

中老年家庭健康风险 对金融资产配置的影响研究

俞嘉祺, 韦宏耀

浙江工商大学 金融学院, 浙江 杭州 310018

摘要: 本文使用中国健康与养老追踪调查数据, 构建健康风险 QWB 指标, 实证研究中老年家庭健康风险对金融资产配置的影响与作用机制, 发现: 中老年家庭健康风险程度高低显著影响是否参与风险金融投资的决策, 并且增减其风险金融投资的比例; 面临更大健康风险的中老年家庭医疗支出增加、劳动供给减少、预期寿命可能性降低, 影响中老年家庭对未来的不确定性估计, 因此表现出减少风险金融投资参与和投资比例, 并增加无风险金融资产持有的投资决策; 医疗卫生和社会保障财政支出在一定程度上减轻由健康风险导致的不确定性估计、有效提升健康人力资本存量, 在中老年家庭健康风险影响风险金融投资参与的过程中呈现出显著的负效应。基于此, 应深化医药卫生体制改革, 推进健康文化发展, 鼓励健康消费, 加速金融产品创新, 以进一步优化中老年家庭的资产结构。

关键词: 中老年家庭; 健康风险; 金融资产配置; 劳动供给; 预期寿命可能程度

中图分类号: C979; F840.684 **文献标识码:** A **DOI:** 10.12186/2024.02.004

文章编号: 2096-9864(2024)02-0027-11

经典资产组合理论认为, 理性的投资者不会“把所有的鸡蛋放在同一个篮子里”, 而是让资产参与风险市场投资以实现风险分散和效用最大化。但在实际上, 只有极少部分家庭投资风险金融资产, 或者只会持有极少比重的风险资产^[1-2]。这一现象不仅无法通过经典资产组合理论解释, 而且还会通过资产价格溢价带来经济成本、放大流动性交易效果、阻碍市场风险分散和投资者福利增加^[1,3]。学术界将这一现象定义为风险金融市场的“有限参与问题”。与西方发达国家相比, 我国家庭金融资产结构相对单一, 更偏好无风险金融资产, 有限参与现

象更加突出。《2018 中国城市家庭财富健康报告》指出, 我国家庭金融的风险金融资产配置较少, 股票、基金和债券分别仅占比 8.1%、3.2% 和 0.7%^[4]。探究限制或阻碍我国风险金融市场有限参与的原因是当前重要的辩题之一。

为揭开金融市场的“有限参与之谜”, 学界越来越关注不完全市场和有限理性假设下背景风险对家庭金融资产配置决策的影响。背景风险是指除资产价格波动因素以外的、由投资者或家庭个体特征导致的影响金融资产配置的其他风险因素^[5]。继 C. Gollier 等^[6] 分析背景风险来源之后, 越来越多的研究发现金融素养、社

收稿日期: 2023-12-18

基金项目: 浙江省社会科学规划课题(22LLXC04Z); 国家社科基金青年项目(20CSH024)

作者简介: 俞嘉祺(1999—), 女, 浙江省宁波市人, 浙江工商大学硕士研究生, 主要研究方向: 家庭金融; 韦宏耀(1988—), 男, 安徽省马鞍山市人, 浙江工商大学副教授, 博士, 主要研究方向: 财富分配、家庭金融和数字金融。

会资本、信贷约束等背景风险对家庭风险金融资产投资决策具有显著影响^[7-9]。进入新发展阶段,健康状况作为典型的背景风险,是人力资本的重要组成部分和创造财富的重要前提,健康风险势必会在家庭金融资产配置的决策中扮演重要角色。

一、文献综述

H. S. Rosen 等^[10]最早关注健康状况在家庭投资组合决策中的作用,发现健康状况不佳的家庭往往倾向于拥有相对安全的投资组合,即安全资产在总财富中占比较高,债券和风险性资产占比较小。后来的学者继续采用自评健康进行研究,也有学者分别选取客观诊断健康^[11]、主客观指标相结合的方式^[12]和医疗支出^[13]衡量健康状况,发现健康状况恶化与较高安全资产持有之间存在相关性,健康状况不佳会阻碍家庭风险资产持有,使家庭转向持有安全性高、流动性强的金融资产与房产。

这些研究明确了健康状况不佳与低风险金融资产持有之间的相关性,但并没有完全弄明白这种关系是因果关系还是由于未观察到的变量引起的问题。M. K. Berkowitz 等^[14]在H. S. Rosen 等的研究基础上,控制金融财富效应之后发现健康对金融资产配置的影响基本消失,得出了健康状况与金融资产配置之间不存在直接的因果关系的结论。吴卫星等^[15]指出“第三类变量”可能存在并同时影响健康与家庭投资决策。也有学者认为健康状况与金融资产配置之间不存在相关性。何兴强等^[16]研究发现当前的健康状况对风险资产投资并没有显著影响。此结论与李海荣等^[17]的研究结论一致。

在H. S. Rosen 等使用包括风险态度、时间展望期、遗产动机、健康保险在内的“第三变量”进行检验但并没有得出清晰的结论之后,学界开始关注到健康状况影响金融资产配置的

机制问题。

行为金融理论认为,家庭风险态度对金融资产配置决定及其组合具有显著影响。风险态度在资产配置决策中发挥着不可忽视的作用^[18]。吴卫星等^[15]研究发现,健康状况恶化带来的部分风险会向风险厌恶程度转移,进而影响股票投资与风险资产投资决定。何杨平等^[19]也得出了健康风险通过降低家庭风险偏好对家庭进入风险金融资产市场产生抑制效果的结论。健康也可以通过改变时间展望期来影响投资组合选择。周慧珺等^[20]指出健康状况恶化会导致预期寿命恶化、规划周期缩短,对未来资产的流动性需求增加使得家庭的非流动性资产向流动性资产转移。而吴卫星等^[15]的实证结果则表明时间展望期并不能解释健康状况恶化的影响。有研究则发现健康状况可以通过消费的边际效用影响家庭的投资行为,而这取决于健康与消费和休闲的互补性^[21],但健康与消费的互补性仍然是一个悬而未决的问题^[22]。岳崴等^[23]、花秋玲等^[24]则从流动性视角,发现健康风险会加剧家庭金融脆弱性,促使家庭增大无风险资产与流动性资产的配置比例以缓解家庭未来财务危机的压力。

国内外有关健康和金融资产配置的理论分析和实证研究均取得了明显进展,主要集中在因果关系研究上,现有相关研究仍存有突破空间:一是现有文献对健康风险度量不全面,多数学者使用自评健康衡量家庭健康风险,未能很好地反映健康风险潜在性、持续性和突发性;二是现有文献大多未关注健康风险的内生性问题;三是关于健康风险对风险金融投资影响的传导机制讨论较少,研究结论并不统一且未成系统。

基于此,本文拟从生命周期消费理论、健康需求理论的视角探究健康对中老年家庭资产配置行为的作用机制,并使用中国健康与养老追

踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据进行实证检验。

二、理论分析与研究假设

生命周期消费理论将人的一生大致划分为幼稚期、成长期、成熟期和衰老期四个阶段,主张理性的投资者应当根据一生的预期收入和财富平滑各阶段的消费水平以实现效用最大化的目标。中老年群体处于生命周期的尾端,一方面,伴随着衰老引发的生理机能退化成为中老年群体的主要困扰,因此相较于其他群体,其对健康风险更敏感;另一方面,随着年龄增长,中老年家庭已经完成或即将完成家庭财富积累,家庭财富格局基本定型,已经进入或即将进入储蓄消耗阶段^[25]。因此,对于中老年家庭来说,资产投资首先应以保障家庭基本生活和家庭成员身体健康为目标,限制家庭财务风险。面对健康风险带来的不确定性,出于资产安全性目标,中老年家庭预防性储蓄动机和风险规避意识增强^[26],促使家庭对金融资产配置做出调整。由此,本文提出第一个研究假设。

假设 1:健康风险显著降低家庭风险金融资产的持有概率和持有比例。

健康需求理论认为健康是一种持久存续的资本存量,作为消费品的健康能够直接获得正向收益,通过劳动获得劳动报酬是健康作为人力资本能够获得的间接收益。健康风险直接影响家庭劳动供给,降低就业意愿、减少工作时长、降低工作效率^[27-28],压缩家庭工资性收入空间。健康风险对中老年家庭劳动供给影响更为显著。健康状况恶化直接减少了中老年人的劳动参与,加速中老年劳动力退出市场,导致中老年人提前退休^[29]。这种现象在我国农村地区则不存在,只要身体状况允许,农村的老年人就会一直工作^[30]。因此,健康风险可能通过对劳动供给产生影响,降低工资性收入,增加中老

年家庭对未来收入的不确定性预期、压缩家庭资产规模,降低家庭投资基金、理财产品、衍生品等风险金融资产的概率和持有比例。

另一方面,个人的健康存量会随年龄的增长而贬值,需要健康人力资本投资来折抵由年龄增长带来的自然折旧。面对健康风险,中老年家庭可以通过改变家庭消费行为平滑刚性医疗支出对家庭的影响,如降低非食品消费、家庭耐用品需求等^[31]。但这种调节是有限的,因为家庭的消费水平往往具有较强的消费惯性^[32],健康风险可能提高家庭消费水平。健康风险还伴随着未预期的医疗支出。已经开始消耗家庭储蓄和养老金的中老年家庭,尽管已经积累了相当的金融财富,足以缓冲小的意外开支,但其生活水平可能难以覆盖预期外的医疗支出^[25];对于仍有劳动供给的中老年家庭,未预期的医疗支出增加了家庭经济负担和对未来支出的不确定性。因此,健康风险通过对家庭医疗支出产生影响,扩大了中老年家庭的消费支出、大量消耗家庭储蓄,增加了中老年家庭对未来支出的不确定性预期,促使中老年家庭增加较安全的防御性资产持有,减少风险资产配置,以应对当期或未来的健康支出。

另外,Z. Bodie^[33]表明,视界长度可以影响资产配置。健康资本存量水平较高的中老年人往往有更强的寿命预期,资产规划周期更长;健康状况较差的则反之。较短的投资期限降低了未来收入流的现值,往往会促使家庭做出更安全的投资组合决策。因此,健康风险导致预期寿命恶化,可能改变中老年群体对寿命可能性的预期,降低投机动机,选择更安全的金融投资方式来规避风险,以维持基本生存需求。由此,本文提出第二个研究假设。

假设 2:健康风险通过减少家庭劳动供给、增加医疗支出、降低寿命预期可能程度,削弱家庭参与风险金融资产的投资决策、减少家庭持

有风险金融资产的比例。

此外,除家庭医疗支出外,公共医疗卫生事业建设也有利于提升居民健康人力资本存量。一方面,医疗服务可及性增强、支出规模扩大有效改善医疗环境,使居民“病有所依”,保障并提升居民健康水平^[34-35];另一方面,公共卫生支出能够削弱由预期寿命增加导致的预防性储蓄需求,有效缓解老龄化背景下的家庭支出不确定性^[36]。因此,公共医疗卫生事业建设能够改善居民健康状况,减少健康风险及其带来的不确定性,进而对家庭金融资产配置产生影响。由此,本文提出第三个研究假设。

假设3:全面深化医药卫生体制改革对健康与家庭风险金融资产配置存在调节效应。

三、数据来源、变量描述与模型设定

1. 数据来源

本文研究的数据来源于中国健康与养老追踪调查。中国健康与养老追踪调查旨在高质量收集中国45岁及以上中老年家庭和个人的微观数据,用以分析我国人口老龄化等问题。本文采用CHARLS问卷2011、2013、2015和2018年的数据进行研究。截至2018年全国追访完成时,其样本已覆盖全国28个省(自治区、直辖市)总计1.24万户家庭中的1.9万名受访者,具有代表性。本研究所有的数据处理使用Stata17.0来完成。

2. 变量描述

(1) 被解释变量

CHARLS数据拥有关于家庭资产的丰富信息,根据本文研究目标,家庭金融资产作如下定义:家庭金融资产由风险金融资产和无风险金融资产两部分组成;风险金融资产采用广义定义,包括股票、基金、借出款等;无风险金融资产主要由现金、银行存款、国库券、住房公积金等组成。

本文选择风险金融投资参与、风险金融投资比例作为被解释变量。将风险金融投资参与定义为家庭是否参与风险金融市场的行为决策,将风险金融投资比例定义为家庭持有风险金融资产占家庭总金融资产的比例。统计发现,中老年家庭参与股票市场投资的占比为1.13%,比家庭参与基金市场的占比高0.53个百分点,远低于家庭持有现金与银行存款的占比(94.43%)。

(2) 解释变量

参考赵忠等^[37]、丁继红等^[31]的做法,本文采用R. M. Kaplan等^[38]构建的生活质量指标(Quality of Well-Being Scale, QWB)作为健康风险的衡量指标。中国健康与养老追踪调查中拥有关于健康方面丰富的微观数据,为构建QWB打下了坚实的基础。QWB由行动指标(Mobility Scale, MOB)、体力活动指标(Physical Activity Scale, PAC)、社会活动指标(Social Activity Scale, SAC)和症状情况指标(Symptom Problem Complexes, CPX)4个指标构成。通过随机样本调查确定的权重对4个指标进行赋重,最终统一为测量健康状况的单一指标QWB。QWB指标构建的内容、计算公式权重见表1。

统计发现,样本中中老年个人完全健康的比例为0.14%,男女比例约为1:1。按照个体性别划分,中老年男性个体的QWB平均值为0.71,平均健康状况优于中老年女性个体。按照户主性别划分,男性户主的QWB平均值也高于女性户主,但与个体均值相比,户主性别的平均健康值差距更大,女性户主的QWB平均值仅为0.62。按地理区域划分,城市个体的QWB均值为0.70,高于农村个体QWB均值(0.67)。

(3) 控制变量

本文参考吴卫星等^[15]、周慧珺等^[20]、花秋玲等^[24]的做法,选取户主的性别、受教育程度、

表1 QWB 指标构建

指标	内容	权重
行动指标 (MOB)	不存在由健康状况导致的限制	-0.000
	由于健康原因限制出行	-0.062
	由于健康原因住院	-0.090
体力活动指标 (PAC)	不存在由健康状况导致的限制	-0.000
	坐轮椅(自己控制),由于健康原因举重、弯身、弯腰、上楼梯和上坡有困难(或不能尝试),由于健康原因使用拐杖或其他辅助物或有其他行走方面的身体限制	-0.060
	坐轮椅(自己不能控制),由于健康原因整天或大部分时间在床/椅/沙发上	-0.077
社会活动指标 (SAC)	不存在由健康状况导致的限制	-0.000
	因健康状况存在社交限制	-0.061
	因健康状况不能进行社交活动	-0.106
症状情况指标 (CPX)	共 23 类,具体内容及权重详见 Kaplan 和 Anderson(1988)	

计算公式: $W = 1 + (CPXwt) + (MOBwt) + (PACwt) + (SACwt)$, 其中 $CPXwt$ 、 $MOBwt$ 、 $PACwt$ 、 $SACwt$ 分别代表各指标对应指标的权重

资料来源:Kaplan 和 Anderson(1988)

婚姻状况、家庭规模、城乡地区特征作为人口统计学控制变量,选择家庭是否负有债务、家庭是否拥有房产、家庭总消费水平、家庭总资产水平作为家庭经济情况控制变量。具体变量设置见表2。

3. 模型设定

为研究中老年家庭金融风险是否会对风险金融投资参与产生显著影响,本文采用 Probit 回归模型,设定回归方程如下:

$$whe_riskast_{ijt}^* = \beta_0 + \beta_1 \times$$

$$hea_{ijt} + \gamma \times controls_{ijt} + \alpha_j + T_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$whe_riskast_{ijt} = \begin{cases} 0 & whe_riskast_{ijt}^* \leq 0 \\ 1 & whe_riskast_{ijt}^* > 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中, i 代表样本家户, j 代表家户所在省份, t 代表时间;被解释变量 $whe_riskast_{ijt}$ 代表样本中第*i*个家户在*t*时期风险金融资产持有情况; $whe_riskast_{ijt}^*$ 为金融投资参与的潜变量; α_j 代表省份固定效应; T_t 代表时间固定效应; ε_{ijt} 为误差项。

表2 变量设置与说明

变量性质	变量名称	变量描述
被解释变量	风险金融投资参与	家庭持有风险金融资产为“1”,否则为“0”
	风险金融投资比例	风险性金融资产占总金融资产的比例为[0,1]
解释变量	健康状况	生活质量指标(QWB 指标) [0,1],“1”表示最健康,“0”表示死亡
中介变量	劳动供给	周工作时间/h
	医疗支出	年医疗支出总和/万元
	预期寿命可能程度	有序离散变量,“5”表示预期最强,“1”表示预期最弱
调节变量	财政医疗卫生支出	省财政医疗卫生支出占 GDP 比重
	财政社会保障和就业支出	省财政社会保障和就业支出占 GDP 比重
控制变量	男性户主	户主男性为“1”,女性为“0”
	婚姻状况	户主已婚为“1”,其他为“0”
	受教育水平	文盲为“1”,小学为“2”,初中为“3”,高中为“4”,本科为“5”,硕士为“6”,博士为“7”
	家庭规模	家庭成员数
	城乡属性	城市地区为“1”,农村地区为“0”
	是否负有债务	家庭负有债务为“1”,无负债为“0”
	是否拥有房产	家庭拥有房产为“1”,不拥有为“0”
	总消费水平	家庭总消费/万元
	总资产水平	家庭总资产/万元

为研究中老年家庭金融风险是否会对风险金融投资比例产生显著影响,本文采用 Tobit 模型,设定回归方程如下:

$$pro_riskast_{ijt}^* = \beta_0 + \beta_1 \times hea_{ijt} +$$

$$\gamma \times controls_{ijt} + \alpha_j + T_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$pro_riskast_{ijt} = \max(0, pro_riskast_{ijt}^*) \quad (4)$$

其中, $pro_riskast_{ijt}$ 表示第*i*个家户在*t*时期风险金融资产持有比例; $pro_riskast_{ijt}^*$ 为风险金融投资比率的潜变量。其他变量设定与前文一致。

四、实证分析

1. 描述性统计结果分析

变量描述性统计结果见表3。由表3可知,我国家庭风险金融投资参与和投资比例均值分别为0.081和0.051,参与风险金融投资

表3 变量描述性统计结果

变量名称	均值	方差
风险金融投资参与	0.081	0.273
风险金融投资比例	0.051	0.180
健康状况	0.673	0.170
男性户主	0.861	0.346
受教育水平	2.292	1.155
婚姻状况	0.826	0.379
家庭规模	2.947	1.580
城乡属性	0.407	0.491
是否负有债务	0.261	0.439
是否拥有房产	0.752	0.432
总消费水平	1.881	1.686
总资产水平	19.39	37.93

的平均水平较低。另外,是否拥有房产的均值为0.752,表明我国家庭重视房产投资,可能挤出了可用于风险资产投资的份额。

2. 基准回归结果分析

中老年家庭健康风险对金融资产配置影响的回归结果见表4。由表4可知,健康状况更好的家庭参与风险金融投资的概率更高、风险金融投资比例也更高。由于QWB指标与健康风险呈负相关关系,因此健康状况恶化的风险显著影响家庭金融资产投资决策,显著降低中老年家庭参与风险金融资产的概率和投资比例。从边际效应来看,QWB指标减少1个单位,中老年家庭持有股票、基金等风险金融资产的平均概率下降0.05,持有风险金融资产的平均比例下降0.38。一方面,当中老年家庭遭受健康风险时,由于医疗支出消耗家庭的交易性货币,家庭金融资产规模缩小、削弱家庭抗风险能力;另一方面,为规避健康风险负面影响,中老年家庭采取更加保守的投资策略,增加对安全资产和高流动性资产的需求,驱使中老年家庭增加现金、存款等无风险资产的投资比例,降低风险金融资产的投资概率和比例。

在人口统计因素方面,受教育程度、性别与金融资产投资均显著正相关,家庭规模则呈负相关关系,婚姻状况仅显著影响风险金融资产

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	风险金融投资参与	风险金融投资比例
健康状况	0.050 0*** (4.890 3)	0.379 2*** (6.237 2)
男性户主	0.033 6*** (4.323 3)	0.238 3*** (4.742 5)
婚姻状况	0.001 6 (0.240 8)	0.109 5** (2.523 6)
受教育水平	0.018 5*** (11.079 0)	0.107 2*** (11.215 6)
家庭规模	-0.003 5** (-2.282 0)	-0.034 1*** (-3.686 9)
城乡属性	0.003 8 (0.987 4)	0.090 5*** (3.977 2)
是否负有债务	0.019 0*** (5.095 7)	0.174 0*** (7.744 1)
是否拥有房产	-0.017 3*** (-4.203 9)	-0.106 8*** (-4.416 3)
总资产水平	0.000 4*** (8.292 0)	0.002 6*** (9.551 9)
总消费水平	0.008 3*** (8.368 9)	0.053 6*** (9.326 7)
年份固定	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes
伪R ²	0.172 6	0.168 8
N	23 937	22 922

注:Probit回归和Tobit回归中所报告均为变量的边际效应,*代表 $p < 0.1$,**代表 $p < 0.05$,***代表 $p < 0.01$,下同

投资比例。在家庭经济情况方面,家庭房产持有会显著挤压风险金融资产投资,债务持有和家庭支出增加则显著推动家庭风险金融投资,家庭总资产与风险金融资产持有的比例和概率呈显著正相关,具有明显财富效应。

3. 内生性分析

为尽可能消除由遗漏变量导致的内生性问题,本文分别选择是否经历过重大意外事故、除个体外社区人均健康状况作为工具变量,使用两阶段最小二乘法(2SLS)重新检验回归结果。两个工具变量的第一步回归结果见表5(1)(4)列,结果显示,健康状况与是否经历过重大意外事故呈显著负相关、与除个体外社区人均健康状况呈显著正相关,强相关性均成立;(2)(3)列结果显示,经历过重大意外事故与中老年家庭风险金融资产持有的可能性和比例呈显著负

相关;(5)(6)列结果显示,除个体外社区人均健康状况与中老年家庭风险金融资产持有的可能性和比例显著正相关,结果均与基准回归结论一致。另外,分别对工具变量做弱工具变量检验,均在1%水平上显著通过检验。

4. 异质性分析

(1) 资产类型异质性分析

金融资产类型不同,面对健康风险中老年家庭的投资行为也不同。资产类型异质性分析结果见表6。由表6可知,当健康状况较好时,家庭的风险资产持有量和无风险金融资产持有量均显著增加,因此家庭金融资产持有总量增加。从持有比例来看,健康状况变好会显著增大风险金融资产的持有比例,现金等无风险金融资产的持有比例则显著降低。相反,当健康状况恶化时,中老年家庭将减少风险性金融资产配置,转向更为保守的无风险金融资产。另

外,健康状况与存款和股票持有比例呈显著正相关,并且健康状况对股票持有比例的边际效应更大;但健康状况并不显著影响中老年家庭的基金持有比例。

(2) 城乡异质性分析

近年来,我国城镇化发展迅速,城乡二元结构的差异逐渐弱化。城乡异质性分析结果见表7。由表7可知,城乡子样本均对城乡中老年家庭金融资产持有的概率和比例具有显著影响,其主要区别在于健康状况恶化的边际效应大小。健康状况恶化1个单位,农村地区中老年家庭持有风险金融资产的平均概率和平均持有比例分别降低0.0418、0.3581,变化幅度均小于城市样本。其原因可能在于城乡之间财富规模、资产结构之间仍然存在差异。

5. 稳健性检验

本文采用更换解释变量、替换计量模型的

表5 工具变量回归结果

变量	(1) 健康状况	(2) 风险金融 投资参与	(3) 风险金融 投资比例	(4) 健康状况	(5) 风险金融 投资参与	(6) 风险金融 投资比例
是否经历过重大意外事故	-0.0452*** (-15.4788)					
除个体外社区人均健康状况				0.4974*** (21.2350)		
健康状况		-2.6923*** (-3.3108)	-1.8533*** (-3.1854)		1.1551* (1.7702)	0.8354* (1.7861)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.1086			0.1149		
N	23459	23459	22450	23937	23937	22922

表6 资产类型异质性分析结果

变量	(1) 金融资产 持有量	(2) 无风险金融资产 持有量	(3) 风险金融资产 持有量	(4) 无风险金融 投资比例	(5) 存款 持有比例	(6) 股票 持有比例
健康状况	2.1884*** (10.6900)	1.6762*** (10.6702)	0.4794*** (4.0520)	-0.3314*** (-5.8883)	0.1616*** (6.1109)	0.4026*** (2.9094)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 /伪 R^2	0.2771	0.2602	0.1023	0.0583	0.1944	0.3304
N	23937	23937	23937	22922	22922	22922

表7 城乡异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	风险金融 投资参与 (城市)	风险金融 投资参与 (农村)	风险金融 投资比例 (城市)	风险金融 投资比例 (农村)
健康状况	0.060 8*** (3.452 5)	0.041 8*** (3.429 4)	0.419 7*** (4.810 6)	0.358 1*** (4.228 7)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
伪R ²	0.156 1	0.201 2	0.146 9	0.203 1
N	9694	14 243	9284	13 638

方法对回归结果进行稳健性检验,检验结果见表8。(1)(2)列表示受访者自评健康水平作为解释变量的回归结果,(3)列表示用logit回归结果,(4)列表示普通最小二乘估计结果,均与基准回归结果一致,说明结果具有稳健性。

五、影响机制分析

1. 中介效应分析

(1) 劳动供给

投资者劳动能力和效率与身体状况密切相关,身体状况不佳的投资者劳动供给能力越弱,预期的未来劳动性收入越少,家庭资产规模越小,从而影响家庭风险金融资产投资决策。加入周工作小时后,劳动供给的中介效应检验结果见表9,与表4回归结果相比,表9各参数的显著性没有发生明显变化。劳动供给在99%的水平上会显著影响中老年家庭风险金融资产投资决策,健康状况的边际效应明显减弱,说明健康状况恶化的影响会部分转化为劳动供给的减少,对家庭金融资产配置产生影响。

(2) 医疗支出

面临健康状况恶化,中老年家庭医疗支出显著增加,从而影响家庭风险金融资产投资决策。加入医疗支出因素后,医疗支出的中介效应检验结果见表10,与表4回归结果相比,健康状况对家庭风险金融投资参与和风险金融投资比例依然表现为显著的正相关,但变量的边

表8 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例
自评健康	0.005 7*** (3.442 6)	0.043 0*** (4.403 5)		
健康状况			0.811 2*** (4.866 6)	0.035 0*** (5.052 4)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
R ² /伪R ²	0.172 0	0.167 7	0.168 1	0.040 8
N	23 817	22 804	23 937	22 922

表9 劳动供给的中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)
变量	劳动供给	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例
健康状况	49.051 4*** (25.850 2)	0.033 8*** (3.222 1)	0.281 8*** (4.490 8)
劳动供给		0.000 3*** (8.062 3)	0.001 7*** (8.792 0)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
R ² /伪R ²	0.045 1	0.177 6	0.173 4
N	23 937	23 937	22 922

际效应均有降低。另外,医疗支出均在95%的水平上显著,表明中老年家庭医疗支出显著影响了家庭参与风险金融投资决策和投资参与的比例。因此,在中老年家庭风险金融投资参与和风险金融投资比例的决定因素中,医疗支出会显著削弱健康状况的影响能力。换言之,健康状况恶化会部分转化为医疗支出增加,阻碍家庭风险金融投资行为。

(3) 预期寿命可能程度

身体状况不佳的投资者预期寿命可能性程度越弱,投资规划周期越短、越厌恶风险,从而影响家庭风险金融资产投资决策。加入预期寿命可能程度因素后,预期寿命可能程度的中介效应检验结果见表11,与表4回归结果相比,健康状况的边际效应减小。代表预期寿命可能程度的虚拟变量表现为显著的正向作用,表示

表 10 医疗支出的中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	医疗支出	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例
健康状况	-1.369 0*** (-26.729 3)	0.045 6*** (4.374 0)	0.357 2*** (5.742 7)
医疗支出		-0.002 6* (-1.946 2)	-0.013 5* (-1.748 2)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
R ² /伪 R ²	0.107 4	0.172 9	0.169 0
N	23 937	23 937	22 922

表 11 预期寿命可能程度的中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	预期寿命 可能程度	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例
健康状况	1.807 1*** (37.352 1)	0.037 8*** (3.585 0)	0.291 6*** (4.648 7)
预期寿命 可能程度		0.006 0*** (4.123 0)	0.044 2*** (5.122 6)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
R ² /伪 R ²	0.025 8	0.174 0	0.170 6
N	23 937	23 937	22 922

预期寿命可能程度越强,中老年家庭参与风险金融投资的概率和比例均越高。回归结果说明,健康状况表现会显著影响中老年人对寿命的预期,从而对家庭参与风险金融市场的深度和广度产生显著作用。

2. 调节效应分析

2016年8月19日,习近平总书记在全国卫生与健康大会上指出我国医疗改革已取得一定成就,但医药卫生体制改革已进入“深水区”,到了“啃硬骨头”的攻坚期^[39]。为分析医药卫生体制改革对金融资产配置的调节作用,分别将各省份财政医疗卫生支出占GDP比重、各省份财政社会保障和就业支出占GDP比重及其与健康状况的交互项纳入基础模型,回归结果见表12。表12(1)(3)列结果显示,健康状况与各省份医疗支出占比、社会保障和就业支出占比的交互项均在95%的水平上显著,且

表 12 调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例	风险金融 投资参与	风险金融 投资比例
健康状况	0.091 6*** (3.825 5)	0.383 0*** (5.069 4)	0.090 1*** (3.756 6)	0.374 6*** (4.970 4)
医疗卫生 支出占比	5.506 7 (0.278 8)	-21.262 9 (-0.349 5)		
医疗卫生 支出占比× 健康状况	-7.606 2** (-2.479 1)	-15.146 0 (-1.552 3)		
社会保障 和就业支 出占比			2.133 0 (0.251 5)	-9.513 9 (-0.365 3)
社会保障 和就业支 出占比× 健康状况			-4.463 5** (-2.229 2)	-6.578 9 (-1.029 6)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
伪 R ²	0.080 5	0.095 1	0.080 3	0.094 9
N	7452	7389	7452	7389

交互项系数为负。这说明进入深化医药卫生体制改革阶段后,我国各省份医疗卫生支出、社会保障和就业支出在中老年家庭健康状况对风险金融投资参与的影响上具有显著的负向调节作用。换句话说,各省份医疗卫生、社会保障和就业的财政支出显著削弱了健康风险对风险金融投资参与的抑制作用。因此,增加医疗卫生财政支出、社会保障和就业财政支出,有利于弱化健康风险给中老年家庭带来的不确定性,降低中老年家庭的预防性储蓄需求,鼓励中老年家庭参与风险金融投资。表12(2)(4)列结果显示,医疗卫生支出、社会保障和就业支出对中老年家庭参与风险金融投资的参与程度并没有显著影响。

六、结论与建议

随着生活质量和医疗服务水平的提高,我国人均寿命大幅延长,老龄化程度加深。健康状况已经成为中老年家庭必须面对的风险,对

家庭资产配置产生显著影响。本文使用中国健康与养老追踪调查数据并参考已有研究,构建了衡量健康风险的生活质量 QWB 指标,实证研究了中老年家庭健康风险对家庭金融资产配置的影响,对影响机制进行了讨论与检验。研究发现:其一,中老年家庭健康风险显著影响风险金融投资的选择,并且降低其风险金融投资的比例。其二,面临更大健康风险的中老年家庭与更高的家庭医疗支出、更少的劳动供给和更弱的预期寿命强度相匹配,进而影响家庭风险金融投资决策。在健康风险增加、健康状况恶化的情况下,中老年人对未来收入和支出的不确定性估计显著加重,由预防性储蓄动机外在表现为减少风险金融投资参与和投资比例并增加无风险金融资产持有。健康状况良好的家庭则情况与之相反。其三,2016年后,全面深化医药卫生体制改革对中老年家庭健康风险与是否参与风险金融投资的关系具有显著的削弱作用,医疗卫生财政支出、社会保障和就业财政支出在一定程度上减轻由健康风险导致的不确定性估计,有效提升健康人力资本存量。

基于以上研究结论,综合我国实际国情,本文提出以下几点建议:首先,政府应继续推进“健康中国”建设,深化医药卫生体制改革,健全社会保障体系,提高基本公共卫生服务水平,减少中老年人健康风险;推进健康文化发展,拓宽健康信息获取渠道,呼吁中老年群体重视健康问题,增强个人健康管理意识,提升中老年人健康素养。其次,全社会应鼓励健康消费,推进远程医疗等新业态,引导高新技术支持医疗产业发展,建立体系完整、结构优化的健康产业体系,鼓励地区间健康资源共享与合作,改善健康不平等状况。再次,金融机构应加速产品创新,增强产品吸引力,提高中老年家庭财产性收入,进一步优化中老年家庭的资产结构。

参考文献:

- [1] ALLEN F, GALE D. Limited market participation and volatility of asset prices [J]. *The American Economic Review*, 1994, 84(4): 933 - 955.
- [2] GORMLEY T, LIU H, ZHOU G. Limited participation and consumption-saving puzzles: A simple explanation and the role of insurance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(2): 331 - 344.
- [3] ALMENBERG J, DREBER A. Gender, stock market participation and financial literacy [J]. *Economics Letters*, 2015, 137: 140 - 142.
- [4] 西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心, 广发银行. 2018 中国城市家庭财富健康报告 [EB/OL]. (2019 - 01 - 17) [2023 - 10 - 24]. <https://chfs.swufe.edu.cn/info/1031/1470.htm>.
- [5] 王亚柯, 刘东亚. 家庭金融资产配置: 一个文献综述 [J]. *学术界*, 2021(5): 191 - 200.
- [6] GOLLIER C, PRATT J W. Risk vulnerability and the tempering effect of background risk [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1996, 64(5): 1109 - 1123.
- [7] 吴卫星, 吴锬, 张旭阳. 金融素养与家庭资产组合有效性 [J]. *国际金融研究*, 2018(5): 66 - 75.
- [8] 李涛. 社会互动、信任与股市参与 [J]. *经济研究*, 2006(1): 34 - 45.
- [9] 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.
- [10] ROSEN H S, WU S. Portfolio choice and health status [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72(3): 457 - 484.
- [11] 雷晓燕, 周月刚. 中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好 [J]. *金融研究*, 2010(1): 31 - 45.
- [12] ATELLA V, BRUNETTI M, MAESTAS N. Household portfolio choices, health status and health care systems: A cross-country analysis based on

- SHARE [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2012,36(5):1320-1335.
- [13] GOLDMAN D, MAESTAS N. Medical expenditure risk and household portfolio choice[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2013,28(4):527-550.
- [14] BERKOWITZ M K, QIU J. A further look at household portfolio choice and health status[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(4):1201-1217.
- [15] 吴卫星, 荣苹果, 徐芊. 健康与家庭资产选择[J]. *经济研究*, 2011,46(S1):43-54.
- [16] 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.
- [17] 李海荣, 蔡明超. 背景风险对居民风险资产投资的影响:基于长三角微观调查数据的实证研究[J]. *上海金融*, 2016(3):16-22.
- [18] MARKOWITZ, H M, TODD G P. Mean-variance analysis in portfolio choice and capital markets [M]. New York: John Wiley @ Sons, 2000:54-76.
- [19] 何杨平, 何兴强. 健康与家庭风险金融资产投资参与程度[J]. *华南师范大学学报(社会科学版)*, 2018(2):135-142.
- [20] 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.
- [21] EDWARDS R D. Health risk and portfolio choice [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2008,26(4):472-485.
- [22] FINKELSTEIN A, LUTTMER E F P, NOTOWIDIGDO M J. What good is wealth without health? The effect of health on the marginal utility of consumption [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2013, 11(SUPPL_1):221-258.
- [23] 岳崑, 王雄, 张强. 健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性[J]. *中国工业经济*, 2021(10):175-192.
- [24] 花秋玲, 韩雅多, 黄采蕊, 等. 健康风险冲击与家庭资产配置[J]. *吉林大学社会科学学报*, 2023,63(4):158-173,240.
- [25] VAN OOIJEN R, ALESSIE R, KALWIJ A. Saving behavior and portfolio choice after retirement [J]. *De Economist*, 2015(163):353-404.
- [26] 易行健, 盛威, 杨碧云. 不同生命周期阶段家庭储蓄率的决定因素:基于城镇住户调查数据的实证检验[J]. *山西财经大学学报*, 2015,37(5):25-38.
- [27] 张川川, JOHN G, 赵耀辉. 新型农村社会养老保险政策效果评估:收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给[J]. *经济学(季刊)*, 2015,14(1):203-230.
- [28] 廖宇航. 健康风险冲击对劳动参与的影响:一个反事实的因果分析[J]. *人口与经济*, 2019(4):30-46.
- [29] BOSKIN M J, HURD M D. The effect of social security on early retirement [J]. *Journal of Public Economics*, 1978,10(3):361-377.
- [30] 李琴, 雷晓燕, 赵耀辉. 健康对中国中老年人劳动供给的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2014,13(3):917-938.
- [31] 丁继红, 董旭达. 我国城乡老龄健康:子女的作用有多大?——基于CHNS数据的实证研究[J]. *南开经济研究*, 2017(5):60-76.
- [32] 张冀, 史晓, 曹杨. 动态健康冲击下的中老年人家庭金融风险评估[J]. *财经研究*, 2022,48(2):153-168.
- [33] BODIE Z, MERTON R C, SAMUELSON W F. Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1992,16(3/4):427-449.
- [34] 郭爱妹, 顾大男. 健康不平等视角下医疗服务可及性对老年健康的影响:基于CLHLS数据的实证分析[J]. *人口与发展*, 2020,26(2):60-69.

[18] 张广辉,张建. 宅基地“三权分置”改革与农民收入增长[J]. 改革,2021(10):41-56.

[19] 习近平. 加快建设农业强国 推进农业农村现代化[J]. 求是,2023(6):4-17.

[20] 陈振,罗遥,欧名豪. 宅基地“三权分置”:基本内涵、功能价值与实现路径[J]. 农村经济,2018(11):40-46.

[21] 付宗平. 乡村振兴框架下宅基地“三权分置”的内在要求与实现路径[J]. 农村经济,2019(7):26-33.

[22] 乔思伟,邓志伟,赵立. 整治“空心房” 扮靓新

农村:湖南岳阳农村土地节约集约综合利用改革纪实[J]. 资源导刊,2018(8):54-55.

[23] 刘守英,熊雪锋. 经济结构变革、村庄转型与宅基地制度变迁:四川省泸县宅基地制度改革案例研究[J]. 中国农村经济,2018(6):2-20.

[责任编辑:侯圣伟 王天笑]



引用格式:张少停,张诗琪. 乡村振兴背景下宅基地财产权益实现的困境及策略研究[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版),2024,25(2):59-66.

(上接第37页)

[35] 毛文琳,卫龙宝. 政府卫生支出规模对居民健康的影响研究[J]. 浙江社会科学,2020(3):11-20,156.

[36] 余欣艺,许光建,许坤. 健康国家、预期寿命与储蓄率[J]. 统计与决策,2022,38(14):148-152.

[37] 赵忠,侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与Grossman模型:来自截面数据的证据[J]. 经济研究,2005(10):79-90.

[38] KAPLAN R M, ANDERSON J P. A general health policy model: Update and applications [J]. Health Services Research, 1988, 23(2):

203.

[39] 汪晓东,张炜,赵梦阳. 为中华民族伟大复兴打下坚实健康基础:习近平总书记关于健康中国重要论述综述[J]. 台声,2021(16):24-37.

[责任编辑:侯圣伟]



引用格式:俞嘉祺,韦宏耀. 中老年家庭健康风险对金融资产配置的影响研究[J]. 郑州轻工业大学学报(社会科学版),2024,25(2):27-37.