

人寿保险需求的结构性差异：保障和投资^{*}

王向楠 徐舒

〔摘要〕 人寿保险包括传统寿险和投资寿险两大类，本文比较和检验主要因素对这两类寿险需求的影响有何不同。作者利用我国 2008 年 284 个地级单位的截面数据，分别采用似无相关回归和三阶段最小二乘回归估计两类寿险的需求方程。主要发现：社会保障对传统寿险以替代效应为主，对投资寿险以收入效应为主；投资寿险对居民储蓄的转化能力显著强于传统寿险；预期通货膨胀降低了传统寿险需求，却增加了投资寿险需求；金融发展对投资寿险的促进作用显著大于传统寿险。在考虑供给因素并考虑其内生性问题后，本文结论保持稳健。

关键词： 寿险需求 结构差异 三阶段最小二乘

JEL 分类号： G22 G29 M19

保险的基本职能是损失补偿和资金融通，人寿保险产品按照保障性和投资性的不同侧重被分为两大类：传统寿险（traditional life insurance）和投资寿险（investment-oriented life insurance）^①。传统寿险是指，保单持有人所缴保险费按照一个承保时约定的利率（称为“预定利率”）进行积累，保险金额在保单持续期内保持不变的人寿保险。传统寿险以固定缴费、固定给付为特征，其保单持有人既不能从未来投资收益率高于预定利率的有利情形中获益，也无需承担任何投资风险，故传统寿险只有保障属性，没有投资属性。投资寿险是指，保单的现金价值和保险金额并不事先确定，保单价值的积累利率直接决定于保险公司所设专门账户的投资业绩的人寿保险。由于寿险公司并不承诺投资回报率，使得投资寿险的投资收益和风险完全转移至保单持有人，故投资寿险的保障属性大为减弱，而投资理财属性大为增强。

传统寿险只具有保障属性，投资寿险的保障属性有所减弱，但衍生出了投资属性，两类寿险在保障性和投资性上的不同侧重，很大程度上影响了潜在投保者的选择。那么，险种属性的差异是否造成了寿险需求的结构性差异？各主要因素对两类寿险需求的影响有何显著区别？对此，本文首次进行实证研究。本文希望为解释以往实证研究结论的诸多不一致性和今后该领域的进一步研究提供一个思路^②，并为保险公司调整产品结构、选择目标客户，为监管部门有区别地制定政策提供一定参考。

下文按如下顺序展开：第一部分为文献回顾和本文贡献，第二部分进行理论分析，提出四个假设，第三部分介绍计量模型、估计方法和数据，第四部分解释实证结果，最后总结全文。

^{*} 王向楠，北京大学经济学院，博士后研究员；徐舒，西南财经大学经济学院，讲师。本文得到西南财经大学“211 工程”三期建设项目的资助，感谢西南财经大学王晓全博士、陶洪亮博士、周铭山博士和第六届香港经济学双年会一些与会学者对本文初稿的讨论和修改建议，文责自负。

^① 人寿保险根据不同标准可以有不同的分类，比较常见的还包括，根据承保方式分为个人寿险和团体寿险，根据承保责任分为死亡保险、生存保险和生死合险，根据承保期限分为定期寿险（无现金价值）和现金价值寿险。

^② 以往实证研究对除收入、价格水平等个别变量作用的结论基本一致外，对于大多数变量的影响分歧很大，无论使用家庭微观数据还是国家宏观数据均如此。对此，可参见 Zietz(2003)、Hussels et al.(2005)的综述性论文，以及本文第二部分的分析。

一、相关文献回顾

自20世纪60年代起,围绕人寿保险需求的理论建模和经验研究经久不衰、成果颇丰。Yaari (1965)最早将人们未来寿命的不确定性与期望效用理论结合,使用动态最优化模型研究了寿险需求。在这一范式下, Hakansson (1969)、Fischer (1973)、Pissarides (1980)、Dionne and Eeckhoudt (1984)、Karni and Zilcha (1986)等人推导出寿险需求如何取决于被保险人死亡率、遗产动机、生命周期、风险态度、财富、未来预期收入的不确定性等因素。传统上寿险是应对人们生命风险的保障型产品,随着寿险产品的投资功能日益重要,家庭寿险需求和金融资产组合的关系日益受到重视。Richard (1975)较早地分析了人寿保险和债券、股票等金融资产的关系。Zhu (2007)、Pliska and Ye (2007)分别利用两期模型和连续时间模型,研究了人们最优的寿险购买决策、投资决策和消费决策。

在理论研究的基础上,国内外学者对寿险需求进行了大量实证研究。例如, Browne and Kim (1993)研究了19个国家在1980年和1987年的寿险需求,发现收入水平和政府的社会保障支出促进了寿险需求,而通货膨胀和寿险价格的影响为负。Outreville (1996)使用48个发展中国家的数据,发现个人可支配收入和金融发展对寿险需求的影响为正,而预期通货膨胀和寿险市场集中度的影响为负。Hwang and Greenford (2005)利用1986~1999年中国大陆和港、台地区的非平衡数据,发现收入水平、家庭规模和城市化进程对寿险需求有正向影响,寿险价格和社会保障的影响则不显著。Li et al. (2007)利用1993~2000年30个OECD国家的面板数据,使用广义矩估计,主要发现人均收入、家庭规模、金融发展和寿险市场的竞争状况促进了寿险发展,而社会保障的影响为负。

针对我国的研究中,卓志(2001)使用1995年的省级截面和1986~1995年的序列数据,发现我国居民寿险需求的收入弹性较大,而受社会保障和预期通货膨胀的影响不显著。吴江鸣和林宝清(2003)的研究发现收入的影响为正,通货膨胀的影响为负,投资寿险的兴起显著提升了居民的寿险需求。陈之楚和刘晓敬(2004)的研究发现个人可支配收入和社会保障的影响显著为正,居民储蓄对寿险需求同时具有收入效应和替代效应。郭丽军和熊志刚(2007)专门研究了投资寿险,他们运用灰关联分析法,发现投资寿险与上证综指的关联度显著为负,而与通货膨胀率和储蓄率的关联度较低。朱铭来和房予铮(2008)强调从投资视角理解寿险需求,他们利用1997~2005年的省际面板和1999~2007年的全国月度数据,主要发现家庭保障对个人寿险需求的影响显著为负,而通货膨胀的影响显著为正。

已有文献对寿险需求的研究是深入且有效的,对本文有重要的借鉴意义。本文可能的新意在于:第一,以往实证研究多是关注寿险整体,鲜有文献考察寿险需求结构差异^①,本文则从产品的保障性和投资性的对比出发,发现社会保障、居民储蓄、预期通货膨胀和金融发展对传统和投资寿险的影响显著不同;第二,本文考虑了供给因素对寿险保费——这一市场交易结果的作用,并选择合适的工具变量解决了供给变量的内生问题;第三,本文使用我国地级单位的数据,较好地解决了国内保险实证研究中的样本量制约。

二、理论分析和假设提出

通过梳理近几十年相关文献并联系中国寿险业的实践状况,下文着重对社会保障、居民储

^①有所例外的是,Frees and Sun(2009)、Lee et al.(2010)等分别在一篇文章中研究了定期寿险(term life insurance)和现金价值寿险(cash value life insurance),但这几篇文献没能检验相关因素对不同寿险的影响是否显著不同。

蓄、预期通货膨胀和金融发展对两类寿险的不同作用,提出我们的思考。

(一) 社会保障

一方面,社会保障和人寿保险在保障范围上存在着很强的共性,因而社会保障对寿险需求具有替代作用;另一方面,享有社会保障产生的财富效应有助于增加寿险需求。各国社会保障体系差别较大,我国社会保障的覆盖率和保障程度还不高,其对寿险需求的替代作用可能较小;此外,我国社会保障体系的逐步建立完善有助于提高我国居民风险和保险意识,进而也会促进寿险需求(孙祁祥和贲奔,1997)。我国的实证研究中,除个别研究发现社会保障的作用不显著外,绝大多数学者都(可能有些意外地)发现社会保障对寿险需求的影响显著为正,如杨霞(2005)、赵桂芹(2006)、梁来存(2007)、尹成远等(2008)、张洪涛和张翼(2008)、朱铭来和房予铮(2008),等等。

社会保障对寿险整体需求的影响可能不易确定,但是,社会保障对两类寿险的影响应当不同。社会保障对只具有保障属性的传统寿险更具替代作用,毕竟二者功能都在于为劳动者(或居民)提供人身风险的保障。投资寿险的作用更多在于通过寿险公司进行理财,故社会保障对投资寿险的替代作用应当较小,甚至享受社会保障带来的财富效应还有助于增加对投资寿险的需求。本文使用人均社会保障补助支出与人均抚恤和社会福利救济支出之和,作为社会保障水平的代理变量。我们得到

假设1:社会保障对投资寿险的正向影响大于传统寿险^①。

(二) 居民储蓄

Campbell(1980)认为储蓄作为一种备用资金能起到对家庭成员的保障作用,因而会减少居民的寿险需求,这得到了Fortune(1973)等研究的支持。Headen and Lee(1974)则认为储蓄作为财富水平的代表,并能够带来增量财富,因而有助于增加寿险需求,这得到了Beck and Webb(2003)等研究的支持。Schlag(2003)认为高的储蓄体现了人们追求安全的心理状态,所以是寿险保费的转化来源。

我国居民素有高储蓄的传统,这既源于我国传统文化中“安全第一”的心理因素,尤其是当经济社会改革增强了居民收支预期的不确定性之时;又源于人们的投资渠道仍不丰富的制度性因素。魏华林和杨霞(2007)总结了近几十年日、美、英、法等发达国家的家庭金融资产组合的发展轨迹,认为随着国民财富的增长,储蓄存款在家庭金融资产中的比重逐渐下降,保险资产的比重则不断上升。我国居民积累的储蓄存款理所当然地成为我国寿险发展的重要来源,然而,由于两类寿险的保障性和投资性不同,它们转化居民储蓄的侧重点也有差异。传统寿险只有保障功能,它通过“一人为大家,大家为一人”的互助机制能为居民提供更加可靠和充足的风险保障,其对预防性储蓄的转化能力更强。投资寿险使保单持有人可以通过保险公司进行理财,获得浮动收益,提高家庭金融资产的使用效率,故其对居民投资欲望的满足更强。因此我们得到

假设2:在家庭金融资产组合的调整过程中,如果居民更看重寿险的保障功能,那么储蓄对传统寿险的正向影响大于投资寿险;如果居民更看重寿险的投资功能,那么储蓄对投资寿险的正向影响大于传统寿险。

(三)(预期)通货膨胀

对于(预期)通货膨胀与寿险需求的关系,Babbel(1981)、Browne and Kim(1993)、Outreville(1996)等大多数文献发现(预期)通货膨胀显著降低了寿险需求;卓志(2001)、Hwang and Gao(2003)、夏益国(2007)等发现二者关系不显著;Williams(1986)、朱铭来和

^① 本文四个假设中所说的“正向影响”是指,按照影响的“实际数值”而非影响的“绝对值”排序。如正向影响(无论促进作用多小)都大于负向影响(不论阻碍作用多大)。

房子铮(2008)则发现寿险需求与(预期)通货膨胀率呈正相关,后者认为这很大程度上是因为,通货膨胀刺激了我国居民投资于包括投资寿险在内的浮动收益产品。

由于保费交纳在前,保单给付在后,通货膨胀必然会降低固定保额的传统寿险的实质保障,抑制传统寿险需求(Greene, 1954)。虽然部分传统寿险设有分红条款,以派发红利的形式将寿险公司经营收益的一部分定期分配给保单持有人,但这也难以有效抵御通胀风险,如Cameron(1987)研究了1962~1981年加拿大带有分红条款的传统寿险,发现由于定期调整的滞后效应和信息不对称导致的非完全调整,保单持有人实际收到的红利只抵御了保单因通胀贬值部分的22%,Babbel(1981)对巴西寿险业的研究结论也类似。投资寿险产品的保单权益直接对应于公司的投资账户,保单信息也更为公开透明,其诞生和发展很大程度上是因为其能够很好地应对通胀风险。本文沿用适应性预期假设,使用各城市近三年(2006~2008年)居民消费价格指数(CPI)的平均值作为预期通货膨胀率的代理变量。我们得到

假设3:预期通货膨胀对投资寿险的正向影响大于传统寿险。

(四) 金融发展

金融业发展有利于提高居民的金融理财意识和知识,寿险业会从中受益;发达的金融体系和遍布各地的金融机构还有利于开展寿险营销,增加寿险供给。以往的实证分析中,金融发展对寿险的促进作用得到了普遍支持(Outreville, 1990, 1996; Beck and Webb, 2003; Li et al., 2007)。为了引入城市间差异和更契合我国保险业的实践情况,本文没有选择M2/GDP或(M2-M1)/GDP这样国家(地区)整体层面的指标,而是选择金融业从业人数占所有行业从业人数的比重来衡量一个城市的金融业发展程度。这一代理变量的选择是基于:更多的金融业从业人员有利于普及金融和保险知识,提高居民的保险意识、对保险产品的认知度和认可度;金融从业人员更多往往意味着金融机构的数目更多、分布更广泛,这直接促进了寿险间接销售的开展,如2008年我国寿险公司通过银保业务渠道销售的保费收入为2912.47亿元,占到了寿险总保费收入7337.7亿元的39.7%。

较之传统寿险,投资寿险的保单复杂性要高得多,保单选择权也丰富得多,而越复杂的产品就越需要人们具有金融理财意识和能力。较之传统寿险,投资寿险产品和银行的个人理财产品更为相近,寿险公司在银行设立的个人理财中心也更多地销售了投资寿险。所以基于需求和供给两个方面的比较,我们得到

假设4:金融发展对投资寿险的正向影响大于传统寿险。

本文包括如下一些控制变量。第一,收入水平。Heubner(1942)有关寿险需求的生命价值理论, Maslow(1954)的需求层次论, Pratt(1964)关于收入和风险厌恶程度的分析,均为收入水平正向影响寿险需求提供了理论基础。本文使用人均国内生产总值作为居民收入水平的代理变量。

第二,家庭保障。家庭成员越多、老幼相扶,家庭的风险共担能力越强,家庭保障的功能就越大,寿险需求应当越小,此外,较多的家庭人口可能本身就代表着该家庭倾向于借助血缘分散风险。下文使用各城市户均家庭成员作为家庭保障的代理变量,用以控制家庭人口对我国寿险需求整体以及两类寿险需求的影响。

第三,城市化。相对农村居民,城市人更加依赖社会化的风险分散机制,寿险需求应当更多。同时,城市人口居住较为集中,这也会降低寿险公司的展业成本。此外,城市化进程被视为社会结构变迁的某种度量(Outreville, 1996; Hwang and Greenford, 2005)。我国农村的寿险需求和供给都远落后于城市,同时各地的城市化水平差异很大,故本文使用各城市非农业人口占总人口的百分比衡量城市化水平,作为一个控制变量。

三、模型、方法和数据

(一) 计量模型

衡量保险需求可以采用保费(支出)、保险金额、有效保单数等指标,由于保费最具综合性和可比性,本研究选择保费这一使用最为普遍的指标。本文分别使用人均的寿险整体保费、传统寿险保费、投资寿险保费作为因变量,并取对数,分别记为 $\ln(\text{Prem})$ 、 $\ln(\text{Prem_trad})$ 、 $\ln(\text{Prem_invest})$ 。寿险整体和两类寿险的计量模型分别为模型 I 和模型 II,这两个模型如下^①:

$$\text{模型 I: } \ln(\text{Prem}) = \alpha_0 + \sum \alpha_j \chi_j + \varepsilon_\alpha; \quad \text{模型 II: } \begin{cases} \ln(\text{Prem_trad}) = \beta_0 + \sum \beta_j \chi_j + \varepsilon_\beta \\ \ln(\text{Prem_invest}) = \gamma_0 + \sum \gamma_j \chi_j + \varepsilon_\gamma \end{cases}$$

其中, α_0 , β_0 , γ_0 分别为寿险整体、传统寿险和投资寿险方程中的截距项, χ_j 第 j 个自变量, α_j , β_j , γ_j 为相应方程中第 j 个自变量的系数, ε_α , ε_β , ε_γ 为干扰项。

两类寿险毕竟都具有或多或少的保障属性,所以模型 II 的两个方程应当是统计相关的,即干扰项的联合分布并不等于它们边缘分布的积。本文使用似无相关回归(seemingly unrelated regressions, SUR)来联合估计模型 II 中的两个方程,其好处在于:一来充分利用两个方程间残差相关性的信息,提高估计的有效性;二来方便对两个方程相同自变量的系数进行跨方程约束的检验,即检验四个假设。此外,由于同一个省(区)内的城市往往有相近的经济社会环境、统一的发展政策规划,我国的保险监督管理机构(中国保监会)的派出机构也下设至省一级,故同一省(区)内城市的联系更紧密些,所以,本文采用对省级单位进行聚类(cluster)的稳健(robust)标准误,得到检验结果。

(二) 数据说明

本文使用 2008 年我国 284 个地市(及以上)城市的截面数据。因变量 Prem 、 Prem_trad 、 Prem_invest 的数据来自《中国保险统计年鉴》,自变量 Social 、 Savings 、 Inflation 、 Finance 、 GDP 、 Family 和 Urban 的数据主要来自《中国城市统计年鉴》。对于某些指标的缺失数据,我们按照《中国区域经济统计年鉴》予以补齐。2008 年城市年鉴共统计了地级(及以上)城市 287 个,由于我国前十大寿险公司以及绝大多数的寿险公司的总部都位于北京市、上海市或深圳市,为排除总部经济的影响,我们从样本中剔除了这三个城市,最终本文的样本数为 284 个,它们来自 29 个省级行政区。各变量的简写、含义及描述统计量详见表 1。

表 1 描述统计量

变量简写	变量含义	单位	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Prem</i>	人均寿险整体保费	元	480.11	418.83	33.50	3257.18
<i>Prem_trad</i>	人均传统寿险保费	元	366.84	304.84	22.00	2051.56
<i>Prem_invest</i>	人均投资寿险保费	元	113.22	129.63	0.03	1055.24
<i>Social</i>	人均社会保障享有水平	元	163.88	129.50	4.15	789.75
<i>Savings</i>	人均储蓄存款	万元	12.80	1.23	0.22	12.38
<i>Inflation</i>	预期通货膨胀率	%	103.75	1.32	97.65	107.62
<i>Finance</i>	金融业从业人员占比	%	3.48	1.19	1.04	9.42
<i>GDP</i>	人均国内生产总值	万元	2.51	1.83	0.36	10.69
<i>Family</i>	家庭规模	人/户	3.21	0.33	2.63	4.42
<i>Urban</i>	城市化水平	%	35.16	18.29	8.29	100.00

注:变量 *Social* 的取值为 2006 年,这是因为 2007 年后相关年鉴不再报告这一指标。

^① 本文关注传统寿险和投资寿险需求的差异,为了更好地进行比照,本文也考察了寿险整体(不分险种)。

需要说明的一点是,本章的样本时间选择了2008年,而不是更新的年度,这是结合市场环境和本文研究目的的考虑。2008年世界性金融危机爆发,由于我国寿险公司投资业绩不佳等原因,从2008年年末起,我国保险监管部门陆续出台了多项规范性文件,采取了一系列较为严厉的措施,从产品开发、销售管理等多个环节大力推动我国寿险业务的结构调整。比如,加强产品备案管理,引导公司在家庭开发风险保障型和长期储蓄型产品;对投资寿险进行动态监督和检查,建立了月度和季度主要寿险公司结构调整的动态报告制度;对重点公司的业务结构调整进行“窗口指导”等等。这些监管措施较快取得成效,2009年我国寿险公司的传统型业务快速增长,投资型业务增速则明显收到压制。总之,2008年我国寿险市场是在更自由的状态下运行的,而2009年则较多地受到了政府指引和干预,因此,本章选择了2008年作为样本期。

(三) 考虑供给因素及内生性问题

与其他所有商品一样,寿险产品的需求和供给共同决定了市场均衡数量和均衡价格,寿险保费则可以近似看成市场上各种寿险产品的成交数量和成交价格的乘积之和。由于寿险产品的数量和价格难以很好地定义,故寿险保费就难以分解为成交数量和成交价格,如Black and Skipper (2000)指出,寿险价格定义测度的难题使得关于寿险供求价格弹性的分析难以操作和理解。我们认为,这也是研究寿险需求供给时无法使用联立方程方法的原因,然而,使用保费等市场交易结果的指标研究寿险需求时,的确应当考虑控制供给方——各家寿险公司的影响。

本文将中国人寿、平安、太平洋这三家最大的全国性保险公司在各城市寿险市场中所占份额(分别记为Share1、Share2、Share3)纳入计量模型。这三家公司被称为我国寿险市场的“老三家”,它们的经营历史最久,分支机构最广泛,在全国各地的寿险市场都占据了较大份额。然而,这三家公司在发展规划、投资战略、营销策略等方面存在差异,它们的业务构成中两类寿险的占比差别明显,详见表2。这三家公司会对一个地区寿险市场的产品结构带来不同的影响,故在研究寿险需求的结构性差异时,更应当考虑控制供给方的影响^①。

表2 主要公司寿险保费收入的险种构成情况(2008)
(单位:亿元)

	总保费	传统寿险(占比)	投资寿险(占比)
中国人寿	2793.41	2671.8(95.7%)	121.6(4.4%)
平安	857.12	446.7(52.1%)	410.4(47.9%)
太保	606.41	460.4(75.9%)	146.0(24.1%)
全国	6518.28	4629.6(71.1%)	1883.2(28.9%)

注:资料来源《中国保险统计年鉴(2009)》

然而,我们注意到,Share1-Share3亦是市场交易的结果,它们不可避免地因变量寿险保费存在联立性(simultaneity),因而是三个内生变量。对此,本文基于我国保险市场的发展变革历程寻找合理的工具变量。由于人身险和财产险在保险对象、承保手续、保险责任、保险计费基础、保险基金的管理方式等方面都存在明显差别,为了通过专业化提高管理水平以及防止两类险种的交叉补贴,1995年我国颁布实施了《保险法》规定,1996年起同一保险人不得再兼营人身险和财产险业务。从那时起我国的保险行业从混业经营转向分业经营,中保集团、平安和太平洋通过分设人寿保险和财产保险子公司,实现分业经营^②。这三组子公司在机构设置、经营管理水平以及在各城市的发展规模等方面必然相关,基于此,我们选择2007年中保集团、太平洋和平安三家公司在各城市财产险市场的市场份额作为Share1-Share3的三个工具变量。

^① Brown and Kim(1993)指出一国政府对寿险公司偿付能力的监管、贸易壁垒等宏观因素会通过作用于寿险供给影响寿险保费,本文由于使用我国各个城市的数据,这些宏观政策的区别不大。以往有些文献通过在模型中加入赫芬达尔指数(HHI)、寿险公司数、CRn等市场竞争(集中度)指标考虑供给方的作用,如Outrevalle(1996),Li et al.(2007)。由于公开的数据中只有各个城市几家主要寿险公司的业务数据,所以本文没有使用衡量市场竞争度的几个指标,而本文直接控制主要公司的市场份额,其效果更加直接和有效。

^② 中保集团于1996年成立,中国人寿保险公司(简称“中国人寿”)和中国人民保险公司(简称“中国人保”)都是其子公司,二者分别是我国最大的人寿保险公司和财产保险公司,2008年在各自市场的份额分别为42.9%和41.6%。平安和太平洋也分设有寿险子公司和产险子公司,二者分列我国寿险和产险市场的第二、三位,2008年的市场份额都在10%左右。

为说明所选工具变量是合理有效的,我们首先使用两阶段最小二乘法(2SLS)分别去估计两类寿险的需求方程,工具变量相关的检验结果具体包括:第一,两个方程的 Kleibergen-Paap (2006) rk LM 卡方检验都拒绝了工具变量识别不足的原假设(在5%的显著性水平下),即说明这两个方程的工具变量都是恰好识别的。第二,两个方程中2SLS中第一阶段回归的F统计量在两个回归式中都高度显著(在1%的显著性水平下),这说明控制了外生自变量后,工具变量集对每一个内生变量仍具有较强的解释力。第三,Anderson-Rubin(1949)卡方统计量拒绝了原假设:内生回归元系数之和为零,这说明工具变量并非弱工具变量。第四,Durbin-Wu-Hausman(D-W-H)检验拒绝了Share1-Share3不是内生变量的原假设,这说明Share1-Share3的确是内生变量,需要借助工具变量回归。

由于供给因素及其内生性,本文将使用结合了两阶段最小二乘法(2SLS)和似无相关回归(SUR)的三阶段最小二乘法(3SLS)重新估计模型II,并进行相关检验。

四、经验结果和讨论

我们先采用普通最小二乘法(OLS)估计模型I(寿险整体),采用似无相关回归(SUR)估计模型II(两类寿险)^①,表3中的第2-4列为各系数估计结果和标准误,第5列为自变量对两类寿险需求影响是否相等的跨方程检验结果(包括Chi_sq(1)统计量和p值)。然后加入供给变量,使用三阶段最小二乘回归(3SLS)重新估计模型II,表3中的6-7列为各系数估计结果和标准误,第8列为

表3 模型估计结果

	寿险整体 (对数)	传统寿险 (对数)	投资寿险 (对数)	跨方程检验 $H_0: \beta_j = \gamma_j$	传统寿险 (对数)	投资寿险 (对数)	跨方程检验 $H_0: \beta_j = \gamma_j$
Ln(社会保障)	0.049 (0.032)	-0.047** (0.023)	0.220*** (0.067)	18.326*** (p=0.000)	-0.038 (0.029)	0.210*** (0.076)	11.503*** (p=0.000)
Ln(储蓄存款)	0.660*** (0.062)	0.263*** (0.068)	0.783*** (0.130)	10.640*** (p=0.000)	0.237** (0.105)	0.729*** (0.151)	6.110** (p=0.013)
预期通货膨胀	0.019 (0.017)	-0.014** (0.007)	0.045*** (0.015)	14.120*** (p=0.000)	-0.011* (0.006)	0.050** (0.022)	10.752*** (p=0.001)
金融发展	0.028*** (0.010)	0.016* (0.009)	0.056*** (0.015)	5.956** (p=0.015)	0.022 (0.015)	0.068*** (0.020)	5.846** (p=0.016)
ln(收入水平)	0.319*** (0.053)	0.304*** (0.077)	0.320*** (0.115)	0.116 (p=0.733)	0.281** (0.110)	0.307** (0.133)	0.040 (p=0.841)
家庭保障	-0.342*** (0.079)	-0.287*** (0.86)	-0.198 (0.190)	0.305 (p=0.581)	-0.255** (0.104)	-0.211 (0.203)	-0.405 (p=0.525)
城市化	0.006* (0.003)	0.005* (0.003)	0.010* (0.005)	1.456 (p=0.228)	0.008 (0.005)	0.014** (0.006)	1.155 (p=0.282)
中国人寿份额					0.044* (0.023)	-0.157* (0.085)	
平安份额					0.032 (0.078)	0.301*** (0.104)	
太保份额					0.124* (0.068)	0.106 (0.127)	
常数项	-2.894 (2.033)	2.426 (2.345)	-7.350** (3.171)		-1.904* (1.088)	-6.683 (5.089)	
R-sq	0.804	0.705	0.653		0.647	0.645	
样本量	284	284	284		284	284	
计量方法	OLS		SUR			3SLS	

注:系数估计值下方()内为省级单位聚类的异方差稳健标准误,系数检验统计量为Z。跨方程检验的统计量为Chi_sq,下方()内为拒绝原假设的p值。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

① 模型II中两类寿险方程残差的相关系数为0.2357,独立性原假设下的Breusch-Pagan(B-P)检验高度显著,故这两个方程的确相关,需要使用SUR联合估计。此外,本文中七个自变量的方差膨胀因子(VIF)的均值为1.96,最大值为4.13,所以自变量的共线程度并不高。

跨方程检验结果。通过比较 3SLS 与 SUR 的实证结果,发现二者差异不大。

社会保障对寿险整体的影响不显著,可以认为社会保障对寿险需求的复杂效应相互抵消了;由此印证了社会保障对两类寿险的影响差异很大,并且跨方程检验说明差异是显著的。社会保障对传统寿险的影响显著为负,其对传统寿险的替代效应大于收入效应,这与传统寿险只有保障属性的特点一致;社会保障对投资寿险的影响显著为正,其对投资寿险的收入效应大于替代效应,这又与投资寿险保障功能弱、投资理财性强的特点相符。目前我国逐步建立起了和市场经济相适应的社会保障体系,定位于保障劳动者的基本生活,整体上讲还是基础性和低层次的,人寿保险成为社会保障必要且重要的补充。加之社会保障能通过财富效应和对居民风险意识的提升作用促进对寿险的需求,所以我们即使对于保障型的传统寿险,社会保障的负向影响也比较小(系数估计值仅为-0.047)。

储蓄存款和当期收入对两类寿险需求都有显著的促进作用,这与以往大多数文献结论一致。然而,跨方程检验显示投资寿险对我国居民储蓄的吸收能力要显著强于传统寿险,这说明我国居民储蓄中蕴含着巨大的投资性需求。检验并未发现当期收入对两类寿险需求的影响有显著不同。通过比较三个方程中,居民储蓄的系数估计值(0.660、0.263、0.783)和 GDP 的系数估计值(0.319、0.304、0.320),可以说明正是在投资寿险转化居民储蓄的能力的带动下,我国居民寿险需求受储蓄存量的影响要大于受当期收入的影响。长期以来,我国居民的金融资产分布过度集中于储蓄,积极发展投资型寿险对于分化居民储蓄以及扩展寿险业自身的发展空间都具有重要意义。

预期通货膨胀对传统寿险的影响显著为负,对投资寿险的影响显著为正,二者差异也具有显著性。通货膨胀侵蚀了货币购买力,必然降低固定名义给付的传统寿险的实质保障,所以其导致对传统寿险的需求下降,这符合经济学直觉。投资寿险的保单价值完全依照基金单位或投资账户“随行就市”地确定,并且相关信息及时披露、公开透明,所以通货膨胀促进了居民对投资寿险的需求。

发达的金融业有助于寿险业的发展,这种促进作用对于投资寿险要显著大于传统寿险。从需求方面讲,金融业发展提高了人们的理财的意识和能力,也提高了人们对寿险产品的认知度和认可度,这对于条款更为复杂、保单选择权更为丰富的投资寿险更为重要。从供给方面讲,发达的金融业也为寿险公司通过商业银行等机构销售理财型产品提供了便利。

控制变量影响在两类寿险间未发现显著差异。其中,家庭规模对寿险的影响为负,这支持了朱铭来和房予铮(2008)的研究结论,我国居民注重家庭成员间的风险分担,加之我国遗产转移方面对寿险发展的税收激励不强。

五、简要结语

人寿保险包括传统寿险和投资寿险两大类,前者只具有保障属性,后者的保障性有所减弱,但衍生出了投资属性。两类寿险在保障性和投资性的侧重,很大程度上决定了潜在投保者的选择。本文首先提出了四个关于两类寿险需求存在差异的假设,进而利用我国 2008 年地级单位的截面数据,使用似无相关回归和三阶段最小二乘回归检验了这四个假设。主要结论为:社会保障对传统寿险需求的替代效应大于收入效应,对投资寿险需求的收入效应大于替代效应,这与两类寿险的特色相吻合。居民储蓄存量对两类寿险的影响都显著为正,但对投资寿险的促进作用要大于传统寿险。通货膨胀的确减少了对传统寿险的需求,但却提升了对投资寿险的需求。金融业发展得好会促进寿险业发展,尤其是对投资寿险,其原因来自于需求和供给两个方面。这些结论在考虑供给方的作用后依然稳健。本文有助于扩展对寿险需求的理解,对今后的相关研究有一定借鉴意义;在实践中能为保险公司目标客户选择、产品设计开发、产品结构调整提

供帮助,为监管部门有区别的政策制定提供依据和参考。

参考文献

- 李扬、阎建军、张金林(2004):《投资连结保险:理论及在中国的实践》,《中国金融》,第19期。
- 孙祁祥(1997):《论寿险产品的多维属性》,《保险研究》,第8期。
- 孙祁祥、贲奔(1997):《中国保险产业发展的供需规模分析》,《经济研究》,第3期。
- 王向楠(2012):《中国寿险产品退保的实证研究:基于险种分类视角》,《广东金融学院学报》第6期。
- 魏华林、杨霞(2007):《家庭金融资产与保险消费需求相关问题研究》,《金融研究》,第3期。
- 尹成远、赵桂玲、周稳海(2008):《中国人身保险保费收入的实证分析与预测研究》,《保险研究》,第1期。
- 朱铭来、房予铮(2008):《基于投资视角的我国寿险需求实证研究》,《南开经济研究》,第5期。
- 卓志(2001):《我国人寿保险需求实证分析》,《保险研究》,第5期。
- Babbel, D. (1981): "Inflation, Indexation, and Life Insurance Sales in Brazil", *Journal of Risk and Insurance*, 48, 111-135.
- Baum, C., M. Schaffer and S. Stillman (2007): "IVENDOG: Stata Module to Calculate Durbin-Wu-Hausman Endogeneity Test after ivreg", Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.
- Beck, T. and I. Webb (2003): "Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries", *World Bank Economic Review*, 17, 51-88.
- Cameron, N. (1987): "Inflation and Nominal Policy Yields on Participating Life Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, 54, 541-556.
- Campbell, R. (1980): "The Demand for Life Insurance: An Application of the Economics of Uncertainty", *Journal of Finance*, 35, 1155-1172.
- Chui, A. and C. Kwok (2007): "National Culture and Life Insurance Consumption", *Journal of International Business Studies*, 39, 88-101.
- Chui, A. and C. Kwok (2009): "Cultural Practices and Life Insurance Consumption: An International Analysis Using Globe Scores", *Journal of Multinational Financial Management*, 19, 273-290.
- Fortune, P. (1973): "A Theory of Optimal Life Insurance: Development and Test", *Journal of Finance*, 28, 587-600.
- Frees, E. and Y. Sun (2010): "Household Life Insurance Demand: A Multivariate Two-Part Model", University of Wisconsin-Madison Business School Working Paper.
- Headen, R. and J. Lee(1974): "Life Insurance Demand and Household Portfolio Behavior", *Journal of Risk and Insurance*, 41, 685-698.
- Hussels, S., D. Ward and R. Zurbrugg (2005): "Stimulating the Demand for Insurance", *Risk Management and Insurance Review*, 8, 257-278.
- Hwang, T. and S. Gao (2003): "The Determinants of the Demand for Life Insurance in an Emerging Economy—the Case of China", *Managerial Finance*, 29, 82-96.
- Kleibergen, F. and R. Paap (2006): "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition", *Journal of Econometrics*, 133, 97-126.
- Lee, S., S. Kwon and S.Chung (2010): "Determinants of Household Demand for Insurance: The Case of Korea", *Geneva Papers on Risk and Insurance—Issues and Practice*, 35, 82-91.
- Li, D., F. Moshirian, P. Nguyen and T. Wee (2007): "The Demand for Life Insurance in OECD Countries", *Journal of Risk and Insurance*, 74, 637-652.
- Lin, Y. and M.Grace (2007): "Household Life Cycle Protection: Life Insurance Holdings, Financial Vulnerability, and Portfolio Implications", *Journal of Risk and Insurance*, 74, 141-173.
- Outreville, J. (1996): "Life Insurance Markets in Developing Countries", *Journal of Risk and Insurance*, 63, 263-278.
- Pliska, S. and J. Ye (2007): "Optimal Life Insurance Purchase and Consumption/Investment under Uncertain Lifetime", *Journal of Banking and Finance*, 31, 1307-1319.
- Richard, S.(1975): "Optimal Consumption, Portfolio and Life Insurance Rules for an Uncertain Lived Individual in a Continuous Time Model", *Journal of Financial Economics*, 2, 187-203.
- Williams, C. (1986): "Higher Interest Rates, Longer Lifetimes, and the Demand for Life Annuities", *Journal of Risk and Insurance*, 53, 164-171.
- Zhu, Y. (2007): "One Period Model of Individual Consumption, Life Insurance, and Investment Decisions", *Journal of Risk and Insurance*, 74, 613-636.
- Zietz, E. (2003): "An Examination of the Demand for Life Insurance", *Risk Management and Insurance Review*, 6, 159-191.

(责任编辑:周莉萍)