

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.10.005

# 收入风险与家庭风险金融资产投资<sup>①</sup>

——基于CHFS数据的经验证据

易行健<sup>1,2</sup>, 陈俊<sup>2</sup>, 周聪<sup>3</sup>, 张凌霜<sup>4</sup>

(1. 广东金融学院金融与投资学院, 广州 510521; 2. 广东外语外贸大学金融学院, 广州 510006;  
3. 复旦大学经济学院, 上海 200433; 4. 广东金融学院保险学院, 广州 510521)

**摘要:** 本研究构建了包含金融市场摩擦和背景风险因素的家庭资产配置模型, 深入探究了收入风险与家庭风险金融资产投资行为的关系, 发现收入风险的增加将显著降低家庭风险金融资产投资, 并且市场摩擦和其他背景风险的上升均将加剧收入风险对家庭风险金融资产投资的负效应。同时, 本研究使用中国家庭金融调查数据(CHFS)对理论模型的结果进行实证检验, 以分组收入方差衡量家庭收入风险, 研究结果表明家庭收入风险对风险金融资产投资具有显著负向影响; 而信贷约束、社会互动与金融素养等金融市场摩擦因素均显著增强了收入风险对风险金融资产投资的负向效应; 在健康、住房及工商业经营和负债等其他背景风险越高的家庭, 收入风险对风险金融资产投资的负向影响更显著。

**关键词:** 收入风险; 风险金融资产; 市场摩擦; 背景风险

**中图分类号:** F063.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)10-0076-19

## 0 引言

随着经济体制改革和金融市场化的推进, 我国股票市场取得了长足发展, 股票有效账户和总市值自2005年以来呈现快速增长的趋势<sup>[1]</sup>。2019年沪深两市股票融资共计1.02万亿元, 股票总市值达到59.29万亿元, 总市值居于全球第二位, 仅次于美国。但是根据中国人民银行公布的数据, 2019年中国社会融资规模增量为25.58万亿元<sup>②</sup>, 其中企业债券融资达到3.24万亿元, 而境内非金融企业境内股票融资仅有0.35万亿元, 我国直接融资所占比重较低, 仍然有较大的提升空间。十九大报告更是明确提出“提高直接融资比重, 促进多层次资本市场健康发展”。根据标准的家庭资产配置

理论, 家庭应至少将其财富的一部分投资于以股票为代表的风险金融资产, 但与此相悖的是, 实际生活中多数家庭并不持有以股票为代表的风险金融资产, 这一理论与现实之差被称为“股票市场有限参与之谜”。改革开放以来中国经济高速发展, 居民家庭的财富实现快速累积, 由此导致多样化配置金融资产的需求逐年增加。然而, 我国居民家庭的金融资产结构比较单一, 以银行存款为代表的无风险金融资产依旧占主导, 其参与率高达74.09%; 而风险金融资产参与率则相对较低, 其相应值仅为12.77%<sup>[2]</sup>。那么, 从需求方的角度探讨我国风险金融资产有限参与的成因不仅更有助于理解家庭风险金融资产的投资行为, 且可以为政府金融发展政策的出台提供经验证据。

① 收稿日期: 2019-08-16; 修订日期: 2021-03-07。

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(22VRC002; 23BJL127); 国家自然科学基金资助项目(72273036); 教育部人文社科规划项目(22YJA790072); 广东省自然科学基金资助项目(2023A515011909)。

作者简介: 易行健(1974—), 男, 湖南湘乡人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: yxjby@163.com

② 社会融资规模增量是指一定时期内实体经济从金融体系获得的资金额。根据中国人民银行的统计口径, 社会融资规模增量主要包括: 人民币贷款、外币贷款(折合人民币)、委托贷款、信托贷款、未贴现的银行承兑汇票、企业债券、非金融企业境内股票融资。

对于风险金融市场有限参与的问题,国内外学者主要从市场摩擦、背景风险和居民特质等角度加以解释,收入风险作为背景风险的重要部分,也对家庭风险金融投资产生重要影响。改革开放以来,我国居民家庭可支配收入快速增长,但是伴随着 20 世纪 90 年代中后期各项重大改革的快速推进和进入 21 世纪后越来越频繁的外部冲击,居民家庭收入不确定性和其他背景风险均在逐步增加<sup>[3,4]</sup>。在完美金融市场中,家庭收入的外部冲击可以通过金融产品交易进行对冲,但是现实金融市场存在诸多市场摩擦,比如信贷约束、信息渠道不通畅、投资者金融素养不足导致信息处理能力不足等<sup>[5,6]</sup>,均可能对家庭风险金融资产投资的收入风险效应造成影响。

那么在中国居民的收入风险是否显著抑制风险金融资产投资? 收入风险对居民风险金融资产投资的影响是否会受到市场摩擦因素的影响? 与此同时,诸如健康、住房、工商企业经营、负债等其他背景风险因素是否会叠加收入风险对金融风险资产投资的抑制效应? 这是本研究需要聚焦回答的三个问题。本研究可以深化关于中国居民家庭收入风险对风险金融资产投资的影响机制与影响效应的理解,并且可以从需求的角度提出对促进中国资本市场的健康发展具有重要现实意义的政策建议。

## 1 相关文献回顾

收入风险是背景风险最大、最难对冲的部分,目前国内外相关文献主要基于背景风险的框架分析收入风险对风险金融资产投资的影响,结论普遍认为劳动收入风险对家庭风险资产投资有显著负效应。比如 Angerer 和 Lam<sup>[7]</sup>将劳动收入风险分解为永久收入风险和暂时收入风险两部分,研究发现永久收入风险降低了家庭风险资产的比重,暂时性收入风险对资产配置的影响不显著。Benzoni 等<sup>[8]</sup>构建了劳动收入与股票分红存在协整关系的理论模型,模型参数校准结果表明年轻投资者的人力资本具有“股票特征”,因此应该减少股票资产的持有。何兴强等<sup>[9]</sup>测量了劳动收入风险并在模型中加入职业虚拟变量,实证发现劳动收入风险对股票投资概率具有显著的负向影

响。宋炜和蔡明超<sup>[10]</sup>则指出劳动收入风险与家庭股市参与概率和参与程度显著负相关,但劳动收入与股市收益率的协方差对股市参与的影响并不显著。周广肃<sup>[11]</sup>等通过采用 2010 年—2014 年 CFPS 面板数据和固定效应模型估计方法进行实证分析,结论表明收入差距的增加会促使家庭增加对物质的渴望,进而增加风险金融投资。贾男<sup>[12]</sup>将退休作为外生冲击并构造断点回归得出结论认为退休改变了家庭风险金融资产的结构。其中,风险偏好、金融知识和收入是主要的影响机制。

除收入风险外,其他背景风险因素,比如家庭拥有或参与工商企业经营、自有住房、户主健康状况都是影响家庭风险金融市场参与的重要因素。关于私营企业方面,Heaton 和 Lucas<sup>[13]</sup>构建了理论模型研究拥有私营企业家庭的股票投资行为,研究发现私营企业财产收入占比和变化程度大的家庭更少投资股票,其主要原因在于企业收入与股市收益相关性要大于劳动收入。Debacker<sup>[14]</sup>进一步指出,因为私人企业有退出经营的可能,同时经营收入的波动性大于劳动收入,因此面临更高的尾部风险。关于健康状况方面,Rosen 和 Wu<sup>[15]</sup>指出健康状况是家庭进行资产配置决策的重要影响因素,健康状况较差的家庭更倾向于持有安全资产,并从健康保险、遗赠动机、时间展期和风险态度角度阐述健康状况的影响机制。吴卫星<sup>[16]</sup>等研究发现年轻家庭的健康冲击对资产配置的影响不显著,而中年家庭的健康冲击对资产配置的影响显著,且财富较低的家庭中健康对资产配置的影响更大。Qiu<sup>[17]</sup>分析了 SCF 和 HRS 的合并数据后发现持有健康保险的家庭风险金融投资较多。周慧珺等<sup>[18]</sup>对家庭资产配置研究的结果表明,疾病带来的医疗成本增加和规划周期缩短将带来了流动性资产和非流动性资产的下降,而健康状况的下降则增大了对于未来资金流动性的需求又会使得流动性资产回升,非流动性资产下降;在两种效应的共同作用下,流动性资产受健康的影响相对较小,非流动性资产所受影响则相对较大。关于住房方面,Cocco<sup>[19]</sup>通过构建理论模型并进行数值模拟和校准,发现住房投资使得年轻和贫穷的投资者没有充足的金融财富用于股票投资,降低了股票市场参与率,即住房价格风险挤占了股票

投资,该挤占效应对低财富水平的投资者更明显。Jansson 和 Thomas<sup>[20]</sup>使用瑞典微观数据研究发现持有住房的收益与失业风险的协方差为正,即成为住房持有者增加了家庭承担的风险。袁微和黄蓉<sup>[21]</sup>采用2011年CHFS数据考察了房屋拆迁对中国家庭金融风险投资的影响并发现房屋拆迁事件会通过影响家庭财富损失预期,进而促进家庭金融风险投资。然而,Beaubrun-Diant 和 Maury<sup>[22]</sup>对1999年—2007年PSID数据进行实证分析后却得出购房和股票投资相互促进的结论。此后,Vestman<sup>[23]</sup>进一步使用瑞典居民数据验证了购房者的股票市场参与率是租房者的两倍,而风险偏好的异质性则是形成这一差异的主要原因。

市场摩擦也是解释风险金融资产市场有限参与的重要角度,Bogan<sup>[24]</sup>认为家庭在投资中面临着交易成本、信息成本和有限参与机会等市场摩擦,而这些因素是造成“股市有限参与”的重要原因。关于交易成本方面,尹志超等<sup>[25]</sup>指出交易成本和信息不对称等市场摩擦因素是形成信贷约束的重要成因,而信贷约束的存在又增加了家庭投资风险金融资产的融资成本。Roche<sup>[26]</sup>认为年轻且拥有较少金融财富的家庭缘于准备金要求约束和借贷约束等不进行投资的行为是理性选择的结果。Chen 和 Stafford<sup>[27]</sup>则发现次贷危机后住房贷款还款困难的家庭会采用股票资产作为流动性缓冲,即倾向于变卖股票退出股票市场,或选择不进入股票市场。关于信息成本方面,从投资获取金融信息的渠道角度来看,董晓林<sup>[28]</sup>指出投资者获取信息的主要方式包括社会互动、报刊媒体和互联网等。周广肃和梁琪<sup>[5]</sup>延续了Bogan<sup>[24]</sup>的逻辑,使用CFPS数据探究互联网使用对风险金融资产投资的影响,认为互联网可以缓解交易成本、有限参与机会和信息渠道不完善等市场摩擦的影响,从而提高家庭风险金融资产投资的概率。张旭阳和吴卫星<sup>[29]</sup>通过对2011年中国消费金融现状及投资者教育调查数据进行分析发现媒体理财信息有效降低了家庭的信息成本,但该类信息具有明显的时效性,而纸媒体和电视媒体则不能降低信息成本。此外,社会互动作为获取投资信息的重要渠道,与互联网具有相互替代的作用<sup>[30]</sup>。对于信息化程度不高的地区,社会互动通过内生互动机制分享投资相关的信息<sup>[31]</sup>,有助于降低获取信息

的交易成本。从投资者的信息收集能力和处理效率角度来看,金融知识在投资者搜集和筛选投资决策有关信息中发挥着重要作用,投资者金融素养不足增加了获取投资信息的成本,制约其投资于金融市场<sup>[6]</sup>。梅立兴等<sup>[32]</sup>发现相比于其他投资者,“聪明的投资者”由于具备更好的仓位管理能力、市场风格适应能力及显著的选股能力而在金融市场获得更高的超额收益。周广肃等<sup>[33]</sup>研究了户主上山下乡经历对于家庭风险金融资产投资决策的影响,结果表明上山下乡经历主要通过提升家庭投资的风险偏好和投资能力来影响家庭的风险金融资产投资。此外,高楠等<sup>[34]</sup>通过测算个体对房屋估值时的系统性偏误构造了过度自信指标,实证结论表明过度自信增加了家庭的风险市场参与概率,并提高了风险市场参与规模。

综上所述,当前国内外文献已经对居民家庭风险金融资产有限参与问题进行了较为深入的分析,为本研究提供了借鉴。然而,国内目前使用住户调查数据讨论收入风险对居民家庭风险资产投资影响的文献尚有如下三个方面的不足之处:首先是已有研究中国居民收入风险对居民风险金融资产投资的影响较少考虑市场摩擦因素的影响;其次是很少考虑诸如健康、住房、工商企业经营、负债等其他背景风险因素是否会叠加加剧收入风险对金融风险资产投资的影响;其三是对收入风险与风险金融资产投资的内生性问题,国内现有研究讨论较少。基于此,本研究对中国居民收入风险与风险金融资产投资进行理论与实证检验,贡献主要在于:第一,对现有模型的扩展,构建了包含背景风险和市场摩擦在内的家庭资产配置模型,可以为理解收入风险对风险金融资产的影响提供更宽阔的理论视角;第二,在实证研究中从市场摩擦角度分析收入风险影响家庭风险金融资产投资的调节效应,同时根据其他背景风险因素高低进行分类的异质性分析中细致探讨是否存在其他背景因素抑制金融风险资产投资的叠加效应;第三,综合运用固定效应模型和工具变量等方法对内生性问题进行了更加充分的探讨。

## 2 理论模型

在Campbell 和 Viceira<sup>[35]</sup>基础上,本研究构

建了一个包含背景风险  $K$  和金融市场摩擦  $F$  的两期模型. 假设初始家庭无遗产继承, 有工作收入并做出初始期资产组合决策.  $K_0$  为初始期背景风险(包括健康风险、住房风险、企业经营风险等)并处理为收入的倍数形式,  $K$  增加意味着背景风险的收益增加.  $Y_0$  为初始期非负的劳动收入且受背景风险影响具有不确定性,  $I_0$  为初始期金融资产投资额. 家庭在第一期结束时消费初始资产组合的变现价值以及非负的劳动收入, 该期结束后家庭不留遗产.  $R_p$  为无风险金融资产与风险性金融资产的组合收益率,  $F$  为金融市场摩擦, 并处理为投资收益率的倍数形式,  $F$  上升意味着参与成本等金融市场摩擦程度下降,  $Y_1$  为第一期非负的劳动收入,  $K_1$  为第一期家庭面临的背景风险. 家庭效用函数  $U(C)$  参照大部分文献采用常相对风险规避效用函数(CRRA)形式, 该效用函数中相对风险厌恶系数为常数. 家庭决策目标即为合理配置初始期消费  $C_0$ 、第一期消费  $C_1$  和金融资产投资  $I_0$  以最大化其效用函数,  $\beta$  为主观时间贴现因子.

$$\max_{C_0, C_1} U(C_0) + \beta U(C_1) \quad (1)$$

$$\text{s. t. } C_0 = K_0 Y_0 - I_0 \quad (2)$$

$$C_1 = (1 + R_p) I_0 F + Y_1 K_1 \quad (3)$$

$$R_p = R_f + \alpha_0 (R_s - R_f) \quad (4)$$

将约束条件代入目标方程并求出一阶导, 整理得到居民跨期消费效用函数最大化的最优条件, 即欧拉方程

$$1 = \beta E_t [(C_1 / C_0)^{-\lambda} (1 + R_s) F] \quad (5)$$

对式(5)左右两边同时取对数并进行二阶泰勒展开, 整理得到资产组合与消费之间的关系式, 其中  $\sigma_{r_s}^2$  为风险资产收益率方差

$$E_t(r_s) - r_f + f + 0.5 \sigma_r^2 = \lambda \text{cov}(\Delta c_1, r_s) \quad (6)$$

此外, 为了继续求得家庭最优风险资产配置, 需先从模型预算约束中求得对数线性近似值, 将式(2)左右两边同时除以  $Y_0 K_0$ , 并取对数进行

对数线性化处理, 最终得到

$$c_0 = B_1 + \rho_1 i_0 + (1 - \rho_1)(y_0 + k_0) \quad (7)$$

其中  $B_1$  和  $\rho_1$  均为对数线性化常数,

$$\rho_1 = - \frac{\exp(\bar{i} - \bar{y} - \bar{k})}{1 - \exp(\bar{i} - \bar{y} - \bar{k})}$$

对另一预算约束(3)进行同样处理, 得到给定最优资产组合收益率时的第一期最优消费

$$c_2 = B_2 + \rho_2(r_p + i_0 + f) + (1 - \rho_2)(y_1 + k_1) \quad (8)$$

其中  $B_2$ 、 $B_1$  和  $\rho_2$  均为对数线性化常数.

$$\rho_2 = - \frac{\exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})}{1 + \exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})}$$

式(7)与式(8)相减, 并结合式(6)得到跨期消费效用最大化情况下家庭最优风险金融资产投资比例, 其中  $\sigma_{y_1 r_s}$  为第一期劳动收入与风险性金融资产收益率协方差,  $\sigma_{y_1 r_s}$  为第一期背景风险与风险性金融资产收益率的协方差.

$$E_t(r_s) - r_f + f + 0.5 \sigma_r^2 = \lambda \rho_2 \alpha_0 \sigma_{r_s}^2 + \lambda (1 - \rho_2) (\sigma_{y_1 r_s} + \sigma_{k_1 r_s}) \quad (9)$$

继续整理可得最优风险资产配置比例  $\alpha_0$  为

$$\alpha_0 = \frac{1}{\rho_2} \frac{E_t(r_s) - r_f + f + 0.5 \sigma_r^2 - \lambda \sigma_{y_1 r_s} - \sigma_{k_1 r_s}}{\lambda \sigma_r^2} + \frac{\sigma_{k_1 r_s}}{\sigma_{r_s}^2} = \frac{1}{\rho_2} A + \frac{(\sigma_{y_1 r_s} + \sigma_{k_1 r_s})}{\sigma_{r_s}^2} \quad (10)$$

下面分别讨论劳动收入风险非补偿性的增加、金融市场参与成本的引入和背景风险非补偿性增加对家庭风险资产配置的影响. 本研究以劳动收入方差平均保留增长来衡量劳动收入风险非补偿性的增加, 为了简化模型本研究假设劳动收入同风险性金融资产收益率不相关<sup>③</sup>. 劳动收入的对数正态分布意味着,  $\bar{Y} = \exp(\bar{y} + \sigma_y^2)$ , 即  $y = \log \bar{Y} - \sigma_y^2$ , 即劳动收入方差的平均保留增长将带来预期劳动收入的增加.

③ 本研究在建模中假定劳动收入风险和风险性金融资产收益率不相关, 主要是为了简化模型的分析, 进而得到收入风险、风险金融投资、市场摩擦和其他背景风险因素清晰的理论关系, 并指导后文的实证检验. 其次, 本研究也通过 2013 年 CHFS 截面数据对这一假定进行检验. 具体而言, 本研究用家庭投资股票获得的分红和买卖收入除以股票资产来衡量家庭投资股票收益率, 并将其作为风险金融资产收益率的代理变量, 计算分组收入方差和收益率的 Pearson 相关系数, 发现收入风险和风险金融资产收益率的相关系数仅为 -0.015, 两者相关系数的绝对值较低. 因而, 在微观调查数据层面, “劳动收入风险和风险性金融资产收益率不相关”的假设存在现实基础, 在未来可以获得更长或更丰富的微观住户调查数据的情况下可以进一步分析劳动收入风险与风险性金融资产之间的相关性并引入理论与经验分析.

为了考察劳动收入风险  $\sigma_y^2$  对风险资产配置  $\alpha_0$  的影响,需首先确定  $\frac{\partial \alpha_0}{\partial \sigma_y^2}$  的符号,令  $X = \bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k}$

$$\bar{y} - \bar{k}, \text{ 由 } \rho_2 = - \frac{\exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})}{1 + \exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})} \text{ 可得}$$

$$\frac{\partial \alpha_0}{\partial \sigma_y^2} = A \frac{1}{\rho_2^2} \times \frac{-\exp X \times (1 + \exp X) + \exp X \times \exp X}{(1 + \exp X)^2}$$

$$= -A \frac{1}{\exp X} < 0 \quad (11)$$

这意味着当  $A > 0$  时,劳动收入方差的平均保留增长将带来家庭风险性金融资产投资减少,由此得到假说 1.

**假说 1** 收入风险增加将显著降低家庭投资风险性金融资产投资比重.

Bogan<sup>[24]</sup> 利用美国健康与退休调查数据 (HRS) 实证分析美国股市有限参与问题时同样发现,家庭在投资中面临的交易成本和信息成本均对家庭参与股票市场投资产生显著负效应.考虑到金融市场参与成本可能对中国家庭资产配置产生类似影响,在渠道分析中引入了参与成本,尝试考察在金融市场参与成本存在的条件下,收入风险对家庭风险性金融资产选择的影响效应.

$$\text{令 } X = \bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k}, \text{ 由 } \rho_2 = - \frac{\exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})}{1 + \exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})} \text{ 可得,}$$

$$\frac{\partial \alpha_0}{\partial \sigma_y^2 \partial f} = A \frac{1}{\exp X} < 0 \quad (12)$$

当  $A > 0$  时,  $f$  增加,即参与成本等金融市场摩擦程度上升时,劳动收入方差的平均保留增长对家庭风险性金融资产配置的抑制作用显著增强.由此,得到假说 2.

**假说 2** 金融市场参与成本下降将显著缓解收入风险对家庭参与风险性金融资产投资的负效应.

Heaton 和 Lucas<sup>[13]</sup> 采用 1989 年、1992 年及 1995 年美国消费者金融调查数据 (SCF) 对影响美国家庭资产组合选择行为的因素进行实证分析和模拟,指出来自收入不确定性、住房及私有企业等方面的背景风险敞口越大,家庭参与风

险性金融资产投资的占比越小.考虑到住房、自有企业和健康等背景风险可能对中国家庭资产配置产生影响,在基准分析和异质性分析中引入了这些背景风险因素,尝试考察在其他背景风险存在的情况下,收入风险对家庭风险性金融资产选择的影响效应.令  $X = \bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k}$ , 由  $\rho_2 = - \frac{\exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})}{1 + \exp(\bar{r}_p + \bar{i} + \bar{f} - \bar{y} - \bar{k})}$  可得

$$\frac{\partial \alpha_0}{\partial \sigma_y^2 \partial k} = -A \frac{1}{\exp X} < 0 \quad (13)$$

当  $A > 0$  时,  $k$  增加,即投资者其他背景风险增加时,劳动收入方差的平均保留增长对家庭风险性金融资产配置的负影响上升.由此,得到假说 3.

**假说 3** 健康、住房、私有企业等背景风险越高的家庭,收入风险对其参与风险性金融资产投资的抑制效应越大.

### 3 数据来源、处理与变量选取

#### 3.1 数据来源与处理

本研究使用的数据主要来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS).除 CHFS 数据以外,城市(州)人均 GDP 和年末金融机构存款余额数据来源于各地级市(州)的统计年鉴或者年度统计公报,行业平均工资数据来源于相关年份的《中国劳动统计年鉴》.

数据处理方面,本研究剔除家庭净资产或收入小于 0 以及关键变量存在缺失值的样本.为避免极端观测值对回归系数造成较大影响,对家庭收入、家庭资产和家庭净资产进行 1% 的截尾处理.考虑到风险资产投资问题的特殊性,本研究剔除了户主年龄小于 18 岁的家庭.实证主要使用 2013 年 CHFS 数据,在稳健性检验中,还使用了 2015 年和 2017 年的 CHFS 截面数据,并将 2011 年、2013 年和 2015 年 CHFS 数据合并成 3 年的平衡面板数据.其中,2017 年 CHFS 数据中风险偏好态度变量仅询问了新受访用户,其他家庭该变量

的数据使用的是 2015 年 CHFS 追踪样本的相关数据, 鉴于此, 2017 年 CHFS 数据未与 2011 年、2013 年和 2015 年 CHFS 数据一同合并成面板数据。以上截面数据和面板数据的处理方法除因问卷变化进行部分调整以外, 其他均与 2013 年数据一致。

### 3.2 变量选取及说明

#### 3.2.1 被解释变量: 风险金融资产

中国家庭金融调查(CHFS) 涵盖的家庭金融资产包括: 银行存款(活期和定期)、股票、债券、基金<sup>④</sup>、金融衍生品、理财产品、非人民币资产、黄金、现金和借出款。本研究参照尹志超等<sup>[6]</sup>的衡量口径, 将股票、公司(企业)债券、金融债券、基金、金融衍生品、金融理财产品、黄金、非人民币资产划分为风险金融资产。本研究选取了以下关注的被解释变量: 风险金融资产参与概率, 以是否参与风险金融资产市场的虚拟变量表示; 风险金融资产占比, 以家庭金融资产中风险资产占比表示风险金融资产的参与程度。同时, 本研究还设置了股票市场参与概率和股票参与程度变量作为补充。

#### 3.2.2 关了解释变量: 分组收入方差作为收入风险的代理变量

根据以往文献对劳动收入风险和家庭收入风险的研究进展, 本研究使用分组收入方差来衡量家庭收入风险。以往研究发现利用横截面数据计算家庭收入分组方差是衡量收入风险较好的方法, 参照罗楚亮<sup>[36]</sup>、樊潇彦等<sup>[3]</sup>的做法, 按户主的工作性质、受教育程度、工作单位性质<sup>⑤</sup>和所在城市四项指标把 25 194 个家庭分为若干个组, 分别

计算家庭收入对数值的四个组内方差, 将家庭的组内方差相乘后取对数值, 例如受教育年限为  $i$  年、从事第  $j$  种职业、工作单位性质为  $k$ 、所在城市为  $n$  的家庭, 收入风险为

$$income\_risk_{ijkn} = \prod \text{var} [\ln(\text{income})_{ijkn}] \quad (14)$$

本研究使用该方法在 25 194 个样本家庭中产生 5 043 个家庭收入风险分组, 该衡量方法比以往研究使用虚拟变量的方法更利于描述家庭收入风险的异质性特征。根据樊潇彦等<sup>[5]</sup>的结论, 分组收入方差“可以捕捉到 20 世纪 90 年代中后期国企转制和就业体制变革这一重大政策冲击的影响, 这是对现有收入风险研究文献的一个贡献, 也可以为今后的政策分析和评价提供借鉴”<sup>⑥</sup>。

#### 3.2.3 控制变量选取

为缓解遗漏变量偏差导致的内生性问题, 本研究在模型中加入足够的控制变量。参照尹志超等<sup>[6]</sup>等的做法, 本研究控制以下控制变量: 1) 家庭层面: 收入<sup>⑦</sup>、净资产、家庭人口规模、是否有住房、从事工商业经营项目、是否为农村地区家庭; 2) 户主个人层面: 年龄和年龄的平方、性别、风险态度、受教育年限、健康、已婚。其中风险态度以风险中性家庭为基准组, 设置风险厌恶和风险偏好两个虚拟变量; 3) 地区层面: 为控制地区经济金融发展水平对家庭股市参与的影响, 本研究以调查当年家庭所在地级市(州)的人均 GDP 作为经济发展水平的代理变量, 以金融机构年末存款余额作为金融发展水平的代理变量。

### 3.3 主要变量描述性统计

根据以上选取的解释变量、被解释变量和控制变量, 表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

④ CHFS 统计的家庭持有基金类型包括股票型、债券型、混合型、货币市场和其他类型, 本研究讨论的股票市场参与未包括通过购买基金间接持有的部分。

⑤ 工作性质包括受雇于他人或单位、经营个体私营企业或自主创业、在家务农、返聘、自由职业、其他(志愿者)和季节性工作共 7 类, 工作单位性质包括国有/国有控股、集体/集体控股、私营/私人/个体(不含外资)、外商独资、港澳台独资、中外合资、其它联营企业和其它共 8 类, 受教育程度包括没上过学、小学、初中、高中、中专、大专、大学本科、硕士研究生和博士研究生共 9 类。

⑥ 当然更加精确的衡量暂时性收入风险与永久性收入风险可以参照 Anger 和 Lam<sup>[7]</sup>来进行分解, 但是这个需要更长的时间跨度数据。本文所使用的三期短面板数据无法参照该类文献进行类似收入风险分解, 这个需要留待未来采用更长的时间跨度调查数据再进行进一步的研究。

⑦ 为避免投资风险金融资产所获得的收入与风险金融资产投资之间互为因果的内生问题, 本文参照尹志超和宋全云等<sup>[7]</sup>的做法, 使用 CHFS 数据库中加总的家庭收入减投资性收入, 并取对数作为家庭收入控制变量。

表 1 主要变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of main variables

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭金融风险资产参与	25 194	0.124	0.329	0	1
家庭股票参与	25 194	0.080	0.272	0	1
家庭金融风险资产占比	25 194	0.061	0.196	0	1
家庭股票占比	25 194	0.033	0.143	0	1
分组收入方差	25 194	5.018	3.445	0.109	33.740
暂时性收入方差 <sup>⑧</sup>	25 194	-0.329	3.135	-117.722	12.076
城市收入波动性	25 194	0.109	0.070	0.038	0.457
家庭收入/万元	25 194	6.000	6.228	0	48.35
家庭净资产/万元	25 186	65.818	95.963	0	742.6
户主年龄	25 194	52.364	14.411	18	114
户主男性	25 194	0.761	0.427	0	1
户主已婚	25 194	0.860	0.347	0	1
风险厌恶	25 194	0.672	0.469	0	1
风险偏好	25 194	0.106	0.308	0	1
户主健康	25 194	0.431	0.495	0	1
户主受教育年限	25 194	9.494	4.198	0	22
农村地区	25 194	0.311	0.463	0	1
家庭规模/人	25 194	3.494	1.621	1	19
持有住房	25 194	0.681	0.466	0	1
商业经营项目	25 194	0.138	0.345	0	1
人均 GDP/万元	25 194	5.575	2.921	0.844	15.569
金融机构存款余额/万亿	25 194	1.622	2.620	0.013	8.799

在 25 194 户样本家庭中,家庭投资风险金融市场和股票的概率分别为 12.4% 和 8.0%;在参与程度方面,风险金融资产占家庭金融资产的比重为 6.1%,股票资产占家庭金融资产的比例为 3.3%,由此可见风险金融资产参与比例和家庭金融资产中风险资产占比都较低。

**3.4 家庭收入风险异质性与风险金融市场参与行为**  
为探究收入风险异质性对风险金融市场参与的影响差异,本研究根据分组收入方差中位数将样本家庭分成低收入风险(12 606 户)和高收入风险(12 588 户)两组。表 2 均值差异检验结果显示高收入风险家庭风险金融资产、股票参与比例和金融资产中风险资产、股票占比均显著低于低收入风险家庭。

表 2 风险金融资产参与的均值差异性检验

Table 2 Mean difference test of risk financial assets participation

收入风险分组	风险金融资产参与	风险金融资产占比	股票参与	股票占比
低收入风险	0.197	0.097	0.132	0.053
高收入风险	0.050	0.024	0.029	0.012
均值差异	0.147 ***	0.073 ***	0.103 ***	0.041 ***
<i>t</i> 值	36.43	30.36	30.73	23.45

注:组间差异 *t* 检验中报告的是低收入风险和高收入风险分组的均值差异系数;\*\*\*、\*\*表示在 1%、5% 的显著性水平上存在组间差异。

⑧ 本研究参照罗楚亮<sup>[36]</sup>的做法,考虑暂时性收入的变化方向,将暂时性收入小于 0 的收入风险取负数。

为进一步探究家庭收入风险异质性与风险金融资产参与行为的关系,本研究以分组收入方差作为收入风险的代理变量,并将家庭收入风险从

低到高分成五组.如图 1 所示,随着家庭收入风险的上升,家庭参与风险金融资产市场和股票市场的概率逐渐降低.

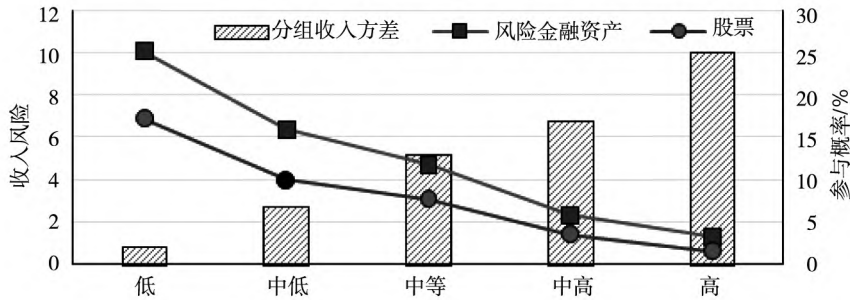


图 1 收入风险异质性与家庭风险资产投资

Fig. 1 Income risk heterogeneity and household risky financial asset investment

## 4 收入风险影响风险金融资产投资的实证分析

### 4.1 模型设定

由于家庭风险金融资产市场参与概率是虚拟变量,本研究使用二值选择模型 Probit 模型来分析收入风险对家庭风险金融市场参与的影响.

$$risk\_poss_i = 1(income\_risk_i + X_i\beta + \varepsilon_i > 0) \quad (15)$$

鉴于家庭持有风险金融资产占金融资产的比重为非负的数值,观测数据显示出截断的特征,因此,本研究利用 Tobit 模型来探究家庭收入风险对家庭金融资产中风险资产占比的影响.

$$\begin{cases} risk\_share_{it}^* = \alpha_1 income\_risk_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \\ risk\_share_{it} = \max(0, risk\_share_{it}^*) \end{cases} \quad (16)$$

表 3 基准分析: 收入风险对风险金融资产投资的影响

Table 3 Benchmark analysis: The impact of income risk on risky financial asset investment

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	风险金融资产参与		股票参与		风险金融资产占比		股票占比	
	Probit	Ivprobit	Probit	Ivprobit	Tobit	Ivtobit	Tobit	Ivtobit
分组收入方差	-0.046 *** (0.016)	-0.806 *** (0.156)	-0.043 ** (0.019)	-0.716 *** (0.174)	-0.027 ** (0.011)	-0.553 *** (0.106)	-0.026 * (0.014)	-0.464 *** (0.129)
收入	0.115 *** (0.017)	-0.032 1 (0.033 4)	0.100 *** (0.019)	-0.030 1 (0.037 8)	0.065 *** (0.010)	-0.037 4* (0.022 5)	0.050 *** (0.012)	-0.034 9 (0.027 7)
净资产	0.296 *** (0.013)	0.308 *** (0.013 3)	0.276 *** (0.015)	0.284 *** (0.015 5)	0.202 *** (0.009)	0.209 *** (0.009 31)	0.193 *** (0.012)	0.198 *** (0.012 0)
规模	-0.064 *** (0.011)	-0.022 8* (0.013 6)	-0.067 *** (0.012)	-0.030 0* (0.016 0)	-0.047 *** (0.007)	-0.018 1 ** (0.009 21)	-0.049 *** (0.009)	-0.024 7 ** (0.011 8)

其中  $risk\_poss_i$  为家庭是否持有风险金融资产的虚拟变量,家庭持有风险金融资产赋值为 1,否则为 0;  $risk\_share$  为家庭金融资产中风险资产占比的观测值,所有小于 0 的观测值都被压缩到了 0 点上;  $risk\_share^*$  为不可观测的风险资产占比潜变量;  $income\_risk_i$  为家庭收入风险变量;  $X_i$  为控制变量矩阵,主要为家庭特征和户主人口统计学变量;  $\varepsilon_{it}$  为扰动项,服从正态分布.

### 4.2 基准分析: 收入风险对家庭风险金融资产参与的影响

为初步探究家庭收入风险对风险资产投资行为的影响,本研究基准回归以家庭收入的分组方差作为收入风险代理变量,使用 Probit 模型和 Tobit 模型进行实证分析.



续表3  
Table 3 Continues

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	风险金融资产参与		股票参与		风险金融资产占比		股票占比	
	Probit	Ivprobit	Probit	Ivprobit	Tobit	Ivtobit	Tobit	Ivtobit
住房资产	-0.246*** (0.029)	-0.230*** (0.0305)	-0.189*** (0.033)	-0.174*** (0.0348)	-0.163*** (0.020)	-0.151*** (0.0206)	-0.138*** (0.025)	-0.128*** (0.0257)
	-0.159*** (0.039)	0.333*** (0.108)	-0.223*** (0.046)	0.214* (0.122)	-0.108*** (0.026)	0.233*** (0.0730)	-0.143*** (0.034)	0.141 (0.0896)
农村地区	-0.620*** (0.050)	-0.503*** (0.0565)	-0.915*** (0.082)	-0.807*** (0.0870)	-0.401*** (0.034)	-0.319*** (0.0378)	-0.665*** (0.062)	-0.595*** (0.0647)
	0.066*** (0.006)	0.0835*** (0.00713)	0.090*** (0.007)	0.105*** (0.00834)	0.045*** (0.004)	0.0569*** (0.00485)	0.067*** (0.005)	0.0773*** (0.00632)
年龄的平方/100	-0.059*** (0.006)	-0.0613*** (0.0058)	-0.080*** (0.007)	-0.082*** (0.0069)	-0.038*** (0.004)	-0.040*** (0.0039)	-0.059*** (0.005)	-0.060*** (0.0052)
	-0.136*** (0.028)	-0.244*** (0.0368)	-0.068** (0.032)	-0.164*** (0.0413)	-0.103*** (0.019)	-0.178*** (0.0248)	-0.059** (0.024)	-0.121*** (0.0304)
已婚	0.003 (0.042)	0.0530 (0.0434)	0.005 (0.048)	0.0475 (0.0497)	0.008 (0.027)	0.0415 (0.0292)	-0.006 (0.035)	0.0218 (0.0365)
	-0.284*** (0.030)	-0.264*** (0.0312)	-0.353*** (0.035)	-0.335*** (0.0353)	-0.177*** (0.020)	-0.162*** (0.0211)	-0.235*** (0.026)	-0.223*** (0.0263)
风险偏好	0.234*** (0.038)	0.235*** (0.0411)	0.354*** (0.042)	0.355*** (0.0440)	0.184*** (0.026)	0.185*** (0.0273)	0.277*** (0.031)	0.278*** (0.0320)
	-0.032 (0.026)	-0.0501* (0.0270)	-0.050* (0.030)	-0.0664** (0.0307)	-0.017 (0.017)	-0.0294 (0.0181)	-0.027 (0.022)	-0.0383* (0.0225)
受教育年限	0.077*** (0.004)	0.0213* (0.0123)	0.077*** (0.005)	0.0280** (0.0138)	0.054*** (0.003)	0.0154* (0.00826)	0.055*** (0.004)	0.0225** (0.0102)
	0.029*** (0.009)	-0.00683 (0.0118)	0.029*** (0.010)	-0.00201 (0.0138)	0.021*** (0.006)	-0.00366 (0.00802)	0.026*** (0.008)	0.00537 (0.0103)
金融机构存款余额	0.077** (0.035)	0.113*** (0.0383)	0.105*** (0.039)	0.136*** (0.0451)	0.063** (0.025)	0.0880*** (0.0261)	0.062* (0.033)	0.0829** (0.0338)
	-6.308*** (0.350)	-5.591*** (0.385)	-7.470*** (0.396)	-6.821*** (0.453)	-4.350*** (0.240)	-3.849*** (0.265)	-5.199*** (0.321)	-4.773*** (0.346)
观测值	25194	25194	25194	25194	25194	25194	25194	25194
Pseudo R <sup>2</sup>	0.290		0.298		0.263		0.271	
Wald test		26.30		15.97		12.29		
P 值		0.000		0.000		0.001		

注：括号内为稳健标准差；均控制截距项和地区效应；\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

回归结果显示，家庭收入分组方差与风险金融资产、股票参与概率的回归系数均显著为负，说明家庭面临的收入风险越高，其投资风险金融资产市场与股票市场的参与概率和参与程度越低。当面临较高的收入风险时，理性的家庭决策者在

资产配置时将更少地考虑风险金融资产，因为持有风险金融资产增加了家庭面临负向收入冲击的可能性，而投资金融资产带来的风险相比劳动收入风险更容易规避，因此家庭会选择无风险金融资产以减少所承受的总风险水平<sup>⑨</sup> [15]。

⑨ 本研究通过分组差异性检验发现，低收入风险分组的银行存款和现金占家庭金融资产的比例为87.0%，而高收入风险家庭银行存款和现金占家庭金融资产的比例为95.0%，均值差异性在1%显著性水平下存在显著差异。

针对可能存在的内生性问题,本研究选取社区内其他家庭失业保险的平均持有比例作为收入风险的工具变量。社区中其他家庭失业保险持有比例高,家庭的收入风险暴露程度较低,失业保险持有比例与收入风险负相关。而社区内失业保险的持有比例与基准回归遗漏的个体异质性无关,故符合外生性。表 3 工具变量回归中,弱工具变量检验值为 263.08,远大于 10% 偏误下的临界值 16.38,故不存在弱工具变量问题。在控制了可能的内生性问题后,收入风险对家庭风险金融资产投资决策仍然存在显著的负向影响。这意味着,收入风险大的家庭面临可能的收入负向冲击时,需要持有更多现金和银行存款等流动性较强的无风险金融资产来保障家庭的基本支出水平。相对于基准分析的回归系数来说,使用工具变量后分组收入方差的系数绝对值有所增大。本研究引入“局部平均干预效应”(LATE) 框架加以解释,即家庭收入风险受到社区内其他家庭失业保险持有情况的影响具有非均质的特征,大部分家庭收入主要依赖于工资性收入,而平均失业保险覆盖以外的收入风险波动性更大。

其他控制变量回归系数表明,家庭收入、净资产、户主受教育年限、风险偏好与风险金融资产投资显著正相关,住房资产、工商业经营项目、户主为男性和风险厌恶对家庭风险金融资产投资具有显著的负向影响。户主年龄及其平方项的回归结果说明,随着户主年龄的上升,居民家庭投资风险金融资产的概率和比重先上升后下降,呈现“倒 U 型”的特征。农村地区家庭风险金融资产投资的概率和比重低于城市地区家庭。该部分基准回归结果验证了本研究在理论模型部分提出的假说 1,即收入风险增加将显著降低家庭参与风险性金融资产投资比重。

## 5 扩展讨论

### 5.1 市场摩擦是否显著增强收入风险的抑制效应

在传统的资产选择理论中,完全竞争市场下家庭可以通过金融产品交易来对冲收入风

险。但现实中存在着金融市场摩擦,信贷约束、金融素养与信息成本因素均影响着家庭的风险金融资产投资行为。基于此,本研究选取了信贷约束、社会互动和金融素养三个变量进行实证检验。其中信贷约束程度的加深代表增加了家庭参与风险金融资产市场所需的资金获取成本,也削弱了家庭通过正规市场借贷应对收入风险的能力。除显性交易成本以外,本研究还关注信息成本对收入风险的调节作用,从投资者个人信息获取渠道、信息收集和处理能力角度来看,社会互动不够与金融素养不足可能导致投资者获取和处理投资信息的成本上升,从而对家庭参与金融市场产生负效应。

#### 5.1.1 信贷约束

家庭信贷约束是市场摩擦的重要体现,其来源于供给和需求两个层面。本研究参照尹志超和张号栋<sup>[37]</sup>的做法将家庭信贷约束细分为供给型信贷约束和需求型信贷约束<sup>⑩</sup>。为进一步探究收入风险的市场摩擦影响渠道,本研究还在基准回归中引入了信贷约束和收入风险的交互项。由表 4 回归结果可知,信贷约束、收入风险对家庭风险金融资产投资具有负向影响。需求型信贷约束交互项对风险金融资产投资的影响为正且不显著,但供给型信贷约束与收入风险交互项显著为负。这意味着供给型信贷约束和收入风险在影响家庭风险性金融资产投资上存在互补效应,即供给型信贷约束显著增强了收入风险对家庭参与风险性金融资产投资的负向作用。信贷约束的存在削弱了家庭承受风险的能力,提高了家庭投资的交易成本,使得家庭更加倾向于持有无风险资产。此外,本研究还发现低收入家庭分组的供给型信贷约束与收入风险的交互项显著且系数大于高收入家庭分组,可见信贷约束这一市场摩擦因素对低收入家庭的影响更大。

<sup>⑩</sup> 具体而言,将家庭在工商业经营项目、住房、汽车中没有银行贷款和未申请信用卡的原因是“需要但没有申请”或“申请被拒绝”定义为受到信贷约束,并将“需要但没有申请”定义为需求型信贷约束,“申请被拒绝”定义为供给型信贷约束。

表 4 信贷约束与收入风险对风险金融资产投资的影响

Table 4 The impact of credit constraints and income risk on risky financial asset investment

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	风险金融资产参与			风险金融资产占比		
分组收入方差	-0.044*** (0.017)	-0.048*** (0.017)	-0.041** (0.016)	-0.026** (0.011)	-0.029*** (0.011)	-0.024** (0.011)
信贷约束	-0.084* (0.047)			-0.063** (0.032)		
信贷约束 × 分组收入方差	-0.022 (0.044)			-0.015 (0.029)		
需求型信贷约束		-0.048 (0.051)			-0.040 (0.034)	
需求型信贷约束 × 分组收入方差		0.033 (0.047)			0.030 (0.032)	
供给型信贷约束			-0.206* (0.110)			-0.165**
供给型信贷约束 × 分组收入方差			-0.268*** (0.100)			-0.215***
观测值	25 194	25 194	25 194	25 194	25 194	25 194
Pseudo R <sup>2</sup>	0.290	0.290	0.291	0.263	0.263	0.264

注：括号内为稳健标准差；与基准回归相同的控制变量、截距项和地区效应均已控制；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

5.1.2 社会互动

常见的信息渠道包括社会互动、报刊媒体和互联网等。本研究基于社会互动视角来验证市场摩擦中信息渠道的调节作用。参照郭士祺和梁平汉<sup>[30]</sup>的做法，本研究使用红白喜事礼金支出占家庭收入的比重作为家庭社会互动的代理变量，并根据礼金支出占比的大小将全部家庭三等分成社会互动低、中、高三个子样本。观察表 5 的回归结果，发现对于高社会互动程度的家庭而言，收入风

险对风险金融资产市场参与概率和参与程度的回归系数在统计显著性和经济显著性上都小于其他分组。相比于其他分组，高社会互动的家庭更不容易因收入风险而降低参与风险金融资产市场的概率。此外，社会互动与分组收入方差交互项的回归系数为正，意味着在家庭参与风险投资上，社会互动与收入风险之间为替代效应，即社会互动的增强能够显著抑制收入风险对家庭风险性金融资产投资的负向效应。

表 5 社会互动程度异质性与收入风险对风险金融资产投资的影响

Table 5 The impact of social interaction heterogeneity and income risk on risky financial asset investment

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	风险金融资产参与			风险金融资产占比			风险金融 资产参与
社会互动程度	低	中	高	低	中	高	交互项
分组收入方差	-0.063** (0.032)	-0.123*** (0.034)	-0.054 (0.045)	-0.040** (0.019)	-0.069*** (0.023)	-0.013 (0.033)	-0.085*** (0.021)
高礼金支出家庭							-0.063 (0.048)
高礼金支出家庭 × 分组收入方差							0.100** (0.044)
观测值	5 173	5 172	5 170	5 173	5 172	5 170	15 101

注：括号内稳健为标准差；与基准回归相同的控制变量、截距项和地区效应均已控制；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

这种调节效应主要体现在降低信息成本上,对于信息获取途径缺乏的家庭而言,户主通过与邻居、朋友以及亲戚等的口头交流获取投资相关信息和风险应对知识是分散家庭收入风险和进行投资的重要信息来源。在信息普及程度不高的地区,社会互动可以作为互联网等信息渠道的替代<sup>[5]</sup>,帮助家庭降低信息获取的成本,有效缓解信息渠道不完善导致的市场摩擦。

### 5.1.3 金融素养

投资信息的获取和处理能力还与户主自身的受教育程度、认知能力和金融知识息息相关。为探究金融知识对家庭收入风险的调节效应,参照尹志超等<sup>[6]</sup>的衡量方法,根据 2013 年 CHFS 调查问卷中家庭对利率<sup>①</sup>、通货膨胀<sup>②</sup>和投资问题<sup>③</sup>的回答情况构建金融素养变量<sup>④</sup>。从表 6 可知 21 896 个样本家庭为“金融知识缺乏”家庭,仅有 2 957 个家庭受访者的金融知识比较丰富,这说明中国居民家

庭金融素养仍有较大的提升空间。“金融知识较差”家庭的收入风险对风险金融资产的回归系数显著为负,而“金融知识较好”家庭的收入风险回归系数并不显著。“金融知识较好”与家庭收入风险交互项系数显著为正,说明金融知识的提高能够降低收入风险对家庭参与金融市场的抑制作用,这进一步验证了金融知识对收入风险存在的调节作用。尹志超<sup>[6]</sup>指出中国当前超过 50% 的家庭因为缺乏相关知识而未投资于股票市场。金融知识匮乏不利于家庭的收入风险管理,也增加了投资信息收集和分析的时间,提高了家庭参与风险金融资产市场的信息成本,因此金融知识对收入风险的负向影响具有放大效应。整体来说,该部分影响渠道回归结果验证了本研究在理论模型部分提出的假说 2,即金融市场参与成本下降将显著缓解收入风险对家庭参与风险性金融资产投资的负效应。

表 6 金融素养与家庭收入风险对风险金融资产投资的影响

Table 6 The impact of financial literacy and family income risk on risky financial asset investment

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	风险金融资产参与		风险金融资产占比		风险金融资产参与
	金融素养较差	金融素养较好	金融素养较差	金融素养较好	交互项
分组收入方差	-0.051 *** (0.019)	-0.020 (0.036)	-0.029 ** (0.013)	-0.020 (0.020)	-0.080 *** (0.021)
金融知识较好					0.233 *** (0.017)
金融知识较好 × 分组收入方差					0.039 *** (0.014)
观测值	21 896	3 298	21 896	3 298	25 194
Pseudo R <sup>2</sup>	0.282	0.239	0.254	0.227	0.300

注: 括号内为稳健标准差; 与基准回归相同的控制变量、截距项和地区效应均已控制; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## 5.2 其他背景因素分类的异质性效应讨论

根据国内外已有文献的研究,除劳动收入风险之外,健康、住房和家庭工商业经营项目等背景风险均可能对家庭金融市场参与行为产生影响,

且背景风险因素与收入风险也可能存在叠加影响。为验证其他背景风险因素是否加剧收入风险的影响,本研究将进一步通过实证研究分析其他背景风险因素对收入风险影响的异质性。根据家

① 2013 年 CHFS 调查问卷中关于利率的问题为“假设您现在有 100 块钱,银行的年利率是 4%,如果您把这 100 元钱存 5 年定期,5 年后您获得的本金和利息为? 1. 小于 120 元; 2. 等于 120 元; 3. 大于 120 元; 4. 算不出来。”

② 2013 年 CHFS 调查问卷中关于通货膨胀的问题为“假设您现在有 100 块钱,银行的年利率是 5%,通货膨胀率每年是 3%,您的这 100 元钱存银行一年之后能够买到的东西将? 1. 比一年前多; 2. 跟一年前一样多; 3. 比一年前少; 4. 算不出来。”

③ 2013 年 CHFS 调查问卷中关于投资的问题为“您认为一般而言,单独买一只公司的股票是否比买一只股票基金风险更大? 1. 是; 2. 否; 3. 没有听过股票; 4. 没有听说过股票基金; 5. 两者都没有听说过。”

④ 本研究使用的具体方法为: 每个问题答对计 1 分,将加总得分为 0 分和 1 分的家庭定义为金融知识缺乏家庭,将总分为 2 分和 3 分的家庭定义为金融素养较好的家庭。

庭面临的背景风险类别将总样本进行分组回归,得到以下结论.表7和表8第(1)列至表7和表8第(2)列的实证结果表明,收入风险对户主健康状况不佳的家庭风险金融资产投资的抑制性作用更强.户主健康状况不佳的家庭“生存风险大、规划期限短”<sup>[9]</sup>,其抵御风险的能力较弱,因此收入风险对该类家庭的负效应更为显著.表7和表8第(3)列至表7和表8第(4)列反映的是有房家庭和无房家庭风险金融资产投资的异质性,由回归结果的对比可知,收入风险对持有住房资产的家庭风险性金融市场投资具有更强的负向影响,对无自有住房家庭的影响不显著.住房资产同时具备消费属性和投资属性,具有投资数额大、期限长的特点,购买住房将挤占家庭的流动性资产<sup>[19]</sup>.住房价格波动也增加了家庭财富变动的风险,从而降低了家庭对收入风险的耐受能力.表7和表8第(5)列和表7和表8第(6)列实证结果

表明,收入风险对从事工商业经营项目家庭的负向影响大于未经营工商业项目家庭.工商业经营项目使得私人企业家面临额外的经营收入风险,且工商业经营收入与风险金融资产收益率常常具有较高的相关性<sup>[38]</sup>,使得家庭难以通过风险金融资产投资来对冲收入风险.表7和表8第(7)列和表7和表8第(8)列的回归结果显示有负债余额的家庭,收入风险对其参与风险性金融资产投资的负影响更为显著,即意味着当家庭面临清偿债务的压力时,其对收入风险的容忍程度将下降.

综上所述,该部分异质性分析结果验证了本研究在理论模型部分提出的假说3,健康、住房、私有企业等背景风险越高的家庭,收入风险对其参与风险性金融资产投资的负效应越大,即其他背景风险叠加加剧了收入风险的负向作用.

表7 收入风险对风险金融资产参与概率影响的异质性(Probit模型)

Table 7 Heterogeneity of the impact of income risk on the participation probability of risky financial assets (Probit model)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	健康		住房资产		工商业经营项目		负债行为	
	不健康	健康	未持有	持有	未经营	经营	未负债	负债
分组收入方差	-0.049**	-0.040*	-0.037	-0.058***	-0.031*	-0.096**	-0.031	-0.074**
	(0.024)	(0.023)	(0.029)	(0.020)	(0.018)	(0.039)	(0.019)	(0.031)
观测值	14 339	10 855	7 936	17 166	21 716	3 407	19 359	5 835
Pseudo R <sup>2</sup>	0.311	0.266	0.285	0.299	0.311	0.175	0.280	0.319

注:括号内为稳健标准差;与基准回归相同的控制变量、截距项和地区效应均已控制;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平.

表8 收入风险对风险金融资产参与比重影响的异质性(Tobit模型)

Table 8 Heterogeneity of the impact of income risk on the participation proportion of risky financial assets (Tobit model)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	健康		住房资产		工商业经营项目		负债行为	
	不健康	健康	未持有	持有	未经营	经营	未负债	负债
分组收入方差	-0.035**	-0.018	-0.020	-0.034**	-0.018	-0.061**	-0.020	-0.039**
	(0.017)	(0.015)	(0.019)	(0.014)	(0.012)	(0.029)	(0.013)	(0.019)
观测值	14 339	10 855	8 028	17 166	21 716	3 478	19 359	5 835
Pseudo R <sup>2</sup>	0.278	0.246	0.259	0.272	0.282	0.166	0.257	0.284

注:括号内为稳健标准差;与基准回归相同的控制变量、截距项和地区效应均已控制;\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平.

### 5.3 稳健性讨论

本研究对收入风险的衡量具有潜在的内生性问题:第一,模型中可能遗漏了无法衡量的个体异质性,如人格特征和人生经历等,这些扰动项既影响家庭风险金融资产投资又影响收入风险;第二,家庭风险金融投资和收入风

险特征可能存在互为因果关系,家庭收入风险也可能因为投资风险金融资产而增加;第三,可能存在样本自选择偏误和家庭收入风险的衡量偏差等.

#### 5.3.1 面板回归

为避免遗漏变量造成的内生性问题,本节使

用 2011 年、2013 年和 2015 年的 CHFS 数据合并为平衡面板, 为控制不同年份风险金融市场投资回报的差异, 本研究在面板数据中还加入了各年份风险金融资产收益率变量<sup>⑮</sup>。如表 9 所示, 面板数据随机效应模型中家庭收入风险对风险金融资产投资的负向影响依然成立。由于存在“伴生参数问题”, Xtprobit 模型中仅有随机效应模型的估计方法。但随机效应模型假设家庭个体效应与所有的解释变量均不相关, 而豪斯曼检验在 1% 的显著性水平下拒绝了随机效应的原假设, 因此, 本部分实证分析使用固定效应模型更为合理。参照周广肃和梁琪<sup>[5]</sup>的做法, 使用双向固定效应模型对面板数据进行估计。在

控制了时间效应后, 家庭收入风险对风险金融资产参与概率的回归系数依然显著为负。需要注意的是, 双向固定效应模型为线性回归, 但本研究主要关注的被解释变量为非线性变量, 使用线性面板模型回归对系数的估计不是最优的。因此, 为弥补线性面板模型回归的不足, 本研究使用了 Xtlogit 模型(固定效应)和面板 Tobit 固定效应模型(Pantob)进行检验(见表 9 第 4 列和表 9 第 5 列)。结论表明风险金融资产收益率的上升确实显著增加了家庭风险金融资产投资。然而, 分组收入方差对风险金融资产参与概率依然显著为负, 表明本研究所的收入风险抑制家庭风险金融投资的结论比较稳健。

表 9 面板数据模型

Table 9 Panel data model

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	随机效应模型		固定效应模型		
	风险金融资产参与	风险金融资产占比	风险金融资产参与		风险金融资产占比
	Xtprobit	Xttobit	Xtreg	Xtlogit	Pantob
分组收入方差	-0.119 *** (0.040)	-0.037 ** (0.017)	-0.019 *** (0.004)	-0.234 *** (0.078)	-0.013 * (0.007)
风险金融资产收益率	1.489 *** (0.324)	0.189 ** (0.082)	0.154 *** (0.036)	1.604 ** (0.787)	0.059 *** (0.023)
观测值	11 757	11 859	11 859	1 725	11 859

注: 括号内为标准差; 其他控制变量与基准回归相同; 均已控制时间效应、截距项和省级地区效应; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

### 5.3.2 其他稳健性检验

本研究接下来将更换收入风险衡量方法、控制样本范围和更换样本数据进行稳健性检验。表 10 为使用不同方法检验结论稳健性的回归结果:

1) 收入风险指标的稳健性分析。首先, 本研究参照何兴强等<sup>[9]</sup>的做法, 以城市人均 GDP 增长率的波动性作为家庭收入风险的代理变量。具体而言, 本研究将样本家庭所在城市 2000 年—2017 年人均 GDP 的对数值对线性时间趋势进行回归, 并以残差序列的标准差来衡量该城市居民的劳动收入风险。其次, 参照罗楚亮<sup>[36]</sup>的做法, 使用暂时性收入的平方<sup>⑯</sup>作为家庭收入风险的代理变量(见表 10 Panel B)。Panel A 和 Panel B 的回归结果表

明, 无论采用城市人均 GDP 增长率波动性还是使用暂时性收入平方作为家庭收入风险的代理变量, 收入风险对风险金融资产投资具有负向影响的结论依然成立。暂时性收入平方代表的是暂时性收入风险, 而基准回归使用的分组收入方差, 通过两者回归系数的对比, 本研究发现包含了永久收入风险的分组收入方差对家庭风险金融资产投资的负向影响更大。

2) 控制样本选择范围稳健性分析。首先, 考虑到风险金融资产投资问题具有明显的收入和财富门槛效应, 将低收入家庭样本纳入风险金融资产投资考察范围可能会高估收入风险的负向作用。本研究参照何兴强等<sup>[9]</sup>的做法剔除家庭月收

<sup>⑮</sup> 以家庭投资各项风险金融资产的收益(包括买卖所得和分红)除以家庭风险金融资产总额来衡量风险金融资产投资收益率。

<sup>⑯</sup> 先将剔除投资收入的家庭总收入对数值对户主年龄、性别、健康状况等解释变量进行最小二乘法回归, 然后将方程拟合的残差项作为暂时性收入的代理变量, 并将暂时性收入小于 0 的收入风险取负数。因为暂时性收入的均值为 0, 故暂时性收入平方可以作为家庭收入风险的代理变量。

入小于1 000元的样本(共4 202户).然后,本研究参考周广肃和梁琪等<sup>[5]</sup>的做法,剔除农村地区家庭(共7 656户).农村地区的投资信息普及程度、金融机构数量和金融市场成熟程度普遍低于城市地区,因而大多数家庭并未参与风险金融资产<sup>①</sup>.由表10 Panel C和表10 Panel D可知,剔除家庭月收入小于1 000元以及农村地区的家庭后,收入风险对风险金融资产参与概率和参与深度的

影响均显著为负,系数大小未发生显著改变.

3) 截面数据使用的稳健性分析.本研究分别使用2015年和2017年<sup>②</sup> CHFS数据,运用与2013年相同的方法构建家庭收入风险变量(见表10 Panel E和表10 Panel F).实证结果显示,收入风险对风险金融资产参与概率和参与深度的回归系数均显著为负,说明收入风险对家庭风险金融资产投资负向影响具有稳健性.

表10 稳健性检验  
Table 10 Robustness test

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险金融资产参与	股票参与	风险金融资产占比	股票占比
Panel A 城市人均GDP增长波动率				
人均GDP波动率	-1.188*** (0.321)	-1.932*** (0.415)	-0.718*** (0.209)	-1.261*** (0.290)
观测值	25 194	25 194	25 194	25 194
Panel B 暂时性收入平方				
暂时性收入方差	-0.037*** (0.008)	-0.029*** (0.007)	-0.022*** (0.004)	-0.016*** (0.005)
观测值	25 194	25 194	25 194	25 194
Panel C 剔除低收入样本家庭				
分组收入方差	-0.050*** (0.017)	-0.045** (0.019)	-0.030*** (0.011)	-0.028** (0.014)
观测值	20 829	20 829	20 829	20 829
Panel D 剔除农村地区样本家庭				
分组收入方差	-0.052*** (0.017)	-0.044** (0.019)	-0.031*** (0.011)	-0.027* (0.014)
观测值	17 365	17 365	17 365	17 365
Panel E 2015年数据: 分组收入方差				
分组收入方差	-0.079*** (0.019)	-0.055*** (0.021)	-0.056*** (0.013)	-0.046*** (0.016)
观测值	29 023	29 023	29 023	29 023
Panel F 2017年数据: 分组收入方差				
分组收入方差	-0.148*** (0.017)	-0.081*** (0.009)	-0.169*** (0.019)	-0.113*** (0.014)
观测值	34 333	34 333	34 333	34 333

注: 括号内为标准差; 控制变量与基准回归相同; 均已控制地区效应与截距项; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平.

## 6 结束语

本研究首先构造了两期家庭资产配置理论模

型,推导出收入风险对风险金融资产投资的关系,并进一步考察了其他背景风险和市场摩擦对两者关系的影响.同时本研究利用CHFS调查数据检验理论模型的假设,通过分组方差的方法衡量家

① 本研究通过描述性统计发现农村地区样本家庭参与风险金融资产和股票资产的概率分别为1.1%和0.3%.

② 因为2015年CHFS调查问卷中关于家庭成员工作的问题发生较大变化,无法采用与2013年一致的衡量口径.在计算分组收入方差时,主要以家庭所在地区、工作性质和受教育程度为依据进行分组;由于缺失部分城市信息,回归方程中未控制家庭所在城市的人均GDP和年末金融机构存款余额.

庭收入风险,并以家庭风险金融市场、股票市场参与概率和参与深度作为被解释变量,运用 Probit 和 Tobit 模型进行实证估计。本研究所得结论如下:第一,收入风险对家庭风险金融资产参与概率和参与深度均具有显著负向影响,在考虑内生性情况下用工具变量、面板数据和其他方法进行的稳健性检验结果表明这一负向影响显著;第二,信贷约束、信息渠道不畅通与金融素养不足等金融市场摩擦因素均显著增强了收入风险对风险金融资产投资的负向效应;第三,健康、住房及工商业经营和负债等其他背景风险越高的家庭,收入风险对风险金融资产投资的负向影响越明显。

基于研究结论,对有关部门提出以下政策建议:第一,密切关注居民家庭的收入风险,制定实施国家经济政策应该将其对收入风险的影响考虑在内;与此同时,相关部门在制定金融市场发展政策时应将居民家庭所承受的收入风险作为重要考量,增强家庭参与风险金融市场的信心,使其充分享受财产性收入带来的福利,进而为“提高直接

融资比重,促进多层次资本市场健康发展”提供更强劲的微观动力。第二,密切关注除收入风险以外背景风险因素的影响,平抑住房价格大幅波动,坚持“房住不炒”原则,强调住房的消费属性而非投资属性;增加社会医疗保险覆盖范围,并以商业保险作为重要补充;实施有利于营商环境改善的政策法规,关注中小企业经营风险。第三,着眼于缓解信贷市场摩擦,提高普惠金融发展水平,满足居民家庭合理的信贷需求,降低家庭的资金获取成本,特别是在有效防范风险条件下满足低收入家庭的贷款需求。第四,降低市场信息不对称程度,有关部门需要因地制宜完善金融市场信息普及渠道,大力发展网络、报刊和有线媒体等普及投资信息的途径,在信息化发展程度较低的地区,可发挥社会互动降低信息获取成本的作用。第五,着力提高居民金融经济知识水平,考虑在义务教育和高等教育中全面增设投资理财等相关课程,帮助其形成对风险资产投资的理性认识,显著提高全体国民的金融素养。

#### 参 考 文 献:

- [1]周广肃,樊纲,李力行. 收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资[J]. 世界经济,2018,41(4): 53-74.  
Zhou Guangsu, Fan Gang, Li Lixing. Income disparity, material aspirations and household investment in risky financial assets[J]. The Journal of World Economy, 2018, 41(4): 53-74. (in Chinese)
- [2]尹志超,张号栋. 金融知识和中国家庭财富差距——来自 CHFS 数据的证据[J]. 国际金融研究,2017,(10): 78-88.  
Yin Zhichao, Zhang Haodong. Financial literacy and households wealth inequality: Evidence from CHFS data[J]. Studies of International Finance, 2017, (10): 78-88. (in Chinese)
- [3]樊潇彦,袁志刚,万广华. 收入风险对居民耐用品消费的影响[J]. 经济研究,2007,42(4): 124-136.  
Fan Xiaoyan, Yuan Zhigang, Wan Guanghua. The effects of income risks on durables consumption in China: An empirical examination[J]. Economic Research Journal, 2007, 42(4): 124-136. (in Chinese)
- [4]He H, Huang F, Liu Z, et al. Breaking the “Iron Rice Bowl”: Evidence of precautionary savings from the Chinese state-owned enterprises reform[J]. Journal of Monetary Economics, 2017, 94(C): 94-113.
- [5]周广肃,梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究,2018,(1): 53-74.  
Zhou Guangsu, Liang Qi. Internet usage, market frictions and household investment on risky financial assets[J]. Journal of Financial Research, 2018, (1): 53-74. (in Chinese)
- [6]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.  
Yin Zhichao, Song Quanyun, Wu Yu. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice[J]. Economic Research Journal, 2014, 49(4): 62-75. (in Chinese)
- [7]Angerer X, Pok-Sang Lam. Income risk and portfolio choice: An empirical study[J]. The Journal of Finance, 2009, 64



- (2): 1037 – 1055.
- [8]Benzoni L , Collin-Dufresne P , Goldstein R S. Portfolio choice over the life-cycle when the stock and labor markets are cointegrated[J]. *The Journal of Finance* ,2007 ,62( 5) : 2123 – 2167.
- [9]何兴强 , 史 卫 , 周开国. 背景风险与居民风险金融资产投资[J]. *经济研究* ,2009 ,44( 12) : 119 – 130.  
He Xingqiang , Shi Wei , Zhou Kaiguo. Background risk and investors' participation in risky financial assets[J]. *Economic Research Journal* ,2009 ,44( 12) : 119 – 130. ( in Chinese)
- [10]宋 炜 , 蔡明超. 劳动收入与中国城镇家庭风险资产配置研究[J]. *西北人口* ,2016 ,37( 3) : 26 – 31.  
Song Wei , Cai Mingchao. Labor income and risk asset allocation of China' s urban households [J]. *Northwest Population Journal* ,2016 ,37( 3) : 26 – 31. ( in Chinese)
- [11]周广肃 , 樊 纲 , 李力行. 收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资[J]. *世界经济* ,2018 ,41( 4) : 53 – 74.  
Zhou Guangsu , Fan Gang , Li Lixing. Income disparity , material aspirations and household investment in risky financial assets [J]. *The Journal of World Economy* ,2018 ,41( 4) : 53 – 74. ( in Chinese)
- [12]贾 男. 老龄化背景下退休对城镇家庭金融资产选择的影响——基于模糊断点回归设计[J]. *统计研究* ,2020 ,37( 4) : 46 – 58.  
Jia Nan. The impact of retirement on urban household financial assets selection in the aging context: Based on fuzzy regression discontinuity design [J]. *Statistical Research* ,2020 ,37( 4) : 46 – 58. ( in Chinese)
- [13]Heaton J , Lucas D. Portfolio choice in the presence of background risk [J]. *Economic Journal* ,2000 ,110( 460) : 1 – 26.
- [14]Debacker J M , Heim B T , Panousi V , et al. The properties of income risk in privately held businesses [J]. *SSRN Electronic Journal* ,2012.
- [15]Rosen H S , Wu S. Portfolio choice and health status [J]. *Journal of Financial Economics* ,2004 ,72( 3) : 457 – 484.
- [16]吴卫星 , 沈 涛 , 李鲲鹏 , 等. 健康、异质性家庭投资者与资产配置[J]. *管理科学学报* ,2020 ,23( 1) : 1 – 14.  
Wu Weixing , Shen Tao , Li Kunpeng , et al. Healthy , heterogeneous family investors and asset allocation [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2020 ,23( 1) : 1 – 14. ( in Chinese)
- [17]Qiu J. Precautionary saving and health insurance: A portfolio choice perspective [J]. *Frontiers of Economics in China* ,2016 ,11( 2) : 232 – 264.
- [18]周慧珺 , 沈 吉 , 龚六堂. 中老年人健康状况与家庭资产配置——基于资产流动性的视角[J]. *经济研究* ,2020 ,55( 10) : 193 – 208.  
Zhou Huijun , Shen Ji , Gong Liutang. Health status of the middle-aged and elderly and household asset allocation: Portfolio choice with liquid and illiquid assets [J]. *Economic Research Journal* ,2020 ,55( 10) : 193 – 208. ( in Chinese)
- [19]Cocco J. Portfolio choice in the presence of housing [J]. *Review of Financial Studies* ,2004 ,18( 2) : 535 – 567.
- [20]Jansson T. Housing choices and labor income risk [J]. *Journal of Urban Economics* ,2017 ,99: 107 – 119.
- [21]袁 微 , 黄 蓉. 房屋拆迁与家庭金融风险资产投资[J]. *财经研究* ,2018 ,44( 4) : 143 – 153.  
Yuan Wei , Huang Rong. House demolition and household investment of financial risk assets [J]. *Journal of Finance and Economics* ,2018 ,44( 4) : 143 – 153. ( in Chinese)
- [22]Beaubrun-Diant K , T Maury. Home tenure , stock market participation , and composition of the household portfolio [J]. *Journal of Housing Economics* ,2016 ,32: 1 – 17.
- [23]Vestman R. Limited stock market participation among renters and homeowners [J]. *The Review of Financial Studies* ,2018 ,32( 4) : 1494 – 1535.
- [24]Bogan V. Stock market participation and the internet [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,2008 ,43( 1) : 191 – 211.
- [25]尹志超 , 宋 鹏 , 黄 倩. 信贷约束与家庭资产选择——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. *投资研究* ,2015 ,34( 1) : 4 – 24.  
Yin Zhichao , Song Peng , Huang Qian. Credit constraint and household asset choice: An empirical study based on data from

- China Household Finance Survey [J]. *Review of Investment Studies*, 2015, 34(1): 4–24. (in Chinese)
- [26] Roche H, Tompaidis S, Yang C. Why does junior put all his eggs in one basket? A potential rational explanation for holding concentrated portfolios [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3): 775–796.
- [27] Chen B, Stafford F P. Stock market participation: Family responses to housing consumption commitment [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2016, 48(4): 635–659.
- [28] 董晓林, 于文平, 朱敏杰. 不同信息渠道下城乡家庭金融市场参与及资产选择行为研究 [J]. *财贸研究*, 2017, 28(4): 37–46.
- Dong Xiaolin, Yu Wenping, Zhu Minjie. Financial market participants and asset choice among rural and urban household under different information channels [J]. *Finance and Trade Research*, 2017, 28(4): 37–46. (in Chinese)
- [29] 张旭阳, 吴卫星. 媒体理财信息是否助推了家庭金融参与? ——基于股票和保险的研究 [J]. *金融论坛*, 2020, 25(2): 8–19.
- Zhang Xuyang, Wu Weixing. Does media's financial information promote financial participation of households?: A research based on stocks and insurance [J]. *Finance Forum*, 2020, 25(2): 8–19. (in Chinese)
- [30] 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究 [J]. *经济研究*, 2014, 49(S1): 116–131.
- Guo Shiqi, Liang Pinghan. Social interactions, information channel and household stock market participation: An empirical study based on 2011 China household finance survey [J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(S1): 116–131. (in Chinese)
- [31] 李 涛. 社会互动与投资选择 [J]. *经济研究*, 2006, 41(8): 45–57.
- Li Tao. Social interaction and investment choice [J]. *Economic Research Journal*, 2006, 41(8): 45–57. (in Chinese)
- [32] 梅立兴, 闫 伟, 方 进. 我国股票市场“聪明投资者”投资绩效归因研究 [J]. *证券市场导报*, 2020, (3): 20–29+47.
- Mei Lixing, Yan Wei, Fang Jin. Research on the investment performance attribution of “smart investors” in China's stock market [J]. *Securities Market Herald*, 2020, (3): 20–29+47. (in Chinese)
- [33] 周广肃, 边晓宇, 吴清军. 上山下乡经历与家庭风险金融资产投资——基于断点回归的证据 [J]. *金融研究*, 2020, (1): 150–170.
- Zhou Guangsu, Bian Xiaoyu, Wu Qingjun. Personal early experience and household investment on risky financial assets: An empirical analysis based on the “going up to the mountains and down to the countryside” movement in China [J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (1): 150–170. (in Chinese)
- [34] 高 楠, 梁平汉, 何 青. 过度自信、风险偏好和资产配置——来自中国城镇家庭的经验证据 [J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(03): 1081–1100.
- Gao Nan, Liang Pinghan, He Qing. Overconfidence, risk preference and portfolio choice: An empirical evidence from Chinese urban household [J]. *China Economic Quarterly*, 2019, 18(03): 1081–1100. (in Chinese)
- [35] Campbell J Y, Viceira L M. Strategic asset allocation: Portfolio choice for long-term investors [J]. *OUP Catalogue*, 2002, 113(488): 408–409.
- [36] 罗楚亮. 经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为 [J]. *经济研究*, 2004, 39(4): 100–106.
- Luo Chuliang. Uncertainty during economic transition and household consumption behavior in urban China [J]. *Economic Research Journal*, 2004, 39(4): 100–106. (in Chinese)
- [37] 尹志超, 张号栋. 金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于 CHFS 数据的实证研究 [J]. *金融研究*, 2018, (11): 188–206.
- Yin Zhichao, Zhang Haodong. Financial availability, internet finance and households' credit constraints: Evidence from CHFS data [J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (11): 188–206. (in Chinese)
- [38] Davis S, Kubler F, Willen P. Borrowing costs and the demand for equity over the life cycle [J]. *The Review of Economics*

and Statistics, 2006, 88(2): 348–362.

## Income risk and household investment on risky financial assets: Evidence from CHFS data

*YI Xing-jian*<sup>1,2</sup>, *CHEN Jun*<sup>2</sup>, *ZHOU Cong*<sup>3</sup>, *ZHANG Ling-shuang*<sup>4</sup>

1. School of Finance and Investment, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China;

2. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China;

3. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;

4. School of Insurance, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China

**Abstract:** This paper constructs a household asset allocation model which includes the friction of financial market and background risk factors, and explores the relationship between income risk and investment behavior of household risk financial assets. It is found that the increase of income risk will significantly reduce the investment of household risk financial assets, and the increase of market friction and other background risks will aggravate the negative effect of investment of income risk on household risk financial assets. At the same time, this paper uses the China Household Financial Survey (CHFS) data to test the results of the theoretical model, and measures the household income risk by grouped income variance. The empirical results show that household income risk has a significant negative impact on risky financial assets investment; and the financial market friction factors such as credit and loan constraints, social interaction and financial literacy significantly enhance the negative effect of income risk. The negative effect on risk financial assets is more significant in families with higher risks in health, housing, industrial and commercial operation, and liabilities.

**Key words:** income risk; risky financial assets; market frictions; background risk