

心理健康会影响家庭参与风险金融市场吗?

——来自 CFPS 的证据

息 晨

内容提要: 使用中国家庭追踪调查(CFPS) 2016 年调查数据,考察心理健康状况对家庭参与风险金融市场的影响。研究结果表明,健康的心理状况从参与决策到参与深度两方面显著促进了家庭参与风险金融市场,风险态度的改变是上述结果的重要渠道。进一步分析则表明,这种影响存在性别-婚姻状态差异、生命周期差异及城乡二元差异。本文对于从心理健康角度破解“有限参与之谜”有一定的理论意义,对于重视居民心理健康的相关政策制订,进而对促进中国金融市场的健康发展有一定的政策参考价值。

关键词: 心理健康; 金融市场参与; 风险态度

DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2019.02.03

一、引言与文献回顾

四十年的改革开放进程带来了中国整体经济水平的进步及金融市场的持续发展。在此过程中,金融产品不断创新、丰富,居民参与金融市场意识增强,参与积极性越发提高。家庭参与金融市场持有风险资产可平滑当期消费,使现金流在家庭的整个生命周期内保持平稳,进而取得整个生命周期的效用最大化,增进家庭福利。此外,家庭参与金融市场使其可分享改革开放带来的经济红利,这有助于缩小社会整体间收入差距,实现共同富裕(Cocco et al., 2005)。对社会经济而言,居民投资于金融市场的资金可用于宏观经济的扩大再生产过程,对宏观经济的进一步增长起推动作用(贺建凤和吴慧, 2017)。投资者行为直接影响到金融市场的运行效率(Shiller et al., 1997),参与金融市场的家庭数量增加有助于金融产品进一步创新以满足投资者需求,有助于金融市场完善相关制度、提高运行效率,促进金融市场繁荣及宏观经济发展。

Campbell(2006)曾预言家庭金融会成为继资产定价与公司金融后金融学又一重要的研究领域,而家庭金融市场参与、资产选择及其影响因素更是家庭金融研究中的核心问题。经典投资理论认为家庭应根据其对资产成本收益的考量及自身风险偏好特征选择金融资产(Dow et al., 1992),其风险资产持有比重仅与风险偏好有关而与收入等其他因素无关(Markowitz, 1952; Tobin, 1958; Samuelson, 1969)。无论家庭如何厌恶风险,只要有正的风险资产溢价,家庭都应持有风险资产(Campbell, 2006)。但中国的现实与上述理论间存在着较大的出入,数据显示,2016 年中国居民家庭金融市场参与率为 5.59%,城镇家庭参与率为 10.08%,农村家庭参与率仅为 0.85%。即使是富裕的家庭,其金融

收稿日期: 2018-07-18

作者简介: 息晨,中国人民大学环境学院,硕士研究生。

致谢: 感谢北京大学中国社会科学调查中心提供的数据支持。感谢两位匿名审稿人提出的建设性意见,但作者文责自负。

市场参与程度也较低,中国家庭金融市场参与表现出较强的“有限参与”特征。

是什么因素影响着中国居民家庭金融市场参与决策,导致了“有限参与之谜”?近年来,随着微观家庭数据库的丰富完善,越来越多的学者从各角度对此问题进行了解答。个人层面上,贺建凤和吴慧(2017)考察了家庭财务负责人个人特征对家庭金融市场参与的影响,发现财务负责人的性别、年龄、受教育程度及认知能力等特征对家庭金融市场参与决策有显著影响。家庭层面上,尹志超等(2014)的研究表明家庭收入与家庭资产对于家庭金融市场参与有较强的解释力。家庭规模对家庭参与金融市场的影响是不确定的,一方面,出于集体主义文化角度考虑,规模较大的家庭可在投资者投资失败时为其提供援助,这起到“缓冲垫”作用,促进了家庭参与金融市场(肖作平和张欣哲,2012)。但另一方面,家庭规模大往往意味着更高的老人赡养、儿童抚养负担,从而限制了家庭金融市场参与。不同类型的社会资本对家庭金融市场参与影响存在差异,巩宿裕和王聪(2015)发现以传统宗族为代表的结合型社会资本削弱了家庭金融市场参与,而以相互沟通、传递信息为特点的桥接型社会资本则促进了家庭金融市场参与。宏观层面上,以金融市场化水平或地区人均GDP衡量的社会经济水平对家庭金融市场参与深度及广度均有正向影响(贺建凤和吴慧,2017;肖作平和张欣哲,2012)。尹志超等(2015)的研究发现,金融可得性的提高会促进家庭更多地参与正规金融市场,并减少非正规金融市场参与。

国外学者较早关注到身体健康状况对家庭资产选择的影响。Rosen & Wu(2004)使用美国健康与退休调查(Health and Retirement Study, HRS)数据的实证结果表明身体健康状况较差的家庭持有风险金融资产的概率更低,持有量也更少。进而,他们提出了风险偏好、遗赠动机、投资计划期(planning horizon)与养老保险几种健康状况对家庭资产选择产生影响的可能途径。此后,许多学者就身体健康与家庭金融市场参与间的因果关系及影响机制进行了深入的探讨(Berkowitz & Qiu, 2006; Fan & Zhao, 2009; Love & Smith, 2010)。国内研究中,雷晓燕和周月刚(2010)使用中国养老与追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据分析发现,健康冲击会使家庭持有更少的金融资产及风险资产,转而持有更多的安全性资产。吴卫星等(2011)发现健康状况不显著影响投资者风险金融市场参与决策,但降低了已参与者持有风险资产占总资产的比重。进一步地,他们发现风险偏好与遗赠动机是健康状况影响家庭风险资产持有的可能途径。

但长期以来,业界与学界缺乏对与身体健康相照应的心理健康如何影响家庭金融市场参与的关注,鲜有此方面的相关研究。Bogan & Fertig(2013)使用美国健康与退休调查的面板数据,首次实证分析了美国家庭的心理健康状况如何影响其资产选择。她们的分析表明,心理健康状况变差显著降低了家庭持有风险资产的可能,遭受各种心理健康问题困扰的家庭持有风险资产的概率将下降19%。心理健康可能通过以下五种渠道对家庭资产选择产生影响:(1)影响认知能力,进而影响投资决策;(2)影响情绪管理能力,进而影响对投资机会的正确评估;(3)糟糕的心理状况导致家庭更加厌恶风险,进而影响投资选择;(4)影响家庭时间偏好;(5)影响家庭生产力,降低家庭收入。用于心理健康治疗的费用“挤出”了可能的金融资产投资。曹扬和沈坤荣(2017)基于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS) 2010年调查数据的分析发现较差的心理健康对家庭股票投资决策有显著的负向影响,并对上述途径中认知能力、时间偏好、预算约束机制进行了检验。他们的研究时点为2010年,彼时金融危机刚刚过去,中国的股市尚较为低迷,其研究结论可能与近期情况有所差异。此外,由于CFPS数据库中无直接度量风险态度的变量,此研究无法检验风险态度在其中的中介作用。

据中国医师协会、中国医院协会等部门发布的《2012中国城市居民健康白皮书》显示^①,七成城市居民被烦躁、沮丧、自卑、孤独等负面情绪困扰,四成人有“情感亚健康”问题。行为金融学的一些研究发现投资者的非理性行为会对金融市场产生影响,如作为投资者心理健康重要反映的情绪因素对股

———(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

① 参见网易新闻的在线报道: <http://news.163.com/13/0618/08/91KVVJL300014AED.html>。

票市场收益与波动有着重要影响(Baker & Wurgler 2006) 。这意味着心理健康可能是影响家庭金融市场参与决策的重要遗漏变量,在相关分析中缺少家庭的心理健康特征可能导致得出的估计结果是有偏的。此外,在心理健康水平对居民生活质量影响越发重要的大背景下,系统考察心理健康如何影响家庭金融市场参与决策并剖析其内在机制,具有理论与实际上的双重意义。研究结论将为破解中国金融市场长期存在的“有限参与之谜”提供新视角,也为改善居民心理健康状况与保障金融市场运行效率的相关政策制订提供了有益参考。

心理健康程度会影响家庭参与金融市场与否及参与深度吗?此种影响是否存在财务负责人个人特征差异以及家庭特征差异?作为可能的机制渠道,风险态度在其中起何种作用?这是本文将要回答的问题。

本文使用中国家庭追踪调查最新的 2016 年微观调查数据,系统分析心理健康程度对家庭风险金融市场参与决策及深度的影响,并构造家庭风险态度变量以考察其中介作用。研究结果表明,心理健康程度的恶化显著降低了家庭参与金融市场的可能及参与深度,此种影响存在婚姻-状态差异、生命周期差异及城乡差异,风险态度的改变是其重要机制。在使用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM) 构造反事实框架缓解潜在的内生性问题,并进行改变模型形式、替换解释变量及删除不可靠样本等稳健性检验后,上述影响仍然存在。

本文接下来的部分安排如下:第二部分是相关的理论背景及本文待检验假说;第三部分为数据的描述性统计及计量模型设定;第四部分展示实证结果,并进行一系列的讨论;最后是对全文的简要总结。

二、理论背景与研究假说

在 Bogan & Fertig(2013) 的开创性研究中,提出了心理健康程度影响家庭投资决策的风险态度渠道:心理健康状况较差的家庭往往更加厌恶风险,这将进一步导致家庭减少风险性金融资产的持有,转而持有更多的安全性金融资产。在此部分中,本文将通过对以往研究的梳理,按照“心理健康-风险态度-金融投资决策”逻辑链条,探讨风险态度在心理健康影响家庭金融市场参与中的作用。

心理健康程度对个人及家庭风险态度影响的研究多见于神经科学及心理学等领域文献。Andrew & Dmitry(2002) 通过测量专业证券交易员的皮肤电导、血容量脉冲等反映情绪的生理指标,并比较交易员间的实时交易选择,间接验证了投资者情绪会对其风险态度产生影响。Yuen & Lee(2003) 的实验研究结果表明,在面对重大生活决策时,情绪状态为积极与中性的被试者相较情绪悲伤的被试者更加偏好风险。王笑妍(2014) 以在校大学生为实验对象的研究表明,处于积极情绪下的被试者更偏好风险,而处于消极情绪下被试者的决策倾向于规避风险。上述研究表明,以情绪为主要表现的投资者心理健康对其风险态度有直接影响,心理状况良好的投资者较心理健康较差的投资者往往更爱好风险,对风险的承受力也更强。

风险态度对家庭资产配置影响的相关理论及实证研究已比较丰富。理论分析的思路多为在一定的假设条件下,建立一期或多期的家庭资产配置模型并求得家庭最优金融资产投资量,通过比较静态分析,获知风险态度对家庭最优资产配置的影响(Gollier, 2001) 。实证研究上, Bucciol & Miniaci(2008) 使用美国消费者金融调查(Survey of Consumer Finance, SCF) 2004 年数据的分析发现,投资者风险厌恶程度越高,其持有的风险资产越少,风险厌恶程度负向影响家庭的风险金融资产持有。

基于上述分析,可以得到本文待检验的两条假说:

假说 1: 在其他条件不变时,心理健康状况较好的家庭会更为积极的参与金融市场,且其金融市场参与深度更强。

假说 2: 风险态度是心理健康状况影响家庭金融市场参与的重要中介。

下文将通过实证分析对上述假说进行验证。

三、数据与计量模型设定

(一) 数据来源与变量设定

本文使用数据来自北京大学中国社会科学调查中心(ISSS) 开展的中国家庭追踪调查(CFPS) 最近一次的 2016 年调查。CFPS 是一项全国性、综合性的社会综合调查项目,其使用城乡一体多阶段、内隐分层、与人口规模成比例的抽样方法收集到了一套全面、高质量的反映中国社会、经济、人口与健康变迁的数据(谢宇等 2014) 。CFPS2016 年调查涵盖了全国 31 个省、市、自治区的 13537 户家庭,在剔除了数据缺失、不合逻辑的样本后,12501 户家庭样本用于本文分析。本文涉及的主要变量如下:

1. 金融市场参与(被解释变量)

家庭金融资产的组成有现金、银行存款、保险、股票与其他金融衍生品等,其中现金与银行存款为无风险金融资产,股票、基金等通常被视为风险性金融资产,一些研究中,风险性较高的民间借出款(雷晓燕和周月刚 2010) 与投资性房产(段军山等 2016) 也被视作风险性金融资产。在本文中,定义两个指标考察家庭金融市场参与情况。一是家庭是否参与了金融市场,若家庭财务负责人回答其家庭持有了股票、基金、国债、信托产品、外汇产品等金融产品,则认为家庭参与了风险金融市场。二是家庭参与金融市场的深度,本文以风险金融资产占家庭总金融资产的比重衡量。家庭总金融资产除包括上述风险金融资产外,还包括现金与银行存款此类无风险金融资产。本文侧重对狭义风险金融市场参与情况的探讨。限于数据可得性,本文无法对家庭各类金融产品如股票、基金的分别持有情况进行更详细的分析。

2. 心理健康(核心解释变量)

世界卫生组织 2001 年指出,心理健康是一种健康或幸福的状态,在此种状态下个体可以实现自我、能应对正常的生活压力、工作富有成效与成果,能为所在社会做出贡献(俞国良和董妍 2012) ,较差的心理健康状况通常伴随着如抑郁、焦虑、恐惧、过度酗酒等一系列精神病学问题(Bogan & Fertig, 2013) 。本文使用简化的 CES-D 量表衡量家庭的心理健康程度, Radloff(1977) 、Turvey et al.(1999) 证实了此量表具有良好的信度与效度。在调查中,家庭财务负责人被询问以下行为或感受在过去一周的发生频率: (1) 我感到情绪低落; (2) 我觉得做任何事都很费劲; (3) 我的睡眠不好; (4) 我感到愉快; (5) 我感到孤独; (6) 我生活快乐; (7) 我感到悲伤难过; (8) 我觉得生活无法继续。家庭财务负责人需在四个选项中做出选择: (1) 几乎没有(不到一天) ; (2) 有些时候(1-2 天) ; (3) 经常有(3-4 天) ; (4) 大多数时候有(5-7 天) 。根据家庭财务负责人的回答,对每个问题分别赋 0~3 分,加总后即得到初始值在 0~30 之间的 CES-D8 得分,其得分越高代表家庭心理健康越差。将初始 CES-D8 得分标准化,得到用于本文分析的家庭心理健康状况指标。

3. 风险态度(中介变量)

后文的机制探讨将考察风险态度在心理健康对家庭资产选择影响中的中介效应。由于 CFPS 数据库中无可直接得知家庭风险态度的问题,本文无法选择数据库中既有变量进行分析。有的学者借鉴谢识予等(2007) 的研究,使用家庭年彩票消费支出作为家庭风险偏好的代理变量。但 CFPS2016 年调查取消了直接的家庭年彩票支出消费问题^①,此种方法也不可行。因此通过构造的方法,本文构建了一个可衡量家庭风险态度的变量,此种方法对之后使用 CFPS 数据库进行的涉及风险态度的研究

① CFPS2016 年调查涉及彩票支出的问题是“过去 12 个月,您家其他支出(例如雇保姆或小时工买彩票、罚款等上述没提到的支出,但不包括给亲戚朋友的经济帮助) 是多少?”此问题无法得知单独用于彩票购买的支出。

也有一定的借鉴意义。具体地,本文通过家庭财务负责人对“您家现在是否持有金融产品,如股票、基金、国债、信托产品、外汇产品等?”问题的回答,获知家庭当期风险金融资产持有情况。通过家庭财务负责人对“过去12个月,您家投资金融产品总共赚了多少钱?”问题的回答,获知家庭上期风险金融市场参与及损益情况。本文认为,若家庭参与了风险金融市场,则其是风险爱好的。若其上期风险金融资产投资受损,但其此期仍投资风险金融资产,则其特别爱好风险,记其风险态度为3。若其上期投资不赢不亏,此期仍参加风险金融市场,则其比较爱好风险,记其风险态度为2。若其上期投资风险金融资产获益,此期仍参与风险金融市场,则其一般爱好风险,记其风险态度为1。若家庭上期未参加但当期参加风险金融市场,本文认为其风险态度与上期投资不赢不亏、当期参加的家庭相似,也记其风险态度为2。对于上期与当期均未参加风险金融市场的家庭,本文无法区分其是风险中性还是风险厌恶的,对于此类家庭,本文记其风险态度为0,其是非风险爱好的。在本文的样本中,未发现上期参加但当期不参加风险金融市场的家庭,因而本文的构造方法仅能区分风险爱好家庭的风险爱好程度,无法仔细分辨风险厌恶家庭的风险厌恶程度。在12501户样本家庭中,11807户为非风险爱好家庭,占样本量94.45%。特别爱好风险、比较爱好风险、一般爱好风险的家庭分别为255户、204户、235户,占样本总量2.04%、1.63%、1.88%。

4.控制变量

家庭金融投资决策往往是经家庭成员间协商,以家庭为单位做出的,且通常由一个家庭成员具体负责操作,夫妻二人同时拥有某种风险金融资产的比例非常低。因而本文认为,家庭财务负责人的个人特征对家庭金融市场参与有重要影响,而家庭其他成员个人特征对其影响则有限。在之后的实证分析中本文加入家庭财务负责人个人特征与家庭特征两组控制变量。

家庭财务负责人个人特征包含其性别、年龄、婚姻状况、是否是中共党员、是否有宗教信仰、身体健康状况、是否有医疗保险与是否有养老保险。考虑到年龄对家庭金融市场参与的非线性影响,本文在之后的实证分析中加入了年龄的平方项。国内外的一些研究均发现婚姻状况差异对家庭金融市场参与有显著影响,如Bogan & Fertig(2013)以及段军山等(2016)。后文中本文将按家庭财务负责人的婚姻-性别状况进行分组,以考察其对家庭风险金融市场参与影响的交叉差异。值得指出的是,与以往的研究不同,本文未加入家庭财务负责人的受教育程度与认知能力变量。Bogan & Fertig(2013)指出影响个体认知能力是心理健康作用于家庭资产选择的重要途径之一,曹扬和沈坤荣(2017)的研究支持了此观点。认知能力是人脑加工、储存与提取信息的能力,是人“内在”能力的体现(孟亦佳,2014),认知能力与个人受教育水平高度相关,受教育水平高的人往往拥有更高的认知能力(肖作平和张欣哲,2012)。因此加入受教育程度与认知能力水平变量可能导致模型的估计有偏,本文的实证结果也证实了这一点。

家庭特征变量包括家庭是城镇家庭与否、家庭规模、家庭是否拥有自有房产、家中是否有人从事个体工商业、家中过去一年发生的重大事件类型、家庭年人均消费对数。考虑到发生重大事件本身及重大事件带来的支出对家庭金融市场参与的可能影响,本文引入家庭发生的重大事件类型作为控制变量。进一步地,根据重大事件的支出(如子女升学宴的花销)与收入(如子女升学收到的礼金)情况,本文将其划分为无重大事件、获益型重大事件、亏损型重大事件与平衡型重大事件,以考察其不同影响。本文选取家庭消费情况作为家庭财务水平的考量^①,消费是家庭收入状况的长期平滑,与家庭收入水平高度相关。此外,当被问及收入水平时,受访者往往讳于透露真实情况,这降低了调查数据的可信度。雷晓燕和周月刚(2010)研究中也使用家庭消费而非收入作为家庭财务水平的反映。

① 本文也使用了家庭自评在本地收入水平变量替换家庭年人均消费变量进行分析,发现结果是类似的。

表 1 较为详细的报告了下文实证分析中所用变量的含义及描述性统计结果。

表 1 变量含义与描述性统计结果

变量	变量含义	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量					
<i>risky_fin</i>	是否拥有风险金融资产,如股票、债券、基金、信托、外汇等(是=1,否=0)	0	1	0.056	0.229
<i>pro_risky_fin</i>	风险金融资产占总金融资产比例 (总金融资产=风险金融资产+存款+现金)	0	1	0.024	0.123
核心解释变量					
<i>mental_health</i>	家庭心理健康,以标准化 CES-D8 得分衡量	-1.289	4.434	0	1
中介变量					
<i>risk_attitude</i>	家庭风险态度(非常爱好风险=3,比较爱好风险=2,一般爱好风险=1,非风险爱好=0)	0	3	0.112	0.505
控制变量					
家庭财务负责人个人特征					
<i>gender</i>	性别(女=0,男=1)	0	1	0.523	0.499
<i>age</i>	年龄(岁)	17	95	49.815	14.549
<i>age²</i>	年龄平方/100	2.89	90.25	26.931	14.840
<i>marital_status</i>	婚姻状况(有在婚配偶=1,否则=0)	0	1	0.842	0.365
<i>party_member</i>	党员(是=1,否=0)	0	1	0.105	0.306
<i>religion</i>	宗教信仰(有=1,无=0)	0	1	0.145	0.352
<i>health_sub</i>	自评身体健康(不健康=1,一般=2,比较健康=3,很健康=4,非常健康=5)	1	5	2.843	1.205
<i>med_insurance</i>	医疗保险(有=1,无=0)	0	1	0.917	0.275
<i>pension</i>	养老保险(有=1,无=0)	0	1	0.502	0.500
家庭特征					
<i>urban</i>	城镇家庭(是=1,否=0)	0	1	0.505	0.500
<i>family_size</i>	家庭规模(人)	1	19	3.738	1.891
<i>house</i>	家庭自有住房(有=1,无=0)	0	1	0.870	0.337
<i>industrial</i>	家中有人从事个体工商业(有=1,无=0)	0	1	0.105	0.306
<i>event</i>	过去一年发生重大事件(获益型重大事件=3,平衡型重大事件=2,亏损型重大事件=1,无重大事件=0)	0	3	0.283	0.754
<i>ln(ave_con)</i>	家庭年人均消费自然对数	6.921	13.959	9.499	0.893

(二) 计量模型设定

家庭是否参与风险金融市场是一个虚拟变量,本文用 Probit 模型进行考察,模型设定为:

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

$$risky_fin^* = \alpha + \beta mental_health + I\gamma + F\theta + \delta + \varepsilon$$

$$risky_fin = \begin{cases} 1, & \text{若 } risky_fin^* > 0 \\ 0, & \text{若 } risky_fin^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中 $risky_fin^*$ 为潜变量,当家庭拥有风险金融资产时 $risky_fin$ 为 1,否则 $risky_fin$ 为 0。除本文关心的心理健康变量外,本文加入了一组家庭财务负责人个人特征向量 I 与一组家庭特征向量 F 。 δ 为省份虚拟变量,以控制不可观测的省间差异。 ε 为随机误差项,在 Probit 模型中其符合正态分布。

当本文考察家庭风险金融资产占总资产比重时,本文仅能观察到拥有风险金融资产的家庭其占比情况,对于未持有风险金融资产的家庭,此比重为 0,此时本文的数据是截断(censored)的。本文使用 Tobit 模型估计心理健康对家庭风险金融市场参与深度的影响,模型设定如下:

$$pro_risky_fin^* = \alpha + \beta mental_health + I\gamma + F\theta + \delta + \varepsilon$$

$$pro_risky_fin = \max(0, pro_risky_fin^*) \quad (2)$$

其中 pro_risky_fin 为家庭持有风险金融资产占总金融资产的比重, $pro_risky_fin^*$ 代表此比重在 (0,1) 区间内的观测值。模型 (2) 中其他变量的设定与上述模型 (1) 中类似。

四、实证结果分析与讨论

(一) 心理健康对家庭风险金融市场参与影响

由于 Probit 与 Tobit 模型系数无直接的经济含义,本文报告了其边际效应。表 2 报告了心理健康对家庭风险金融市场参与决策(模型(1))及参与深度的影响(模型(2))。限于篇幅本文省略了边际效应的稳健标准误。

表 2 心理健康对家庭风险金融市场参与决策与深度影响

	(1) 参与决策		(2) 参与深度	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
<i>mental_health</i>	-0.0048**	0.0258	-0.0455**	0.0205
<i>gender</i>	0.0053	0.0463	0.0504	0.0351
<i>age</i>	0.0036***	0.0103	0.0310***	0.0079
<i>age</i> ²	-0.0042***	0.0105	-0.0354***	0.0081
<i>marital_status</i>	-0.0001	0.0689	0.0059	0.0522
<i>party_member</i>	0.0336***	0.0602	0.2602***	0.0444
<i>religion</i>	-0.0022	0.0649	-0.0234	0.0490
<i>health_sub2</i>	0.0034	0.0859	0.0118	0.0664
<i>health_sub3</i>	0.0131**	0.0783	0.1023*	0.0603
<i>health_sub4</i>	0.0019	0.0950	-0.0040	0.0733
<i>health_sub5</i>	-0.0158*	0.1108	-0.1746**	0.0868
<i>med_insurance</i>	0.0217***	0.0943	0.2100***	0.0749
<i>pension</i>	0.0100**	0.0520	0.0964**	0.0402
<i>urban</i>	0.0656***	0.0659	0.6075***	0.0531
<i>family_size</i>	-0.0006	0.0157	-0.0115	0.0123
<i>house</i>	0.0238***	0.0720	0.1842***	0.0548

续表

	(1) 参与决策		(2) 参与深度	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
<i>industrial</i>	-0.0016	0.0691	-0.0220	0.0528
<i>event1</i>	-0.0034	0.0994	-0.0701	0.0776
<i>event2</i>	0.0045	0.1012	0.0471	0.0789
<i>event3</i>	0.0170 **	0.0930	0.1555 **	0.0695
$\ln(\text{ave_con})$	0.0403 ***	0.0289	0.3528 ***	0.0789
省份差异	控制		控制	
样本量	12 ,109		12 ,501	
Pseudo- R^2	0.2861		0.2767	

注: 自评健康、重大事件分别以“不健康”与“无重大事件”为参照组,下同; ***, **、* 分别代表系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

由表 2 结果可见,心理健康程度对家庭风险金融市场参与决策及参与深度均有显著的正向影响,以标准化 CES-D8 得分衡量的家庭心理健康程度每增加 1 分,其风险金融市场参与概率平均将降低 0.48%,风险金融资产占总金融资产比重将降低 4.55%。这初步地验证了假说 1。

控制变量的家庭财务负责人特征方面,性别对家庭风险金融市场参与决策及深度的影响均不显著,这有别于现有的一些研究。Jianakoplos & Bernasek(1998)发现相较于单身男性,单身女性更加厌恶风险。贺建凤和吴慧(2017)发现若家庭财务负责人为女性,则家庭参与风险金融市场的几率更高,其也将持有更多的风险金融资产。但正如上文中提到的,家庭的投资决策往往是由家庭成员商议产生的,财务负责人的性别特征对金融投资的影响在此过程中可能被削弱了,尹志超等(2014)的研究结果与本文结果相符。年龄及其平方项对家庭风险金融市场参与决策及深度均有显著影响,这意味着财务负责人年龄与家庭资产选择间存在着较为复杂的非线性关系,年龄对家庭金融市场参与决策及深度影响均呈“倒 U 型”影响(尹志超等 2014、2015) 峰值分别在 43、44 岁附近达到。是党员的财务负责人其家庭会更积极的参与风险金融市场,风险金融资产占总金融资产的比重也会更高,这意味着政治身份可能影响着家庭资产决策。本文发现身体健康状况对家庭风险金融资产持有及比重的影响呈现非对称性,财务负责人健康状况的改善首先会促进家庭参与风险金融市场,但在一定程度后,其反而抑制了家庭风险金融市场的参与。相较于“不健康”的家庭,“非常健康”的家庭参与风险金融市场的概率与参与深度均有显著降低。一个可能的解释是,自评身体“非常健康”的家庭客观上拥有更高的人力资本或其主观上对自身能力更为自信,他们会将资产更多投向使其感到更幸福、能力更被认可的领域中去,一定程度上减少了其风险金融资产投资。之前的研究普遍发现健康状况变差会使家庭减少风险金融资产的持有,并将其向安全性较高的资产上转移(Rosen & Wu 2004; 雷晓燕和周月刚 2010),本文的发现是此前研究的进一步补充。拥有医疗保险与养老保险均显著提高了家庭参与风险金融市场的概率与风险金融资产持有比重,这与周钦等(2015)及吴洪等(2017)的研究结论一致。拥有医疗保险或养老保险将降低家庭未来收入及健康支出的不确定性,家庭将减少预防性储蓄,改变其资产结构。

家庭特征方面,城镇与农村家庭的风险金融市场参与表现出明显的差异,相较于农村家庭,城市家庭更多地参与到风险金融市场中。此种差异可能是由于农村地区金融信息获取渠道较为闭塞及金融可得性较低导致的。住房对家庭金融市场参与的影响是其“挤出效应”与“财富效应”的综合结果。Cocco(2005)基于美国家庭的研究发现,房价风险“挤出”了家庭对股票市场的投资,住房价值对家庭金融市场参与有阻碍作用。但陈永伟等(2015)使用中国家庭金融调查(China Household Finance Sur-

vey ,CHFS) 数据的实证结果表明 在中国房产对家庭金融市场参与更多地起到“财富效用”作用 ,即拥有住房的家庭参与风险金融市场的概率更高 ,风险资产持有比例也更高 ,本文的实证结果也印证了其发现。此外 ,投资期发生重大事件一定程度上影响了家庭金融市场的参与。相对于投资期内无重大事件发生 ,发生获益型重大事件显著提高了家庭风险金融市场参与概率与风险资产占比 ,但亏损型重大事件与平衡型重大事件的影响则不显著。作为反映家庭收入水平的家庭年人均消费对家庭金融市场参与有显著的正向影响 ,这与已有研究(雷晓燕和周月刚 2010) 的结论相符。

(二) 稳健性检验

上述分析初步证实了心理健康程度对家庭风险金融市场参与概率及参与深度有正向影响 ,为检验此种影响稳健与否 ,本文采用如下三种方法。第一 ,在心理健康对家庭风险金融市场参与决策模型中 ,假定随机误差项符合 Logit 分布 ,使用 Logit 模型探讨心理健康对家庭风险金融市场参与决策影响 ,具体结果本文在表 3 模型(3) 中给出。第二 ,参考 Bogan & Fertig(2013) 的做法 ,本文设定了一个家庭心理不健康的虚拟变量作为核心解释变量 ,记为 *M_unhealthy*。若家庭财务负责人在被问及的 8 道心理健康问题回答中 ,有 5 题及以上得分为 2~3 分 ,则此虚拟变量值为 1 ,否则其为 0。表 3 中模型(4) 与模型(5) 给出了心理不健康虚拟变量对家庭风险金融市场参与决策及深度影响的估计结果。第三 ,删除不可靠的样本重新进行估计。CFPS 访问中 ,访员会根据自身感受对问卷中部分主观问题进行评分 ,以保证数据质量。本文删除了访员对“受访者的理解能力”、“受访者对调查的配合程度”、“受访者的智力水平”、“受访者对调查的兴趣”、“受访者回答的可信程度”、“受访者语言表达能力”、“受访者急于结束调查的程度”打分低于中位数(4 分) 的样本 ,对剩下的样本重新进行了分析 ,表 3 模型(6) 与模型(7) 给出了重新估计的结果。

表 3 稳健性检验结果

	(3) 参与决策: Logit 模型	(4) 参与决策: 虚拟变量	(5) 参与深度: 虚拟变量	(6) 参与决策: 删除不可靠样本	(7) 参与深度: 删除不可靠样本
<i>mental_health</i>	-0.0044** (0.0512)			-0.0076*** (0.0290)	-0.0573** (0.0223)
<i>M_unhealthy</i>		-0.0191* (0.1288)	-0.1695* (0.0999)		
财务负责人个人特征	加入	加入	加入	加入	加入
家庭特征	加入	加入	加入	加入	加入
省份差异	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12 ,109	12 ,109	12 ,501	9 ,181	9 ,479
Pseudo- <i>R</i> ²	0.2839	0.2858	0.2764	0.2946	0.2830

注: 括号内为估计系数的稳健标准误; ***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 3 模型(3) 估计结果与表 2 模型(1) 估计结果相比 ,除系数数值有些许变化 ,其显著性程度及符号均与模型(1) 估计结果高度一致。表 3 模型(4) 与模型(5) 使用心理不健康虚拟变量的估计结果表明 ,相较于心理健康的家庭 ,心理不健康家庭参与风险金融市场的概率将降低 1.91% ,其风险金融资产占比也将下降 16.95% ,结果均在 10% 水平下显著。表 3 模型(6) 与模型(7) 删除不可靠样本的估计

结果表明,心理不健康程度每提高1点,家庭参与风险金融市场的概率将下降0.76%,风险金融资产占家庭总金融资产比重将降低5.73%,结果分别在1%与5%水平下显著。相较于使用全样本的模型(1)与模型(2)的估计结果,使用更为可靠样本的模型(6)与模型(7)估计的系数数值更高,显著性水平也更高,这意味着包含不可靠样本的全样本估计可能低估了心理健康对家庭风险金融市场参与决策与深度的影响。以上分析结果表明,心理健康程度对家庭风险金融市场参与决策及参与深度的正向影响结果是稳健的。

虽然心理健康程度对家庭参与风险金融市场存在正向影响,但此结果可能存在潜在的内生性问题。一者,家庭的金融市场参与行为及其投资损益可能会对家庭心理健康状况产生影响,二者间可能存在反向因果问题。二者,心理健康状况不同的家庭间可能存在着系统性的个人、家庭特征差异,将导致样本的“自选择”问题。此外,若模型中遗漏了同时影响心理健康与家庭金融市场参与的重要变量也将导致内生性问题。内生性的存在将导致模型的估计结果有偏。为缓解潜在的内生性偏误,本文使用倾向得分匹配法(PSM)构建反事实框架,以检验心理健康状况对家庭金融市场参与决策及深度的正向影响是否稳健。

本文在使用Logit回归得到倾向得分估计值后,使用最小临近匹配($k=4$)、半径匹配、核匹配与局部线性回归匹配四种方法进行倾向得分匹配以比较分析结果稳健性。使用PSM需保证样本通过平衡性检验,这意味着经匹配后处理组与对照组除心理健康状况存在差异外,其他变量不存在系统性差异,以达到近似随机试验的效果。计算可知,四种匹配方法均通过平衡性检验,匹配后两组样本间不存在系统性差异。限于篇幅,本文省略了平衡性检验的详细结果。

表4给出了不同匹配方法下 $M_unhealthy$ 对家庭金融市场参与决策及参与深度影响的分析结果。处理组的平均处理效应(Average Treatment Effect on Treatment, ATT)结果表明,对于参与决策与参与深度两类被解释变量,各种匹配方法得到的估计系数基本相同,这进一步验证了心理健康对家庭风险金融市场参与有促进作用结论的稳健性。

表 4		倾向得分匹配结果		
被解释变量	匹配方法	ATT	标准误	t 值
(8) 参与决策	最小临近匹配	-0.0144	0.0077	-1.87
	半径匹配	-0.0135	0.0068	-1.97
	核匹配	-0.0152	0.0067	-2.26
	局部线性回归匹配	-0.0143	0.0105	-1.36
(9) 参与深度	最小临近匹配	-0.0058	0.0046	-1.27
	半径匹配	-0.0054	0.0039	-1.37
	核匹配	-0.0059	0.0039	-1.53
	样条匹配	-0.0053	0.0059	-0.89

注:最小临近匹配中 $k=4$ 且允许得分相同个体并列,半径匹配中半径设定为0.02,局部线性回归匹配、核匹配使用默认的核函数形式与带宽。

(三) 机制分析: 风险态度的中介作用

本文使用Baron & Kenny逐步法检验风险态度在心理健康对家庭风险金融资产选择影响中的中介作用。值得指出的是,限于风险态度变量的构造方法,本文仅能检验心理健康对家庭风险金融市场

参与深度影响中风险态度的中介作用^①。中介效应检验的基本流程如图 1 所示：

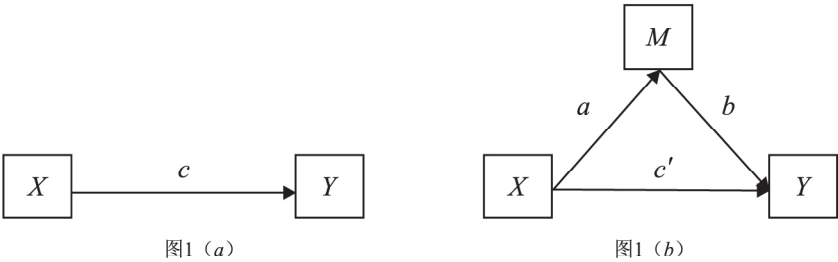


图 1 中介效应检验示意图

图 1 中，解释变量 X 通过中介变量 M 影响被解释变量 Y 。本文分析中 X 为家庭心理健康情况， M 为家庭的风险态度， Y 为家庭风险金融市场参与深度。图 1(a) 中 c 为心理健康对家庭风险金融市场参与深度影响的总效应，其在上文中已由方程 (2) 估计得到。图 1(b) 中 a 为心理健康对家庭风险态度的影响，当 X 与 M 均为连续型变量时，其可用如下方程 (3) 估计：

$$M=aX+\varepsilon_1 \tag{3}$$

本文中家庭风险态度 M 为分类变量，因此本文使用有序多分类 Probit(Ordered Probit) 模型对其进行估计。 b 为在控制了 X 影响后中介变量 M 对 Y 的效应， c' 为在控制了 M 的影响后， X 对 Y 影响的直接效应。间接效应 ab 、直接效应 c' 与总效应 c 之间关系为 $c=ab+c'$ 。

若 X 、 M 、 Y 均为连续变量，则 b 与 c' 可通过如下方程 (4) 进行估计：

$$Y=c'X+bM+\varepsilon_2 \tag{4}$$

考虑到家庭风险金融市场参与深度是截断的，本文仍然使用 Tobit 模型对其进行估计。限于风险态度数据结构，在方程 (4) 中本文将其视为连续变量。

表 5 的模型 (10) 是对上述方程 (3) 的估计结果，模型 (11) 是对上述方程 (4) 的估计结果，限于篇幅本文省略了其他控制变量的边际效应结果。

表 5 风险态度的中介效应检验结果

	(10) Oprobit 估计		(11) Tobit 估计	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
<i>risk_attitude0</i>	0.0041 **	0.0253		
<i>risk_attitude1</i>	-0.0011 **	0.0253		
<i>risk_attitude2</i>	-0.0011 **	0.0253		
<i>risk_attitude3</i>	-0.0018 **	0.0253		
<i>risk_attitude</i>			0.5147 ***	0.0142
<i>mental_health</i>			-0.0233 *	0.1389
财务负责人个人特征	加入		加入	
家庭特征	加入		加入	
省份差异	控制		控制	
样本量	12 501		12 501	

注：***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

① 当家庭为风险爱好时，其必然参与了风险金融市场，因而无法检验风险态度对家庭风险金融市场参与决策的影响。

由表 5 可见,心理健康对风险态度影响的估计系数 a 以及风险态度对家庭风险金融市场参与深度影响系数 b 均在 5% 水平下显著。在控制了风险态度因素后,心理健康对家庭风险金融市场参与深度的直接影响 c' 仅在 10% 水平下显著,此结果意味着风险态度在心理健康影响家庭风险金融市场参与中的中介作用成立,验证了本文假说 2。尽管 Baron & Kenny 逐步法近年来招致了批评与质疑,许多学者建议使用乘积分布法、Bootstrap 法等方式检验中介效应,但温忠麟和叶宝娟(2014)指出,当 Baron & Kenny 逐步法得到了显著的 a 、 b 估计时,其结果优于 Sobel 检验、Bootstrap 等方法,因而本文风险态度起中介作用的结论是可靠的。由于本文使用了 Oprobit、Tobit 模型对方程(3)(4)进行估计,此时 OLS 情形下适用的 (ab/c) 已无法代表风险态度的中介效应占总效应比例,为得到可靠的结果需将模型标准化以实现系数的等量尺化,现有文献对此研究较少(温忠麟和叶宝娟,2014)。使用 $[(c-c')/c]$ 间接计算可得,风险态度的中介效应占总效应比例约为 48.79%。

(四) 异质性分析

1. 性别-婚姻状况差异

Bogan & Fertig(2013)发现,相较于其他性别-婚姻状况的个体,心理健康状况较差的单身女性倾向于拥有更高比例的安全性金融资产,其拥有安全性资产的概率也更高。其基于美国家庭的分析结论是否适用于中国有待于进一步的考察。本文将所有家庭分为四个子样本:有在婚配偶的女性财务负责人、有在婚配偶的男性财务负责人、单身女性财务负责人、单身男性财务负责人,以探讨不同性别-婚姻状况下心理健康对家庭风险金融市场参与影响的差异。表 6 给出了四组性别-婚姻状况子样本回归结果。简洁起见,本文只报告了心理健康的估计结果,下面的异质性分析中与此相同。

表 6 性别、婚姻差异子样本回归

	在婚女性		在婚男性	
	(12) 参与决策	(13) 参与深度	(14) 参与决策	(15) 参与深度
<i>mental_health</i>	-0.0088** (0.0428)	-0.0850** (0.0340)	-0.0041 (0.0427)	-0.0326 (0.0329)
财务负责人个人特征	加入	加入	加入	加入
家庭特征	加入	加入	加入	加入
省份差异	控制	控制	控制	控制
样本量	4,790	5,012	5,301	5,515
Pseudo- R^2	0.2907	0.2829	0.3224	0.3124
	单身女性		单身男性	
	(16) 参与决策	(17) 参与深度	(18) 参与决策	(19) 参与深度
<i>mental_health</i>	0.0055 (0.0737)	0.0344 (0.0453)	-0.0077 (0.0897)	-0.0715 (0.0579)
财务负责人个人特征	加入	加入	加入	加入
家庭特征	加入	加入	加入	加入
省份差异	控制	控制	控制	控制
样本量	704	953	827	1,021
Pseudo- R^2	0.3422	0.4003	0.3085	0.3260

注:括号内为系数的稳健标准误;***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

由表 6 可知,心理健康程度对家庭金融市场参与影响存在着明显的性别、婚姻状况差异,心理健康显著提高了在婚女性参与风险金融市场的概率及参与深度,但其对在婚男性、单身女性、单身男性的风险金融市场参与影响却并不显著。此外,模型(16)与模型(17)的估计系数为正且不显著,这意味着随着心理不健康程度的增加,单身女性倾向减少风险金融资产的持有,增加如银行存款、现金等无风险金融资产的持有,这与 Bogan & Fertig(2013)的结论一致。使用似然比检验单身男性与单身女性参与风险金融市场概率及参与深度的 χ^2 值与 p 值分别为 63.98、65.36 及 0.0002、0.0002,意味着心理健康程度对单身男性与单身女性风险金融市场参与行为存在结构性影响。

2.生命周期差异

本文以 10 岁为一龄段进行划分,设置了五组家庭财务负责人年龄阶段^①: 20-30 岁、30-40 岁、40-50 岁、50-60 岁、60-70 岁,以考察不同生命周期下心理健康对家庭风险金融市场参与的影响,具体结果见表 7。

表 7 生命周期差异子样本回归

	20-30 岁		30-40 岁		40-50 岁	
	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)
	参与决策	参与深度	参与决策	参与深度	参与决策	参与深度
<i>mental_health</i>	-0.0143	-0.0890*	-0.0169*	-0.1099**	-0.0044	-0.0467
	(0.0819)	(0.0529)	(0.0708)	(0.0442)	(0.0477)	(0.0359)
财务负责人个人特征	加入	加入	加入	加入	加入	加入
家庭特征	加入	加入	加入	加入	加入	加入
省份差异	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	996	1 271	1 583	1 837	2 817	3 029
Pseudo- R^2	0.2122	0.2593	0.2535	0.2793	0.3315	0.3316
	50-60 岁		60-70 岁			
	(26)	(27)	(28)	(29)		
	参与决策	参与深度	参与决策	参与深度		
<i>mental_health</i>	0.0015	0.0145	-0.0032	-0.0237		
	(0.0590)	(0.0447)	(0.0620)	(0.0491)		
财务负责人个人特征	加入	加入	加入	加入		
家庭特征	加入	加入	加入	加入		
省份差异	控制	控制	控制	控制		
样本量	2 503	2 877	1 987	2 297		
Pseudo- R^2	0.3748	0.3734	0.3012	0.3072		

注: 括号内为心理健康的稳健标准误; ***, **, * 分别代表系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

从表 7 可见,心理健康对家庭风险金融市场参与的影响存在明显的生命周期特征。当家庭财务负责人年龄在 30-40 岁时,心理健康在 10% 水平下显著提高了家庭参与风险金融市场概率。当家庭财务负责人年龄在 20-30 岁及 30-40 岁时,心理健康显著提高了家庭金融市场参与深度。但在其他

① 38 个 20 岁以下样本家庭均未持有风险金融资产,1152 个 70 岁以上样本中仅 39 户持有风险金融资产,本文删去了这部分样本以得到可靠估计结果。

年龄段 本文未发现心理健康对家庭风险金融市场参与决策及深度的显著影响。从系数上看 随着年龄的增加 心理健康对家庭风险金融市场参与的正向影响程度先增强后降低。总体上 随着生命周期的进行 心理健康对家庭风险金融市场参与的促进作用呈现“倒 U 型”。

3.城乡差异

中国城镇与农村家庭风险金融市场参与存在明显的“二元差异” 农村家庭风险金融市场参与率远低于城镇家庭。为检验心理健康对家庭风险金融市场参与是否也存在类似的差异 本文将城镇与农村家庭划分为两个子样本进行分析^① 结果在表 8 中列出。

表 8 城乡差异子样本回归

	城镇家庭		农村家庭
	(30) 参与决策	(31) 参与深度	(33) 参与决策
<i>mental_health</i>	-0.0081 ** (0.0281)	-0.0457 ** (0.0220)	-0.0008 (0.0708)
财务负责人个人特征	加入	加入	加入
家庭特征	加入	加入	加入
省份差异	控制	控制	控制
样本量	6 152	6 307	4 978
Pseudo- <i>R</i> ²	0.1982	0.1889	0.2806

注: 括号内为心理健康的稳健标准误; ***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

分析结果表明 心理健康显著促进了城镇家庭参与风险金融市场并持有更多的风险金融资产。但对农村家庭而言 心理健康对家庭参与风险金融市场的概率并无显著影响。从系数上看 心理健康对城镇家庭参的促进作用更强 其效果是对农村家庭促进作用的约 10.13(-0.0081/-0.0008) 倍。以上分析印证了心理健康对城乡 家庭风险金融市场参与影响的“二元差异”。

五、结语

本文使用中国家庭追踪调查(CFPS) 2016 年调查数据 实证考察了心理健康程度对家庭风险金融市场参与的影响 并探讨了风险态度在其中的中介作用。本文研究表明 心理健康程度显著提高了家庭参与风险金融金融市场的可能及参与深度 以标准化 CES-D8 得分衡量的家庭心理不健康程度每降低 1 点 家庭参与风险金融市场的概率将提高 0.48% 风险金融资产占家庭总金融资产的比重将提高 4.55%。在改变模型形式、重新定义心理健康指标及删除不可靠样本等操作后 上述结果仍然稳健。使用倾向得分匹配法构建反事实框架以减缓内生性偏误 各种匹配方法得到的估计结果仍支持上述结论。此外 风险态度的改变是心理健康影响家庭风险金融市场参与的重要渠道。心理健康的家庭更爱好风险 进而更多地参与风险金融市场。间接计算的结果表明 风险态度的中介效应约为心理健康影响家庭风险金融市场参与深度总效应的 48.79%。子样本回归结果表明 心理健康对家庭风险金融市场参与的影响存在着性别-婚姻状况差异、生命周期差异及城乡差异。心理健康显著地促进了在婚女性参与风险金融市场 而心理健康较差的单身女性则倾向于拥有更多的无风险资产 减少风

① 在心理健康对农村家庭风险金融市场参与深度影响估计中 由于 6194 户农村家庭仅 53 户参与了风险金融市场 此时不适用 Tobit 模型估计。本文仅估计了心理健康对农村家庭风险金融市场参与决策的影响。

险金融资产的持有。随着生命周期过程的演进,心理健康对家庭风险金融市场参与的影响呈“倒U型”变化。心理健康对家庭资产配置的影响存在城乡家庭“二元差异”,心理健康的城镇家庭会更更多地参与到风险金融市场中并持有更高的风险性金融资产,但其不会显著地改变农村家庭的资产选择。

本文从心理健康视角为中国家庭金融市场参与长期存在的“有限参与之谜”提供了解释,丰富、完善了现有的相关研究,填补了以往研究中偏重考察身体健康、忽略心理健康对家庭资产选择影响的缺陷。此外,本文的发现也有助于从理论及实证上认识风险态度在健康变量影响家庭金融市场参与中的渠道作用。

随着心理健康问题逐渐成为影响居民生活幸福的重要因素,相关重视居民心理健康的政策如支持心理诊室发展的制定显得尤为必要,其不但对保障居民体面、幸福的生活有根本作用,对于通过改善心理健康的渠道促进居民参与金融市场,进而促进中国金融市场的有序发展也有潜在的重要意义。

参考文献:

- [1] Andrew W. and V. Dmitry, 2002, “The Psychophysiology of Real-Time Financial Risk Processing,” *Journal of Cognitive Neuroscience*, 14(3): 323-339.
- [2] Berkowitz M. and J. Qiu, 2006, “A Further Look at Household Portfolio Choice and Health Status,” *Journal of Banking and Finance*, 30(4): 1201-1217.
- [3] Baker M. and J. Wurgler, 2006, “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, 61(4): 1645-1680.
- [4] Bucciol A. and R. Miniaci, 2008, “Risk Aversion and Portfolio Choice,” Working Paper.
- [5] Bogan V. and A. Fertig, 2013, “Portfolio Choice and Mental Health,” *Review of Finance*, 17(3): 955-992.
- [6] Cocco J., F. Gomes and P. Maenhout, 2005, “Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle,” *Review of Financial Studies*, 18(2): 491-533.
- [7] Cocco J., 2005, “Portfolio Choice in the Presence of Housing,” *Review of Financial Studies*, 18(2): 535-567.
- [8] Campbell J., 2006, “Household Finance,” *Journal of Finance*, 61(4): 1553-1604.
- [9] Dow J., S. Ribeiro and C. Werlang, 1992, “Uncertainty Aversion, Risk Aversion, and the Optimal Choice of Portfolio,” *Econometrica*, 60(1): 197-204.
- [10] Fan E. and R. Zhao, 2009, “Health Status and Portfolio Choice: Causality or Heterogeneity?,” *Journal of Banking and Finance*, 33(6): 1079-1088.
- [11] Gollier C., 2001, *The Economics of Risk and Time*, MIT Press.
- [12] Jianakoplos N. and A. Bernasek, 1998, “Are Women more Risk Averse?,” *Economic Inquiry*, 36(4): 620-630.
- [13] Love D. and P. Smith, 2010, “Does Health Affect Portfolio Choice?,” *Health Economics*, 19(12): 1441-1460.
- [14] Markowitz H., 1952, “Portfolio Selection,” *Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
- [15] Radloff L., 1977, “The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population,” *Applied Psychological Measurement*, 1(3): 385-401.
- [16] Rosen H. and S. Wu, 2004, “Portfolio Choice and Health Status,” *Journal of Financial Economics*, 72(3): 457-484.
- [17] Samuelson P., 1969, “Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming,” *Review of Economics and Statistics*, 51(3): 239-246.
- [18] Shiller R., C. Schultze and R. Hall, 1997, “Public Resistance to Indexation: A Puzzle,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997(1): 159-228.
- [19] Tobin J., 1958, “Liquidity Preference as Behavior Towards Risk,” *Review of Economic Studies*, 25(2): 65-86.
- [20] Turvey C., R. Wallace and R. Herzog, 1999, “A Revised CES-D Measure of Depressive Symptoms and a DSM-Based Measure of Major Depressive Episodes in the Elderly,” *International Psychogeriatrics*, 11(2): 139-148.
- [21] Yuen K. and T. Lee, 2003, “Could Mood State Affect Risk-Taking Decisions?,” *Journal of Affective Disorders*, 75(1): 11-18.
- [22] 陈永伟、史宇鹏、权五燮, 2015, “住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据”, 《金融研究》第1-18页。
- [23] 曹扬、沈坤荣, 2017, “心理健康与股票投资——基于中国家庭微观调查数据的实证研究”, 《中国经济问题》, 第5期, 第12-24页。
- [24] 段军山、洪榕、吴倩雯、梁伟星, 2016, “婚姻状况与家庭风险资产选择——基于中国家庭金融调查(CHFS)的经验

- 证据’,《金融学季刊》,第1期,第20-50页。
- [25] 巩宿裕、王聪 2015,“社会资本对城镇家庭金融市场参与的影响”,《金融论坛》,第6期,第61-70页。
- [26] 贺建风、吴慧 2017,“财务舵主个人特征对家庭金融市场参与的影响”,《金融经济学研究》,第4期,第82-93页。
- [27] 雷晓燕、周月刚 2010,“中国家庭的资产组合选择:健康状况与风险偏好”,《金融研究》,第1期,第31-45页。
- [28] 孟亦佳 2014,“认知能力与家庭资产选择”,《经济研究》,第12期,第132-142页。
- [29] 吴卫星、荣苹果、徐芊 2011,“健康与家庭资产选择”,《经济研究》,第12期,第43-54页。
- [30] 王笑妍 2014,“人格和情绪对大学生风险决策的影响”,《中国健康心理学杂志》,第12期,第1804-1807页。
- [31] 温忠麟、叶宝娟 2014,“中介效应分析:方法和模型发展”,《心理科学进展》,第5期,第731-745页。
- [32] 吴洪、徐斌、李洁 2017,“社会养老保险与家庭金融资产投资——基于家庭微观调查数据的实证分析”,《财经科学》,第4期,第39-51页。
- [33] 谢识予、孙碧波、朱弘鑫、简井义郎、秦劼、万军民 2007,“两次风险态度实验研究及其比较分析”,《金融研究》,第11期,第57-66页。
- [34] 肖作平、张欣哲 2012,“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”,《经济研究》,第12期,第91-104页。
- [35] 谢宇、胡婧炜、张春泥 2014,“中国家庭追踪调查:理念与实践”,《社会》,第2期,第1-32页。
- [36] 尹志超、宋全云、吴雨 2014,“金融知识、投资经验与家庭资产选择”,《经济研究》,第4期,第62-75页。
- [37] 俞国良、董妍 2014,“我国心理健康研究的现状、热点与发展趋势”,《教育研究》,第6期,第97-102页。
- [38] 尹志超、吴雨、甘犁 2015,“金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择”,《经济研究》,第3期,第87-99页。
- [39] 周钦、袁燕、臧文斌 2015,“医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究”,《经济学(季刊)》,第2期,第931-960页。

Does Mental Health Affect Households' Participation in Risky Financial Market? Evidence from China Family Panel Studies (CFPS)

XI Chen

Renmin University of China, Beijing, 100872

Abstract: Using the China Family Panel Studies (CFPS) 2016 survey data, this paper investigates the impact of mental health status on households' risky financial market participation. The research results show that mental health plays a significant role in promoting household involvement in risky financial market and depth of participation, changes of risk attitude is an important channel for these results. Moreover, the impact of mental health on households' risky financial market participation includes gender-marital status differences, life cycle differences and urban-rural dual differences. This paper has a theoretical significance for solving the 'limited participation puzzle' from the perspective of mental health, and also provides implication for the formulation of related policies that emphasize residents' mental health, further promote the healthy development of China's financial market.

Key Words: mental health; financial market participation; risk attitude

(责任编辑:靳涛)(校对:杨伊婧)