

家庭风险金融资产配置与商业保险参与*

——基于 CHFS2017 的实证研究

乔 杨 张 浩

内容摘要：本文基于 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据，使用 Probit 模型、Ols 模型、Sobel 检验法以及 KHB 分解法，分析家庭风险金融资产配置对家庭商业保险参与的影响。结果表明：家庭风险金融资产配置通过财富效应与风险效应提高家庭参与商业保险的可能性，并提高家庭商业保险保费支出以及家庭商业保险总保费支出占总消费支出的比重；信息渠道在家庭风险金融资产配置与家庭商业保险参与间起到中介作用；家庭风险金融资产配置对家庭商业保险参与的影响在非农业户口家庭、中东部地区家庭、资产水平较高的家庭中更为显著。最后提出普及大众金融知识教育、推动相对落后区域金融发展、加强信息渠道建设等建议。

关键词：风险金融资产配置；商业保险参与；信息渠道

中图分类号：F830.59 **文献标识码：**A **文章编号：**1004-7794(2022)05-0044-11

DOI: 10.13778/j.cnki.11-3705/c.2022.05.005

一、引言

改革开放以来，商业保险在我国取得了长足发展，但“保险大国”并不意味着“保险强国”。截至 2020 年末，我国保险深度和保险密度分别只有 4.45% 和 3206 元，而同期世界平均水平分别为 7.4% 和 809 美元，相比之下仍存在较大差距^①。郑秉文（2018）指出，未来不断推进商业保险的发展，进一步夯实人民群众的风险保障体系，是一个十分重要的议题^[1]。

商业保险市场不断发展的同时，我国居民资产配置的方向也开始有所改变。在“房住不炒”、金融领域去杠杆等多重政策因素的叠加下，房产投资的吸引力逐步下降。相对应地，我国金融市场日益发展成熟，基金、债券等风险金融资产在公众中的接受度正不断上升。经济日报社中国经济趋势研究院家庭财富调研组发布的《2019 年中国家庭财富调查报告》指出，随着居民收入的提高和投资环境的改善，家庭金融资产配置有所提升，在配置结构方面，无风险金融资产占比持续下降，基金、债券等风险金融资产投资比例不断上升。那么，金融资产尤其是风险金融资产配置比例的变化可能会对家庭商业保险参与产生影响。风险金融资产的配置蕴含着投资者对资金保值增值的愿望，从财富角度来讲，如果通过配置风险金融资产增长了自身财富，消费者就更有意愿和能力进行保险产品消费。另一方面，风险金融资

*乔杨，2008 年毕业于中国人民大学统计学院，获经济学博士学位，现为北京工商大学经济学院讲师、硕士生导师，研究方向为养老保险与社会保障。张浩（通讯作者），北京工商大学经济学院在读硕士研究生，研究方向为保险市场，邮箱：zh286526152@163.com。本研究得到国家自然科学基金重点项目“我国基本养老保险制度研究”（20AZD075）的资助。

①数据来源：中国人民银行发布的《中国金融稳定报告（2021）》。

产同样存在较大风险,那么当其配置比例变高时,作为“风险对冲”,同样也有可能促进保险产品的购买。基于上述分析,本文将聚焦于家庭层面,运用实证方法检验家庭风险金融资产配置对商业保险参与的影响,并进一步进行信息渠道的中介效应分析以及异质性分析,从而丰富已有研究。

二、文献回顾与研究假设

(一) 文献回顾

长期以来,大量关于商业保险需求影响因素的研究集中于宏观经济变量、个人特征以及家庭特征。宏观经济因素方面,Beck et al. (2003) 在研究各国寿险消费差异时考察了通货膨胀、老年抚养比、少儿抚养比等宏观指标的影响^[2]。Zietz (2010) 考察了利率、股市价格水平、社会保障覆盖率等经济变量对寿险需求的影响^[3]。与宏观经济变量相比,人口和家庭特征等微观因素的相关研究更为丰富。张强等 (2017) 基于 2013 年中国综合社会调查数据研究发现,受教育程度越高、年龄越大的居民更倾向于购买商业养老保险^[4]。王晓全等 (2019) 使用 2014 年中国家庭追踪调查数据,考察认知能力对商业保险需求的影响,发现个人认知能力具有显著的促进作用^[5]。金融素养对商业保险购买决策的影响也慢慢开始受到关注。如杨柳等 (2019) 运用 2013 年 CHFS 数据构建金融素养指标分析得出,金融素养提升了商业保险消费的可能性及程度,但经济不平等抑制了这一作用^[6]。家庭特征方面,家庭老年人口占比与少儿人口占比分别对商业人身保险需求起到抑制作用和促进作用^[7]。此外,家庭中子女数量的增加会显著削弱父母商业医疗保险需求^[8]。家庭财富的影响也不可忽视,家庭收入与家庭收入者的数量均对商业保险需求有显著正向影响,但家庭规模的增长会削减保险支出的边际增长^[9]。孙祁祥等 (2013) 的研究也指出收入和资产的增加会刺激家庭的商业保险消费欲望^[10]。

除以上研究之外,另有一些学者从其他视角分析商业保险需求影响因素。例如,从社会互动的角度出发,李丁等 (2019) 基于 2013 年 CHFS 数据,实证研究发现社会互动提高了居民商业保险的参与可能性与参与程度^[11]。而朱卫国等 (2020) 的研究表明,不仅是线下社会互动,线上社会互动同样会增加商业保险购买的可能性^[12]。也有学者关注主观感受对商业保险购买的影响。如曹直等 (2020) 利用 2011—2015 年 3 期 CHFS 数据研究发现,居民幸福感会显著促进商业保险参与,生命预期和社会互动在其中发挥了部分中介作用^[13]。数字普惠金融的快速发展也引发部分学者探讨其对商业保险购买的影响。如刘冬姣等 (2021) 基于 2016 年中国劳动力调查数据研究发现数字普惠金融对商业保险参与具有促进作用,数字普惠金融发展深度相较于发展广度影响更为明显^[14]。

总的来看,个人和家庭特征是商业保险需求研究最为集中的领域,近年来研究视角有所拓展,但从金融资产配置角度进行考察的相关文献较少。家庭各类资产对居民整体消费、消费结构的影响是相关家庭金融文献中所探讨的主要方面^[15]。然而保险产品与一般消费不同,保险产品的消费具有“滞后性”与“无形性”。同时,由于保险产品转移风险的属性,消费者在考虑购买保险时存在一定的“抵触心理”与“侥幸心理”,这又与一般消费品存在很大区别。因此,研究家庭金融资产配置对保险这一特殊消费品的影响,对现有研究进行补充,具有一定的理论意义与现实意义。

(二) 研究假设

1. 家庭风险金融资产配置对商业保险参与的影响。

Ando et al. (1963) 提出的生命周期—持久收入理论认为,家庭会通过均衡配置股票、基金、债券等金融资产以及房产等实物资产实现资源配置的跨期优化,从而平滑消费支出^[16]。家庭金融资产对消费的影响主要表现在财富效应。Bonis et al. (2009) 对 11 个经济与合作发展组织 (OECD) 国家的季度数据进行研究,发现金融资产与实物资产均发挥着财富效应,对消费支出产生积极影响,但金融资产的影响要强于实物资产^[17]。Peltonen (2012) 对亚洲地区的研究表明,资本市场发展程度较高的国家金融资产财富效应较强^[18]。总的来说,金融资产在一定程度上对家庭总体消费有正向影响。但金融资产配

置中尤其是风险金融资产投资对保险消费的影响暂不明确。从理论上讲,保险作为当下的一种非必需消费品同样受到财富效应的影响,卢现祥(2020)认为家庭的风险金融资产配置比例越高,则预期在长期能够带来更多的财富,增强消费者的消费信心^[19]。因此,风险金融资产配置的积极性有可能会促进家庭参与商业保险。此外,李波(2015)指出,风险金融资产不仅具有财富效应,同时还具有风险效应,过高的风险金融资产配置会使现有财富存在很大的不确定性,家庭将面临潜在的投资损失,也会挤出家庭的预防性储蓄,从某种程度上来说会削弱家庭对潜在风险的抵御能力^[20]。同时,当家庭生命周期不断向前推进时,还会面临医疗、养老、子女教育、突发事件等风险,而购买商业保险是实现风险转嫁的有效手段。因此,风险效应的存在也可能使家庭在进行风险金融资产投资时加强家庭的保险储备。基于家庭风险金融资产的财富效应与风险效应,提出本文的假设1和假设2。

假设1:家庭金融资产配置中风险金融资产占比越高,家庭参与商业保险的可能性也越高。

假设2:家庭风险金融资产占比不仅会增加家庭商业保险参与可能性,同时也会提升家庭商业保险参与深度。

2. 信息渠道的中介效应。

以上分析家庭金融资产中风险金融资产占比对家庭商业保险参与的直接影响,但二者的影响路径中可能存在一定的中介机制。商业保险产品是一种十分复杂的金融产品,在具备保障功能的基础上还兼具部分投资功能。保险产品的价格、费用以及保障范围各不相同,中间又掺杂了许多专业性名词,因此消费者进行商业保险购买决策时,往往需要认真分析保险条款,权衡收益、支出以及风险。Rooij et al. (2011)认为,产品相关知识的了解、信息的搜寻与信息获取成本无疑是制约消费决策的重要因素^[21]。董晓林等(2018)基于CHFS数据研究发现,传统信息渠道与新媒体渠道均对家庭金融市场参与度有积极影响^[22]。彭魏倬加(2020)基于2017年中国综合社会调查数据,使用Probit模型研究发现各类媒体的使用均会促进居民商业养老保险参与,但其影响存在一定的异质性^[23]。同时,金融投资反过来也可能使居民更加频繁利用各种媒介接收信息,即居民进行金融资产投资活动时,往往会积极通过各类渠道了解新闻实事,增加对财经信息的关注度,进而辅助自身作出经济决策。因此,家庭在进行风险金融资产投资活动时可能会拓宽信息渠道,增加信息获取,从而间接推动家庭购买商业保险。基于以上分析,提出本文的假设3。

假设3:信息渠道在家庭风险金融资产占比与家庭商业保险参与间起到中介作用。

三、数据来源、变量定义与模型构建

(一) 数据来源

中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心主持的连续性全国大型抽样调查,调查数据涵盖人口学特征、住房资产与金融资产、家庭消费及收入、社会保障与就业等多方面数据,2017年数据中提供了本文所涉及的家庭风险金融资产配置、家庭商业保险参与情况,与本研究十分契合。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

被解释变量为家庭商业保险参与情况。首先是商业保险参与可能性,具体为家庭是否参与商业保险,包括整体商业保险参与、细分的商业人寿保险参与以及商业健康保险参与。其次是家庭商业保险参与深度,一是家庭商业保险保费支出,包括整体商业保险保费支出、细分的商业人寿保险保费支出以及商业健康保险保费支出;二是家庭商业保险总保费支出占家庭总消费支出的比重。

2. 解释变量。

解释变量为家庭金融资产中风险金融资产配置比例,简称为风险金融资产占比。根据CHFS数据中

对金融资产的分类并借鉴饶育蕾等（2021）^[24]的做法，将金融资产中的活期存款、定期存款、股票、基金等资产的市值加总，得出家庭金融资产总市值。接着同样对包括股票、基金、互联网理财产品、金融理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、黄金、其他金融资产、借出款在内的风险金融资产进行加总，得出风险金融资产总市值。最后将家庭风险金融资产总市值与金融资产总市值相比，得到家庭金融资产中风险金融资产配置比例。

3. 中介变量。

使用“关注财经信息渠道数”作为中介变量，CHFS 中对应问题为“您关注财经类新闻的渠道是？（可多选）”，答案包括财经类 APP、互联网、手机等网页浏览、电视、报纸等传统媒介、参加财经类名人讲座、课程培训或论坛等以及其他。关注财经信息渠道的数量既表明对财经信息具有关注度，又反映了关注信息的多种方式，能够很好地检验信息渠道的中介作用。

4. 控制变量。

参照既往研究，本文对户主特征、家庭特征进行控制，具体变量包括年龄、年龄平方项、婚姻状况、身体状况、户口、受教育程度、家庭规模、家庭房产数、消费收入比、收入资产比、家庭人均金融资产、家庭人均金融资产的平方、家庭人均收入，此外，还控制了地区固定效应。

（三）描述性统计

变量的描述性统计如表 1 所示。为避免就业、退休等因素的影响，剔除户主年龄在 20 岁以下和 65 岁以上的样本^[25]。在经过对缺失值和离群值的处理后（上下 5% 的缩尾），共得到 4902 个有效样本。家庭商业保险参与均值仅为 0.229，说明我国家庭在商业保险方面存在“有限参与”现象。商业保

表 1 描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	商业保险参与	参加赋值为 1，未参加为 0	0.229	0.426	0	1
	商业人寿保险参与	参加赋值为 1，未参加为 0	0.149	0.356	0	1
	商业健康保险参与	参加赋值为 1，未参加为 0	0.107	0.309	0	1
	商业保险保费	家庭商业保险总保费支出的对数	2.841	4.149	0	14.152
	商业人寿保险保费	家庭商业人寿保险保费支出的对数	1.586	3.394	0	13.816
	商业健康保险保费	家庭商业健康保险保费支出的对数	1.243	3.038	0	13.135
	保费占消费比	家庭商业保险总保费支出占家庭总消费支出的比重	0.048	0.186	0	2.423
解释变量	风险金融资产占比	家庭金融资产中风险金融资产市值占比	0.506	0.349	0	1
中介变量	关注财经信息渠道数	关注财经信息的渠道数量	1.206	0.963	0	4
控制变量	年龄	户主年龄	45.119	11.439	20	65
	年龄平方项	户主年龄的平方	2166.537	1028.127	400	4225
	婚姻状况	已婚、再婚、分居赋值为 1，未婚、离婚、丧偶、同居赋值为 0	0.866	0.341	0	1
	身体状况	赋值为 1~5，户主健康状况随分数上升而变差	2.196	0.841	1	5
	户口	农业户口赋值为 1，非农业户口赋值为 0	0.277	0.447	0	1
	受教育程度	户主受教育程度，按所受教育年限进行赋值，如高中则赋值为 12	16.647	4.765	0	25
	家庭规模	家庭总人数	3.081	1.193	1	7
	家庭房产数	家庭房产数	1.463	0.748	1	8
	消费收入比	家庭总消费占总收入的比重	0.89	0.817	0.288	3.646
	收入资产比	家庭总收入占总资产的比重	0.179	0.334	0.006	2.858
	家庭人均金融资产	家庭人均金融资产的对数	10.401	1.837	0.223	15.384
	家庭人均金融资产的平方	家庭人均金融资产对数的平方	111.553	35.552	0.05	236.671
	家庭人均收入	家庭人均收入的对数	10.518	1.674	0	15.425
	地区	西部、中部和东部地区分别赋值为 1、2 和 3	1.464	0.749	1	3

险总保费支出占家庭总消费支出的比重也偏低, 均值仅为 0.048, 说明参与深度明显不足。

(四) 模型构建

基于被解释变量的类型, 选取 Probit 模型与 Ols 模型进行回归, 并构建如下基准模型:

$$participation = \alpha_1 + \beta_1 percentage + \gamma_1 control + \varepsilon \quad (1)$$

$$premium = \alpha_2 + \beta_2 percentage + \gamma_2 control + \varepsilon \quad (2)$$

$$ratio = \alpha_3 + \beta_3 percentage + \gamma_3 control + \varepsilon \quad (3)$$

其中, *control* 代表控制变量, 式 (1) 考察风险金融资产占比对家庭商业保险参与可能性的影响, *participation* 表示家庭商业保险参与、商业人寿保险参与和商业健康保险参与, *percentage* 表示风险金融资产占比。式 (2) 和式 (3) 考察风险金融资产占比对家庭商业保险参与深度的影响。其中, *premium* 表示家庭总体商业保险保费支出、商业人寿保险保费支出和商业健康保险保费支出; *ratio* 表示保费占消费比。

四、实证分析

(一) 基础回归结果分析

基础回归结果如表 2 所示, 家庭金融资产中风险金融资产占比越高, 则家庭参与商业保险的可能性也更高, 这一影响作用在总体商业保险、商业人寿保险及商业健康保险中均显著。由此可见, 家庭风险金融资产配置积极性确实可能从财富效应和风险效应两方面增加家庭参与商业保险的可能性, 本文的假设 1 得到验证。控制变量中, 户主年龄系数为正数, 而户主年龄平方项系数为负数, 户主年龄与家庭商业保险参与行为间存在着一种倒“U”型关系。与非农业户口家庭相比, 农业户口家庭参与商业保险的可能性显著降低: 一方面, 可能是因为城乡之间的发展差异导致城乡家庭间财富水平和消费习惯存在差异, 农村家庭的购买力偏低, 保险意识比较薄弱; 另一方面, 农村地区家庭金融参与渠道较为闭塞且金融可得性较低, 商业保险的展业重心集中在城镇地区, 两者叠加导致城镇地区家庭更多地进行商业保险购买。家庭拥有的房产数对家庭商业保险参与有显著正向影响, 可见住房资产的财富效应同样显著。家庭人均收入显著为正, 表明收入的增加会放宽家庭预算约束, 进而提高家庭购买商业保险的可能性。

表 2 家庭风险金融资产占比对家庭商业保险参与可能性的影响

变量	商业保险参与	商业人寿保险参与	商业健康保险参与
风险金融资产占比	0.318***	0.385***	0.210**
年龄	0.066***	0.040**	0.107***
年龄平方项	-0.001***	-0.001**	-0.001***
婚姻状况	-0.164**	-0.133	-0.277***
身体状况	-0.036	-0.037	-0.011
户口	-0.118**	-0.101	-0.148**
受教育程度	0.003	0.000	-0.004
家庭规模	0.020	0.003	0.065**
家庭房产数	0.088***	0.086***	0.098***
消费收入比	0.008	0.050	-0.009
收入资产比	-0.216	-0.203	-0.091
家庭人均金融资产	-0.009	-0.024	-0.020
家庭人均金融资产的平方	0.006	0.007	0.006
家庭人均收入	0.036**	0.036**	0.071***
地区固定效应	有	有	有
常数项	-2.811***	-2.853***	-4.004***
N	4902	4902	4902

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著, 下同。

下面进一步检验家庭风险金融资产占比对商业保险参与深度的影响。表 3 结果显示, 家庭风险金融资产占比同样对商业保险参与深度有显著影响。具体来讲, 风险金融资产配置比例越高, 则家庭商业保险保费支出会更高, 拆分来看, 商业人寿保险保费支出以及商业健康保险保费支出也将更高。以保费占消费比作为被解释变量时, 风险金融资产占比对其同样具有促进作用。综上, 风险金融资产配置对家庭商业保险参与深度存在积极作用, 假设 2 得到验证。控制变量方面, 户主年龄与家庭商业保险保费支出也呈现出一种倒“U”型关系。相对于非农业户口家庭, 农业户口家庭的商业保险参与深度显著降低。家庭规模的系数在 1% 的置信水平上显著为正, 不难理解, 家庭成员越多时, 若家庭成员拥有的保单数越多, 则家庭的商业保险保费支出的绝对数值会出现显著增长。家庭房产数对家庭商业保险保费支出具有正向影响, 但对于保费占消费比没有影响。此外, 与参与可能性类似, 收入的增加会刺激家庭的商业保险消费欲望, 家庭人均收入的增加会显著增加家庭的商业保险保费支出, 但对保费占消费比的影响只在 10% 的置信水平下显著, 显著性有所降低。这可能是因为, 当前我国整体的保险素养仍然偏低, 城镇地区的保险素养和风险管理意识虽强于农村地区, 但整体情况并不乐观, 而与其他消费相比, 商业保险产品的消费具有滞后性和非必要性, 所以商业保险保费支出在家庭收入用于各项消费支出中的优先级比较低。

表 3 家庭风险金融资产占比对家庭商业保险参与深度的影响

变量	商业保险保费	商业人寿保险保费	商业健康保险保费	保费占消费比
风险金融资产占比	0.826***	0.644***	0.436***	0.018**
年龄	0.225***	0.095**	0.105***	0.009***
年龄平方项	-0.003***	-0.001***	-0.001***	-0.000***
婚姻状况	-0.120	-0.173	-0.073	-0.012
身体状况	-0.107	-0.084	-0.033	-0.013***
户口	-0.460***	-0.187	-0.287***	0.005
受教育程度	0.003	0.007	-0.007	0.000
家庭规模	0.417***	0.231***	0.281***	0.003
家庭房产数	0.285***	0.186**	0.184**	0.003
消费收入比	-0.011	0.048	-0.033	-0.011***
收入资产比	-0.288	0.025	-0.352**	0.001
家庭人均金融资产	0.303*	0.046	0.034	0.001
家庭人均金融资产的平方	-0.001	0.009	0.005	0.000
家庭人均收入	0.110**	0.087**	0.091***	0.004*
地区固定效应	有	有	有	有
常数项	-6.260***	-3.131***	-2.707***	-0.163***
N	4902	4902	4902	4902

(二) 中介效应分析

为进一步分析风险金融资产占比对家庭商业保险参与的影响机制, 借鉴温忠麟等 (2014) ^[26] 的做法, 使用“关注财经信息渠道数”这一指标检验信息渠道的中介效应, 其中家庭整体商业保险参与可能性使用可检验因变量为二分变量的 KHB 分解法, 家庭商业保险总保费支出与家庭保费占消费比使用 Sobel 检验法。表 4 的结果显示, 关注财经信息渠道数对家庭整体商业保险参与可能性、家庭商业保险总保费支出以及家庭保费占消费比有着显著正向的中介效应。在家庭商业保险参与可能性方面, 关注财经信息渠道数的间接效应为 0.033, 直接效应为 0.272, 总效应为 0.306, 中介效应占比约为 10.78%。在家庭商业保险保费支出方面, 关注财经信息渠道数的间接效应为 0.088, 直接效应为 0.696, 总效应为 0.783, 中介效应占比约为 11.20%。在家庭保费占消费比方面, 关注财经信息渠道数的间接效应为 0.002, 直接效应为 0.017, 总效应为 0.019, 中介效应占比约为 10.52%。以上结果表明, 信息渠道确实在风险金融资产占比与家庭商业保险参与间起到中介作用, 假设 3 得到验证。

表 4		中介效应检验			
		间接效应	直接效应	总效应	中介效应占比
关注财经信息渠道数		商业保险参与			
		0.033***	0.272***	0.306***	10.78%
		商业保险保费支出			
		0.088***	0.696***	0.783***	11.20%
		保费占消费比			
		0.002***	0.017***	0.019***	10.52%

（三）异质性分析

鉴于区域间金融发展水平的差异以及不同家庭类型间投资行为的差异，风险金融资产占比对家庭商业保险参与的影响可能存在异质性。因此，为考察这一潜在的异质性，将家庭按户口类型、地区、资产水平百分位数进行分组，接着分别进行回归，结果如表 5 所示（表中均为解释变量系数）。首先，家庭整体商业保险参与可能性方面，风险金融资产占比的影响只在非农业户口家庭、中东部地区家庭、资产水平处于 25%~75%与 75%以上百分位的家庭中显著。其次，家庭商业保险保费支出方面，风险金融资产占比的影响在农业与非农业户口家庭、中东部地区家庭（西部地区显著性相对不明显）、资产水平处于 25%~75%与 75%以上百分位的家庭中显著。最后，家庭保费占消费比方面，风险金融资产占比的影响作用只在非农业户口家庭、中部地区家庭、资产水平处于 25%~75%百分位的家庭中显著。以上结果可能是因为：第一，不同户口的家庭在资产配置偏好上存在差异性，非农户口家庭所处地区金融服务水平和金融可得性较高，因此具有更高的风险金融资产配置积极性，而农村家庭由于金融服务可得性较差、金融素养较低等原因，金融资产配置较为保守，最终导致风险金融资产占比的影响在不同户口的家庭间出现异质性；第二，我国金融发展具有显著的非均衡性特征，由于空间、制度、市场化程度等因素的影响，中东部地区的金融发展水平始终高于西部地区，从而为当地居民营造了更加发达的金融环境，商业保险在中部地区和东部地区也更为普及，两相叠加下造成风险金融资产占比的影响在中东部地区更加显著；第三，家庭资产实力越雄厚，则越有能力和意愿进行风险金融资产投资并承担多种投资渠道所需的交易成本，同时商业保险产品的消费也越来越成为高资产家庭的一种必需品，因此，风险金融资产占比的影响在处于不同百分位数资产水平的家庭中出现异质性。

表 5		异质性分析				
		商业保险参与	商业保险保费支出	保费占消费比	控制变量	N
按户口类型	农业户口	0.189	0.588**	0.023	有	1358
	非农业户口	0.343***	0.894***	0.017**		3544
按地区	西部	0.246	0.715*	0.012	有	3389
	中部	0.422***	1.567***	0.041***		742
	东部	0.306***	0.701***	0.015		771
按家庭资产水平百分位数	25%以下	0.067	0.077	0.008	有	1227
	25%~75%	0.397***	1.095***	0.032***		2447
	75%以上	0.299**	0.950**	0.002		1228

（四）稳健性检验

本文使用替换解释变量、更换估计方法的方式进行稳健性检验。具体的操作为：首先，替换解释变量，将风险金融资产占比替换为无风险金融资产占比，若替换后影响方向改变但显著性不变则可表明本文结果的稳健性；其次，在替换解释变量的基础上更换估计方法，使用 Logit 模型与 Tobit 模型重新进行估计。稳健性检验结果如表 6 和表 7 所示。在将解释变量替换为无风险金融资产占比，使用 Logit 模型和 Tobit 模型重新估计后，结果显示无风险金融资产占比会显著降低家庭商业保险参与可能性与参与深度。以上分析结果表明，本文的实证结果具备较强的稳健性。

表 6 稳健性检验 (Logit 模型)

变量	商业保险参与	商业人寿保险参与	商业健康保险参与
无风险金融资产占比	-0.628***	-0.744***	-0.470***
年龄	0.116***	0.078**	0.208***
年龄平方项	-0.001***	-0.001**	-0.003***
婚姻状况	-0.267**	-0.227	-0.496***
身体状况	-0.063	-0.078	-0.014
户口	-0.181*	-0.149	-0.286**
受教育程度	-0.001	-0.007	-0.010
家庭规模	0.044	0.016	0.133**
家庭房产数	0.144***	0.139**	0.159**
消费收入比	0.043	0.114*	0.074
收入资产比	-0.202	-0.139	-0.023
家庭人均金融资产	-0.020	-0.058	0.072
家庭人均金融资产的平方	0.009	0.013	0.004
家庭人均收入	0.073**	0.079**	0.184***
地区固定效应	有	有	有
常数项	-4.288***	-4.490***	-7.894***
N	4902	4902	4902

表 7 稳健性检验 (Tobit 模型)

变量	商业保险保费	商业人寿保险保费	商业健康保险保费	保费占消费比
无风险金融资产占比	-1.002***	-0.636***	-0.538***	-0.023**
年龄	0.233***	0.106**	0.102***	0.009***
年龄平方项	-0.003***	-0.001***	-0.001***	-0.000***
婚姻状况	-0.047	-0.122	0.009	-0.005
身体状况	-0.115	-0.094	-0.017	-0.013***
户口	-0.487***	-0.178	-0.327***	0.005
受教育程度	-0.000	0.003	-0.008	-0.000
家庭规模	0.410***	0.225***	0.267***	0.002
家庭房产数	0.317***	0.191***	0.195***	0.003
消费收入比	0.006	0.030	-0.006	-0.011**
收入资产比	0.127	0.347	-0.241	0.009
家庭人均金融资产	0.310	0.030	0.062	0.004
家庭人均金融资产的平方	-0.003	0.009	0.002	0.000
家庭人均收入	0.111**	0.077**	0.092***	0.003
常数项	-5.347***	-2.496**	-2.108*	-0.147**
N	4902	4902	4902	4902

(五) 内生性处理

使用上述方法的实证分析可能存在内生性问题。一方面,家庭的商业保险消费行为可能受到文化、习惯等不可观测变量的影响。另一方面,商业保险参与可能影响家庭的金融资产配置结构,即二者之间可能存在反向因果关系。对此,借鉴南永清等(2020)^[27]的处理方法,根据 CHFS 中的区县代码,使用所在区县其他家庭平均风险金融资产占比水平作为工具变量,运用 IV Probit 和两阶段最小二乘法重新进行估计。一方面,区县级的其他家庭风险金融资产占比平均水平通过社会互动和羊群效应对某一家庭的风险金融资产配置产生影响;另一方面,单个家庭的商业保险参与对区县其他家庭的风险金融资产占比平均水平没有影响,符合工具变量的要求。从表 8 的回归结果来看,Wald 检验的 P 值显著小于临界值,表明解释变量存在内生性,IV Probit 方法的弱工具变量检验 P 值均小于 0.05,表明不存在弱工具变量问题。从表 9 的回归结果来看,两阶段最小二乘法的第一阶段回归的 F 值均显著大于 10,可拒绝弱工具变量的原假设,DWH 检验结果也表明解释变量在 5%的置信水平下存在内生性。总之,在引入所在区县其他家庭平均风险金融资产占比水平作为工具变量进行回归后,系数显著性和影响方向与前述结果基本一致。因此,在解决内生性问题后,风险金融资产占比对家庭商业保险参与的影响是稳健的。

表 8 内生性处理 (IV Probit 方法)

变量	商业保险参与	商业人寿保险参与	商业健康保险参与
风险金融资产占比	0.703***	0.638***	0.780***
年龄	0.064***	0.039**	0.104***
年龄平方项	-0.001***	-0.001**	-0.001***
婚姻状况	-0.176**	-0.140	-0.289***
身体状况	-0.037	-0.039	-0.014
户口	-0.081	-0.077	-0.097
受教育程度	0.003	0.000	-0.003
家庭规模	0.033	0.011	0.082***
家庭房产数	0.079***	0.080**	0.081**
消费收入比	0.010	0.051	-0.005
收入资产比	-0.187	-0.185	-0.055
家庭人均金融资产	0.050	0.014	0.064
家庭人均金融资产的平方	0.003	0.005	0.002
家庭人均收入	0.035**	0.036**	0.071***
地区固定效应	有	有	有
常数项	-3.246***	-3.163***	-4.504***
N	4902	4902	4902
弱工具变量检验	0.000	0.004	0.002
Wald 检验	0.028	0.043	0.037

表 9 内生性处理 (二阶段最小二乘法)

变量	商业保险保费	商业人寿保险保费	商业健康保险保费	保费占消费比
风险金融资产占比	2.144***	1.290***	1.609***	0.048**
年龄	0.223***	0.094**	0.103***	0.009***
年龄平方项	-0.003***	-0.001***	-0.001***	-0.000***
婚姻状况	-0.174	-0.200	-0.121	-0.013
身体状况	-0.113	-0.087	-0.039	-0.013***
户口	-0.334**	-0.126	-0.175	0.008
受教育程度	0.003	0.007	-0.007	0.000
家庭规模	0.465***	0.254***	0.324***	0.004
家庭房产数	0.256***	0.171**	0.158**	0.003
消费收入比	-0.002	0.051	-0.025	-0.010***
收入资产比	-0.222	0.057	-0.293*	0.002
家庭人均金融资产	0.502***	0.144	0.212	0.005
家庭人均金融资产的平方	-0.010	0.004	-0.003	0.000
家庭人均收入	0.111**	0.087**	0.092***	0.004*
地区固定效应	有	有	有	有
常数项	-7.764***	-3.856***	-3.909***	-0.198***
N	4902	4902	4902	4902
一阶段 F 值	817.91	817.91	817.91	817.91
DWH 检验 F 值	6.501	5.748	7.562	3.883

五、结论与政策建议

(一) 结论

基于 CHFS2017 年数据,本文检验了风险金融资产占比对家庭商业保险参与的影响。实证结果表明:首先,风险金融资产占比越高,家庭参与商业保险的可能性、家庭商业保险保费支出水平以及家庭保费占消费比也会越高,即风险金融资产配置的积极性会提高家庭商业保险参与可能性和参与深度,经过稳健性检验与内生性处理后,结论依然成立;其次,机制分析表明,信息渠道能够增加信息获取,在风险金融资产占比与家庭商业保险参与间起到中介作用,关注财经信息渠道数在家庭整体商业保险参与可能性、家庭商业保险总保费支出与家庭保费占消费比间的中介效应占比分别为 10.78%、11.20%与 10.52%;最后,异质性分析表明,在非农业户口家庭、中东部地区家庭、资产水平所处百分位较高的家庭中,风

险金融资产占比对家庭商业保险参与的影响更为显著,影响作用也更大。

(二) 政策建议

近年来,我国保险市场得到了长足的发展,但商业保险的整体参与度仍然偏低。本文的研究结果在微观层面上丰富了家庭商业保险参与的研究视角,风险金融资产配置也是影响家庭商业保险参与的一个重要因素。为进一步推进商业保险发展,完善多层次的国民保障体系建设,基于本文的研究结论,提出如下政策建议。第一,加强全民金融知识教育,丰富公众金融知识储备,推进数字普惠金融体系建设,进一步积极引导不同风险承受能力、不同风险偏好的家庭优化金融资产配置结构,增加风险金融资产配置比例。同时,监管部门也应尽到规范金融市场良性发展的职责,为公众提供健康的投资环境。第二,平衡地区金融发展水平差异,进一步缩小城乡收入差距和家庭收入差距,增强中西部地区家庭、农村地区家庭以及资产水平较低家庭的金融、保险服务可得性与便利性。作为供给端的保险公司应加强产品设计,不断开发多种价格水平的保险产品,满足家庭资产禀赋差异化下的多元保障需求,从而提升保险产品的有效供给。第三,推进传统媒体和新媒体信息渠道建设,保险经营主体和中介主体可与各类综合金融投资平台合作,加强保险产品宣传与保险知识普及,引导公众提高保险素养和保险意识。

参考文献

- [1] 郑秉文. 改革开放 40 年: 商业保险对我国多层次养老保障体系的贡献与展望[J]. 保险研究, 2018, (12): 101-109.
- [2] Beck T, Webb I. Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries[J]. World Bank Economic Review, 2003, 17(1): 51-88.
- [3] Zietz E. An Examination of the Demand for Life Insurance[J]. Risk Management and Insurance Review, 2010, 6(2): 159-191.
- [4] 张强, 杨宜勇. 商业养老保险参与的影响因素分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017, (5): 138-143, 150.
- [5] 王晓全, 贾昊文, 殷崔红. 认知能力对中老年家庭商业保险需求的影响[J]. 保险研究, 2019, (8): 81-97.
- [6] 杨柳, 刘芷欣. 金融素养对家庭商业保险消费决策的影响——基于中国家庭金融调查(CHFS)的分析[J]. 消费经济, 2019, 35(5): 53-63.
- [7] 樊纲治, 王宏扬. 家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究[J]. 金融研究, 2015(7): 170-189.
- [8] 张雷, 顾天竹. 子女增加会减少父母对商业保险的需求吗?——基于中国综合社会调查的实证分析[J]. 南方金融, 2020(5): 63-72.
- [9] Showers V, Shottick J. The Effects of Household Characteristics on Demand for Insurance: A Tobit Analysis[J]. Journal of Risk and Insurance, 1994, 61: 65-73.
- [10] 孙祁祥, 王向楠. 家庭财务脆弱性、资产组合与人寿保险需求: 指标改进和两部回归分析[J]. 保险研究, 2013, (6): 23-34.
- [11] 李丁, 丁俊菰, 马双. 社会互动对家庭商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 金融研究, 2019, (7): 96-114.
- [12] 朱卫国, 李骏, 谢哈进. 线上社会互动与商业保险购买决策[J]. 消费经济, 2020, 36(1): 72-82.
- [13] 曹直, 叶显, 吴非. 居民幸福感对家庭商业保险的影响——基于异质性视角的传导机制检验[J]. 江西财经大学学报, 2020, (2): 62-75.
- [14] 刘冬姣, 庄朋涛. 数字普惠金融与家庭商业保险购买[J]. 消费经济, 2021, 37(2): 67-78.
- [15] 石永珍, 王子成. 家庭资产对居民消费行为的影响——基于城镇家庭调查数据的分析[J]. 城市问题, 2017(11): 53-63.
- [16] Ando A, Modigliani F. The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests[J]. The American Economic Review, 1963, 53(1): 55-84.
- [17] Bonis R, Silvestrini A. The Effects of Financial and Real Wealth on Consumption: New Evidence From OECD Countries[J]. Applied Financial Economics, 2009, 22(5): 409-425.
- [18] Peltonen T, Sousa R, Vansteenkiste I. Wealth Effects in Emerging Market Economies[J]. International Review of Economics and Finance, 2012, 24(5): 155-166.

- [19] 卢现祥, 李慧. 消费者信心、资产财富与居民消费行为——基于家庭资产配置结构的解释[J]. 江西财经大学学报, 2020(6): 20-31.
- [20] 李波. 中国城镇家庭金融风险资产配置对消费支出的影响——基于微观调查数据 CHFS 的实证分析[J]. 国际金融研究, 2015(1): 83-92.
- [21] Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial Literacy and Stock Market Participation[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(2): 449-472.
- [22] 董晓林, 石晓磊. 信息渠道、金融素养与城乡家庭互联网金融产品的接受意愿[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018, 18(4): 109-118, 159.
- [23] 彭魏倬加. 信息渠道如何影响商业养老保险决策——来自 CGSS 的微观证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2020, 26(6): 119-129.
- [24] 饶育蕾, 张梦莉, 陈地强. 移动支付带来了更多家庭金融风险资产投资行为吗? ——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2021, 27(5): 92-105.
- [25] Bostic R, Gabriel S, Painter G. Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data[J]. Regional Science & Urban Economics, 2009, 39(1): 79-89.
- [26] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [27] 南永清, 肖浩然, 单文涛. 家庭资产、财富效应与居民消费升级——来自中国家庭追踪调查的微观证据[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(8): 1-15.

Family Risk Financial Assets Allocation and Commercial Insurance Participation

—An Empirical Research Based on Data of CHFS2017

Qiao Yang Zhang Hao

(School of Economics, Beijing Technology and Business University)

Abstract: Based on the 2017 China Household Finance Survey (CHFS) data, the paper uses the Probit model, the Ols model, the Sobel's testing method and the KHB decomposition method to analyze the impact of household risk financial assets allocation on household commercial insurance participation. The results show that: household risk financial assets allocation increases the possibility of households participating in commercial insurance through wealth and risk effects, and increases household commercial insurance premium expenditures and the proportion of household premium expenditures in total consumption expenditure; information channels play an intermediary role between household risk financial assets allocation and household commercial insurance participation; the impact of household risk financial assets allocation on household commercial insurance participation is more significant in non-agricultural households, households in the central and eastern regions of China, and households with higher total assets. Finally, some suggestions are put forward, such as popularizing public financial knowledge, promoting financial development in relatively less developed regions, and strengthening the construction of information channels.

Key words: Risk Financial Assets Allocation; Commercial Insurance Participation; Information Channels

(责任编辑: 黄煌)