

子女结构与家庭商业保险： 来自中国家庭金融调查的证据

王 韧¹, 夏 昱¹, 徐珏瑶¹, 许 豪¹, 徐 徐²

(1. 湖南工商大学财政金融学院, 湖南 长沙 410205;

2. 北京工商大学经济学院, 北京 100048)

摘 要:运用中国家庭金融调查数据(2017)研究了子女结构对家庭商业保险参与的影响机制及效应。研究表明:拥有男孩或男孩比例增加将增大商业保险投资倾向,拥有女儿则与之相反;该作用在城镇农村家庭以及家庭各个生命周期阶段中均存在异质性;这种差异化影响主要源于不同子女性别结构家庭的禀赋差异,以及子女性别偏好作用于家庭其他决策后带来的间接效果。探究传统观念对家庭经济决策产生干预的可能途径,对研究家庭经济决策的非理性行为以及消除性别偏见、推动家庭商业保险健康发展有着积极作用。

关键词:子女结构;商业保险;家庭金融;性别偏好

中图分类号:F842.0

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)07-0183-10

Children Structure's Influences on Family Commercial Insurance: Evidence from CHFS

WANG Ren¹, XIA Yu¹, XU Jueyao¹, XU Hao¹, XU Xu²

(1. School of Finance, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China;

2. School of Economics, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China)

Abstract: This paper uses the cross-sectional data of the China Household Finance Survey (CHFS) 2017 with the Probit and Tobit regression to discuss whether there is a gender preference for children in the behavior of households purchasing commercial insurance. The conclusions have shown that: (1) Owning boys and the increase of the proportion of boys will increase the investment tendency of family commercial insurance while owning daughters is the opposite; (2) The effect is heterogeneous in urban and rural areas, as well as each life cycle stage of families; (3) The differential impact is principal from the endowment difference of families with different children's gender structure and the indirect impact of children's gender preference on other family decisions. This paper explores a possible way for traditional ideas to intervene in family economic decision-making, which plays a positive role in studying the irrational behavior of family economic decision-making, eliminating prejudice, and promoting the healthy development of family commercial insurance.

Key words: children structure; commercial insurance; household finance; gender preference

收稿日期:2021-10-11 修回日期:2022-07-08

基金项目:国家社会科学基金项目(19BJY161);湖南省自然科学基金项目(2021JJ30197);湖南省教育厅科学研究重点项目(20A122)。

作者简介:王韧(1978—),女,湖南平江人,湖南工商大学财政金融学院教授、博士,研究方向为风险管理与保险。通信作者:徐徐。

随着我国经济稳步发展,人均可支配收入不断增加,家庭风险管理需求显著上升。一般而言,家庭健康劳动成员越多,经济来源越丰富,收入水平越高,抵御风险能力也就越强。反之,需要抚养、赡养的人数越多,家庭抗风险的保障能力就会被削弱。实施计划生育政策 30 余年后,我国逐渐面临生育率低、出生性别失衡、人口红利减少等一系列问题。尽管实施全面两孩政策后,生育水平短期内有所回升,但在出生率依然回落与我国加速进入老龄化社会的双重背景下,家庭构成规模仍然呈现小型化趋势,大量年轻人将承担 4 个老人的赡养重任和至少 1 个孩子的抚养压力,且子女较少的家庭需要承受的照料负担更重^[1]。以医疗问题为例,“421 模式”家庭出现“因病致贫”的风险更大而抗险能力更弱。保险虽无法显著减少家庭成员发生重大疾病的概率,但能够有效降低“因病致贫”的可能性^[2],其在分散家庭风险、提供必要保障等方面的重要性日益凸显。

伴随各国人口老龄化问题和养老医疗保障财政支出压力的加剧,发展或倚重商业保险制度日益成为各国政府应对上述问题的有效对策。人口结构老龄化程度的加深使得美国、英国、日本等发达国家社会整体对保障型保险的需求增加,终身寿险或年金保险获得了快速发展,各国政府更是通过税收优惠政策鼓励养老保障类保险消费。而在全球典型的三类医疗保障体系中,无论是国家(全民)医疗保险模式、社会医疗保险模式,还是商业健康保险模式,对于公共部门无法提供或提供不足的医疗保障领域,商业健康保险也发挥着举足轻重的作用。比如美国,商业健康保险是个人获得基本健康保障的主要途径。政府对企业为员工投保的商业健康保险保费不设税优上限,对个人购买健康保险的税优额度也比较高。即使在国家医疗保险模式下,为了使公共医疗资源更好地为中低收入人群享有,不少发达国家通过对商业健康保险提供税优政策,提高较富裕个人或家庭购买商业健康保险的能力和积极性,转嫁部分医疗保障压力。如澳大利亚通过税优政策鼓励富裕人群购买商业健康险,从而使费用相对较低的公

共医疗资源更多地向中低收入人群倾斜。当下,我国正步入深度老龄社会,在“健康中国”战略推行的背景下,商业保险市场的大力发展恰逢其时。

从需求角度而言,随着我国居民风险管理意识的逐步增强,商业保险也日益成为家庭金融投资工具中重要的一部分。然而作为发展中国家,绝大多数家庭可用于进行投资活动的资金有限,家庭投资决策者在选择金融投资产品时考虑的因素可能趋向多元化审慎化;诸多因素中,家庭人口结构是不可忽视的一部分。尤其是在生育政策不断调整的背景下,我国家庭子女性别以及性别结构对家庭生育意愿、资产配置、教育投资、养老规划等无疑将产生重要影响。长期以来,我国普遍存在较为严重和典型的性别偏好问题。在子女抚育过程中,“重男轻女”“传宗接代”等传统思想始终潜移默化地影响着家庭各方面的决策,尤其对于资源相对不足的家庭来说,指向子代的资源分配往往显著地向男孩倾斜,在农村女孩所得到的教育、抚育等资源则往往被挤占。那么孩子性别对于家庭商业保险支出是否会产生重要影响?这种影响对于子女数量结构不同的家庭会有差异吗?这种社会观念上的影响是通过何种途径作用于家庭经济决策,并最终体现在家庭商业保险的参与行为上的呢?

一、文献综述与研究假设

对于微观家庭商业保险各险种参与行为的影响因素,已有文献主要从家庭特征、人口结构特征以及家庭户主或主要决策者特征 3 个方面进行分析。其中家庭特征方面又主要分为家庭经济特征、地域特征、社会特征等模块。在经济特征方面,现有文献普遍认为家庭收入和总资产均与家庭保险参与存在正向关系^[3-6],但对于其机制的分析略有不同。人力资本保护、资产配置动机是家庭购买商业保险的两大动力,而家庭当前财富与未来收入对于家庭寿险需求有着重要影响^[7];家庭的资产结构将影响家庭对人寿保险的需求和对定期寿险、终身寿险的选择^[8]。家庭保险意识提升和实际医疗支出增加等将影响家庭商业健康保险购买^[9]。在社会特征方面,吴玉锋(2018)^[10]

认为社会阶层与社会资本对于居民商业保险参与有着显著的促进作用;家庭户主特征方面,户主年龄增加、受教育程度越高和金融素养的提升都将加大家庭保险参与倾向^[11];户主风险规避倾向也将影响到家庭商业保险与风险性金融资产的配置^[12];Fagereng 等(2017)^[13]认为家庭对于金融市场的参与决策与其生命周期有关。综上所述,家庭商业保险参与的影响因素是多样的,现有文献已对家庭商业保险参与的影响因素进行了多维且深入的分析,但关于家庭人口结构对家庭商业保险的研究仍缺乏对于家庭子女性别结构层面的讨论。据此,提出假设 1:家庭子代性别结构的确对保险参与产生了影响,且由于家庭处于不同生命周期时购买商业保险的动机不同,因此这种影响也根据家庭所处生命周期存在异质性。

在性别偏好观念普遍存在时,家庭子代性别结构并非外生,而是受到家庭禀赋与性别偏好观念的共同作用,决策者可能通过调整生育数量来满足自身对子代性别偏好。Ismail 等(2019)^[14]以南亚数据为基础发现女性新生儿死亡率较高,并分析认为这是家庭为男性新生儿和女性新生儿寻求医疗护理的行为存在性别偏好所导致的;侯佳伟等(2018)^[15]提出家庭的性别偏好将影响到出生性别比;Kaur 等(2013)^[16]提出中国和印度生育率下降的趋势和性别鉴定技术的发展使得家庭性别选择的行为加剧;刘华(2016)^[17]认为在较为宽松的生育政策下,人们可能通过增加子女的生育数量以求获得期望的子女性别;宋健等(2012)^[18]则提出,性别偏好并不等同于男孩偏好,性别和数量两方面的偏好会显著提升家庭生育数量。由此可以认为,子女的性别结构和对子女的性别偏好可能对家庭生育决策产生作用,进而改变家庭子代的数量结构,而家庭禀赋特征往往是家庭是否进行生育选择的重要影响因素。尹秀芳(2014)^[19]分析发现子女、儿子和女儿的数量均将对家庭经济能力和商业参保能力产生显著负向影响,且由于农村地区传统观念,儿子数量增加提高了养育成本,降低家庭参保能力。子女数量增加为家庭带来的风险分散效用可在一定程度上替代家庭购买商业保

险带来的外部保障效用,根据期望效用理论,在预算约束不变的情况下,保险需求降低,参与减少。据此,提出假设 2:不同子女性别结构下的家庭生育选择行为改变子女数量结构,进而造成家庭商保参与产生差异。

由于传统观念往往要求婚姻市场中由男方家庭提供房产,家庭预期在未来发生的大额支出及借款将影响到家庭当期的资产配置与投资规划,将增加预防性储蓄和购买商业保险以应对未来的风险;同时可能相应挤出其他投资和消费性支出,降低家庭购买商业保险的保额支付能力。Li 等(2017)^[20]发现有男孩的家庭更有可能且更早地拥有自有房屋,并在中国房地产市场繁荣期后比无男孩家庭获得了更多的家庭财富积累,且这种影响主要来源于“自有房屋将增加男人在婚姻市场的竞争力”这一观念;魏下海等(2020)^[21]则认为男孩家庭比女孩家庭有着更低的风险偏好,这使得男孩家庭倾向于减少高风险金融资产的投资,城镇地区尤为明显;Sara(2020)^[22]提出家庭对于子女的性别偏好主要来源于对来自男性的代际支持的强烈依赖,收入较低的家庭又可能为了追求未来更高的经济支持而更倾向于对子女进行性别选择,因此需要相应的保险保障来平衡并逐步降低这种观念上的性别差异。据此提出假设 3:子女性别结构可能通过影响家庭的其他经济决策(例如是否存在购买自有住房的需求),进而间接影响到保险参与行为。

基于此,本文以子女性别结构特征作为核心解释变量,以已有文献所发现的其他重要指标为控制变量,就其对家庭商业保险产生的影响进行分析。

二、研究设计

(一)相关理论基础

根据杨继波等(2015)^[23]个人的消费能力由可支配收入和支出决定,将可支配收入分为储蓄部分,为子女购买保险及自身购买保险如养老保险部分。即有:

$$\begin{aligned} C_t &= AI_t - S - I_o - I_b \\ I_o &= \lambda(AI_t - S) \end{aligned}$$

$$I_b = \beta(AI_t - S) \quad (1)$$

C_t 为 t 时期消费能力, AI_t 为中年期的可支配收入, S 为养老所需的储蓄支出, I_o 为养老保险支出, I_b 为子女保险支出, λ 为养老保险率, 此处 1 表示一个孩子, 2 表示两个孩子 ($\lambda_1 > \lambda_2$)。 β 为子女购保率 ($\beta_0 < \beta_1 < \beta_2$), 此处 0 表示无男孩, 1 表示一个男孩, 2 表示两个男孩。令老年所需费用为定值, 且该定值能够满足老年所需支出。老年收入来源包括中年时储蓄, 养老保险收益, 子女直接赡养。即:

$$C_{t+1} = S(1+r) + I_o(1+r_i) + \theta Y_{t+1}^1 n \quad (2)$$

C_{t+1} 为老年所需费用, θ 为子女赡养费的提供占其工资的比率, Y_{t+1}^1 为子女的收入, r 为收益率, n 为子女个数。

表 1 家庭子女性别结构与保险支出情况

子女性别	概率	养老保险	子女保险
男孩	$1 - P_1$	$\lambda_1(AI_t - S)$	$\beta_1(AI_t - S)$
男孩+女孩	$P_1 \times 0.5$	$\lambda_2(AI_t - S)$	$\beta_1(AI_t - S)$
男孩+男孩	$P_1 \times 0.5$	$\lambda_2(AI_t - S)$	$\beta_2(AI_t - S)$
女孩	$1 - P_2$	$\lambda_1(AI_t - S)$	$\beta_0(AI_t - S)$
女孩+女孩	$P_2 \times 0.5$	$\lambda_2(AI_t - S)$	$\beta_0(AI_t - S)$
女孩+男孩	$P_2 \times 0.5$	$\lambda_2(AI_t - S)$	$\beta_1(AI_t - S)$

根据表 1 计算首胎为男孩和首胎为女孩的家庭中年消费能力和老年所需费用期望。首胎为男孩的家庭:

$$E(C_t) = [1 - \lambda_1 - \beta_1 + P_1(\lambda_1 - \lambda_2) + 0.5P_1(\beta_1 - \beta_2)](AI_t - S) \quad (3)$$

$$E(C_{t+1}) = S(1+r) + [\lambda_1 - P_1(\lambda_1 - \lambda_2)](AI_t - S)(1+r_i) + \theta(1+P_1)Y_{t+1}^1 \quad (4)$$

首胎为女孩的家庭:

$$E(C_t) = [1 - \lambda_1 - \beta_0 + P_2(\lambda_1 - \lambda_2) + 0.5P_2(\beta_0 - \beta_1)](AI_t - S) \quad (5)$$

$$E(C_{t+1}) = S(1+r) + [\lambda_1 - P_2(\lambda_1 - \lambda_2)](AI_t - S)(1+r_i) + \theta(1+P_2)Y_{t+1}^1 \quad (6)$$

由 $P_2 > P_1$, $\beta_0 < \beta_1 < \beta_2$, $\lambda_1 > \lambda_2$, $\beta_0 - \beta_1 > \beta_1 - \beta_2$ (凸函数), 比较式(3)和式(5)易知, 首胎为女孩的家庭, 中年期的消费能力更强, 且二胎出生率更高, 子女数量上升导致费用增加, 使保险支出降低; 而由于期望低于首胎为男孩的家庭男孩数, 预防未来支出增加也导致投保率较低。对比式(4)和式(6), 家庭购买保险的目的在于满足未

来保障, 因而将重新配置资产。 $E(C_{t+1})$ 由中期储存项、养老保险项以及子女赡养费项三项构成。由于 $P_2 > P_1$, 首胎为男孩的家庭养老保险项相对较多, 子女赡养费项相对较少。首胎为男孩家庭的二胎出生率相对较低, 子女数量较少, 因而养老保险购买增加; 而首胎为男孩的家庭男孩数多于首胎为女孩的家庭, 未来支出增加, 避险情绪引起子女的购保率上升, 家庭购买保险率较高。而女孩数量的增加仅增加了 $E(C_{t+1})$ 中的第三项, 即赡养费用增加, 养老保险购买支出下降。因此单是女孩的增加不会增加由男孩引起的未来预期支出增加而购买的保险, 相反会减少养老保险的购买, 这就导致了保险参与的减少。

(二) 模型构建

子女结构对商业保险的参与影响还需要实证检验。由于该影响涉及到二元离散变量问题, 本文将采用 Probit 模型, 设置虚拟变量以有效避免线性概率回归模型中的被解释变量预测值不符合现实的情况。模型设定如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_4 C_{control} + \varepsilon \quad (7)$$

$$P\gamma(Y = 1) = P\gamma(y^* > 0) \quad (8)$$

其中, Y 为二元虚拟因变量, 定义为是家庭是否购买商业保险; X 为本文的解释变量; $C_{control}$ 为控制变量; ε 代表模型截距项。关于商业保险参与深度, 由于仅参与了商业保险的家庭具有有效保险深度数值, 相当于对数据进行截尾, 因此我们采用 Tobit 模型来估计家庭孩子性别对家庭商业保险参与深度的影响:

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_4 C_{control} + \varepsilon \quad (9)$$

$$Y' = \max(0, y^*) \quad (10)$$

其中, y^* 表示家庭实际商业保险费用支出占收入的比重, X 表示家庭孩子性别变量, 其他的变量与 Probit 模型所含相同。本文所有回归的聚类 t 值均控制在省级层面。

三、实证分析

(一) 变量定义、描述与数据来源

本文采用 2017 年中国家庭金融调查数据 (CHFS) 作为数据样本进行分析。两个核心被解

释变量为家庭总体是否参与商业保险以及参与深度。本文设定,家庭任一成员参与商业保险即视为家庭总体参与商业保险,此时“家庭是否参与商业保险”变量(*Insured*)取值为1,否则取值为0。此外,参考相关文献,本文采用“过去一年中家庭商业保险总保费支出占家庭总支出的比例”作为商业保险参与深度指标(*Depth*),以衡量家庭用于获得保险保障或进行保险投资的支出比例。本文以子女中是否有男孩、是否有女孩以及首胎是否为男孩作为总体核心解释变量。对于二孩及二孩以上的家庭,本文还设置了“首胎是否为男孩”以及“男孩占比”两个解释变量,以期更全面地研究子女具体的性别构成对于家庭商业保险参与行为的影响。本文从户主个人特征、家庭特征两方面设置控制变量。其中对于金融知识水平指标(*Finlit*),本文以问卷中金融认知能力相关回答是否正确以及是否主动获取金融相关信息作为金融直接认知水平维度,以受教育程度作为间接认知水平维度,以家庭是否投资金融资产作为金融认知实践维度,通过主效应分析进行综合打分,以降维后最终的加权总分作为样本户主的金融认知水平变量。对于家庭经济特征,本文利用问卷结果中的家庭总收入、家庭总资产、家庭负债以及是否拥有自有房屋进行主成分分析,综合打分后降维为一个家庭经济能力指标。

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	最大值
<i>Insured</i>	17222	0.212	0.409	0	0	0	0	1
<i>Depth</i> (%)	17222	0.0243	0.146	0	0	0	0	9.858
<i>Boy</i>	17222	0.723	0.447	0	0	1	1	1
<i>Girl</i>	17222	0.468	0.499	0	0	0	1	1
<i>Firstboy</i>	17222	0.607	0.488	0	0	1	1	1
<i>Boyratio</i>	17222	0.626	0.433	0	0	1	1	1
<i>Age</i>	17222	45.66	8.247	20	40	46	52	60
<i>Gender</i>	17222	0.835	0.371	0	1	1	1	1
<i>Health</i>	17218	1.592	0.717	1	1	1	2	3
<i>Party</i>	16183	0.151	0.358	0	0	0	0	1
<i>Finlit</i>	17183	8.65e-05	0.670	-0.997	-0.427	-0.107	0.276	5.470
<i>Risk</i>	16507	2.480	0.718	1	2	3	3	3
<i>Familyeco</i>	17182	0.000247	0.855	-1.505	-0.428	-0.137	0.168	15.54
<i>Business</i>	17222	1.791	0.407	1	2	2	2	2
<i>Rural</i>	17222	0.327	0.469	0	0	0	1	1
<i>Member</i>	17222	3.901	1.320	1	3	4	5	10
<i>Underage</i>	17222	0.213	0.178	0	0	0.250	0.333	0.800
<i>Odageratio</i>	17222	0.0704	0.134	0	0	0	0	1
<i>Badhealth</i>	17222	0.108	0.195	0	0	0	0.200	1

本文以CHFS(2017)为数据来源,考虑到代际问题,筛选出决策者年龄处于20~60岁的家庭作

为有效样本数据,最终保留了17222户家庭数据。根据以上变量选择,通过以上家庭样本分析后发现,我国家庭商业保险参与程度仍然较低,仅有21.17%的家庭选择了购买商业保险。城镇较农村参与度稍高。另外,14.86%的家庭选择为户主或户主的配偶购买了商业保险,这一比例与为未成年家庭成员购买商业保险的家庭比例相近;相对而言仅有2.75%的家庭选择了为老年人购买商业保险。另一方面,截至2017年,我国首胎为男孩家庭比例达到60.71%,较严重地偏离了自然状况下的比值,农村家庭中首胎男孩比例更是达到66.77%。此外,全样本中有男孩家庭比例达到72.35%,远高于有女孩家庭(46.75%),且城市与农村均存在有男孩家庭多于有女孩家庭的情况。

(二)基准回归

表3报告了首胎性别、子女中是否有男孩、子女中是否有女孩以及男孩比例对于家庭商业保险的参与。结果表明,首胎为男孩的情况下家庭将倾向于购买商业保险;对于所有家庭来说,是否有男孩并不会使得家庭对于商业保险显示出明显倾向,但男孩比例上升可能提升家庭购买商业保险的积极性。与之相反的是,拥有女孩使得家庭购买商业保险的意愿明显降低。

传统解释变量中,户主年龄、金融认知水平以及家庭经济指标都对家庭商业保险参与有着显著影响。户主健康状况欠佳在增加家庭保险需求的同时也降低了获得商业保险保障的机会,两者的共同作用致使户主健康程度系数不显著;但对于购买了商业保险的家庭,由于医疗费用挤出保险支出,健康状况不佳的户主将显著降低用于购买商业保险的支出比例。相对于农村家庭,城镇家庭在经济水平、金融认知以及信息获取上均具有明显优势,参与商业保险的倾向以及参与深度也更大;且农村家庭的“邻里效应”代替一部分商业保险承担了风险保障作用,进一步降低了农村家庭的商业保险需求^[24]。从边际效应来看首胎为男孩将使得家庭参与商业保险的可能性提高0.020,保险深度增加0.023;男孩的存在激励家庭参与商业保险的概率增加0.0141,深度增加0.0101;但

女孩的存在将使得家庭商业保险参与的倾向减小 0.030, 保险深度减少 0.035。由此可以初步得出结论, 家庭中子女的性别对商业保险参与的确存

在影响, 且男孩和女孩产生的影响具有异质性, 男孩将激励家庭参与商业保险, 而女孩会使得家庭参与商业保险的倾向降低, 如表 3 所示。

表 3 基准回归结果

变量	Probit				Tobit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	是否参与商业保险 (Insured)				商业保险参与深度 (Depth/%)			
Firstboy	0.075 *** (2.76)	-	-	-	0.023 ** (2.26)	-	-	-
Boy	-	0.024 (0.93)	-	-	-	0.008 (0.82)	-	-
Girl	-	-	-0.111 *** (-3.97)	-	-	-	-0.035 *** (-3.07)	-
Boyratio	-	-	-	0.085 *** (3.00)	-	-	-	0.027 ** (2.31)
Age	0.078 *** (6.20)	0.075 *** (6.01)	0.080 *** (6.49)	0.077 *** (6.22)	0.026 *** (4.09)	0.026 *** (4.06)	0.027 *** (4.15)	0.026 *** (4.08)
Age2	-0.001 *** (-6.47)	-0.001 *** (-6.26)	-0.001 *** (-6.78)	-0.001 *** (-6.49)	-0.000 *** (-4.13)	-0.000 *** (-4.10)	-0.000 *** (-4.19)	-0.000 *** (-4.13)
Gender	-0.056 ** (-2.02)	-0.055 * (-1.95)	-0.057 ** (-2.09)	-0.057 ** (-2.06)	-0.020 (-1.48)	-0.020 (-1.46)	-0.020 (-1.51)	-0.020 (-1.50)
Health	-0.026 (-1.26)	-0.026 (-1.26)	-0.027 (-1.26)	-0.026 (-1.27)	-0.019 ** (-2.26)	-0.019 ** (-2.25)	-0.019 ** (-2.27)	-0.019 ** (-2.27)
Finlit	0.348 *** (10.84)	0.348 *** (10.81)	0.348 *** (10.84)	0.349 *** (10.80)	0.106 *** (7.08)	0.106 *** (7.06)	0.106 *** (7.09)	0.106 *** (7.07)
People	-0.036 *** (-3.75)	-0.038 *** (-3.77)	-0.033 *** (-3.56)	-0.037 *** (-3.77)	-0.011 *** (-3.03)	-0.012 *** (-3.08)	-0.010 *** (-2.79)	-0.012 *** (-3.05)
Familyeco	0.148 *** (9.54)	0.148 *** (9.49)	0.148 *** (9.52)	0.148 *** (9.52)	0.049 *** (5.30)	0.049 *** (5.31)	0.049 *** (5.30)	0.049 *** (5.31)
Business	-0.138 *** (-5.09)	-0.138 *** (-5.10)	-0.139 *** (-5.16)	-0.137 *** (-5.09)	-0.046 *** (-4.62)	-0.046 *** (-4.62)	-0.047 *** (-4.65)	-0.046 *** (-4.61)
Risk	-0.033 * (-1.68)	-0.033 * (-1.66)	-0.033 * (-1.68)	-0.033 * (-1.68)	-0.013 ** (-2.05)	-0.013 ** (-2.05)	-0.013 ** (-2.06)	-0.013 ** (-2.06)
Underage	0.483 *** (6.51)	0.462 *** (6.57)	0.507 *** (6.63)	0.479 *** (6.50)	0.174 *** (4.50)	0.168 *** (4.49)	0.182 *** (4.55)	0.173 *** (4.50)
Oldage	-0.105 (-1.04)	-0.097 (-0.96)	-0.118 (-1.16)	-0.105 (-1.04)	-0.055 (-1.61)	-0.052 (-1.55)	-0.059 * (-1.71)	-0.055 (-1.61)
Badhealth	-0.300 *** (-3.96)	-0.296 *** (-3.94)	-0.299 *** (-3.97)	-0.298 *** (-3.94)	-0.133 *** (-3.90)	-0.132 *** (-3.89)	-0.133 *** (-3.90)	-0.132 *** (-3.89)
Rural	-0.194 *** (-5.81)	-0.191 *** (-5.76)	-0.192 *** (-5.65)	-0.194 *** (-5.78)	-0.064 *** (-4.99)	-0.063 *** (-4.92)	-0.063 *** (-4.99)	-0.064 *** (-4.99)
N	16443	16443	16443	16443	16443	16443	16443	16443
PseudoR ²	0.083	0.082	0.083	0.083	0.096	0.095	0.096	0.096

注: 其中***、**、* 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的水平上差异显著, 括号内为 t 值。

四、稳健性检验

(一) 异质性分析

1. 区分农村与城市的异质性分析

考虑到城镇与农村家庭经济条件、金融可得性等方面可能存在较显著的差异, 且农村地区存在的非正规金融部门与“邻里效应”可能进一步影响到家庭金融决策^[24-25], 本文将样本家庭拆分为城镇与农村两部分分别进行回归, 结果如表 4 第

(1) — (4) 列所示。城镇家庭保险参与受到子女性别影响更为明显; 但有无男孩并未明显改变家庭参与商业保险的倾向, 仅男孩比例的上升促进了这一倾向; 女孩的存在使得这一倾向降低。

2. 区分生命周期阶段的异质性分析

考虑到家庭所处生命周期阶段也可能对家庭商业保险购买行为产生影响, 本文根据家庭子女已婚情况将家庭生命周期划分子女均未婚、子女

部分已婚以及子女均已婚3个阶段,分别对应户主责任重心变化所经历的抚养阶段、中间阶段和养老阶段,据此再次进行回归。由于抚养阶段与养老阶段相对而言更具有典型性和代表性,本文仅报告此两阶段的回归结果,如表4的第(5)–(8)列所示。抚养阶段,家庭考虑到男孩未来在婚姻市场将要面对的竞争压力而有更高的经济风险保障需求,但家庭为准备购房而增加的储蓄比率可能同时挤出了商业保险购买。另外,抚养过程中

社会落后观念引起的对子女性别“重视程度”的差异使得女孩的存在可能降低家庭商业保险参与的“热情”。而在养老阶段,对于年轻的子女已婚家庭来说,沉重的住房贷款带来的经济压力和风险保障需求仍然存在;子女性别与赡养行为间的关系也可能影响到家庭商业保险购买决策,即成年女儿更可能为父母提供直接的照料赡养,依靠第三方进行风险保障的需要降低。假设1得到验证。

表4 基于地区和家庭生命周期阶段的异质性分析

变量	城镇		农村		抚养阶段		养老阶段	
	Probit	Tobit	Probit	Tobit	Probit	Tobit	Probit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Insured	Depth(%)	Insured	Depth(%)	Insured	Depth(%)	Insured	Depth(%)
运行结果1:是否有男孩								
Boy	0.028 (1.00)	0.007 (0.68)	0.060 (1.12)	0.028 (1.07)	0.016 (0.56)	0.007 (0.67)	0.206** (2.10)	0.066 (1.05)
运行结果2:是否有女孩								
Girl	-0.106*** (-3.54)	-0.029*** (-2.68)	-0.125** (-2.36)	-0.058* (-1.89)	-0.106*** (-3.77)	-0.033*** (-2.68)	-0.211*** (-3.25)	-0.068 (-1.12)
运行结果3:首胎是否为男孩								
Firstboy	0.074** (2.57)	0.019* (1.66)	0.076 (1.41)	0.035 (1.42)	0.060** (2.12)	0.018* (1.73)	0.221*** (3.09)	0.073 (1.17)
运行结果4:男孩比例								
Boyratio	0.077** (2.49)	0.020 (1.59)	0.146** (2.53)	0.066 (1.81)	0.075** (2.52)	0.023* (1.95)	0.217** (2.21)	0.069 (1.10)

注:其中***、**、*分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的水平上差异显著,括号内为 t 值。

(二) 内生性检验

尽管大部分文献承认家庭生育决策普遍存在性别偏好及性别选择问题,但一般认为首胎子女性别相对外生。根据前文数据描述性统计部分我们发现首胎性别为男性的家庭占比远远偏离自然比例,因此我们怀疑其仍存在人为选择,即可能存在内生性问题。我们以国家计生政策实行时各省所颁布的社会抚养费征收管理办法中规定的社会抚养费征收标准为政策实施强度指标,以此作为工具变量,构建变量 $Instru$ 。由于以国家政策颁布办法为工具变量,可以认为其具有很好的外生性;而其与家庭对首胎性别的选择相关,因此具有相关性。考虑到基准模型的被解释变量和内生变量首胎性别均为二值变量,而2SLS与Ivprobit不再适用于被解释变量为非连续变量的情况,我们使用Roodman提出的条件混合估计法(Conditional Mixed Process, CMP)来构建递归方程组。一阶段估计工具变量与内生变量的相关性,第二阶段将第一阶段的结果代入基准模型,并报告结果。当

报告的结果中 $atanhrho_12$,即内生检验参数显著时,表示基准模型存在内生性,CMP的结果更具有参考价值;反之则基准模型结果更为可靠^[26]。使用CMP模型所得出的结果报告在表5。

从表5可以发现,随着当地计生政策趋于严格,首胎男孩以及家庭中有男孩、男孩比例也随之下降,有女孩的家庭比例则升高。计生政策严格则当地对于家庭生育中可能出现的性别选择行为打击力度也较大,包括禁止医院进行非医学需要的胎儿性别鉴定等,家庭生育中进行性别选择的能力也随之下降。此外, $atanhrho_12$ 参数表明其基准回归模型存在内生性,CMP模型的估计结果更为可靠。加入工具变量后是否有男孩的系数显著性水平上升,意味着基准回归中存在的内生性问题遮掩了这一核心解释变量对于家庭商业保险参与的影响能力。而家庭首胎子女性别、是否有女孩以及男孩比例在加入工具变量后系数仍显著,说明尽管内生性问题存在,但其对于核心解释变量系数的显著性并没有明显的影响。

表 5 内生性检验:加入工具变量的 CMP 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	是否参与商业保险(Insured)				商业保险参与深度(Depth/%)			
Boy	1.432 *** (69.54)	-	-	-	0.116 *** (2.82)	-	-	-
Girl	-	-0.992 *** (-4.04)	-	-	-	-0.186 *** (-3.46)	-	-
Firstboy	-	-	1.502 *** (68.72)	-	-	-	0.204 *** (4.30)	-
Boyratio	-	-	-	1.971 *** (9.17)	-	-	-	0.842 *** (3.03)
C _{control}	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Instru	-0.025 *** (-5.00)	0.021 *** (3.58)	-0.019 *** (-4.46)	-0.008 *** (-3.92)	-0.035 *** (-5.28)	0.022 *** (3.70)	-0.023 *** (-3.99)	-0.008 *** (-3.90)
atanrho_12	-2.114 *** (-6.48)	0.631 *** (2.70)	-2.160 *** (-6.85)	-1.159 *** (-3.90)	-0.335 *** (-2.62)	0.508 *** (3.00)	-0.592 *** (-3.84)	-1.309 *** (-4.53)
N	15507	15507	15507	15507	15507	15507	15507	15507

注:其中***、**、* 分别表示在 $p < 0.10$ $p < 0.05$ $p < 0.01$ 的水平上差异显著,括号内为 t 值。

五、进一步检验:中介效应的机制机理分析

我们认为子女性别对家庭商业保险参与行为的影响作用还可能存在两个途径:一是子女性别—子女婚姻市场竞争需求—未来固定资产配置需求—商业保险构成的子女婚姻市场竞争需求链;二则是子女性别—子女数量生育选择—家庭风险分散—商业保险购买行为所形成的风险分散链。本文根据问卷中“近年内是否有购买或新建住房打算”这一提问所得结果构造新房需求指标($M1$),并引入子女数量指标($M2$)分别作为中介变量进行检验。中介变量被控制后相关变量的边际效应系数结果见表 6 运行结果 1 及运行结果 2。子女性别对于保险的参与行为影响机制可能以子女数量为中介变量($M2$)的风险分散链为主、以家

庭住房需求($M1$)作为中介变量的子女婚姻市场竞争需求链为辅。

六、结论及对策建议

研究表明,首胎男孩和男孩比例上升将激励家庭购买商业保险,而女孩的存在将使得家庭购买商业保险的可能性降低。这种现象产生的原因可能有两个。一方面,长子和男孩比例增加使得家庭尤其是抚养阶段的家庭对房屋需求增强,未来经济压力增大,因而需要通过商业保险来获得抵御可能出现的经济风险,与此相反的是女孩使得房屋需求相对减少,经济压力相对较轻,因而抗风险需求也可能较弱;另一方面,部分家庭在抚养子女时可能仍受到落后观念影响,对子女性别存在偏好,如为生育男孩而选择增加包括女孩在内

表 6 中介效应检验

运行结果 1								
变量	Probit				Tobit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	是否参与商业保险(Insured)				商业保险参与深度(Depth/%)			
Boy	0.007 (1.01)	-	-	-	0.009 (0.88)	-	-	-
Girl	-	-0.029 *** (-3.79)	-	-	-	-0.036 *** (-3.25)	-	-
Firstboy	-	-	0.019 ** (2.49)	-	-	-	0.022 ** (2.26)	-
Boyratio	-	-	-	0.023 *** (2.84)	-	-	-	0.028 ** (2.37)
M1	0.040 *** (4.66)	0.039 *** (4.53)	0.039 *** (4.59)	0.039 *** (4.55)	0.042 *** (3.68)	0.041 *** (3.56)	0.041 *** (3.60)	0.041 *** (3.58)
C _{control}	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15473	15473	15473	15473	15473	15473	15473	15473
Pseudo R ²	0.086	0.087	0.086	0.086	0.097	0.098	0.097	0.097

续表

表 6 中介效应检验

运行结果 2								
变量	Probit				Tobit			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	是否参与商业保险 (Insured)				商业保险参与深度 (Depth/%)			
Boy	0.015 ** (1.97)	-	-	-	0.017 (1.64)	-	-	-
Girl	-	-0.017 ** (-2.25)	-	-	-	-0.021 ** (-2.09)	-	-
Firstboy	-	-	0.013 * (1.65)	-	-	-	0.014 (1.47)	-
Boyratio	-	-	-	0.018 ** (2.19)	-	-	-	0.021 * (1.87)
M2	-0.046 *** (-5.73)	-0.038 *** (-5.44)	-0.042 *** (-5.66)	-0.042 *** (-5.63)	-0.056 *** (-4.61)	-0.046 *** (-4.41)	-0.051 *** (-4.57)	-0.046 *** (-4.41)
C _{control}	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15507	15507	15507	15507	15507	15507	15507	15507
Pseudo R ²	0.087	0.087	0.087	0.087	0.099	0.099	0.099	0.099

注:其中***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 的水平上差异显著,括号内为 t 值。

的生育数量,子女总数的上升作用于父母与子女的养老—赡养计划,家庭风险得到分散,抗风险能力在一定程度上得到增强,商业保险购买因此降低。由此本文提出以下建议。

第一,充分运用数字技术,促进保险产品多元化创新。依托数字化背景下智慧风险管理手段,构建多元市场层次、风险收益灵活匹配的保险产品市场,以匹配生育政策调整背景下家庭结构及抚养、养老阶段差异引致的异质性保险需求。可考虑针对子女抚养、子女教育、婚姻、养老等不同场景打造差异化保险产品,运用数字技术构建家庭生命周期保险串联一站式服务以及完备的保险经营平台,运用保险科技手段,针对不同客户的实际情况进行定制化风险分析识别与定价,实现保险产品自动整合优化;在整合渠道的同时实现精准营销并提供后续风险跟踪管控,使客户得以基于自身情况,参照平台算法建议自主选购商保产品,有的放矢地为家庭提供足力的外部保障和有效风险转移。

第二,正确引导房地产投资预期,调节房地产资金挤出效应。房地产大开发时代已渐进尾声,土地财政难以为继,存量房时代到来,从土地财政向房地产税转型是大势所趋。作为居民最主要的财富资产,房地产税的改革立法对于缩小贫困差距,调节个人收入分配有着重要意义。长远来看,

促进房地产市场平稳健康发展,着力于推行城市群战略、人地挂钩、金融稳定和房地产税政策等稳地价、稳房价、稳预期的治本之策,将供求平衡作为战略目标来解决当前人地错配、供求分离以及一二线高房价、三四线高库存的问题,方可降低家庭购置房地产的开支所占比例以减少其对避险资金的挤出效应。在此背景下还可考虑积极拓展房贷债务联动型人寿保险或年金保险,以此助力家庭减轻住房贷款压力,提升风险抵御能力,降低财务脆弱性。

第三,建立健全家庭友好的政策体系,深化性别平等理念。在我国全面推行三孩生育政策背景下,女性遭受的职场性别歧视情况可能进一步加剧,因而仍需深化社会保障体制改革,普及性别平等观念。一方面,须建立健全家庭友好的政策体系,改变不平衡的家庭分工,通过经济、社会等政策引导,促进传统家庭文化传承与创新,引导家庭内部劳动的性别分工趋于合理,强调男性在家庭事务中的责任,促进家庭内部性别平等,并在政策上对女性在家庭内付出的无偿劳动予以经济上的肯定与补偿,以此寻求逐步解决家庭在生育、抚育、教育以及赡养等阶段存在的、对子女的性别差异化对待等问题。另一方面,在继续开放生育政策的同时,增加女性平等接受教育和就业的机会,贯彻实行男女平等基本国策,推进家庭决策权的性别平等;摒除落后的生育文化,积极引导变革婚

俗,减轻家庭中来自婚俗观念的经济期望压力;健全配套福利政策与补助体系,降低家庭抚养与教育子女产生的经济压力,帮助父母双方均实现工作-家庭平衡,有效发挥家庭经济决策能动性,提高商业保险缴费能力。此外,可借助保险的辅助避险功能,针对家庭与职场等社会场景研发新型保险以协助女性抵御因遭遇性别歧视而蒙受损失的风险,使之成为保障女性权益、推进社会性别观念转变的有效辅助手段。

参考文献:

- [1] 伍海霞,王广州. 快速老龄化过程中中国独生子女家庭照料负担研究[J]. 中国软科学, 2021(7): 152-163.
- [2] 李竞吾,张伟,陈田园. 基本医疗保险能显著缓解因病致贫吗——基于不同发展阶段的政策效果比较[J]. 金融经济研究, 2021, 36(4): 64-77.
- [3] 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.
- [4] 秦芳,王文春,何金财. 金融知识对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, 2016(10): 143-158.
- [5] 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.
- [6] 李丁,丁俊崧,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.
- [7] SHI X, WANG H J, XING C. The role of life insurance in an emerging economy: human capital protection, assets allocation and social interaction [J]. Journal of banking & finance, 2015, 50(1): 19-33.
- [8] FREES E W J, SUN Y W. Household life insurance demand: a multivariate two-part model [J]. North American actuarial journal, 2010, 14(3): 338-354.
- [9] 刘素春,刘昕怡,刘娟,等. 基本医疗保险对商业健康保险的影响:促进或抑制[J]. 中国软科学, 2020(11): 172-181.
- [10] 吴玉锋. 社会阶层、社会资本与我国城乡居民商业保险购买行为——基于 CGSS 2015 的调查数据[J]. 中国软科学, 2018(6): 56-66.
- [11] 吴雨,杨超,尹志超. 金融知识、养老计划与家庭保险决策[J]. 经济学动态, 2017(12): 86-98.
- [12] 江世银,付会敏,曹嘉宝. 商业保险对中国中老年居民家庭风险金融资产配置影响——基于 PSM 方法的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2021, 37(6): 43-55.
- [13] FAGERENG A, GOTTLIEB C, GUIO L. Assetmarket participation and portfolio choice over the life-cycle [J]. The journal of finance, 2017, 72(2): 705-750.
- [14] ISMAIL S A, MCCULLOUGH A, GUO S, et al. Gender-related differences in care-seeking behaviour for newborns: a systematic review of the evidence in South Asia [J]. British medical journal global health, 2019, 4(3): e001309.
- [15] 侯佳伟,顾宝昌,张银锋. 子女偏好与出生性别比的动态关系:1979-2017[J]. 中国社会科学, 2018(10): 86-101, 206.
- [16] KAUR R. Mapping the adverse consequences of sex selection and gender imbalance in India and China [J]. Economic and political weekly, 2013, 48(35): 37-44.
- [17] 刘华,钟甫宁,朱晶,等. 计划生育政策影响了出生性别比吗?——基于微观行为主体的考察[J]. 人口学刊, 2016, 38(4): 5-16.
- [18] 宋健,陶椰. 性别偏好如何影响家庭生育数量?——来自中国城市家庭的实证研究[J]. 人口学刊, 2012(5): 3-11.
- [19] 尹秀芳. 子女数量对农村家庭风险抵御能力的影响分析[J]. 农村经济, 2014(8): 95-99.
- [20] LI L X, WU X Y. The consequences of having a son on family wealth in urban China [J]. Review of income and wealth, 2017, 63(2): 378-393.
- [21] 魏大海,万江滔. 人口性别结构与家庭资产选择:性别失衡的视角[J]. 经济评论, 2020, 225(5): 154-166.
- [22] SARA T. Aneconomic framework for persisting son preference: rethinking the role of intergenerational support [J]. Population research and policy review, 2020(39): 983-1007.
- [23] 杨继波,吴柏钧. 公共教育支出对家庭代际投资决策的影响——基于世代交叠模型的分析[J]. 经济管理, 2015, 37(12): 135-144.
- [24] 文风华,张敏芝,肖继宏,等. 基于新分解方法的油价结构冲击对中国股市收益影响研究[J/OL]. 系统工程理论与实践 2022,1-23. [2022-07-05]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.2267.n.20220315.1108.002.html>.
- [25] 陈小知,米运生,张轶之. 农户分化、信息联结与借贷渠道“正规化”悖论[J]. 金融经济研究, 2021, 36(4): 126-140.
- [26] ROODMAN D M. Fittingfully observed recursive mixed-process models with CMP [J]. Stata journal, 2011, 11(2): 159-206.

(本文责编:辛 城)