] 廖 理 初 众 张伟强:《中国居民金融素养与活动的定量测度分析》,载《数量经济技术经济研究》,2021年第7期。
- [31] 周 弘 史剑涛:《信贷约束如何影响家庭风险金融资产参与——来自 CFPS 数据的证据》,载《贵州财经大学学报》,2021年第3期。
- [32] Kaiser, T., Lusardi, A., Menkhoff, L., et al. Financial Education Affects Financial Knowledge and Downstream Behaviors : Journal of Financial Economics, 2022, (2).
- [33] 杨 波 王向楠 邓伟华:《数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得?——来自 CHFS 的证据》,载《当代经济科学》,2020年第6期。
- [34][41][43][50] 李跟强 高新博 何平林:《移动互联网可及性对家庭风险投资决策的影响——基于 CHFS 数据的实证研究》,载《中国软科学》,2022年第2期。
- [35] 尹志超 宋全云 吴 雨 等:《金融知识、创业决策和创业动机》,载《管理世界》,2015年第1期。
- [36] 吴卫星 吴 锟 王 璿:《金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析》,载《经济研究》,2018年第1期。
- [38] 马 双 林 涌:《智能手机使用与相对贫困家庭金融参与行为》,载《财经科学》,2024年第2期。
- [39][40][42] 尹志超 宋全云 吴 雨:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,载《经济研究》,2014年第4期。
- [44] 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》,载《经济理论与经济管理》,2018年第6期。
- [45] 董 捷 董书丹:《商业健康保险对家庭风险金融资产配置影响的实证研究》,载《统计与决策》,2025年第1期。
- [46] 温忠麟 张 雷 侯杰泰 等:《中介效应检验程序及其应用》,载《心理学报》,2004年第5期。
- [47] 温忠麟 叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,载《心理科学进展》,2014年第5期。
- [48] 甘 犁 赵乃宝 孙永智:《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,载《经济研究》,2018年第12期。
- [49] 尹志超 吴子硕 蒋佳伶:《移动支付对中国家庭储蓄率的影响》,载《金融研究》,2022年第9期。

(责任编辑:魏心怡)