

关系、保险购买与保险赔付^①

张栋浩, 杜在超, 张林, 朱光伟

(西南财经大学经济与管理研究院, 成都 611130)

摘要: 基于中国家庭金融调查 2011 年数据, 研究了“关系”对家庭商业保险购买及保险赔付的影响。利用构建的家庭关系指标, 研究发现: 1) 关系每增加 1%, 家庭购买商业保险的概率大约增加 0.3%, 家庭获得保险赔付的概率增加 0.06%; 2) 不同维度的关系子指标对家庭购买商业保险的影响不同; 3) 关系可以显著提高家庭购买寿险、财产险的概率, 但是对养老险、健康险没有显著影响; 4) 关系可以通过社会互动影响家庭购买保险和获得保险赔付的概率。

关键词: 关系; 保险购买; 保险赔付; 社会互动

中图分类号: C912.3; F842.4; F842.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2016)12-0095-15

0 引言

关系, 是个具有典型中国特色的词语, 指人们在日常生活或学习工作过程中通过相互交往所建立起来的社会联系的网络。费孝通^[1]指出中国社会的关系是由无数张以家庭为核心的、重叠的、如蜘蛛网般的关系网构成, 它影响着中国社会的各种经济行为。关系, 可以通过社会互动增加家庭可获得的保险信息^[2-3], 还可以为家庭提供非正式的保险机制^[4-5]。商业保险, 既是投资产品, 也是社会保障的重要组成部分。作为投资产品, 它需要投资者获得与之相关的信息; 作为社会保障, 它可以帮助家庭共担损失。所以, 研究关系对家庭商业保险需求和赔付的影响, 为商业保险的相关研究提供了社会结构的新视角。

现有外文文献, 与“关系”相似的概念是社会资本、社会网络或宗族网络, 但其反映的内容与“关系”不尽相同, 这是因为中国社会和西方社会的社会结构特征并不相同。正如费孝通^[1]指出, 中国乡土社会的基层结构是“差序格局”, 在差序格局中, 社会关系是逐渐从一个一个人推出去的,

是私人联系的增加, 是一根根私人联系所构成的网络; 而西方社会则是“团体格局”, 他们常常由若干人组成一个个团体, 团体的界限很明确, 谁是团体里的人, 谁是团体外的人, 一定分得很清楚。鉴于此, 如果直接使用外文文献中的社会资本等概念来研究中国问题, 多少会有不足之处。

中国社会的“差序格局”决定了中国家庭关系的复杂性。如 Gold 等^[6]指出“关系”是一个多维度的概念, 包含静态性(血缘和社会关系)、动态性(为建立和维护关系的投入)、社会资本、社会网络以及礼物经济学。所以, 如果参考现有文献中的做法, 选取一些代理变量并不能全面地度量中国家庭的关系。使用中国家庭金融调查 2011 年数据, 通过聚类分析和因子分析的办法, 构建了多维度的家庭关系指标, 包括总关系指标和职务类、人情类、动态类和血缘类 4 个子关系指标。借助于构建的关系指标, 研究了家庭关系对商业保险购买和赔付的影响。

研究家庭商业保险行为有重要的意义。现阶段我国社会保障制度不断完善, 各项社会保险覆盖范围也在继续扩大。但社会保障存在的问题也

① 收稿日期: 2014-12-13; 修订日期: 2015-10-20.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71401140); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(JBK1507082).

作者简介: 张栋浩(1990—), 河南清丰人, 博士生, Email: zdhfinancial@126.com

不容忽视,孙祁祥和肖志光^[7]指出,我国社会保障呈现两个显著特点:一是社会保障的整体水平不高,二是社会保障的结构性不平衡,农民、农民工和私营个体企业劳动者等低收入群体的社会保障缺失,而国有企业、事业单位和公务员等高收入群体的社会保障则相对完善。并且,郑功成^[8]认为商业保险机制具有社会治理功能,保险业可以通过市场机制组织大众广泛参与、聚集社会资源,成为社会治理的积极力量。所以,在此背景下,商业保险市场的发展在我国就显得尤为重要。但是,项俊波^[9]指出,2012年我国保费收入排名世界第4位,但人均保费世界排名第61位,保费收入占GDP的比重仅世界排名46位,我国保险业与世界平均水平还有较大差距。所以,家庭作为购买商业保险的重要主体,研究家庭商业保险行为,有助于促进我国商业保险市场的进一步发展。

“关系”可能从正反两方面影响家庭商业保险购买的决策。一方面,“关系”可以通过社会互动增加家庭可获得的保险信息^[2-3],从而提高家庭购买商业保险的概率;另一方面,“关系”可以作为部分保险机制^[4-5],帮助家庭共担风险、应对外在冲击,从而降低家庭购买商业保险的意愿。商业保险合同作为专业的契约,内容条款复杂难懂,加上保险销售人员隐瞒、欺骗,投保人很难透彻理解保险合同,故而使得保险赔偿很容易发生纠纷,理赔难也成为困扰我国保险市场发展的重要问题。但是,“关系”可以缓解保险市场上的信息不对称,帮助家庭了解本地保险公司之间的声誉差异,以及获得与保险赔付相关的经验。所以,“关系”对商业保险赔付的作用机制,更多的是体现为提高社会互动,增加家庭可获得的信息,进而提高家庭获得保险赔付的概率。

研究发现,总关系指标显著提高了家庭购买商业保险的概率:总关系指标增加1%,家庭购买商业保险的概率大约增加0.3%。其中,职务类、人情类和动态类这3个子关系指标对家庭保险购买有显著的正向影响;而血缘类的子关系指标4对家庭保险购买有负向影响,血缘类关系指标更多体现的是非制度性保险机制,降低了家庭购买保险的意愿。进一步,将商业保险分为不同类别,研究发现,关系可以显著提高家庭购买寿险和财产险的概率,但是对于购买养老险和健康险,没

有显著影响。最后还发现,关系可以显著提高家庭获得保险赔付的概率,总关系指标增加1%,家庭获得保险赔付的概率增加0.06%。

在稳健性检验部分,考虑到只能观测到那些购买了保险的家庭的保险需求情况,而无法知道那些有保险需求但是没有购买保险的家庭的保险需求情况,比如说保险公司的风险选择行为拒绝了部分家庭的保险购买申请,这可能会造成估计结果的向下偏误。鉴于此,采用Poirier^[10]的部分观测Bivariate Probit模型,综合考虑了保险需求方程和保险供给方程。研究发现,关系指标仍然可以显著提高家庭购买商业保险的概率。

为了验证“关系”的作用渠道,首先将所有社区划分为高、中、低保险购买率社区,通过构造关系指标与保险购买率的交互项,研究关系如何影响家庭的商业保险购买行为。类似地,又将所有社区划分为高、中、低保险赔付率社区,通过构造关系指标与保险赔付率的交互项,研究关系如何作用于家庭保险赔付的获得。研究发现,“关系”可以通过社会互动的渠道,提高家庭商业保险购买和保险赔付获得的概率。

本文的主要贡献是:1)用构建的多维度的关系指标,研究关系对家庭保险购买的影响,避免了使用低维度的代理变量导致估计结果的偏误;2)研究了关系对不同类别保险购买的影响,有助于更加透彻地理解关系的影响;3)还研究了关系对保险赔付的影响,补充了现有文献的不足。

1 文献综述

“关系”作为典型的具有中国特色的词语,在学术研究很少出现。在中外文献中,经常使用的词汇多是“社会资本”、“社会网络”或“宗族网络”等。Putnam等^[11]指出,社会资本是能够通过协调行动从而提高经济效率的社会网络、信任和规范,所以在现有文献中,社会资本的范畴更为广泛,社会网络次之,宗族网络是社会网络的一种。现有文献发现,社会资本会影响社会收入分配^[12-16]、居民健康水平^[17-18]、帮助家庭应对突发事件^[19]、以及提高创业速度或创新绩效^[20-21]。社会网络可以作为非正式保险机制、共担风险^[4-5],以及促进就

业或创业^[22-26]、股市参与^[3, 27-28]。

家庭作为购买商业保险的重要主体,国内外学者从不同角度研究了影响商业保险需求的因素。比如说,商业保险与其他资产的相互依赖^[29-31],与社会保障的相互作用^[32-33],税收政策^[34-35],住房资产^[36],家庭财务脆弱性^[37],家庭抚养比^[38],风险态度^[39],教育水平或年龄等其他人口统计学特征^[40]。

从“关系”的角度,研究其对商业保险需求的影响,也逐渐得到了学者们的重视。龚晶^[41]发现人情开支可以促进农民家庭购买商业人身保险;何兴强和李涛^[42]使用无偿献血、捐钱捐物和义务社会工作作为社会资本的代理变量,发现社会资本推动了居民的商业保险购买;Shi等^[43]使用党员关系、礼金支出和通讯交通支出,作为社会互动的代理变量,发现社会互动显著提高了家庭的寿险需求。他们还认为,社会互动更多的家庭,更有可能接触到保险代理人,也可以从购买了保险的亲朋邻里那里获得更多的保险信息,从而社会互动对寿险需求有显著的正向影响。除商业保险外,Zhang等^[44]、Tundui和Macha^[45]也都发现社会资本可以显著提高居民参加社区医疗保险的概率。

综观现有文献,认为“关系”可以从两方面影响家庭商业保险的需求。一方面,“关系”可以通过社会互动增加家庭可获的保险信息,或提高信息的吸收能力^[46],从而促进家庭参与保险市场;另一方面,“关系”还可以作为家庭非正式的保险机制,帮助家庭共担风险、平滑消费以及应对突发风险,从而降低了家庭购买商业保险的意愿。但是,现有文献采用低维度的代理变量衡量家庭关系,忽略了“关系”的非正式保险机制,也就限制了“关系”对家庭商业保险需求的多维影响。其次,现有文献要么只考虑了某类险种^[41, 43],要么不加区分险种、将商业保险作为整体进行研究^[42]而没有详细地研究“关系”对各个类别商业保险购买的影响。最后,家庭购买商业保险,是期望在发生保险事故后,得到应有的保险赔付,但是文献并没有对此做充分的探讨。

2 关系指标及变量描述

本文数据来源于西南财经大学2011年中国家庭金融调查,数据涉及到25个省市自治区、80个县、320个居(村)委会,共计8438户家庭^②,包含了家庭的资产负债、收入支出、保险保障、家庭人口特征等信息。李心丹等^[47]指出,我国缺少能够深入反映家庭人口统计特征及资产配置细节的全国性数据库,而中国家庭金融调查则弥补了这一空白。该调查使用科学的抽样方法,数据具有全国代表性。本节首先介绍本文构建的关系指标,其次是数据的描述性统计分析。

2.1 关系指标构建^③

文献中常用的做法是,选取一些代理变量来度量“关系”。比如说,社会资本的代理变量有“参加的组织数量或活动”^[17-18, 27]、“家庭成员和朋友的支持力度”^[15, 48]、“职业特征”^[16];社会网络代理变量则包括,“地区新老居民的联系”^[49]、“与交谈互动者的联系”^[2-3, 27]、以及“亲友数量”和“人情支出”^[14, 21];宗族网络的代理变量是,“家庭姓氏占比”、“家庭姓氏有无祠堂或宗谱”^[50]。

考虑到“差序格局”的中国乡土社会结构^[1],有必要从多个维度、全面地度量中国家庭的关系,而不只是选取少数几个代理变量。基于西南财经大学2011年中国家庭金融调查问卷,并结合相关的文献支撑,首先从中选取了23个与家庭“关系”相关的变量,这包括现有文献中绝大多数变量。然后,通过数据描述统计分析、聚类分析剔除了那些不适宜选用的变量,进而对剩余的9个变量进行因子分析。最终,构造了用以衡量“关系”的综合指标和子指标。

用以因子分析的9个变量包括:礼金支出、党员政治身份、工作职务特征、工作单位类型、兄弟姐妹数量、在外就餐支出、交通支出、通信支出、文化娱乐支出。首先,检验选取的9个变量是否适合于因子分析,检验方法包括KMO指标、SMC指

② 样本不包括西藏、新疆、内蒙古、福建、宁夏、海南以及港澳台地区,并且数据处理上剔除了净资产、收入以及商业保费支出上下1%的极端值,剩余7930户家庭样本。

③ 限于文章篇幅,没有汇报出所有与关系指标构建相关的表格,如有需要,可以联系作者。

标和克隆巴赫系数(C-alpha). 检验结果表明, 选取的9个变量采用因子分析是可行的. 其次, 因子分析结果显示, 第4个主因子的特征值等于1, 并且此时的累计贡献率达到了65%, 所以, 根据主因子选取准则, 选择前4个主因子为后续分析的基础. 为了得到更具有经济学意义的结果, 对因子载荷矩阵加以旋转; 并且, 为了更加清楚的看出每个主因子中各个变量的相对大小, 使用了旋转后因子载荷矩阵的平方因子载荷(squared factor loading).

因子分析结果显示, 在第1个主因子中, 家庭成员的党员政治身份、工作职务类型、工作单位类型起的作用是最大的, 可以解释第1个主因子中

的98%; 该因子主要说明了家庭可能拥有的“关系”资源, 可以看作是家庭所拥有的社会资本. 在第2个主因子中, 家庭过去一年的礼金支出、通信支出、交通支出总共解释了主因子的99%; 该因子主要反映了家庭为维护已有“关系”资源的花费. 在第3个主因子中, 表示家庭在外就餐支出、文化娱乐支出的变量, 能解释该因子98%, 它所反映的是家庭为了建立新的“关系”或者维护已有“关系”所需要的支出. 最后, 第4个因子, 起绝对主导作用的是, 家庭主事者及配偶所拥有的兄弟姐妹的数量, 能够解释该因子的89%, 所以该因子可以看作家庭的血缘关系或宗族网络. 表1汇总了这4个主因子(子关系指标)的构成成分,

表1 关系指标的成分

Table 1 Components of Guanxi index

| | | |
|--------------|--------|---------------------------------|
| 子关系指标 1(职务) | 党员身份 | 家庭主事者及其配偶是否党员 |
| | 工作职务 | 家庭成员的职务特征(职务等级与相应职务年限开方数的乘积) |
| | 工作单位 | 家庭成员的工作单位类型 |
| 子关系指标 2(人情) | 礼金支出 | 过去一年里因婚丧嫁娶或逢年过节给非家庭成员的人情总支出(元) |
| | 通信支出 | 家庭过去一年用于电话等通信方面的总支出(元) |
| | 交通支出 | 家庭过去一年本地交通总支出(元) |
| 子关系指标 3(动态) | 在外就餐支出 | 家庭过去一年在外就餐总支出(元) |
| | 文化娱乐支出 | 家庭去年在影剧票、歌舞厅和网吧等文化娱乐方面的总支出(元) |
| 子关系指标 4(血缘) | 兄弟姐妹数量 | 主事者及其配偶的亲兄弟姐妹的数量(不包括他们自己) |

注: 4个主因子分别对应着4个子关系指标.

最后, 根据因子载荷矩阵旋转后的结果, 可以求得每个主因子的相对权重大小. 据此相对权重大小, 就可以构造出反映家庭“关系”的综合指标, 即总关系指标. 为了解释方便, 将这些“关系”

指标加以线性变换, 将其值域控制在[0, 100]内, 这种简单的线性变换不会改变指标的相对大小, 从而对后续的分析不会产生实质的影响. 变换值域后“关系”指标的统计描述结果如表2所示.

表2 关系指标的统计描述(限定值域在[0, 100]内)

Table 2 Summary statistics of Guanxi index

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 偏度 | 峰度 |
|---------|-------|--------|--------|-----|-----|--------|-----------|
| 总关系指标 | 8 438 | 4. 518 | 3. 371 | 0 | 100 | 5. 929 | 109. 32 |
| 子关系指标 1 | 8 438 | 32. 11 | 9. 873 | 0 | 100 | 2. 521 | 10. 656 |
| 子关系指标 2 | 8 438 | 21. 81 | 3. 499 | 0 | 100 | 5. 777 | 69. 056 |
| 子关系指标 3 | 8 438 | 5. 914 | 1. 533 | 0 | 100 | 39. 32 | 2 010. 03 |
| 子关系指标 4 | 8 438 | 27. 89 | 11. 95 | 0 | 100 | 0. 461 | 3. 406 |

注: 关系指标数值大小所代表的含义, 可以用关系指标对9个变量做回归, 求得回归系数即可. 以总关系指标为例, 家庭成员中党员数量增加1人, 总关系指标增大2. 062(关系取值介于0和100之间). 当了10年的局长, 比当了5年的局长, 总关系指标增大0. 854 2($=5^{1/2} \times 0. 382 0$); 当了5年的局长, 比当了5年的处长, 总关系指标增大0. 382 0. 在政府部门或军队上班, 比在国有(集体) 上市企业上班, 总关系指标增大0. 222 6. 一年礼金支出增加1 000元, 总关系指标增加0. 1; 一年交通支出增加1 000元, 总关系指标增加0. 1; 一年通信费用增加1 000元, 总关系指标增加0. 4. 一年在外就餐支出增加1 000元, 总关系指标增加0. 04; 一年文化娱乐支出增加1 000元, 总关系指标增加0. 2. 主事者及其配偶兄弟姐妹数量增加1人, 总关系指标增加0. 37.

2.1 变量描述统计

除了关系指标外,参考现有文献,还控制了家庭特征变量、户主特征变量和地区虚拟变量。家庭特征变量包括是否参与社保、家庭抚养比^④、风险态度^⑤、家庭净资产、家庭规模及其平方、家庭是否自有住房、家庭是否有人在金融业任职、家庭是否有自主经营工商业、家庭是否通过互联网获取信息、家庭是否有银行存款,户主特征变量包括户主健康、户主婚姻、户主教育年限、户主年龄及其平方、户主性别,地区虚拟变量包括农村地区、东部地区、中部地区。

表 3 是未购买商业保险的家庭和购买商业保险的家庭之间、未获得保险赔付和获得保险赔付的家庭之间的对比分析。从表 3 可知,购买商业保险的家庭总体关系指标、子关系指标 1(职务类)、子关系指标 2(人情类)和子关系指标 3(动态类)均值大于没有购买商业保险的家庭均值;而购买商业保险家庭的子关系指标 4(血缘类)均值小于没有购买商业保险的家庭均值;类似地,获得保险赔付的家庭的总关系指标、职务类子关系指标 1、人情类子关系指标 2、动态类子关系指标 3 大于未获得保险赔付的家庭,而血缘类子关系指标 4 则小于未获得保险赔付的家庭。

3 实证分析

在这部分,首先分析“关系”对购买家庭保险的影响,进一步将保险分类,分析“关系”对不同类别保险的影响,最后研究“关系”对获得保险赔付的影响。

3.1 关系与保险购买

首先,研究“关系”对家庭购买商业保险的影响,采用如下的 Probit 模型

$$P(\text{Insurance}_{ij} = 1 \mid \text{Guanxi}_{ij}, X_{ij}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Guanxi}_{ij} + \alpha_2 X_{ij} + c_i) \quad (1)$$

其中 i 代表社区; j 代表该社区的家庭; c_i 是社区固定效应,代表的是社区层面不可观测的因素,比如说社区所在地的经济发展前景、养老医疗模式

以及生活习惯等因素。随机效应模型中,假设 c_i 与其它控制变量不相关;固定效应模型中,假设那些不可观测的社区因素可能既与家庭关系相关,也可能与家庭保险购买相关,所以采取 Chamberlain^[51]和 Mundlak^[52]的做法,使用不可观测的社区因素在解释变量上的线性投影及投影误差代替不可观测的社区因素,即

$$c_i = \beta_0 + \beta_1 \overline{\text{Guanxi}_i} + \beta_2 \overline{X_i} + \eta_i, \eta_i \sim N(0, \sigma_\eta^2)$$

其中 $\overline{\text{Guanxi}_i}$ 、 $\overline{X_i}$ 是 Guanxi_{ij} 、 X_{ij} 的社区均值。所以,固定效应模型改写成如下方程

$$P(\text{Insurance}_{ij} = 1 \mid \text{Guanxi}_{ij}, X_{ij}) = \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 \text{Guanxi}_{ij} + \gamma_2 X_{ij} + \gamma_3 \overline{\text{Guanxi}_i} + \gamma_4 \overline{X_i}) \quad (2)$$

表 4 给出了随机效应和固定效应的估计结果。

表 4 实证分析了“关系”对家庭保险购买的影响。从表 4 可知,随机效应和固定效应下,总关系指标对家庭购买商业保险具有显著的正向影响,总关系指标增加 1%,家庭购买商业保险的概率增加 0.3%。职务类、人情类和动态类这 3 个子关系指标对家庭购买商业保险均有正向影响。血缘类的子关系指标 4 更多体现的是关系作为非正式保险机制,帮助家庭共担风险、平滑消费和应对外在冲击,所以在随机效应下,子关系指标 4 对家庭购买商业保险有负向影响,子关系指标 4 增加 1%,家庭购买商业保险的概率降低约 0.07%。

此外还发现,家庭参与社会保险,在随机效应下对购买商业保险有显著的正向影响,这反映了我国的社会保险只能为家庭提供基本保障的现实,从而无法对家庭购买商业保险形成挤出效应。家庭净资产的积累、收入的增加、户主接受更多的教育都会显著地提高家庭购买商业保险的概率;自营工商业的家庭承担了高自营风险,所以和没有自营工商业的家庭相比,自营工商业的家庭有更高的概率购买保险。另外,抚养比的提高会降低家庭购买商业保险的概率,说明了抚养比高的家庭生活困难,购买保险的机会成本较高。与风险中

④ 家庭抚养比 = (年龄小于 16 岁 + 年龄大于 60 岁 + 年龄介于 16 岁 ~ 22 岁之间的上学学生 + 年龄介于 16 岁 ~ 60 岁之间的丧失劳动力和失业人员) / 家庭规模。

⑤ 问卷中问题:如果有一笔资金,您愿意选择哪种投资项目? 1. 高风险、高回报的项目; 2. 略高风险、略高回报的项目; 3. 平均风险、平均回报的项目; 4. 略低风险、略低回报的项目; 5. 不愿意承担任何风险。定义 1 和 2 为风险偏好家庭; 4 和 5 为风险厌恶家庭; 3 为风险中性家庭。

表 3 家庭之间的对比分析

Table 3 Comparative analysis among different households

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 观测值 | 均值 | 标准差 |
|---------|------------|-------|-------|-----------|-------|-------|
| | 未购买商业保险家庭 | | | 购买商业保险家庭 | | |
| 总关系指标 | 5 762 | 20.64 | 12.42 | 2 168 | 29.25 | 16.84 |
| 子关系指标 1 | 5 762 | 17.89 | 9.995 | 2 168 | 21.93 | 14.84 |
| 子关系指标 2 | 5 762 | 8.936 | 7.348 | 2 168 | 17.48 | 14.39 |
| 子关系指标 3 | 5 762 | 18.75 | 5.342 | 2 168 | 20.26 | 8.636 |
| 子关系指标 4 | 5 762 | 31.90 | 13.09 | 2 168 | 30.02 | 13.32 |
| | 未获得保险赔付的家庭 | | | 获得保险赔付的家庭 | | |
| 总关系指标 | 1 987 | 28.43 | 16.22 | 181 | 38.19 | 20.63 |
| 子关系指标 1 | 1 987 | 21.52 | 14.39 | 181 | 26.34 | 18.58 |
| 子关系指标 2 | 1 987 | 16.60 | 13.65 | 181 | 27.13 | 18.31 |
| 子关系指标 3 | 1 987 | 20.10 | 8.227 | 181 | 21.97 | 12.16 |
| 子关系指标 4 | 1 987 | 30.33 | 13.34 | 181 | 26.60 | 12.64 |

表 4 关系与商业保险购买

Table 4 Guanxi and commercial insurance purchasing

| 变量 | | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------|---|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| | | 随机效应 | 固定效应 | 随机效应 | 固定效应 |
| 总关系指标 | | 0.003 0*** (0.000 4) | 0.003 0*** (0.000 4) | | |
| 子关系指标 | 1 | | | 0.001 4*** (0.000 5) | 0.001 6*** (0.000 5) |
| | 2 | | | 0.007 6*** (0.000 5) | 0.007 4*** (0.000 5) |
| | 3 | | | 0.001 4** (0.000 7) | 0.001 5** (0.000 7) |
| | 4 | | | -0.000 7* (0.000 4) | -0.000 6 (0.000 4) |
| 家庭是否参与社保 | | 0.024 1** (0.010 1) | 0.011 3 (0.010 3) | 0.029 6*** (0.009 9) | 0.016 6 (0.010 2) |
| 家庭抚养比 | | -0.047 5*** (0.018 1) | -0.045 6** (0.018 1) | -0.036 5** (0.017 7) | -0.035 8** (0.018) |
| 风险偏好 | | 0.012 1 (0.014 5) | 0.013 5 (0.014 5) | 0.006 7 (0.014 3) | 0.007 6 (0.014 3) |
| 风险厌恶 | | -0.036 3*** (0.010 6) | -0.032 6*** (0.010 7) | -0.028 7*** (0.010 4) | -0.026 2** (0.010 5) |
| 家庭净资产/万元 | | 0.000 8*** (0.000 1) | 0.000 9*** (0.000 1) | 0.000 7*** (0.000 1) | 0.000 7*** (0.000 1) |
| 家庭净收入/万元 | | 0.003 9*** (0.001 1) | 0.003 5*** (0.001 1) | 0.002 6** (0.001 1) | 0.002 4** (0.001 1) |
| 户主教育年限 | | 0.002 1 (0.001 6) | 0.003 0* (0.001 6) | 0.002 9* (0.001 5) | 0.003 7** (0.001 6) |
| 家庭是否自营工商业 | | 0.119 9*** (0.013 0) | 0.116 2*** (0.013 4) | 0.096 2*** (0.013 1) | 0.092 5*** (0.013 5) |
| 其他变量 | | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 社区均值 | | | 已控制 | | 已控制 |
| 观测值 | | 7 930 | 7 930 | 7 930 | 7 930 |

注: 括号中是标准误差; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平显著; 表中报告的是平均边际效应. 在随机效应回归中, 控制了地区虚拟变量, 包括农村、东部和中部地区. 在固定效应回归中, 这些地区虚拟变量, 则被吸收到了社区均值变量里面. 限于文章篇幅, 没有汇报全部的控制变量结果.

性的家庭相比, 风险厌恶的家庭有更低的概率购买商业保险。这可能是因为, 风险厌恶的家庭会主动避免从事自主创业等高风险的项目, 并且我国商业保险的市场信誉普遍不好, 骗保、拒赔现象屡有发生, 这些就会减弱风险厌恶的家庭购买保险的概率。

3.2 关系与分类保险购买

本节将保险分类为寿险、健康险、养老险以及财产险^⑥, 研究“关系”对每一类保险购买的影响, 这有助于更加透彻地理解关系对保险购买的作用机制。家庭在决定是否购买寿险时, 可能也会受到其他险种购买与否的影响, 也就是说, 购买寿险和购买其他险种的决策是相关联的。反映在实证分析中是说, 购买寿险的回归方程残差项与购买其他险种的回归方程残差项是相关的。如果, 单独回归寿险或其他险种, 则可能造成有偏的估计。同理, 这种情况也可能发生在健康险、养老险以及财产险的购买决策上。鉴于此, 采用 Bivariate Probit 模型实证分析关系指标对分类保险购买的影响, 以寿险为例, Bivariate Probit 模型如下式

$$\begin{cases} y_{1ij}^* = \alpha_{10} + \alpha_{11} Guanxi_{ij} + \alpha_{12} X_{ij} + c_{1i} + \varepsilon_{1ij} \\ y_{2ij}^* = \alpha_{20} + \alpha_{21} Guanxi_{ij} + \alpha_{22} X_{ij} + c_{2i} + \varepsilon_{2ij} \end{cases} \quad (3)$$

其中 ε_{1ij} , ε_{2ij} 服从二元标准正态分布; $y_{1ij}^* > 0$ 时 $y_{1ij} = 1$ 代表社区 i 的家庭 j 购买了寿险, $y_{2ij}^* > 0$ 时 $y_{2ij} = 1$ 代表社区 i 的家庭 j 购买了非寿险, 否则 $y_{rij} = 0$ 。固定效应模型, 采用 Chamberlain^[51] 和 Mundlak^[52] 的方法, 使用变量的社区均值代表不可观测的社区因素 c_i 。实证分析结果见表 5。

表 5 是关系对分类保险购买的实证分析结果。从表 5 可知, 总关系指标显著增加了家庭购买寿险和财产险的概率, 对养老险和健康险则没有显著的影响。总关系指标增加 1%, 家庭购买寿险的概率提高 0.06%, 购买财产险的概率提高 0.29%。但是, 动态类的子关系指标 3 对家庭购买养老险有显著的正向影响, 子关系指标 3 增加 1%, 家庭购买养老险的概率可以提高 0.04%。此外, 人情类子关系指标 2、动态类子关系指标 3 都可以显著增加家庭购买健康险的意愿, 子关系指标 2 或子关系指标 3 增加 1%, 家庭购买健康险的概率分别提高 0.06% 和 0.05%。

3.3 关系与保险赔付

本节研究“关系”对家庭获得保险赔付的影响。关于保险赔付问题, 本文认为, 如果一国保险市场发达、保险体系成熟, 那么该国的保险从业人员整体素质较高, 保险公司经营也比较规范, 在保险事故发生后, 保险公司会依据一系列的保险合同条款对投保人给予保险赔付。但是, 正如保监会主席项俊波^[9]指出, 当前我国的保险市场恶性竞争、秩序混乱等问题十分突出, 销售误导和理赔难更是多年来没有解决好问题。也就是说, 发生了相关保险事故后, 保险公司和投保人往往不能快速有效地解决好赔付问题, 而是彼此之间纠纷不断, 出现了很多的理赔难现象。源于此, 关于理赔难的原因, 本文认为, 可能是保险合同是专业性很强的协议契约, 包括了很多复杂难懂的保险条款, 投保人一般很难清晰透彻地理解保险合同的具体内容是什么, 也很难清楚地知道保险赔付相关事宜。在保险理赔问题上, 保险公司和投保人之间难免出现意见相左的情况。但是, 也不能忽视我国保险市场不成熟、不规范这个问题, 保险从业人员故意骗保、欺瞒保险条款等现象繁多, 在投保人购买保险之前, 故意夸大保险品的可保问题、故意隐瞒一些免责条款, 而在保险事故发生后, 保险公司以事故不在可保范围内、属于免责事项等缘由, 拒绝给予保险赔付。

不过, 本文认为, “关系”可以缓解保险市场的信息不对称问题。具体而言, “关系”可以让家庭通过与自己“关系”圈子内其他家庭的交流, 获得相关的保险信息。首先, “关系”帮助家庭了解本地不同保险公司之间的声誉差异, 理赔难的保险公司声誉往往较差。家庭知道了保险公司的声誉差异之后, 就会倾向于购买声誉较好的保险公司的保险产品。于是, 在发生了保险事故后, 购买了声誉较好的保险公司的保险品的家庭, 获得保险赔付的概率也较高。其次, 如果当“关系”圈子内的其他家庭获得了保险赔付, 那么通过与获得保险赔付的家庭的交流, 家庭自身还可以获得保险赔付的相关经验, 如保险赔付的流程是什么、怎么和保险公司协调赔付、怎么辨识可保事

⑥ 非寿险指的是除寿险以外的其他险种, 包括商业健康险、养老险和财产险; 类似的, 非养老险指的是除养老险以外的其他险种, 非健康险指的是除健康险以外的其他险种, 非财产险指的是除财产险以外的其他险种。

项等等 从而维护家庭自身的保险权益.

因为只有购买了商业保险的家庭才涉及到保险赔付的问题 所以 研究“关系”对保险赔付的影响时 会存在样本选择的问题. 本文采用 Heckman 两步法来克服样本选择的问题. 模型第一步是家庭购买商业保险与否的问题 本文控制了和前文相同的解释变量. 模型第二步是估计“关系”对家庭获得保险

赔付的影响 本文控制了关系指标、保费支出、风险态度、户主教育、互联网信息获得、金融从业与否、银行存款与否 相比于其他变量 本文认为这些变量可能更为直接的影响保险赔付. 固定效应模型 采用 Chamberlain^[51] 和 Mundlak^[52] 的方法 使用变量的社区均值代表不可观测的社区因素 c_i . 模型如式(4) 和式(5) ,

表 5 关系与分类保险购买

Table 5 Guanxi and classified insurance purchasing

| 保险类别 | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|-------|---|-----------------|------------|-----------------|------------|-----------------|------------|-----------------|------------|
| | | 寿险 | 非寿险 | 养老险 | 非养老险 | 健康险 | 非健康险 | 财产险 | 非财产险 |
| 总关系指标 | | 0.000 6*** | 0.002 8*** | 0.000 0 | 0.003 0*** | 0.000 2 | 0.003 1*** | 0.002 9*** | 0.000 8*** |
| | | (0.000 2) | (0.000 4) | (0.000 1) | (0.000 4) | (0.000 2) | (0.000 4) | (0.000 3) | (0.000 3) |
| 子关系指标 | 1 | 0.000 5* | 0.001 3*** | -0.000 1 | 0.001 5*** | 0.000 2 | 0.001 6*** | 0.001 3*** | 0.000 5 |
| | | (0.000 3) | (0.000 4) | (0.000 2) | (0.000 5) | (0.000 2) | (0.000 4) | (0.000 4) | (0.000 3) |
| | 2 | 0.001 2*** | 0.006 8*** | 0.000 1 | 0.007 4*** | 0.000 6*** | 0.007 4*** | 0.006 6*** | 0.001 8*** |
| | | (0.000 3) | (0.000 5) | (0.000 1) | (0.000 5) | (0.000 2) | (0.000 5) | (0.000 4) | (0.000 3) |
| | 3 | 0.000 5 | 0.001 4** | 0.000 4** | 0.001 2 | 0.000 5** | 0.001 3* | 0.000 6 | 0.001 1** |
| | | (0.000 4) | (0.000 7) | (0.000 2) | (0.000 7) | (0.000 2) | (0.000 7) | (0.000 6) | (0.000 5) |
| | 4 | -0.000 3 | -0.000 5 | -0.000 0 | -0.000 7* | -0.000 3 | -0.000 5 | -0.000 4 | -0.000 4 |
| | | (0.000 3) | (0.000 4) | (0.000 1) | (0.000 4) | (0.000 2) | (0.000 4) | (0.000 3) | (0.000 3) |
| 控制变量 | | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 社区均值 | | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | | 7 930 | | 7 930 | | 7 930 | | 7 930 | |
| P 值 | | 0.141 5/0.457 4 | | 0.003 9/0.005 8 | | 0.004 8/0.018 7 | | 0.029 7/0.158 8 | |

注: 括号中是标准误差; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平显著; 表中报告的是边际效应 每列回归都是控制了社区均值的固定效应估计结果 控制变量和前文讨论关系与商业保险购买时相同. 最后一行 汇报了总关系指标和子关系指标的 Biprobit 模型检验 P 值 原假设是模型(3) 的两个回归方程看似不相关 P 值越小 拒绝原假设的概率越高, 表明 Biprobit 越有适用性.

1) 家庭是否购买商业保险

$$P(y_{1ij} = 1 | Guanxi_{ij}, X_{1ij}) = \Phi(a_0 + a_1 Guanxi_{ij} + a_2 X_{1ij} + a_3 \overline{Guanxi}_i + a_4 \overline{X}_1)_i \quad (4)$$

2) 家庭是否获得保险赔付

$$P(y_{2ij} = 1 | Guanxi_{ij}, X_{2ij}) = \Phi(b_0 + b_1 Guanxi_{ij} + b_2 X_{2ij} + b_3 \overline{Guanxi}_i + b_4 \overline{X}_2)_i + b_5 \lambda \quad (5)$$

其中 λ 是逆米尔斯比率(inverse Mills ratio) .

表 6 是“关系”对获得保险赔付概率的实证分析结果. 从表 6 可知 无论在随机效应下 还是固定效应下, “关系”都可以提高家庭获得保险赔付的概率. 总关系指标增加 1% 家庭获得保险赔付的概率增加 0.06%. 同时发现 增加保费支出、风险偏好、以及提高户主教育水平 对家庭获得保

险赔付也有正向影响.

4 稳健检验

考虑到只能观测出那些购买了保险的家庭的保险需求情况 而无法知道那些有保险需求但是没有购买保险的家庭的保险需求情况 可能因为保险公司的风险选择行为拒绝了部分家庭的保险购买申请 这种情况可能会造成估计系数的向下偏误. 鉴于此 采用 Poirier^[10] 的部分观测 Bivariate Probit 模型(Bivariate probit model with partial observations) 估计关系指标对家庭保险购买的影响.

表 6 关系与保险赔付

Table 6 Guanxi and insurance compensations

| 变量 | | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-------|---|------------|------------|------------|------------|
| | | 随机效应 | 固定效应 | 随机效应 | 固定效应 |
| 总关系指标 | | 0.000 6*** | 0.000 6*** | | |
| | | (0.000 2) | (0.000 2) | | |
| 子关系指标 | 1 | | | 0.000 39 | 0.000 44* |
| | | | | (0.000 24) | (0.000 25) |
| | 2 | | | 0.001 2*** | 0.001 1*** |
| | | | | (0.000 2) | (0.000 2) |
| | 3 | | | 0.000 2 | 0.000 2 |
| | | | | (0.000 3) | (0.000 3) |
| | 4 | | | -0.000 4 | -0.000 3 |
| | | | | (0.000 3) | (0.000 3) |
| 控制变量 | | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 社区均值 | | | 已控制 | | 已控制 |
| 观测值 | | 7 930 | 7 930 | 7 930 | 7 930 |

注：括号中是标准误差；***、* 分别表示在 1%、10% 水平显著；表中报告的是条件边际效应，即家庭在购买了商业保险的情况下获得保险赔付的概率。

家庭购买商业保险与否，取决于购买商业保险带来的期望效用 EU_{ij}^h 和没有购买商业保险的期望效用 EU_{ij}^m 的比较^[53]。如果 $EU_{ij}^h > EU_{ij}^m$ ，那么家庭会选择购买商业保险。保险公司也会根据自身效用最大化，权衡家庭保险购买申请带来的期望收益 ER_{ij} 和期望成本 EC_{ij} ，如果 $ER_{ij} > EC_{ij}$ ，保险公司会选择接受该保险购买申请。所以，部分观测的 Bivariate Probit 模型如下

$$\begin{aligned} \Pr[y_{ij}^d = 1] &= \Pr[EU_{ij}^h > EU_{ij}^m] \\ &= \Pr[W_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} > 0] \\ &= \Pr[\beta_0 + \beta_1 Guanxi_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 \overline{Guanxi}_i + \beta_4 \overline{X}_i + \varepsilon_{ij} > 0] \quad (6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pr[y_{ij}^s = 1 \mid y_{ij}^d = 1] &= \Pr[ER_{ij} > EC_{ij}] \\ &= \Pr[Z_{ij}\gamma + u_{ij} > 0] \\ &= \Pr[\gamma_0 + \gamma_1 Z_{ij} + \gamma_2 \overline{Z}_i + u_{ij} > 0] \quad (7) \end{aligned}$$

其中 y_{ij}^d 代表保险需求； y_{ij}^s 代表保险供给。

从式(6)和式(7)式可以求出家庭购买商业保险的概率为

$$\begin{aligned} \Pr[y_{ij} = 1] &= \Pr[y_{ij}^s = 1 \& y_{ij}^d = 1] \\ &= \Pr[y_{ij}^d = 1] \Pr[y_{ij}^s = 1 \mid y_{ij}^d = 1] \\ &= \Pr[W_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} > 0] \Pr[Z_{ij}\gamma + u_{ij} > 0] \\ &= \Pr[\varepsilon_{ij} > -W_{ij}\beta] \Pr[u_{ij} > -Z_{ij}\gamma] \quad (8) \end{aligned}$$

从式(8)可以写出对数似然函数式(9)

$$\begin{aligned} \ln L(\beta, \gamma; \rho) &= \sum_{ij}^N \{ y_{ij} \ln B(W_{ij}\beta, Z_{ij}\gamma; \rho) + \\ &\quad (1 - y_{ij}) \ln [1 - B(W_{ij}\beta, Z_{ij}\gamma; \rho)] \} \quad (9) \end{aligned}$$

实证分析中，在保险需求方程，控制了与表 4 相同的解释变量。在保险供给方程，参考刘宏和王俊^[54]，控制了保险公司所能够了解到的家庭信息，包括家庭规模、家庭规模平方、户主年龄、户主年龄平方、户主健康、户主婚姻、户主性别和地区虚拟变量。固定效应模型，同样采用 Chamberlain^[51]和 Mundlak^[52]的方法，使用变量的社区均值代表不可观测的社区因素 c_i ，实证分析结果见表 7。

从表 7 可知，在考虑了保险供给行为后，得到了与前文一致的结论，即“关系”对家庭购买商业保险有显著的正向作用。与前文不同的是，这里得到的关系对保险购买的影响更大，总关系指标增

加1%,家庭购买商业保险的概率增加0.38%。这也说明了,在估计商业保险需求方程时,如果不考虑保险供给行为的影响,可能会造成估计结果的向下偏误。

表7 部分观测的二元 Probit 模型

Table 7 Bivariate probit model with partial observations

| 变量 | 1 | | 2 | | 3 | | 4 | |
|----------|-------------------------|-------------------------|------|------|-------------------------|------|------------------------|------|
| | 需求方程 | 供给方程 | 需求方程 | 供给方程 | 需求方程 | 供给方程 | 需求方程 | 供给方程 |
| 总关系指标 | 0.003 8** (0.001 6) | | | | | | | |
| 子关系指标 | 1 | | | | 0.001 9** (0.000 8) | | | |
| | 2 | | | | 0.012 2*** (0.001 3) | | | |
| | 3 | | | | 0.004 2** (0.001 9) | | | |
| | 4 | | | | -0.000 9 (0.000 6) | | | |
| 家庭净资产/万元 | 0.003 2*** (0.000 8) | | | | 0.001 8*** (0.000 4) | | | |
| 家庭净收入/万元 | 0.007 5*** (0.002 3) | | | | 0.004 4** (0.002 1) | | | |
| 家庭规模 | -0.086 7 (0.077 9) | 0.147 4*** (0.032 7) | | | -0.034 8 (0.047 4) | | 0.128 0** (0.057 6) | |
| 家庭规模的平方 | 0.008 1 (0.006 0) | -0.011 0** (0.004 3) | | | 0.003 5 (0.0058) | | -0.009 5 (0.008 6) | |
| 其余变量 | 已控制 | 已控制 | | | 已控制 | | 已控制 | |
| 社区均值 | 已控制 | 已控制 | | | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值 | 7 930 | 7 930 | | | 7 930 | | 7 930 | |

注: 括号内是估计值的标准差;***、** 分别代表估计系数在1%、5%的水平下显著;表中报告的估计结果是边际效应。

5 渠道验证^⑦

现有文献发现,社会网络可以通过网络内部群体之间的社会互动,增加家庭可获得的信息,从

而促进公民的政治活动参与^[2 25-26]和家庭的股市参与^[3 27]。

本文认为,“关系”可以通过社会互动,增加家庭对保险信息的获得。比如说,可以更好地了解保险产品,改变对保险产品的印象。尽管保险市场不够规范,但是商业保险仍然具有投资理财和保险保障的功能。当某个家庭的亲朋邻里购买了保险,并且通过相互之间的交流,增加了对保险产品的认识,则该家庭购买保险的意愿会提高。换句话说,如果某个社区有很多家庭已经购买率保险,对于没有购买保险的家庭而言,通过社区内的家庭之间的社会互动,该家庭购买保险的概率会更大。也就是说,居住在保险购买率高的社区,“关系”通过社会互动影响保险购买的影响会更大。

类似地,“关系”也可以通过社会互动,帮助家庭了解不同保险公司在本地的声誉差异,理赔难的保险公司声誉往往较差。那么,获得了相关信息的家庭,则会倾向于购买声誉好的保险公司的产品。结果是,“关系”提高了家庭往后获得保险赔付的概率。当某个社区内购买保险的家庭获得保险赔付的比例较高时,基于“关系”选择保险公司的效应会更加明显。也就是说,居住在保险赔付率较高的社区,“关系”通过社会互动影响保险赔付的影响也会更大。

为了验证“关系”对商业保险购买影响的作用机制,将样本中所有社区分为高、中、低保险购买率社区^⑧。类似地,为了验证“关系”对获得保险赔付影响的作用机制,将所有社区区分为高、中、低保险赔付率社区^⑨。实证分析中,通过构造关系指标与社区保险购买(赔付)率的交互项,研究关系的社会互动渠道。固定效应模型,同样采用 Chamberlain^[51]和 Mundlak^[52]的方法,使用变量的社区均值代表不可观测的社区因素 c_i 。实证分析结果见表8。

⑦ 还发现,关系可以提高家庭通过“亲戚、朋友、同事”获得信息的概率,并且通过“亲戚、朋友、同事”获得信息,可以提高家庭保险购买和保险赔付获得的概率。限于文章篇幅,没有报告该部分内容,如有兴趣,可以向作者联系。

⑧ 社区保险购买率 = 购买保险的家庭数量/社区家庭总数量,然后将社区保险购买率排序,定义第一-4分位数及其以下的社区为低保险购买率社区,定义第三-4分位数及其以上的社区为高保险购买率社区。高保险购买率社区和低保险购买率社区均是虚拟变量,剩余家庭是基准组。

⑨ 社区保险赔付率 = 获得保险赔付家庭数量/社区购买商业保险的家庭总数量,然后将社区保险赔付率排序,定义第一-4分位及其以下的社区为低保险赔付率社区,定义第三-4分位及其以上的社区为高保险赔付率社区。高保险赔付率社区和低保险赔付率社区均是虚拟变量,剩余家庭是基准组。

表 8 关系、社会互动、保险购买与保险赔付

Table 8 Guanxi, social interaction, insurance purchasing and insurance compensation

| 变量 | 保险购买(Probit 模型) | | 保险赔付(Heckman Probit 模型) | |
|----------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| | 随机效应 | 固定效应 | 随机效应 | 固定效应 |
| 总关系指标 | 0.002 8 ^{***} (0.000 4) | 0.002 9 ^{***} (0.000 4) | 0.000 8 ^{***} (0.000 2) | 0.000 9 ^{***} (0.000 2) |
| 总关系指标 × 高购买率社区 | 0.001 8 ^{***} (0.000 5) | 0.001 7 ^{***} (0.000 5) | | |
| 总关系指标 × 低购买率社区 | -0.003 0 ^{***} (0.000 6) | -0.003 1 ^{***} (0.000 6) | | |
| 总关系指标 × 高赔付率社区 | | | 0.000 8 ^{***} (0.000 2) | 0.000 8 ^{***} (0.000 2) |
| 总关系指标 × 低赔付率社区 | | | -0.001 9 ^{***} (0.000 3) | -0.002 1 ^{**} (0.000 3) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 社区均值 | | 已控制 | | 已控制 |
| 观测值 | 7 930 | 7 930 | 7 930 | 7 930 |

注: 括号内是估计值的标准差; ***、** 分别代表估计系数在 1%、5% 的水平下显著; 表中报告的估计结果是边际效应, 控制变量和前文研究关系与保险购买、保险赔付时相同。

表 8 实证分析了关系对保险购买和保险赔付影响的作用机制。从表 8 第(1)列和第(2)列可知, 总关系指标与高购买率社区的交互项系数显著为正, 即与中购买率社区相比, 高购买率社区家庭的“关系”对商业保险购买有更大的影响; 总关系指标与低购买率社区的交互项系数显著为负, 即与中购买率社区相比, 低购买率社区家庭的“关系”对商业保险购买的影响更小。这说明了, “关系”可以通过社会互动的渠道, 提高家庭商业保险购买的概率。

从表 8 第(3)列和第(4)列可知, 无论是在随机效应还是在固定效应下, 总关系指标与高赔付率社区交互项系数显著为正, 也就是说, 在高赔付率社区, “关系”对获得保险赔付的影响更大; 相反地, 总关系指标与低赔付率社区的交互项则显著为负, 也就是说, 在低保险赔付率社区, “关系”对获得保险赔付的影响相对较小。这也就说明了, “关系”可以通过社会互动的渠道影响家庭获得保险赔付的概率。

6 结束语

基于中国家庭金融调查 2011 年数据, 使用本文构建的家庭关系指标, 研究了关系对家庭保险

购买和保险赔付的影响。研究发现, 家庭关系指标增加 1%, 保险购买的概率增加 0.3%, 并且保险赔付的概率增加 0.06%。

同时还发现, 不同维度的关系对保险购买有着不同的影响。职务类、人情类和动态类这三个子关系指标对家庭保险购买有显著的正向影响; 而血缘类的子关系指标 4 对家庭保险购买有显著的负向影响, 这体现了关系的非制度性保障功能。此外, 家庭参与社会保险、净资产的积累、收入的提高、户主教育水平提高、自营工商业家庭, 对家庭购买商业保险有显著的正向影响; 而抚养比、风险厌恶则对家庭购买商业保险有显著的负向影响。

进一步研究发现, 关系对不同类别的商业保险有不同的影响。具体来说, 关系可以显著提高家庭购买寿险和财产险的概率, 但是对于养老金和健康险没有显著的影响。最后, 关系还可以显著提高家庭获得保险赔付的概率, 总关系指标增加 1%, 家庭获得保险赔付的概率增加 0.06%。职务类和人情类这两个子关系指标对家庭获得保险赔付有显著的正向影响, 而动态类和血缘类这两个子关系指标对家庭获得保险赔付的影响则不显著。

考虑到无法观测有保险需求但是没有购买保险的家庭的保险需求情况, 这可能会造成估计结

果的向下偏误。所以,采用部分观测的 Bivariate Probit 模型,综合考虑了保险需求方程和保险供给方程,研究发现,关系仍然可以显著提高家庭购买保险的概率。

依据保险购买率和保险赔付率,将所有社区划分为高中低 3 组。研究发现,与中等保险购买(赔付)率相比,高保险购买(赔付)率社区的关系指标对家庭购买保险(获得保险赔付)的概率更高。也就是说,关系可以通过社会互动的渠道影响家庭购买保险和获得保险赔付。

本文为商业保险市场的发展提供了“关系”这一社会结构的新视角。商业保险,既作为社会保

障的组成部分,也作为投资理财的渠道,与社会结构是息息相关的。所以,中国保险业的改革与发展,应该重视中国家庭“关系”在社会中扮演的角色。其次,考虑到“关系”可以通过社会互动发挥作用,政府应进一步规范保险行业,提高保险销售人员整体素质,着力解决理赔难等问题。本文的研究也存在不足之处,限于数据不可得,没有验证“关系”是否直接提高了家庭选择声誉好的保险公司的概率,以及选择声誉好的保险公司是否能提高家庭获得保险赔付的概率。在数据可得的情况下,这些问题都值得进一步研究,以更好地佐证本文的观点。

参 考 文 献:

- [1]费孝通. 乡土中国[M]. 香港: 三联书店, 1948.
Fei Xiaotong. Earthbound China[M]. Hong Kong: SDX Bookstore, 1948. (in Chinese)
- [2]McClurg S. Social networks and political participation: The role of social interaction in explaining political participation[J]. Political Research Quarterly, 2003, 56(4): 449-464.
- [3]Hong H, Kubik J, Stein J. Social interaction and stock-market participation[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(1): 137-163.
- [4]Townsend R. Risk and insurance in village India[J]. Econometrica, 1994, 62(3): 539-591.
- [5]Fafchamps M, Lund S. Risk-sharing networks in rural Philippines[J]. Journal of Development Economics, 2003, 71(2): 261-287.
- [6]Gold T, Guthrie D, Wank D. Social Connection in China: Institution, Culture, and The Changing Nature of Guanxi[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [7]孙祁祥, 肖志光. 社会保障制度改革与中国经济内外在平衡[J]. 金融研究, 2013, (6): 74-88.
Sun Qixiang, Xiao Zhiguang. Reform of social security institutions, internal and external rebalancing of China's economy [J]. Journal of Financial Research, 2013, (6): 74-88. (in Chinese)
- [8]郑功成. 全面深化改革与中国保险业的发展——大机遇、大挑战、大发展[J]. 保险研究, 2015, (1): 3-7.
Zheng Gongcheng. Comprehensive deepening of reform and development of China's insurance industry: Big opportunity, big challenge, and big development[J]. Insurance Studies, 2015, (1): 3-7. (in Chinese)
- [9]项俊波. 对当前我国保险改革与发展问题的思考[J]. 保险研究, 2013, (8): 3-12.
Xiang Junbo. A reflection on issues regarding the reform and development of the insurance industry in China[J]. Insurance Studies, 2013, (8): 3-12. (in Chinese)
- [10]Poirier D. Partial observability in bivariate probit models[J]. Journal of Econometrics, 1980, 12(2): 209-217.
- [11]Putnam R, Leonardi R, Nanetti R. Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [12]Mogues T, Cater M. Social capital and the reproduction of economic inequality in polarized societies[J]. The Journal of Economic Inequality, 2005, 3(3): 193-219.
- [13]Chantarat S, Barrett C. Social network capital, economic mobility and poverty traps[J]. The Journal of Economic Inequality, 2012, 10(3): 299-342.
- [14]赵剑治, 陆 铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 2009, 9(1): 363-390.

- Zhao Jianzhi , Lu Ming. The contribution of Guanxi to income inequality in rural China and a cross-regional comparison: A regression-based decomposition [J]. *China Economic Quarterly* , 2009 , 9(1) : 363 - 390. (in Chinese)
- [15] 周晔馨. 社会资本是穷人的资本吗? ——基于中国农户收入的经验证据 [J]. *管理世界* , 2012 , (7) : 83 - 95.
Zhou Yexin. Social capital is the capital of the poor? Based on the empirical evidence of farmers income in China [J]. *Management World* , 2012 , (7) : 83 - 95. (in Chinese)
- [16] 叶静怡, 武玲蔚. 社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别 [J]. *经济学(季刊)* , 2014 , 13(4) : 1303 - 1322.
Ye Jingyi , Wu Lingwei. The effect of social capital on migrant workers' wage level: Resource measurement and identification strategy [J]. *China Economic Quarterly* , 2014 , 13(4) : 1303 - 1322. (in Chinese)
- [17] d' Hombres B , Rocco L , Suhrcke M , et al. Does social capital determine health? Evidence from eight transition countries [J]. *Health Economics* , 2010 , 19(1) : 56 - 74.
- [18] 周广肃, 樊 纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(cfps) 的实证分析 [J]. *管理世界* , 2014 , (7) : 12 - 21.
Zhou Guangsu , Fan Gang , Shen Guangjun. The income disparity , social capital and health: A case study based on China family panel studies [J]. *Management World* , 2014 , (7) : 12 - 21. (in Chinese)
- [19] Carter M , Maluccio J. Social capital and coping with economic shocks: An analysis of stunting of South African children [J]. *World Development* , 2003 , 31(7) : 1147 - 1163.
- [20] 杨 俊, 韩 炜, 张玉利. 工作经验隶属性、市场化程度与创业行为速度 [J]. *管理科学学报* , 2014 , 17(8) : 10 - 22.
Yang Jun , Han Wei , Zhang Yuli. Affiliation of prior experience , marketization , and entrepreneurial speed [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2014 , 17(8) : 10 - 22. (in Chinese)
- [21] 顾琴轩, 王莉红. 研发团队社会资本对创新绩效作用路径——心理安全和学习行为整合视角 [J]. *管理科学学报* , 2015 , 18(5) : 68 - 78.
Gu Qinxuan , Wang Lihong. Influence process of social capital on innovative performance in R&D teams: Integration of the team' s psychological safety and learning behaviors [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2015 , 18(5) : 68 - 78. (in Chinese)
- [22] Montgomery J. Social networks and labor-market outcomes: Towards an economic analysis [J]. *The American Economic Review* , 1991 , 81(5) : 1408 - 1418.
- [23] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业 [J]. *经济研究* , 2011 , (3) : 83 - 94.
Ma Guangrong , Yang Enyan. Social network , informal finance and entrepreneurship [J]. *Economic Research Journal* , 2011 , (3) : 83 - 94. (in Chinese)
- [24] 李雪莲, 马 双, 邓 翔. 公务员家庭、创业与寻租动机 [J]. *经济研究* , 2015 , (5) : 89 - 103.
Li Xuelian , Ma Shuang , Deng Xiang. Family background of civil servants , entrepreneurship and rent-seeking motives [J]. *Economic Research Journal* , 2015 , (5) : 89 - 103. (in Chinese)
- [25] Huckfeldt R. Political participation and the neighborhood social context [J]. *American Journal of Political Science* , 1979 , 23(3) : 579 - 592.
- [26] Mutz D. The consequences of cross-cutting networks for political participation [J]. *American Journal of Political Science* , 2002 , 46(4) : 838 - 855.
- [27] Changwony F , Campbell K , Tabner I. Social engagement and stock market participation [J]. *Review of Finance* , 2015 , 19(1) : 317 - 366.
- [28] 王 聪, 柴时军, 田存志, 等 家庭社会网络与股市参与 [J]. *世界经济* , 2015 , (5) : 105 - 124.
Wang Cong , Chai Shijun , Tian Cunzhi , et al. Social network and households' stock market participation [J]. *The Journal of World Economy* , 2015 , (5) : 105 - 124. (in Chinese)
- [29] Mayers D , Smith C. The Interdependence of individual portfolio decisions and the demand for insurance [J]. *Journal of Political Economy* , 1983 , 91(2) : 304 - 311.

- [30]Huang H , Milevsky M. Portfolio choice and mortality-contingent claims: The general HARA case[J]. *Journal of Banking & Finance* ,2008 ,32 (11) : 2444 - 2452.
- [31]魏华林,杨 霞. 家庭金融资产与保险消费需求相关问题研究[J]. *金融研究* ,2007 ,(10) : 70 - 81.
Wei Hualin , Yang Xia. Study the relevant problems between household financial asset and insurance demand[J]. *Journal of Financial Studies* ,2007 ,(10) : 70 - 81. (in Chinese)
- [32]Brown J , Finkelstein A. The interaction of public and private insurance: Medicaid and the long-term care insurance market [J]. *The American Economic Review* ,2008 ,98(3) : 1083 - 1102.
- [33]许 荣,张 迪,吉 学. 新农合对农户商业医疗保险需求影响的研究[J]. *保险研究* ,2013 ,(3) : 120 - 127.
Xu Rong , Zhang Di , Ji Xue. A research on the effects of NCMS on the rural demand for commercial medical insurance [J]. *Insurance Studies* ,2013 ,(3) : 120 - 127. (in Chinese)
- [34]Thomasson M. The importance of group coverage: How tax policy shaped U. S. health insurance [J]. *The American Economic Review* ,2003 ,93(4) : 1373 - 1384.
- [35]朱铭来,于新亮. 税收优惠对商业健康保险购买意愿影响研究[J]. *保险研究* ,2015 ,(2) : 71 - 81.
Zhu Minglai , Yu Xinliang. Tax incentives' impact on health insurance purchase willingness [J]. *Insurance Studies* ,2015 ,(2) : 71 - 81. (in Chinese)
- [36]Davidoff T. Home equity commitment and long-term care insurance demand [J]. *Journal of Public Economics* ,2010 ,94 (1/2) : 44 - 49.
- [37]Bernheim B , Forni L , Gokhale J , et al. The mismatch between life insurance holdings and financial vulnerabilities: Evidence from health and retirement studies [J]. *The American Economic Review* ,2003 ,93(1) : 354 - 365.
- [38]Liebenberg A , Carson J , Dumm R. A dynamic analysis of the demand for life insurance [J]. *The Journal of Risk and Insurance* ,2012 ,79(3) : 619 - 644.
- [39]Cutler D , Finkelstein A , McGarry K. Preference heterogeneity and insurance markets: Explaining a puzzle of insurance [J]. *The American Economic Review* ,2008 ,98(2) : 157 - 162.
- [40]Guter M , Hatcher C. Racial differences in the demand for life insurance [J]. *The Journal of Risk and Insurance* ,2008 ,75 (3) : 677 - 689.
- [41]龚 晶. 农民家庭人身保险消费行为的影响因素分析——基于对江苏和甘肃两省的调查 [J]. *中国农村经济* ,2007 ,(2) : 64 - 71.
Gong Jing. What affects the personal insurance of rural household: Based on the survey of Jiangsu province and Gansu province [J]. *Chinese Rural Economy* ,2007 ,(2) : 64 - 71. (in Chinese)
- [42]何兴强,李 涛. 社会互动、社会资本和商业保险购买 [J]. *金融研究* ,2009 ,(2) : 116 - 132.
He Xingqiang , Li Tao. Social interaction , social capital and commercial insurance purchasing [J]. *Journal of Financial Research* ,2009 ,(2) : 116 - 132. (in Chinese)
- [43]Shi X , Wang H , Xing C. The role of life insurance in an emerging economy: Human capital protection , asset allocation and social interaction [J]. *Journal of Banking & Finance* ,2015 ,50 (1) : 19 - 33.
- [44]Zhang L , Wang H , Wang L , et al. Social capital and farmer' s willingness-to-join a new established community-based health insurance in rural China [J]. *Health Policy* ,2006 ,72(2) : 233 - 242.
- [45]Tundui C , Macha R. Social capital and wiliness to pay for community based health insurance: Empirical evidence from rural Tanzania [J]. *Journal of Finance and Economics* ,2014 ,2(4) : 50 - 67.
- [46]贺明明,王铁南,肖 璇. 社会资本对跨组织信息系统吸收影响机理研究 [J]. *管理科学学报* ,2014 ,17(5) : 66 - 83.
He Mingming , Wang Tienan , Xiao Xuan. Impact of social capital on inter-organizational information systems assimilation [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2014 ,17(5) : 66 - 83. (in Chinese)
- [47]李心丹,肖斌卿,俞红海,等. 家庭金融研究综述 [J]. *管理科学学报* ,2011 ,14(4) : 74 - 85.
Li Xindan , Xiao Binqing , Yu Honghai , et al. Survey of household finance [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2011 ,14(4) : 74 - 85. (in Chinese)

- [48] Petrou S , Kupek E. Social capital and its relationship with measures of health status: Evidence from the health survey for England 2003 [J]. *Health Economics* ,2008 ,17(1) : 127 – 143.
- [49] Beaman L. Social networks and the dynamics of labour market outcomes: Evidence from refugees resettled in the U. S. [J]. *Review of Economic Studies* ,2012 ,79(1) : 128 – 161.
- [50] 郭云南,姚 洋. 宗族网络与农村劳动力流动 [J]. *管理世界* ,2013 ,(3) : 69 – 81.
Guo Yunnan , Yao Yang. The lineage networks and the migration of labor forces [J]. *Management World* ,2013 ,(3) : 69 – 81. (in Chinese)
- [51] Chamberlain G. Analysis of covariance with qualitative data [J]. *Review of Economic Studies* ,1980 ,47(1) : 225 – 238.
- [52] Mundlak Y. On the pooling of time series and cross section data [J]. *Econometrica* ,1978 ,46(1) : 69 – 85.
- [53] Arrow K. Uncertainty and the welfare economics of medical care [J]. *American of Economic Review* ,1963 ,53(5) : 941 – 973.
- [54] 刘 宏,王 俊. 中国居民医疗保险购买行为研究——基于商业健康保险的角度 [J]. *经济学(季刊)* ,2012 ,11(4) : 1525 – 1548.
Liu Hong , Wang Jun. An empirical analysis of private health insurance ownership in China [J]. *China Economic Quarterly* ,2012 ,11(4) : 1525 – 1548. (in Chinese)

Guanxi , insurance purchasing and insurance compensation

ZHANG Dong-hao , DU Zai-chao , ZHANG Lin , ZHU Guang-wei

Research Institute of Economics and Management , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China

Abstract: Using 2011 China Household Finance Survey(CHFS) data , this paper investigates the effects of Guanxi on households' commercial insurance purchasing and insurance compensations. It is found that as Guanxi index increases by 1% , the probability of purchasing commercial insurance increases by 0. 3% approximately , and the probability of receiving insurance compensation increases by 0. 06% . In addition , the four Guanxi sub-indices have different influences on households' insurance purchasing behavior. Moreover , Guanxi mainly affects the purchasing of life and property insurance rather than pension and health insurance. Finally , it is found that Guanxi can influence households' insurance purchasing and compensation through the social interaction channel.

Key words: guanxi; insurance purchasing; insurance compensation; social interaction