

社会养老保险能提高家庭投资组合有效性吗？

——基于生命周期视角的研究

臧旭恒 董婧璇

内容提要:本文基于2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用加权平均夏普比率和索提诺比率两个衡量指标,探究社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响。研究结果显示,社会养老保险能够显著促进家庭参与风险金融市场和提高家庭投资组合有效性。机制分析表明,社会养老保险主要通过减少预防性储蓄路径优化家庭投资组合。异质性分析表明,社会养老保险对家庭投资组合的优化作用在农村地区、西部地区及低收入水平家庭中更加显著。进一步分析发现,社会养老保险对家庭投资组合有效性的边际影响具有生命周期效应,相较于处于其他生命周期阶段的家庭,更能够显著提升老年家庭的投资组合有效性。相关结论有助于厘清社会养老保险作用于家庭投资行为的影响机制,为加快全民养老保险体系的改革、提高政策精准程度、缩小居民金融资源鸿沟、增加家庭财产性收入、实现国内大循环的目标提供政策参考。

关键词:社会养老保险 家庭投资组合有效性 夏普比率 索提诺比率 生命周期

中图分类号:F063.4

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2023)10-0033-21

一、问题提出

近年来,伴随资本市场的日益完善和普惠金融的迅速发展,中国居民家庭逐渐转向多元化配置金融资产。如何构造有效的投资组合,在资产的流动性、风险性及收益性之间取得平衡,成为家庭关注的重点问题。有效的家庭投资组合不仅能够帮助家庭改善财务状况、实现财富积累增值,还能够引导家庭理性消费、在既定收入水平下实现效用最大化。因此,研究家庭投资组合有效性的决定因素十分必要,不仅有助于准确解释家庭的金融资产配置行为,而且有利于政府经济政策的精准实施、提高金融市场的整体效率和提升总消费水平。

作为社会保障制度的主体,社会养老保险是一种保障老年人基本生活需要和提供退休福利的社会制

收稿日期:2022-11-17;修回日期:2023-06-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”(21&ZD088)

作者简介:臧旭恒 山东大学经济学院教授、博士生导师,济南,250100;

董婧璇 山东第一医科大学医疗保障学院(山东省医疗保障研究院)讲师,通信作者,济南,250117。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

度。从理论上讲,社会养老保险可能从两个方面影响家庭金融资产配置行为。一方面,社会养老保险可以看作是家庭财富,家庭财富水平越高越倾向配置风险金融资产^[1]。同时,社会养老保险有助于家庭应对劳动收入波动带来的风险冲击,减少预防性储蓄,进而促进家庭参与风险金融市场和提高家庭投资组合有效性。另一方面,缴纳社会养老保险可能会导致居民家庭当期可支配收入的减少和风险性金融资产配置份额的下降,从而降低家庭投资组合的有效性。

同时,家庭的风险偏好和投资偏好随生命周期不断发生改变,考察社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响应当结合生命周期理论的框架。中国已由高生育率、高死亡率、低人口预期寿命,转向低生育率、低死亡率、高人口预期寿命,人口老龄化问题日趋严重。家庭结构已连续两代呈现显著的少子化特征,主要依靠子女扶持的传统养老模式将迎来巨大挑战。财产性收入是未来养老支持的重要保障,选择有效的家庭投资组合对于实现家庭财富积累、保障家庭养老安全具有十分重要的意义。因此,仅仅研究社会养老保险对家庭投资组合有效性有无显著影响及影响程度大小是不够的,还应关注这一作用在家庭不同生命周期阶段的异质性问题,这对于政策的制定和精准实施至关重要。本文采用2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据,系统研究社会养老保险对居民家庭投资组合有效性的影响。

本文后续部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为研究设计;第四部分为基准回归分析、内生性处理、稳健性检验和机制分析;第五部分从城乡、地区、收入水平角度进行异质性分析;第六部分进一步分析社会养老保险对不同生命周期家庭投资组合有效性的异质性影响;第七部分为研究结论与政策建议。

二、文献综述

(一) 投资组合有效性的相关文献

学者们主要使用夏普比率衡量家庭投资组合有效性,并从社会资本^[2]、金融素养^[3]、风险态度^[4]及数字金融^[5-6]等不同维度展开研究。经典的投资理论指出,在构建投资组合时,为实现给定风险下的期望收益最大化,家庭应将财富按照一定比例投资于所有的风险资产中^[7]。而有学者利用微观数据进行实证研究发现,投资者存在“有限参与现象”,仅有少部分家庭参与风险金融市场^[8],且风险金融资产选择偏好与财富水平^[9]、受教育程度^[10]及健康状况^[11]等因素相关。

由于不同居民家庭持有的投资组合差异较大,无法使用统一的效用函数进行衡量,国外一些学者尝试使用夏普比率衡量家庭投资组合有效性问题^[12-13]。鉴于无法获得家庭投资组合账户的精确数据,学者们采用平均化的方式计算各类金融资产的收益率及波动率,并通过指数替代的方式构建投资组合有效前沿,以衡量家庭投资组合有效性。比如,佩利宗和韦伯(Pelizzon & Weber, 2008)认为未考虑非流动性资产构造的投资组合是有偏的,他们将住房资产作为投资组合的重要组成部分,衡量了意大利居民家庭的投资组合有效性问题^[14]。格林布拉特等(Grinblatt et al., 2011)利用芬兰的微观家庭数据发现,控制家庭财富、收入及人口统计学变量后,智商更高的家庭更倾向参与股票市场,持有的投资组合也具有更高的夏普比率^[15]。目前,国内学者较少关注家庭投资组合有效性问题,已有文献也集中于影响因素的全景式实证检验^[3-4]、社会资本^[2]及数字金融^[6]等维度,很少有学者对社会养老保险如何影响家庭投资组合有效性问题展开探究。

(二) 社会保障制度与家庭投资决策的相关文献

已有许多文献从社会养老保险、医疗保险及住房公积金等不同视角探究社会保障制度对家庭投资决策的影响。从社会养老保险视角看,社会养老保险具有损失补偿和风险保障功能,可能从两个方面影响家庭投资决策。一方面,社会养老保险能够为劳动者提供退休收入保障和补偿,弥补退休后劳动收入的降低,使居民家庭中的退休成员的晚年生活得到保障,减少家庭预防性储蓄,进而提高家庭风险金融市场参与程度^[16-17]。同时,社会养老保险可以看作家庭财富或退休成员稳定的收入来源,提高了家庭的风险偏好程度,增加了家庭的风险金融资产投资份额^[18]。另一方面,也有文献指出社会养老保险可能存在“挤出效应”和“引致退休效应”。“挤出效应”是指缴纳社会养老保险会分散家庭资金,导致家庭可支配收入下降,抑制风险性金融资产投资^[19]。“引致退休效应”则是指高水平的养老金待遇会使参保劳动者有提前退休的意愿,从而为退休后保持同样的消费水平而提高储蓄率,进而降低家庭风险金融市场参与概率^[20]。此外,卢洪友等(2019)指出社会养老保险对城乡居民家庭的收入差距及风险金融资产配置具有异质性影响^[21]。从医疗保险视角看,医疗保险与家庭投资组合有效性之间的关系也并不明确。已有文献指出医疗保险能够缓解家庭由于健康风险面临的不确定性,进而增加家庭风险性金融资产的持有意愿^[22]。但也有文献指出,购买医疗保险能够减少居民家庭可支配收入,进而挤出风险金融资产投资^[23]。从住房公积金视角看,参加住房公积金制度可以使家庭获得所得税减免及利息优惠等隐性福利^[24],提高家庭的财富积累水平,降低家庭对未来购买住房的不确定性预期^[25],从而优化居民家庭的金融资产配置^[26]。

可以注意到,现有研究在一定程度上忽略了社会养老保险作为重要的社会保障制度对家庭投资组合有效性的影响和作用。

(三) 生命周期与家庭投资决策的相关文献

由于研究方法和研究数据的差异,已有文献有关生命周期影响家庭金融资产配置行为的研究结论并不一致。部分文献研究发现,年龄对家庭风险金融市场参与的影响是线性的,伴随年龄的增长,家庭会减少投资风险性金融资产以实现最优配置^[27-28]。另有文献研究发现,年龄对家庭风险金融市场参与的影响是曲线型的。其中,一些学者认为随着年龄的增加,家庭风险金融资产配置份额呈现先下降后增加的U型曲线趋势。比如,阿莱西等(Alessie et al.,2000)研究发现荷兰家庭中老年人(特别是90岁以上的老年人)有更大的意愿配置风险金融资产^[29]。周利(2019)认为:年轻投资者预期未来收入增长,进而增加风险金融资产投资比例;中年投资者预期劳动收入已达峰点,适当减少风险金融资产投资份额;65岁以上退休老年投资者的风险金融资产投资比例反而超过中年投资者^[30]。但也有一些学者认为,家庭风险金融资产配置份额随生命周期呈现先增长后下降的“驼峰型”曲线趋势^[31-32]。比如,维辛-乔根森(Vissing-Jorgensen,2002)以股票资产作为风险金融资产的代理变量,利用美国消费者金融调查数据分析发现,股票资产配置比例随年龄增加出现先上升后下降的情况^[33]。戈麦斯和迈克尔兹(Gomes & Michaelides,2005)认为:在生命周期的青年阶段,由于受到流动性约束的影响,居民家庭有限参与风险金融市场;中年阶段,出于积累财富以保证退休生活的动机,家庭风险金融资产配置比例不断提高;老年阶段,死亡风险的增加又抑制家庭投资风险金融资产^[34]。可以看到,相关研究都证实了生命周期对家庭投资决策具有重要影响,但目前鲜有文献从生命周期视角考虑社会养老保险对家庭投资组合有效性的异质性影响问题。

综上所述可知,鲜有学者探究社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响。基于此,本文将梳理社会

养老保险影响家庭投资组合有效性的机制路径,并结合老龄化背景深入探讨社会养老保险对不同生命周期阶段家庭的投资组合有效性的异质性影响。

三、研究设计

(一) 模型设定

为分析社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响,本文设定式(1)一式(5):

$$riskfin_{ic} = \alpha + \beta insurance_old_{ic} + \gamma X_{ic} + \pi_c + \mu_{ic} \quad (1)$$

$$sharp_ratio_{ic} = \begin{cases} \text{可观测, } riskfin_{ic} = 1 \\ \text{不可观测, } riskfin_{ic} = 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$sortino_ratio_{ic} = \begin{cases} \text{可观测, } riskfin_{ic} = 1 \\ \text{不可观测, } riskfin_{ic} = 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$sharp_ratio_{ic} = \alpha + \beta insurance_old_{ic} + \gamma X_{ic} + \delta \lambda_{ic} + \pi_c + \mu_{ic} \quad (4)$$

$$sortino_ratio_{ic} = \alpha + \beta insurance_old_{ic} + \gamma X_{ic} + \delta \lambda_{ic} + \pi_c + \mu_{ic} \quad (5)$$

由于家庭存在有限参与风险金融市场现象,为解决样本选择问题,借鉴吴卫星等(2015)^[35]的做法,采用赫克曼(Heckman)两步修正模型进行估计。家庭投资组合有效性是否可以被观测到取决于家庭是否参与风险金融市场,因此第一步采用概率单位(Probit)模型研究社会养老保险对家庭风险金融市场参与的影响,并根据估计结果计算逆米尔斯比率。其中, $riskfin_{ic}$ 是二值变量,等于1时表示家庭参与风险金融市场,等于0时表示家庭未参与风险金融市场。 $insurance_old_{ic}$ 是解释变量, X_{ic} 是控制变量, π_c 是城市固定效应, $\mu_{ic} \sim N(0, \sigma^2)$ 。第二步模型设定如式(2)一式(5)所示,用来估计社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响, $sharp_ratio_{ic}$ 和 $sortino_ratio_{ic}$ 分别是夏普比率和索提诺比率,均是衡量家庭投资组合有效性的代理变量。式(2)和式(3)表示家庭是否参与风险金融市场对投资组合有效性产生了样本选择偏差,即如果家庭参与风险金融市场,则夏普比率和索提诺比率可以被观测到;否则,夏普比率和索提诺比率不可以被观测到。在式(4)和式(5)中,将赫克曼两步修正模型中第一步计算得到的逆米尔斯比率 λ_{ic} 作为解释变量加入回归方程中,若系数 δ 显著不为零,则证明模型存在样本选择偏差问题,采用赫克曼两步修正模型才能得到一致估计。

由于使用了截断数据,本文借鉴杜朝运和丁超(2016)^[4]的方法,如式(6)和式(7)所示,进行稳健性检验。

$$sharp_ratio_{ic} = \begin{cases} \alpha + \beta insurance_old_{ic} + \gamma X_{ic} + \pi_c + \mu_{ic}, sharp_ratio_{ic} > 0 \\ 0, sharp_ratio_{ic} \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$sortino_ratio_{ic} = \begin{cases} \alpha + \beta insurance_old_{ic} + \gamma X_{ic} + \pi_c + \mu_{ic}, sortino_ratio_{ic} > 0 \\ 0, sortino_ratio_{ic} \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

(二) 数据来源

本文数据来源于西南财经大学2017年中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)数据库。本文对家庭总收入及家庭总资产数据进行1%的双边截尾处理,得到37923个观测值,同时剔除关键变

量存在缺失的样本,最终获得有效样本 34 051 个。

(三) 变量设定

1. 解释变量

本文以户主是否拥有社会养老保险 (*insurance_old*) 作为解释变量,如果户主拥有社会养老保险,则 *insurance_old* 取值为 1,如果户主未拥有社会养老保险,则 *insurance_old* 取值为 0。

2. 被解释变量

本文以家庭投资组合有效性(*riskfin*)为被解释变量。参照尹志超等(2015)^[36]的做法,将家庭金融资产划分为无风险性金融资产和风险性金融资产。无风险性金融资产由现金、活期存款、定期存款、股票账户现金及政府债券构成;风险性金融资产由股票、基金、互联网理财产品、金融理财产品、金融债券、企业债券、衍生品、贵金属及非人民币资产构成。家庭持有任意一类风险性金融资产,则视为家庭参与风险金融市场, *riskfin* 取值为 1;家庭未持有任何风险性金融资产,则视为家庭未参与风险金融市场, *riskfin* 取值为 0。

由于数据的局限性,无法获得家庭金融资产的具体回报率等相关信息,本文分别将夏普比率 *sharp_ratio* 和索提诺比率 *sortino_ratio* 作为家庭投资组合有效性的代理变量。参考已有研究^[14-15,35],采用平均化和指数替代的方式,使用加权平均夏普比率(*sharp_ratio*)衡量家庭投资组合有效性。夏普比率的计算公式如式(8)所示:

$$sharp_ratio = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma} \quad (8)$$

其中, R_f 即无风险利率,由中国人民银行发布的人民币一年期定期存款(一年期整存整取)基准利率表示^①, $E(R_p)$ 即风险性金融资产的预期收益率, $E(R_p) - R_f$ 即风险性金融资产的超额收益率, σ 即风险性金融资产的波动率。具体来看,2017 年中国家庭金融调查(CHFS)是在 2016 年底完成的,因此选取 2007 年 1 月至 2016 年 12 月作为时间区间^②,并以 2007 年 1 月为基期进行平减,采用平均化和指数替代的方式计算各类风险性金融资产的收益率和波动率,进而得到风险性金融资产的夏普比率。最后,根据每个家庭不同风险性金融资产权重计算得到家庭投资组合夏普比率。夏普比率取值越高说明家庭金融资产投资组合越有效。

另外,参考法里内利等(Farinelli et al.,2008)^[37]的方法,使用索提诺比率衡量家庭投资组合有效性,如式(9)所示:

$$sortino_ratio = \frac{E(R_p) - R_f}{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (R_{p_t} - R_f)^2}} \quad (9)$$

总体来看,索提诺比率更看重对(左)尾部的预期损失分析,在评估投资组合极端风险时,是一种更为审慎的衡量方法。与夏普比率一致,索提诺比率取值越高说明家庭金融资产投资组合越有效。

本文中风险性金融资产的替代指数及数据来源见表 1。

① 数据来源于万得(Wind)数据库并整理。

② 选取 2007 年 1 月至 2016 年 12 月作为时间区间,因为在此区间内中国的经济市场和金融市场经历了完整的周期,参照吴卫星等(2015)^[35]的做法,将居民家庭投资组合置于周期性运行的金融市场中进行评价,结果会更为稳健。

表 1 风险性金融资产的替代指数及数据来源

风险性金融资产	替代指数	数据来源	夏普比率/%	索提诺比率/%
股票	上证指数	中国经济金融数据库	1.023	1.444
	深证成份指数	中国经济金融数据库		
基金	上证基金指数	万得数据库	9.171	14.044
	深证乐富基金指数	万得数据库		
债券	中证综合债指数	万得数据库	37.085	76.146
贵金属	黄金现货价格	万得数据库	5.872	8.869
非人民币资产	美元现货价格	万得数据库	-26.343	-33.138

3. 中介变量

社会养老保险主要通过减少预防性储蓄路径影响家庭投资组合有效性,因此本文设定中介变量预防性储蓄(*pre_saving*)。参考已有研究^[38-39],定义预防性储蓄指标为高流动性资产与家庭金融资产的比值,即预防性储蓄=(现金+活期储蓄+定期储蓄+股票现金账户+股票余额+基金)/家庭金融资产。

4. 控制变量

本文选取的控制变量包括户主特征、家庭特征及家庭经济状况。户主特征控制变量包括:户主年龄(*age*)、户主性别(*gender*)、户主受教育程度(*education*)、户主健康状况(*health*)、户主婚姻状况(*marriage*)、户主金融知识水平(*fw*)、户主是否有工作(*job*)、户主信任程度(*trust*)和户主幸福程度(*happiness*)。家庭特征控制变量包括:家庭是否有自营工商业(*self_business*)、家庭车辆数量(*car*)、家庭房产数量(*house*)、家庭规模(*family_size*)和家庭65岁以上老人数量(*oldpeople*)。家庭经济状况控制变量包括:家庭负债率(*debt_ratio*)、家庭全年总收入的对数(*total_income*)和家庭全年总资产的对数(*total_asset*)。

5. 描述性统计

表2报告了本文相关变量的描述性统计结果。可以看出,样本中拥有社会养老保险的家庭(具有28242个观测值)占比82.9%,说明中国家庭社会养老保险覆盖率较高。样本家庭中家庭规模均值和老人数量均值分别为3.190、0.567,表明中国居民家庭面临较大的养老负担。

进一步,对比未拥有社会养老保险家庭(具有5809个观测值)和拥有社会养老保险家庭可以发现,拥有社会养老保险家庭的风险金融市场参与概率为16.8%,未拥有社会养老保险家庭的风险金融市场参与概率为10.8%,这两类家庭的均值差异在1%的水平下显著^①。以夏普比率和索提诺比率分别作为家庭投资组合有效性的代理变量,可以发现,拥有社会养老保险家庭的夏普比率、索提诺比率分别是17.8%、31.0%,未拥有社会养老保险家庭的两个比率分别是3.0%、5.0%,初步说明家庭投资组合有效性与社会养老保险具有正相关关系。关于中介变量的描述性统计,通过分样本对比可以看到,拥有社会养老保险家庭和未拥有社会养老保险家庭的预防性储蓄分别是1.705、4.479,这说明减少预防性储蓄可能是社会养老保险影响家庭投资组合有效性的机制路径。

① 有社会养老保险家庭的股票、基金、债券、贵金属及非人民币资产等风险性金融资产的参与率分别为9.51%、3.46%、0.64%、0.43%、0.14%;没有社会养老保险家庭的股票、基金、债券、贵金属及非人民币资产等风险性金融资产的参与率分别为3.53%、1.07%、0.12%、0.22%、0.09%。

表2 变量的定义及描述性统计

变量符号	变量描述	总体				有社会养老保险		没有社会养老保险	
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差
<i>sharp_ratio</i>	夏普比率	0.152	1.366	-26.343	37.085	0.178	1.472	0.030	0.617
<i>sortino_ratio</i>	索提诺比率	0.266	2.603	-33.138	76.146	0.310	2.828	0.050	0.887
<i>riskfin</i>	是否参与风险金融市场	0.158	0.365	0	1	0.168	0.374	0.108	0.309
<i>insurance_old</i>	是否有社会养老保险 (1=是)	0.829	0.376	0	1	1	0	0	0
<i>pre_saving</i>	预防性储蓄	2.178	35.475	0	4976.120	1.705	12.530	4.479	81.301
<i>age</i>	户主年龄	53.041	14.102	18	85	54.616	13.701	45.384	13.506
<i>gender</i>	户主性别(1=男性)	0.797	0.402	0	1	0.791	0.407	0.827	0.378
<i>education</i>	户主受教育程度	9.452	4.019	0	22	9.592	4.078	8.774	3.647
<i>health</i>	户主健康状况(1=健康)	0.823	0.381	0	1	0.822	0.383	0.832	0.374
<i>marriage</i>	户主婚姻状况(1=已婚)	0.860	0.347	0	1	0.864	0.343	0.841	0.366
<i>fiw</i>	户主金融知识水平	1.397	0.656	1	3	1.415	0.666	1.309	0.598
<i>job</i>	户主是否有工作 (1=有工作)	0.618	0.486	0	1	0.595	0.491	0.732	0.443
<i>trust</i>	户主信任程度	0.368	0.590	0	2	0.368	0.590	0.372	0.592
<i>happiness</i>	户主幸福程度	1.664	0.556	0	2	1.681	0.544	1.585	0.603
<i>self_business</i>	是否有自营工商业 (1=是)	0.137	0.344	0	1	0.118	0.323	0.229	0.421
<i>car</i>	家庭车辆数量	0.278	0.507	0	5	0.278	0.507	0.280	0.508
<i>house</i>	家庭房产数量	1.100	0.581	0	11	1.116	0.582	1.024	0.575
<i>family_size</i>	家庭规模	3.190	1.537	1	15	3.129	1.526	3.489	1.557
<i>oldpeople</i>	老人数量	0.567	0.789	0	5	0.611	0.807	0.355	0.653
<i>debt_ratio</i>	总负债/总资产	0.246	3.184	0	290.036	0.208	3.141	0.434	3.382
<i>total_income</i>	家庭全年总收入/万元	7.836	8.170	0.175	65.231	8.178	8.283	6.170	7.375
<i>total_asset</i>	家庭全年总资产/万元	97.067	152.229	0.112	1110	103.899	158.292	63.855	112.660

四、实证分析

(一) 基准回归

社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响存在显著的样本选择偏差问题,因此本文采用赫克曼模型进行修正。如表3所示,第一阶段为自选择方程的回归结果,采用Probit模型解决社会养老保险是否影响家庭风险金融市场参与的问题;第二阶段加入第一步得到的逆米尔斯比率,估计社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响。估计结果显示,逆米尔斯比率(*imr*)的系数分别为1.204、2.025,且均在1%的显著性水平下为正,说明

样本存在选择偏差问题。自选择方程和回归方程中社会养老保险的估计系数均显著为正,说明社会养老保险能够提高家庭风险金融市场参与概率和家庭投资组合有效性,并且具有统计上的显著性。在第二阶段中,社会养老保险的估计系数分别为0.097、0.162,经济含义为相较于未拥有社会养老保险家庭,拥有社会养老保险家庭的加权平均夏普比率及加权平均索提诺比率分别提高9.7%、16.2%。进一步,采用截尾回归(Tobit)模型进行估计,回归结果表明,社会养老保险的估计系数分别为1.066、2.036,且在1%的水平下显著为正,证明了估计结果的稳健性。

表3 社会养老保险与家庭投资组合有效性

变量	赫克曼模型			Tobit 模型	
	第一阶段	第二阶段	第二阶段	sharp_ratio	sortino_ratio
	<i>riskfin</i>	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>		
<i>insurance_old</i>	0.079*** (0.030)	0.097*** (0.014)	0.162*** (0.024)	1.066*** (0.245)	2.036*** (0.466)
<i>age</i>	-0.015*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.018*** (0.004)	0.010 (0.007)	0.020 (0.013)
<i>gender</i>	-0.093*** (0.025)	-0.149*** (0.023)	-0.254*** (0.045)	-0.821*** (0.165)	-1.562*** (0.316)
<i>education</i>	0.062*** (0.003)	0.078*** (0.009)	0.133*** (0.016)	0.308*** (0.024)	0.584*** (0.048)
<i>health</i>	0.139*** (0.034)	0.129*** (0.028)	0.211*** (0.051)	0.081 (0.248)	0.145 (0.481)
<i>marriage</i>	-0.131*** (0.031)	-0.085*** (0.029)	-0.158*** (0.051)	0.284 (0.222)	0.535 (0.420)
<i>job</i>	-0.156*** (0.026)	-0.201*** (0.025)	-0.337*** (0.045)	-0.710*** (0.166)	-1.321*** (0.316)
<i>fw</i>	0.317*** (0.014)	0.387*** (0.045)	0.654*** (0.079)	1.710*** (0.115)	3.237*** (0.233)
<i>trust</i>	0.150*** (0.016)	0.144*** (0.025)	0.237*** (0.046)	0.386*** (0.100)	0.725*** (0.190)
<i>happiness</i>	-0.044** (0.018)	-0.079*** (0.014)	-0.136*** (0.027)	-0.551*** (0.117)	-1.055*** (0.225)
<i>self_business</i>	0.005 (0.027)	-0.062*** (0.017)	-0.107*** (0.030)	-0.509*** (0.180)	-0.958*** (0.342)
<i>car</i>	-0.053*** (0.019)	-0.007 (0.017)	-0.032 (0.030)	0.047 (0.106)	0.055 (0.199)
<i>house</i>	-0.123*** (0.017)	-0.151*** (0.024)	-0.264*** (0.045)	-0.602*** (0.126)	-1.165*** (0.243)
<i>family_size</i>	-0.077*** (0.008)	-0.091*** (0.012)	-0.152*** (0.021)	-0.478*** (0.067)	-0.901*** (0.130)
<i>oldpeople</i>	0.001 (0.016)	0.008 (0.012)	0.022 (0.023)	-0.023 (0.112)	-0.032 (0.214)

表3(续)

变量	赫克曼模型			Tobit 模型	
	第一阶段	第二阶段	第二阶段	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>
	<i>riskfin</i>	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>		
<i>debt_ratio</i>	0.001 (0.005)	0.003 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	-0.258 (0.385)	-0.496 (0.736)
<i>total_income</i>	0.217 *** (0.011)	0.251 *** (0.032)	0.425 *** (0.057)	1.005 *** (0.103)	1.902 *** (0.199)
<i>total_asset</i>	0.260 *** (0.009)	0.320 *** (0.039)	0.544 *** (0.069)	1.441 *** (0.088)	2.741 *** (0.180)
<i>imr</i>		1.204 *** (0.168)	2.025 *** (0.295)		
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	34 051	34 051	34 051	34 051	34 051
R^2		0.028 1	0.024 1		
$\overline{R^2}$		0.022 6	0.018 7		
<i>Pseudo. R</i> ²	0.271 5			0.151 1	0.133 3

注:表格中汇报的是边际效应,括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%水平下显著,后表同。

(二) 内生性处理

社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响可能由于双向因果及遗漏变量等原因产生内生性问题。本文参考已有研究^[40-41],计算同一社区内除该家庭外其他家庭的社会养老保险平均参保率,以此作为工具变量 1。工具变量需要满足相关性和外生性两个条件。一方面,同一社区内的家庭在工作背景和 risk 态度等方面具有相似性,家庭是否拥有社会养老保险与社区内其他家庭的社会养老保险参保情况具有一定相关性。另一方面,其他家庭的社会养老保险参保情况并不能够直接影响该家庭的投资行为。因此,本文选择的工具变量 1 是一个较为理想的工具变量。工具变量 1 的估计结果如表 4 所示,Cragg-Donald Wald *F* 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量依次为 1 811.491 和 1 651.823,大于 10%显著性水平下的临界值 16.38,表明不存在弱工具变量问题。不可识别检验结果显示,Kleibergen-Paap rk *LM* 统计量为 77.606,*P* 值为 0.000 0,显著拒绝不可识别的原假设,表明内生变量与工具变量之间存在强相关关系。缓解内生性问题后,社会养老保险与家庭投资组合有效性之间仍存在显著正相关关系,且显著性水平未改变。

为进一步保证工具变量估计结果的稳健性,参考宗庆庆等(2015)^[16]的方法,将样本家庭按照户主受教育程度、户主年龄及家庭所在社区三个变量分组,构造工具变量 2。将户主按照受教育程度分为三组(初中及以下学历、高中及中专/职高学历、大专/高职及以上学历),按照年龄分为三组(45 岁以下、45~65 岁、65 岁以上)。针对每个家庭,计算其所在组群除该家庭外其他家庭的社会养老保险平均参保率,并作为工具变量 2。使用两阶段最小二乘(2SLS)模型和赫克曼模型的估计结果如表 4 所示,社会养老保险的估计系数仍显著为正。

表 4 内生性分析

变量	工具变量 1		工具变量 2	
	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>
<i>insurance_old</i>	0.453 *** (0.079)	0.827 *** (0.153)	0.087 *** (0.028)	0.141 *** (0.052)
<i>imr</i>	1.879 *** (0.234)	3.288 *** (0.436)	1.185 *** (0.170)	1.986 *** (0.297)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	34 051	34 051	34 051	34 051
R^2	0.015 5	0.011 9	0.022 9	0.019 1
Cragg-Donald Wald F	1 811.491	1 811.491	1.4×10^4	1.4×10^4
Kleibergen-Paap rk Wald F	1 651.823	1 651.823	1.8×10^4	1.8×10^4

(三) 稳健性检验

1. 替换夏普比率/索提诺比率

2015年6月中国证券监督管理委员会出台《证券公司融资融券业务管理办法(征求意见稿)》等一系列相关政策文件,对股票市场可能产生了较大影响。考虑到这一点,本文另截取2007年1月至2015年5月作为计算区间。从表5替换夏普比率及索提诺比率后的估计结果可以看出,社会养老保险对夏普比率及索提诺比率依然具有显著正向影响,和前述结论基本一致。

2. 增加控制变量

家庭是否参与社会养老保险可能与家庭是否参与医疗保险、失业保险及住房公积金等其他社会保障制度相关。如果这些社会保障制度能够对家庭投资行为产生影响,并与社会养老保险的作用方向相同,则会使得本文在前文中高估社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响。因此,在基准回归模型中加入“家庭是否拥有社会医疗保险”“家庭是否拥有社会失业保险”及“家庭是否拥有住房公积金”三个新控制变量。估计结果如表5所示,边际影响虽然略有下降,但仍在1%显著性水平下为正,说明了研究结果的稳健性。

表 5 稳健性检验 I

变量	替换夏普比率/索提诺比率		增加控制变量	
	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>
<i>insurance_old</i>	0.201 *** (0.024)	0.328 *** (0.032)	0.055 *** (0.020)	0.086 *** (0.031)
<i>imr</i>	2.498 *** (0.255)	4.202 *** (0.380)	0.810 *** (0.227)	1.274 *** (0.359)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制

表5(续)

变量	替换夏普比率/索提诺比率		增加控制变量	
	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>
样本量	34 051	34 051	12 502	12 502
R^2	0.052 4	0.050 9	0.039 4	0.034 4
$\overline{R^2}$	0.047 1	0.045 6	0.024 3	0.019 3

3. 重新定义社会养老保险

考虑到家庭的投资行为可能并非户主一人决策的结果,其他家庭成员也可能是决策主体。本文将核心解释变量替换为“家庭成员中至少有一人拥有社会养老保险(*insurance_old₁*)”,并再次进行回归分析。如果家庭成员中至少有一人拥有社会养老保险,则解释变量取值为1;如果家庭成员中没有人拥有社会养老保险,则解释变量取值为0。估计结果如表6所示,解释变量的估计系数均显著为正,表明实证结果稳健。中国基本养老保险覆盖率已达较高水平,2017年底中国基本养老保险覆盖率已达到80%，“十四五”规划中基本养老保险的预期覆盖率为95%。在所有社会养老保险类型中,政府及事业单位退休金、城镇职工养老保险的缴费金额和给付待遇较高,若将关键解释变量由“参加社会养老保险”更改为“参加政府及事业单位退休金或城镇职工养老保险(*insurance_old₂*)”重新进行分析,相关的研究能够获得更深刻的政策价值。本文设定,若样本家庭参加政府及事业单位退休金或城镇职工养老保险,则解释变量取值为1,否则取值为0。如表6所示,相较于基准回归结果,关键解释变量的估计系数为正且显著提高,说明社会养老保险能够提高家庭投资组合有效性。

表6 稳健性检验 II

变量	家庭成员中至少有一人拥有社会养老保险		家庭参加政府及事业单位退休金或城镇职工养老保险	
	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>	<i>sharp_ratio</i>	<i>sortino_ratio</i>
<i>insurance_old₁</i>	0.071 *** (0.013)	0.116 *** (0.023)		
<i>insurance_old₂</i>			0.116 *** (0.021)	0.188 *** (0.041)
<i>imr</i>	1.110 *** (0.159)	1.867 *** (0.281)	1.058 *** (0.148)	1.781 *** (0.262)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	34 051	34 051	34 051	34 051
R^2	0.027 7	0.023 9	0.028 5	0.024 5
$\overline{R^2}$	0.022 3	0.018 4	0.023 1	0.019 0

4. 家庭风险金融市场参与深度及家庭金融资产配置多样性

传统的家庭资产选择理论指出,家庭应配置一定比例的风险金融资产并持有多样化的资产种类以实现有效的投资组合。因此,风险金融市场参与深度及金融资产配置多样性也可以作为评估家庭投资组合

是否有效的指标。本文将家庭配置风险性金融资产占总金融资产的比重定义为家庭风险金融市场参与深度 $riskfin_depth$, 采用模型(10)和模型(11)衡量家庭配置金融资产的多样化程度:

$$index_1 = 1 - \sum_{i=1}^N w_i^2 \tag{10}$$

$$index_2 = y_i - \bar{y}_i \tag{11}$$

在模型(10)中利用投资组合多样化指数衡量家庭金融资产配置多样性, N 即家庭持有金融资产的不同类型, w_i 即不同类型金融资产占总金融资产的比重。在模型(11)中利用离散度衡量家庭金融资产配置多样性, y_i 即家庭持有金融资产的种类数目, \bar{y}_i 即所有样本家庭持有金融资产种类数目的均值。 $index_1$ 和 $index_2$ 数值越大, 表明家庭金融资产配置多样化程度越高。

回归结果如表7所示, 对于家庭风险金融市场参与深度及家庭金融资产配置多样性而言, 社会养老保险的估计系数均在1%水平下显著为正, 表明社会养老保险能够显著提高家庭风险金融市场参与深度及家庭金融资产配置多样性, 这也验证了社会养老保险对居民家庭投资组合的优化作用。

表7 稳健性检验III

变量	风险金融市场	金融资产配置多样性	
	$riskfin_depth$	$diversity_index_1$	$diversity_index_2$
$insurance_old$	0.011 *** (0.002)	0.067 *** (0.009)	0.017 *** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
样本量	34 051	34 051	25 182
R^2	0.155 7	0.218 6	0.166 5
\bar{R}^2	0.150 9	0.214 2	0.160 2

5. 不同类型社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响

为探究不同类型社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响, 本文以未参保家庭作为参照组, 设置如下5个虚拟变量: $insurance_old_1$ 、 $insurance_old_2$ 、 $insurance_old_3$ 、 $insurance_old_4$ 、 $insurance_old_5$ 。这5个虚拟变量分别表示政府及事业单位退休金、城镇职工基本养老保险(城职保)、新型农村社会养老保险金(新农保)、城镇居民社会养老保险金(城居保)、城乡统一居民社会养老保险金。估计结果如表8所示, 所有社会养老保险类型的回归系数均在1%的水平下显著为正, 政府及事业单位退休金、城镇职工基本养老保险(城职保)的边际影响显著高于其余社会养老保险类型。这说明相较于其余社会养老保险类型, 政府及事业单位退休金、城镇职工基本养老保险(城职保)更能够显著提高家庭投资组合有效性。主要原因为不同类型社会养老保险的发展并不均衡, 不同类型参保群体退休后的养老金收入差距较大。政府及事业单位退休金、城职保的替代率^①及保障程度相对较高^[42-43], 对居民家庭退休后生活质量维持的作用较大, 降低家庭的不确定性风险和预防性储蓄, 进而促进家庭参与风险金融市场和提高其投资组合有效性。

① 养老金替代率=人均养老金收入/当年在岗职工平均工资(或农村居民纯收入)。

表 8 稳健性检验 IV

变量	sharp_ratio	sortino_ratio
insurance_old ₁	0.154 *** (0.039)	0.270 *** (0.075)
insurance_old ₂	0.158 *** (0.024)	0.254 *** (0.045)
insurance_old ₃	0.044 *** (0.016)	0.074 *** (0.029)
insurance_old ₄	0.084 *** (0.036)	0.148 ** (0.070)
insurance_old ₅	0.080 *** (0.025)	0.114 *** (0.042)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	34 051	34 051
R ²	0.028 7	0.024 6
$\overline{R^2}$	0.023 2	0.019 0

表 9 稳健性检验 V

变量	sharp_ratio	sortino_ratio
insurance_old	0.050 * (0.026)	0.086 * (0.045)
imr	0.709 * (0.423)	1.307 * (0.793)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	16 206	16 206
R ²	0.571 1	0.567 4
$\overline{R^2}$	0.094 5	0.086 7

6. 采用平衡面板数据

非时变的遗漏变量可能同时影响家庭拥有社会养老保险和家庭投资决策行为,导致估计结果产生内生性偏误,因此本文采用平衡面板数据进行稳健性检验。采用 2017 年、2019 年中国家庭金融调查数据,选取两年均被访问的样本,整理后共获得 8 103 个家庭的平衡面板数据集。采用控制个体效应、时间效应及地区效应的多维固定效应模型以消除非时变的遗漏变量对估计造成的偏误,估计结果如表 9 所示,社会养老保险在 10% 的显著性水平下增加了家庭投资组合有效性。

(四) 机制分析

社会养老保险帮助家庭在退休后获得稳定的养老金收入,降低家庭面临的不确定性风险,促使家庭减少预防性储蓄并积极参与风险金融市场,进而提高家庭的投资组合有效性。因此,从理论上讲,社会养老保险能够通过降低预防性储蓄机制路径影响家庭投资组合有效性。实证检验结果如表 10 所示^①,其中,社会养老保险对家庭预防性

储蓄的边际影响分别为-2.627、-2.692、-2.699、-2.714,均在 5% 以上的水平下显著为正,表明社会养老保险能够显著降低家庭预防性储蓄。这说明社会养老保险能够通过降低家庭预防性储蓄机制路径提高家庭投资组合有效性。

① 为正确识别预防性储蓄机制,在机制分析过程中,删除已领取养老金的家庭或户主年龄大于 65 岁的家庭。

表 10 机制分析:降低家庭预防性储蓄机制

变量	<i>pre_saving</i>			
	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>insurance_old</i>	-2.627** (1.171)	-2.692** (1.259)	-2.699** (1.091)	-2.714** (1.147)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定	未控制	控制	未控制	控制
观测值个数	26 582	26 582	26 582	26 582
R^2	0.003 2	0.013 0	0.003 2	0.002 7
$\overline{R^2}$		0.006 0		0.003 3

五、异质性分析

进一步,从城乡、地区、收入水平角度探究社会养老保险对家庭投资组合有效性的异质性影响。表 11 报告了异质性影响的描述性统计。

表 11 关于异质性的描述性统计

家庭类型	样本量	<i>sharp_ratio</i>		<i>sortino_ratio</i>	
		均值/%	标准差	均值/%	标准差
城镇	21 993	0.157	1.392	0.273	2.667
农村	12 058	0.144	1.316	0.253	2.482
东部	18 591	0.168	1.340	0.296	2.521
中部	6 836	0.150	1.423	0.261	2.799
西部	8 624	0.148	1.376	0.257	2.617
高收入	17 026	0.274	1.759	0.476	3.398
低收入	17 025	0.031	0.779	0.055	1.385

从表 11 可以看出,城镇地区家庭的夏普比率、索提诺比率依次是 0.157、0.273,农村地区家庭的夏普比率、索提诺比率依次是 0.144、0.253,即城镇家庭的投资组合有效性显著高于农村家庭。可能的原因是,受到高运营成本的影响,金融机构往往将物理网点设置在城镇地区,因此农村居民家庭获取金融服务需要付出更高的交通成本和时间成本,其风险金融市场参与程度及金融资产配置效率更低^[44]。此外,由表 11 可以看到,东中部地区家庭的夏普比率和索提诺比率更高。可能的解释是,东中部地区的数字金融基础设施更加完善,数字设备更加丰富多样,而西部地区的数字金融基础设施不健全,网络环境较差,使得东中西部地区家庭获取数字金融服务的机会不均等^[45]。而在数字金融服务的利用方面,相较西部地区家庭,东中部地区家庭平均受教育程度更高,金融教育普及程度更广,能够有效利用数字金融技术参与风险金融市场,进而提高家庭金融资产配置的多样性和有效性。按照家庭人均收入水平,将样本划分为高收入水平家庭和低收入水平家庭。由表 11 可以看出,低收入水平家庭的夏普比率、索提诺比率分别是 0.031、0.055,高收入水平家庭的夏普比率、

索提诺比率分别是 0.274、0.476,即相较于低收入水平家庭,高收入水平家庭的投资组合更加有效。这可能是因为,低收入水平家庭将可支配收入多用于维持日常生活消费支出,并且由于受到自身金融素养和资源禀赋的制约,无法达到风险性金融资产的投资门槛。而高收入水平家庭具有较高的金融素养和财富水平,更倾向投资风险性金融资产,因此其金融资产投资组合更加有效。

接下来,探究社会养老保险对不同类型家庭投资组合有效性影响的差异性问题,分析结果见表 12。

表 12 社会养老保险对家庭投资组合有效性的异质性影响

变量	<i>sharp_ratio</i>						
	城乡		地区			收入水平	
	城镇	农村	东部	中部	西部	高收入	低收入
<i>insurance_old</i>	0.091*** (0.015)	0.115*** (0.027)	0.092*** (0.018)	0.075*** (0.028)	0.125*** (0.033)	0.038 (0.026)	0.093*** (0.027)
<i>imr</i>	1.193*** (0.207)	1.246*** (0.238)	0.827*** (0.194)	1.264*** (0.332)	1.956*** (0.394)	0.298 (0.283)	1.091*** (0.346)
样本量	21 993	12 058	18 591	6 836	8 624	17 026	17 025
R^2	0.031	0.034	0.025	0.032	0.036	0.034	0.017
$\overline{R^2}$	0.023	0.020	0.020	0.023	0.028	0.023	0.006
变量	<i>sortino_ratio</i>						
	城乡		地区			收入水平	
	城镇	农村	东部	中部	西部	高收入	低收入
<i>insurance_old</i>	0.160*** (0.027)	0.175*** (0.045)	0.159*** (0.030)	0.118** (0.051)	0.202*** (0.053)	0.053 (0.043)	0.156*** (0.049)
<i>imr</i>	2.040*** (0.374)	2.036*** (0.405)	1.389*** (0.321)	2.040*** (0.587)	3.346*** (0.741)	0.385 (0.500)	1.820*** (0.608)
样本量	21 993	12 058	18 591	6 836	8 624	17 026	17 025
R^2	0.027	0.031	0.021	0.028	0.031	0.030	0.014
$\overline{R^2}$	0.019	0.016	0.016	0.019	0.023	0.019	0.003

注:相关结果显示回归系数在两组样本之间均存在显著差别。

表 12 社会养老保险对城乡家庭投资组合有效性的异质性影响结果显示,社会养老保险能够提高城镇家庭和农村家庭的投资组合有效性,但是对农村家庭的边际影响高于城镇家庭,因此社会养老保险缩小了城乡居民家庭金融资产配置效率的差距。可能的解释是农村地区居民家庭金融可得性较低,金融知识相对匮乏,并且多为风险规避者,社会养老保险更能够降低其不确定性风险和提高其风险偏好程度,进而优化其金融资产投资组合。表 12 社会养老保险对不同地区家庭投资组合有效性影响的回归结果显示,相较于东中部地区家庭,社会养老保险更能够显著提高西部地区家庭投资组合有效性。这是因为西部地区家庭的可支配收入较低,预防性储蓄较高,更倾向投资无风险金融资产。社会养老保险更能够显著提高西部地区家庭的风险偏好和降低预防性储蓄,进而帮助其实现投资组合的有效配置。此外,社会养老保险对高收入水平家庭夏普比率、索提诺比率的边际影响分别为 0.038、0.053,对低收入水平家庭两个比率的边际影响分别为 0.093、0.156,即社会养老保险对低收入水平家庭投资组合有效性的积极影响更大。主要原因是,相较于高

收入水平家庭,低收入水平家庭可支配收入和储蓄水平相对较低,平滑消费的能力较差,面临更大的预算约束和流动性约束,无法达到风险性金融资产的投资门槛。因此,社会养老保险对低收入水平家庭影响更大,能够降低不确定性风险,缓解流动性约束,进而优化家庭金融资产配置。

六、进一步分析

最初的生命周期理论认为,家庭会在整个生命周期内合理安排储蓄和消费计划。此后,许多学者开始将投资行为纳入生命周期框架,认为居民家庭能够根据生命周期的不同阶段相应调整投资组合^[46],以达到整个生命周期内的预期效用最大化。已有学者从收入消费^[28,47]、健康状况^[48-49]、风险态度^[50]等方面探究生命周期与家庭投资决策行为之间的关系,但鲜有学者研究居民家庭不同生命周期阶段投资组合有效性的异质性问题。由于本文的研究对象为家庭投资决策,因此根据户主年龄,将家庭划分为五组:户主年龄小于等于30岁($age \leq 30$)、户主年龄大于30岁且小于等于40岁($30 < age \leq 40$)、户主年龄大于40岁且小于等于50岁($40 < age \leq 50$)、户主年龄大于50岁且小于等于60岁($50 < age \leq 60$)、户主年龄大于60岁($age > 60$),进而更加细致地分析社会养老保险对不同生命周期家庭投资组合有效性的异质性影响。

表13的描述性统计显示:户主年龄小于等于30岁的夏普比率、索提诺比率分别为0.111、0.185;户主年龄大于30岁且小于等于40岁的两个比率分别是0.149、0.243;户主年龄大于40岁且小于等于50岁的两个比率分别是0.113、0.189;户主年龄大于50岁且小于等于60岁的两个比率分别是0.138、0.238;户主年龄大于60岁的两个比率分别是0.203、0.370。可以看到,无论采用哪一种衡量指标,伴随户主年龄的增加,家庭投资组合有效性呈现出先增加后减少再增加的情况,这与周利(2019)^[30]的研究结论一致。年龄小于等于30岁的年轻投资者具有较高的风险承担意愿,预期未来收入增长,愿意承担更大的风险以获取更大的收益,进而增加风险金融资产投资比例。相较年龄小于等于30岁的投资者,年龄大于30岁且小于等于40岁的投资者已经实现了一定的财富积累,面临的住房压力和婚嫁压力较小,面临较低的流动性约束和预算约束,家庭投资组合有效性较高。而户主年龄大于40岁且小于等于50岁、大于50岁且小于等于60岁的家庭面临“上有老下有幼”的抚养义务和赡养义务,家庭寻求稳定收益和中等风险的金融产品,减少了风险性金融资产的投资和持有,降低了家庭投资组合有效性。年龄大于60岁的退休老年家庭基本处于无劳动收入阶段,负面的健康状况使其倾向投资风险性较低、安全性较高的金融资产,减少股票等风险性金融资产的持有。在本文选取的时间区间内,由于中国股票市场经历了一些波动,股票资产的夏普比率和索提诺比率相对较低。因此,相较处于其他生命周期阶段的家庭,退休老年家庭的投资组合有效性最高。

表13 不同生命周期阶段家庭的投资组合有效性

户主年龄	样本量	sharp_ratio		sortino_ratio	
		均值/%	标准差	均值/%	标准差
$age \leq 30$	2 201	0.111	1.160	0.185	1.732
$30 < age \leq 40$	4 334	0.149	1.066	0.243	2.018
$40 < age \leq 50$	8 211	0.113	1.043	0.189	1.985
$50 < age \leq 60$	8 390	0.138	1.219	0.238	2.327
$age > 60$	10 915	0.203	1.770	0.370	3.431

接下来,探究社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响是否存在生命周期效应,分析结果见表 14。

表 14 社会养老保险对不同生命周期阶段家庭的异质性影响 I

变量	<i>sharp_ratio</i>				
	<i>age</i> ≤ 30	30 < <i>age</i> ≤ 40	40 < <i>age</i> ≤ 50	50 < <i>age</i> ≤ 60	<i>age</i> > 60
<i>insurance_old</i>	0.078 *** (0.024)	0.118 ** (0.052)	0.120 *** (0.019)	0.177 *** (0.022)	0.329 *** (0.066)
<i>imr</i>	0.933 *** (0.290)	0.816 * (0.477)	1.367 *** (0.276)	2.088 *** (0.274)	4.818 *** (0.875)
样本量	2 201	4 334	8 211	8 390	10 915
R^2	0.070 4	0.104 3	0.048 6	0.046 8	0.049 5
\overline{R}^2	0.027 7	0.020 1	0.026 1	0.024 7	0.032 7
变量	<i>sortino_ratio</i>				
	<i>age</i> ≤ 30	30 < <i>age</i> ≤ 40	40 < <i>age</i> ≤ 50	50 < <i>age</i> ≤ 60	<i>age</i> > 60
<i>insurance_old</i>	0.123 *** (0.039)	0.172 ** (0.079)	0.197 *** (0.035)	0.303 *** (0.041)	0.627 *** (0.132)
<i>imr</i>	1.435 *** (0.532)	1.216 * (0.704)	2.258 *** (0.513)	3.481 *** (0.534)	8.884 *** (1.774)
样本量	2 201	4 334	8 211	8 390	10 915
R^2	0.064 2	0.102 3	0.043 0	0.042 1	0.045 0
\overline{R}^2	0.021 3	0.017 9	0.020 3	0.019 9	0.028 0

如表 14 所示,对于夏普比率,社会养老保险对不同生命周期阶段家庭的边际影响依次是 0.078、0.118、0.120、0.177、0.329;对于索提诺比率,社会养老保险对不同生命周期阶段家庭的边际影响依次是 0.123、0.172、0.197、0.303、0.627。这说明相比青年家庭和中年家庭,社会养老保险更能够提升老年家庭的投资组合有效性。原因可能在于,当居民家庭处于年龄小于等于 30 岁、大于 30 岁且小于等于 40 岁阶段时,劳动收入为主要收入来源,收入水平和收入稳定性较低,但劳动供给弹性较高,居民家庭能够通过调整劳动供给量降低收入风险;处于年龄大于 40 岁且小于等于 50 岁、大于 50 岁且小于等于 60 岁阶段的居民家庭,在子女教育、住房及医疗支出等方面存在刚性特征,并且具有养老储备的目的,相较青年群体,其劳动供给弹性降低,但仍保持在一定的水平;而 60 岁以上的老年群体已处于退休阶段,不存在劳动供给弹性或劳动供给弹性较低,收入风险对家庭投资决策产生较大影响,社会养老保险能够显著降低收入风险,刺激家庭参与风险金融市场和提高家庭投资组合有效性。同时,养老金财富随年龄增长也逐渐积累,相较处于其他生命周期阶段的老年家庭,老年家庭对养老金财富的了解和掌握更加充分,增强了养老金的财富属性,因此社会养老保险更能够显著提升老年家庭的投资组合有效性。

接下来,采用交互项方式进行稳健性检验,探究社会养老保险对不同生命周期阶段家庭投资组合有效性的异质性影响。以户主年龄小于等于 30 岁 ($age \leq 30$) 的家庭为对照组,设置 4 个虚拟变量,分别为 age_1 、 age_2 、 age_3 、 age_4 。若家庭的户主年龄大于 30 岁且小于等于 40 岁,则 age_1 取值为 1,否则取值为 0;若家庭的户主年龄大于 40 岁且小于等于 50 岁,则 age_2 取值为 1,否则取值为 0;若家庭的户主年龄大于 50 岁且小于

等于60岁,则 age_3 取值为1,否则取值为0;若家庭的户主年龄大于60岁,则 age_4 取值为1,否则取值为0。分别加入社会养老保险与4个虚拟变量的交互项进行实证检验,结果如表15所示,社会养老保险对老年家庭的投资组合有效性影响最大,说明了上文结果的稳健性。

表15 社会养老保险对不同生命周期阶段家庭的异质性影响II

变量	sharp_ratio	sortino_ratio
<i>insurance_old</i>	-0.005 (0.041)	-0.035 (0.067)
<i>insurance_old</i> × <i>age₁</i>	0.086** (0.039)	0.160** (0.070)
<i>insurance_old</i> × <i>age₂</i>	0.123*** (0.041)	0.233*** (0.073)
<i>insurance_old</i> × <i>age₃</i>	0.117** (0.048)	0.229*** (0.084)
<i>insurance_old</i> × <i>age₄</i>	0.146** (0.058)	0.288*** (0.102)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	34 051	34 051
R^2	0.028 3	0.024 3
$\overline{R^2}$	0.022 7	0.018 8

七、研究结论与政策建议

本文运用中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用夏普比率和索提诺比率两个衡量指标,实证分析了社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响。研究表明,社会养老保险与家庭投资组合有效性呈现显著正相关关系,并且这种正向影响在农村地区、西部地区及低收入水平家庭中更加显著。进一步分析发现,社会养老保险对家庭投资组合有效性的影响具有显著的生命周期效应,即相较于处于其他生命周期阶段的家庭,处于退休年龄的老年家庭对社会养老保险更加敏感。因此本文提出以下针对性的政策建议:

第一,完善社会养老保险制度,实现社会养老保险制度并轨。社会养老保险是影响家庭投资组合有效性的重要因素,社会养老保险体系的不断完善对中国居民家庭有效参与风险金融市场具有重要作用。因此,政府在推进金融市场改革的同时,应加强以养老保险为主的社会保障体系改革,降低居民家庭未来的不确定性,促进家庭理性投资。

第二,政府应出台相关政策完善商业养老保险制度,将其作为社会养老保险的有效补充。以减免个人所得税、降低个人所得税缴纳额度等多种方式鼓励居民家庭参与商业养老保险,进而缓解家庭的养老压力,提高居民的养老保障水平,降低家庭的未来不确定性风险,激励家庭合理配置金融资产。

第三,关注人群差异性,合理创新金融产品。由于风险偏好、年龄等因素的影响,不同居民家庭在配置

金融资产时,考虑因素也各有不同。金融机构可以针对不同人群进行市场调研,设计更加丰富多样的理财产品,促进家庭参与风险金融市场,引导居民理性投资。比如,年轻人具有较高的风险偏好,可以针对其设计较高风险、较高收益的金融产品;中年人受到赡养义务及抚养义务的影响,具有较低的风险偏好,而且保值意愿强烈,可以针对其设计较低风险或具有保障功能的金融产品。针对由于缺乏金融知识而无法参与风险金融市场的家庭,政府可设立“社保基金”账户,在征得居民家庭同意的情况下,将社保账户下的资金转移到“社保基金”账户,代替居民家庭进行风险金融资产投资,提高家庭投资组合有效性,实现更多的养老金财富积累。

第四,根据城乡差异及区域差异合理配置社会资源和金融资源,进一步向农村地区和西部地区等欠发达区域倾斜社会资源和普及金融知识。由于受到生活环境和教育环境的影响,农村家庭和西部地区家庭在一定程度上不了解金融产品,配置金融资产时具有一定的误解和抵触心理,又由于信息不对称和市场摩擦等原因,金融机构难以切实了解不同家庭的金融需求。因此,相关政府部门和金融机构应采用多种方式加强金融宣传,通过发放调查问卷、举办金融知识竞赛等方式,丰富居民家庭的金融知识,提升其参与风险金融市场的信心,进而提高其金融资产配置的有效性。

参考文献:

- [1] WACHTER J A, YOGO M. Why do household portfolio shares rise in wealth? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(11): 3929-3965.
- [2] 柴时军. 社会资本与家庭投资组合有效性[J]. *中国经济问题*, 2017(4): 27-39.
- [3] 吴卫星, 吴轹, 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.
- [4] 杜朝运, 丁超. 基于夏普比率的家庭金融资产配置有效性研究——来自中国家庭金融调查的证据[J]. *经济与管理研究*, 2016, 37(8): 52-59.
- [5] 吴雨, 李晓, 李洁, 等. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 92-104.
- [6] 董婧璇, 臧旭恒, 姚健. 移动支付对居民家庭金融资产配置的影响[J]. *南开经济研究*, 2022(12): 79-96.
- [7] MARKOWITZ H. Portfolio selection[J]. *The Journal of Finance*, 1952, 7(1): 77-91.
- [8] VAN ROOIJ M, LUSARDI A, ALESSIE R. Financial literacy and stock market participation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 449-472.
- [9] SHUM P, FAIG M. What explains household stock holdings? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(9): 2579-2597.
- [10] ABREU M, MENDES V. Financial literacy and portfolio diversification[J]. *Quantitative Finance*, 2010, 10(5): 515-528.
- [11] BERKOWITZ M K, QIU J P. A further look at household portfolio choice and health status[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(4): 1201-1217.
- [12] GOURIEROUX C, MONFORT A. The econometrics of efficient portfolios[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2005, 12(1): 1-41.
- [13] CALVET L E, CAMPBELL J Y, SODINI P. Down or out: assessing the welfare costs of household investment mistakes[J]. *Journal of Political Economy*, 2007, 115(5): 707-747.
- [14] PELIZZON L, WEBER G. Are household portfolio efficient? An analysis conditional on housing[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008, 43(2): 401-431.
- [15] GRINBLATT M, KELOHARJU M, LINNAINMAA J. IQ and stock market participation[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66(6): 2121-2164.
- [16] 宗庆庆, 刘冲, 周亚虹. 社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J]. *金融研究*, 2015(10): 99-114.

- [17] 卢亚娟,张雯涵,孟丹丹. 社会养老保险对家庭金融资产配置的影响研究[J]. 保险研究,2019(12):108-119.
- [18] 李昂,廖俊平. 社会养老保险与我国城镇家庭风险金融资产配置行为[J]. 中国社会科学院研究生院学报,2016(6):40-50.
- [19] 周寒,孙文远,郑登元. 保险对家庭金融资产结构的影响——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 武汉金融,2019(7):64-68.
- [20] FELDSTEIN M. Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation[J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82(5): 905-926.
- [21] 卢洪友,王云霄,杜亦讓. 城乡居民基本养老保险、家庭异质性决策和收入差距——基于风险分担的视角[J]. 财政研究,2019(9):94-107.
- [22] 易行健,周聪,来特,等. 商业医疗保险与家庭风险金融资产投资——来自CHFS数据的证据[J]. 经济科学,2019(5):104-116.
- [23] HEATON J, LUCAS D. Market frictions, savings behavior, and portfolio choice[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 1997, 1(1): 76-101.
- [24] 卢云鹤,万海远. 住房公积金制度的收入分配效应[J]. 经济学(季刊),2020,20(5):87-106.
- [25] 林靖,周铭山,董志勇. 社会保险与家庭风险金融资产投资[J]. 管理科学学报,2017,20(2):94-107.
- [26] 段忠东,吴文慧. 住房公积金对城市家庭投资组合有效性的影响研究[J]. 上海金融,2022(8):2-15.
- [27] COCCO J F, GOMES F J, MAENHOUT P J. Consumption and portfolio choice over the life cycle[J]. *The Review of Financial Studies*, 2005, 18(2): 491-533.
- [28] COILE C, MILLIGAN K. How household portfolios evolve after retirement: the effect of aging and health shocks[J]. *The Review of Income and Wealth*, 2009, 55(2): 226-248.
- [29] ALESSIE R, HOCHGÜERTEL S, VAN SOEST A. Household portfolios in the Netherlands[Z]. *Center Discussion Paper No. 2000-55*, 2000.
- [30] 周利. 中国家庭生命周期资产配置的实证分析[J]. 统计与决策,2019,35(12):166-168.
- [31] IWAIKAKO T. Household portfolios in Japan[J]. *Japan and the World Economy*, 2009, 21(4): 373-382.
- [32] FLAVIN M, YAMASHITA T. Owner-occupied housing: life-cycle implications for the household portfolio[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(3): 609-614.
- [33] VISSING-JORGENSEN A. Towards an explanation of household portfolio choice heterogeneity: nonfinancial income and participation cost structures [Z]. *NBER Working Paper No. 8884*, 2002.
- [34] GOMES F, MICHAELIDES A. Optimal life-cycle asset allocation: understanding the empirical evidence[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(2): 869-904.
- [35] 吴卫星,丘艳春,张琳琬. 中国居民家庭投资组合有效性:基于夏普率的研究[J]. 世界经济,2015,38(1):154-172.
- [36] 尹志超,吴雨,甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究,2015,50(3):87-99.
- [37] FARINELLI S, FERREIRA M, ROSSELLO D, et al. Beyond Sharpe ratio: optimal asset allocation using different performance ratios[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32(10): 2057-2063.
- [38] 臧旭恒,张欣. 中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析[J]. 经济研究,2018,53(3):21-34.
- [39] 刘雪颖,王亚柯. 商业健康保险对家庭风险金融资产投资的影响研究[J]. 财贸研究,2021,32(5):49-61.
- [40] BUCHER-KOENEN T, LUSARDI A. Financial literacy and retirement planning in Germany[J]. *Journal of Pension Economics & Finance*, 2011, 10(4): 565-584.
- [41] 尹志超,张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学(季刊),2020,20(5):153-172.
- [42] 王亚柯,王宾,韩冰洁,等. 我国养老保障水平差异研究——基于替代率与相对水平的比较分析[J]. 管理世界,2013(8):109-117.
- [43] 臧旭恒,李晓飞. 养老保险“多轨制”与家庭消费差距[J]. 现代经济探讨,2021(3):21-32.
- [44] 王修华,赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究,2020(7):114-133.
- [45] 臧旭恒,董婧璇. 电子银行、金融便捷及家庭消费——基于异质性消费者的角度[J]. 山东师范大学学报(社会科学版),2020,65(5):107-124.
- [46] 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.
- [47] POTERBA J M. Demographic structure and asset returns[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(4): 565-584.
- [48] ROSEN H S, WU S. Portfolio choice and health status[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72(3): 457-484.
- [49] FAN E, ZHAO R Y. Health status and portfolio choice: causality or heterogeneity? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(6): 1079-1088.
- [50] MCINISH T H, RAMASWAMI S N, SRIVASTAVA R K. Do more risk-averse investors have lower net worth and income? [J]. *The Financial Review*, 1993, 28(1): 91-106.

Can Social Pension Insurance Promote Household Portfolio Efficiency?

—From the Perspective of Life Cycle

ZANG Xuheng¹, DONG Jingxuan²

(1. Shandong University, Jinan 250100;

2. Shandong First Medical University, Jinan 250117)

Abstract: The construction of an effective investment portfolio that balances liquidity, risk, and profitability of assets becomes a focal point for households. As the cornerstone of the social security system, social pension insurance plays a vital role in ensuring the basic living needs of elders and providing retirement benefits. Social pension insurance can influence household financial asset allocation in two ways. On the one hand, it can contribute to household wealth growth, mitigate the impact of income fluctuations, reduce the need for precautionary savings, and thus promote the efficiency of household portfolios. On the other hand, contributions to social pension insurance may lead to a reduction in households' current disposable income and the share of risky financial asset allocations, potentially diminishing the efficiency of household portfolios. However, there is a dearth of literature examining the influence of the social security system on household portfolio efficiency, and this paper aims to address this research gap.

Households' risk and investment preferences change with the life cycle. Therefore, exploring the impact of social pension insurance on portfolio efficiency should not only focus on the significance and degree, but also pay attention to the heterogeneity in life stages. Using data from the 2017 China Household Finance Survey (CHFS), this paper employs the weighted average Sharpe ratio and the Sortino ratio to investigate the influence of social pension insurance on the efficiency of household portfolios.

The findings reveal that social pension insurance can notably enhance household participation in the risky financial market and improve portfolio efficiency. Mechanism analysis indicates that social pension insurance can optimize household financial asset allocation by reducing precautionary savings. Heterogeneity analysis demonstrates that the optimization impact of social pension insurance on household portfolios is more pronounced in rural areas, western regions, and low-income families. Further analysis reveals that the marginal effect of social pension insurance on portfolio efficiency follows a life cycle pattern. Specifically, social pension insurance can significantly enhance the portfolio efficiency of elderly households.

The paper may unveil the underlying rationale of social pension insurance influencing household financial asset allocation. Relevant recommendations include further advancing pension insurance reform, perfecting the national pension insurance framework, and refining policy precision to incentivize families to engage prudently in the risky financial market and rational family investments. This will foster a positive cycle of household wealth accumulation and financial market development.

Keywords: social pension insurance; household portfolio efficiency; Sharp ratio; Sortino ratio; life cycle

责任编辑:姚望春