

我国寿险有效需求影响因素的比较分析

刘兆波, 张汉儒

(吉林大学商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文利用 1982~2004 年的经济时间序列数据, 对影响我国寿险业有效需求的经济因素进行了检验。我们发现寿险保费收入与国内生产总值、居民储蓄水平等变量之间存在密切关系; 从寿险业发展的长期看, 寿险保费收入与国内生产总值等变量之间的关系是长期均衡的。这意味着我国寿险业的发展长期受这些因素的影响和制约, 重视这些因素中宏观经济因素和自行保险的作用以及利率对寿险业资产负债风险的影响, 为寿险业的进一步发展提供一定参考。

关键词: 寿险保费收入; 协整检验; 格兰杰因果检验; 误差修正模型

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

寿险的需求指一定时期内全社会期望从寿险业得到的经济补偿。由于寿险的标的物为人的寿命和身体, 与财产险不同, 保险金额的确定不是根据保险标的的价值而是投保人和投保人协商约定的金额作为保险金额给付, 因此寿险需求不仅与客观存在的风险有关, 还与投保人的收入, 投保人的风险意识等有关。这种与需求者的购买能力相联系的需求, 我们称之为寿险的有效需求。而由自然界和社会经济生活中客观存在的风险损失总量所产生和决定的对寿险的需求, 我们称之为寿险的自然需求。一般来讲, 寿险的自然需求要远远大于寿险的有效需求。

影响寿险有效需求总量的因素很多, 其中主要包括以下几方面: 第一, 国家经济发展水平: 寿险的作用是对由风险所造成的对寿命和人身的损失进行经济补偿, 而这些用于补偿的物质财富必然依赖于当前国家经济发展的水平和人们的消费剩余。从这个意义上来看, 寿险的有效需求取决于当前社会生产力的发展水平及社会产品的剩余程度。第二, 价格因素: 同其他商品一样, 寿险产品自身的价格、寿险产品的替代产品的价格也影响对寿险的需求, 寿险需求与寿险价格呈反比, 与寿险的替代产品的价格成正比。第三, 利率因素: 由于寿险公司对被保险人的负债具有持续支付预定利率的特征, 所以寿险公司由于利率变动引起的负债结构差异和资产运用收益率的变动会给寿险保费收入带来重要影响。第四, 人口因素: 自从提出计划生育, 人口增长开始放缓增长速度, 人口的结构发生了一定的变化。居民对上代人的生活上的赡养和健康支出的负担更加沉重。寿险的作用就是消除被保险人对未来的生活的不确定性, 这种为未来生活保障问题未雨绸缪的问题更加突出。除上述因素外, 一国的金融制度、社会保障制度、教育文化及宗教信仰等等都会对寿险需求产生影响。

在国内 1999 年叶朝晖利用相关系数对寿险因素作了相关分析研究并利用滞后的线性回归模型对寿险发展的规模作预测。2001 年卓志对影响人寿保险需求的赡养率、教育水平等因素作了研究。2005 年杨舸、田澎等利用自回归滞后模型对国内生产总值、赡养率、利率、预期通货膨胀率、教育水平五个因素对寿险需求的影响进行了研究。前两位作者对寿险影响因素的研究侧重定性分析。后者在作了单位根检验后直接作回归可能导致伪回归现象。

本文首先从理论模型角度分析了寿险业发展的因素; 其次利用中国二十多年的数据进行实证分

析建立模型。为了防止伪回归现象, 本文对引入的变量进行了相应的单位根检验、协整关系分析、格兰杰因果关系检验, 从而得出这些变量与寿险保费收入的长期均衡关系; 并利用误差修正模型 (ECM) 对影响寿险有效需求的因素建立模型, 并对模型的参数的意义作了详细的阐述, 最后为寿险业的发展决策提出相应的建议和意见。

2 影响寿险有效需求的因素的理论分析

2.1 商业寿险与财富及利率关系模型

我们假设模型是二期结构的⁽¹⁾, 即个人财产不发生损失或者发生损失。个人的可保资产的价值是 G , 他的所有财富为 W , 他的最大发生损失额为 L , 在个人购买保险的情况下, 实际损失的总和为 Q , 在损失发生的情况下, 终期财富以 $(L - Q)$ 减少。最终财富为

$$W_1 = (W - Q\pi)(1 + r) - L + Q$$

这里 π 表示保险的相对价格, r 是财富的收益率。在损失不发生的情况下财富的终值是

$$W_2 = (W - Q\pi)(1 + r)$$

个人的期望收益等于

$$E(u) = pu(W_1) + (1 - p)u(W_2)$$

这里 p 是损失发生的概率。上式方程中个人期望效用最大的一阶条件是

$$\frac{dE(u)}{dQ} = 0$$

从上面的式子可以推出寿险需求等于

$$Q^D = \frac{W(1+r)(1-a) + La}{\pi(1+r)(1-a) + a}, \quad \text{其中 } a = \left(\frac{p(-\pi(1+r))}{(1-p)(1+r)\pi} \right)^{-1/(1+b)}, \quad Q^D \text{ 是寿险需求。}$$

从寿险需求的方程可以看出: 寿险需求与财富的水平 W 、在线风险价值 (value at risk) L 、损失发生的概率 p 、寿险的价格 π 和利率 r 有直接关系。利率升高时, 寿险面临更高的机会成本; 随着财富的增加对寿险的需求也会增加。

2.2 商业寿险与自行保险 (self-insurance) 的替代作用

我们假设个人只面临两种现实状态 (0, 1), 其发生的概率分别是 p 和 $1 - p$; 个人在两种状态下的收入赋值分别为 I_0^s 和 I_1^s , 个人的损失 $L = L(L^s, c)$, 其中 $L^s = I_1^s - I_0^s$ 是状态 0 发生的赋值损失, 个人的自行保险用支出为 c , 且 $\frac{\partial L}{\partial c} \leq 0$ 。若状态 1 下的收入可以以 $-\frac{dI_1}{dI_0} = \pi$ 比率同状态 0 下交换, 其中 π 被称为用状态 1 下的收入衡量的保险价格。状态 0 下购买保险的数量可以用实际收入和赋值收入 (endowed incomes) 之间的差额表示, 即

$$s = I_0 - I_0^s$$

在市场寿险和自行保险都存在的情况下, 可以选择 c 和 s 的值从而使得收入期望效用函数达到最大值,

$$U^* = (1 - p)U_1(I_1^s - c - s\pi) + pU_0(I_0^s - L(L^s, c) - c + s)$$

如果商业寿险的价格与自行保险金额无关, 则一阶最优条件应是

$$\begin{aligned} -(1-p)U_1' \pi + pU_0' &= 0 \\ -(1-p)U_1' - pU_0'[L(c)+1] &= 0 \end{aligned}$$

将上两式合并得到 $\pi = -\frac{1}{L(c)+1}$ 。可以看出均衡状态下自行保险的影子价格将等于市场寿险的价值。市场寿险和自行保险互为替代品，因为 π 的增加将使得的商业寿险的需求下降而自行保险的需求上升。作为自行保险的一种产品社会福利和寿险是相互替代的。

2.3 寿险与通货膨胀的关系的理论模型

我们假设存在两种状态 (a, b)，个人财富在状态 a 即不考虑通货膨胀的因素下为

$$W_a = A_0 + y_0 + {}_0Y_{1a}^{ce} - P_0,$$

个人财富在状态 b 即考虑通货膨胀下为

$$W_b = A_0 + y_0 + (INS_1 / R_1 J_1) - P_0, \text{ 其中 } J_1 \text{ 为通货膨胀率。}$$

在不确定状态下个人财富的效用函数为

$U = p_{1a}u(W_a) + p_{1b}u(W_b)$ ，其中 p 表示状态 a 发生的概率。使得上述效用函数最大化的一阶条件为

$$x_1 p_{1a} u'(W_a) - p_{1b} u'(W_b) = 0$$

$$W_b^e + {}_0Y_{1a}^{ce} - W_a - P_0 = 0$$

由上两式可得

$$\frac{dW_b}{dJ_1} = \frac{\frac{dx_1}{dJ_1} p_{1a} u'(W_a) + x_1 p_{1a} u''(W_a) \left[\frac{d{}_0Y_{1a}^{ce}}{dJ_1} - \frac{dx_1}{dJ_1} (W_b - W_b^e) \right]}{x_1^2 p_{1a} u''(W_a) + p_{1b} u''(W_b)} < 0$$

显然，随着通货膨胀 J_1 的变大，寿险购买人的个人财富会减少，从而理性的寿险购买将减少。

2.4 寿险与其他相关影响因素的理论

1982年Nicholas Economides的研究表明考虑个人的经济的依赖率 (dependency ratio) 的情况下的最优的寿险购买量与不考虑的情况是不同的。后来Dickinson和Truett提供的实证表明寿险的需求与依赖率是正相关的。而教育会延长个人独立的时间，因此一个人受教育的时间越长，他对寿险的需求也就越大，并且较高的教育水平意味着更高风险厌恶和更强的风险防范意识。Browne和Kim的实证也证实了这一点。

3 寿险业发展的影响因素的选择

在对寿险业发展进行实证分析时，首先确定影响因素。考虑数据的限制及变量的限制对我国寿险业发展影响因素的选择不宜过多。本文参考国内外有关文献的研究结果，以及我国寿险业发展初期的一些特点对以下因素进行分析。

1. 寿险保费收入 (Premium Income of Life Insurance)，用 PI 表示。作为寿险起步刚刚 20 多年的中国，保费收入还是比较粗放式的增长，寿险品种缺乏多样化，保险监管不是十分规范，寿险需求的重要反映因素保费收入依然是衡量我国寿险业发展的最重要指标。

2. 国内生产总值 (Gross Domestic Product)，用 GDP 表示。国内生产总值作为反映一国经济

发展的综合指标,自然成为影响寿险业的重要指标。Beenstock 和 Dickinson 的模型及 Fischer、Campbell 等的实证研究表明,国内生产总值与寿险业的波动趋势具有一致性。

3. 城乡居民储蓄存款余额 (Deposit of Citizen and Country Inhabitant), 用 DCCI 表示。寿险是为被保险人提供保障的工具,居民的储蓄水平反映了居民在消费以后可以用于其它投资的水平,它对下期的消费产生重要影响。

4. 社会保障福利费用 (Social Security Welfarism), 用 SSW 表示。经济学的原理表明,在商品价格不变的情况下,替代品价格是影响商品需求的重要因素之一。将其引入模型可以观察社会保障福利对商业寿险的价格替代效应。

5. 居民消费水平 (Personal Consume) 用 PC 表示。它等于城镇居民人均消费元数与农村居民人均消费元数的加权平均数。

6. 消费价格指数 (Consume Price Index), 用 CPI 表示,用于对寿险保费、GDP、居民储蓄存款余额、社会福利费用城乡、居民消费水平进行调整消除通货膨胀的影响。

7. 总人口数 (Gross Population), 用 GP 表示,包括城镇人口和农村人口,将其引入以考察它对寿险业发展的影响。

8. 赡养系数 (the Coefficient of the Old), 用 CO 表示,他等于 64 岁以上老年人人数比 15 岁到 64 岁的具有独立经济能力的人口数。由于 64 岁以上的老年人基本不具备独立的经济能力,主要靠子女赡养。他们占有经济上相对独立人口的比例越高他们对寿险的需求就越大。

9. 一年期存款利率 (Interest Rate of one year Deposit), 用 IRD 表示。寿险产品是一种既具有保障性又具有储蓄性的特殊商品。因此利率的变动将会引起储蓄性寿险产品价格的变动,从而对保费收入产生影响。Lewis 和 Beenstock 的模型及 Ogawa 等的实证发现利率与寿险保费存在负相关关系。

10. 市场化水平 (the Depth of Market), 用 DM 表示,它等于第二三产业的产值和占 GDP 的比重。改革开放以来,我国的经济结构发生了巨大的变化,与人民生活息息相关的第二第三产业得到了迅猛发展,市场经济体制已经基本建立起来。第二第三产业在国民经济中的比重一定程度上可以反映改革开放以来我国经济结构的变化和社会注意市场经济的水平。

11. 金融深化度 (the Depth of Finance) 用 DF 表示,它等于广义货币的流通量 (M_2) 比上 GDP 的值。将其引入以反映改革开放依赖金融市场的迅速发展对寿险保费收入的影响。

4 实证研究

4.1 样本数据的处理

本文中寿险保费收入是寿险人身意外伤害险和健康险的和。数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国保险年鉴》。本人收集整理了全国1980 - 2004 年寿险保费收入年度数据。需要说明的是1994年我国保费收入统计口径发生了改变,储金收入不再计入保费收入。为了保持数据的连续性,对短期人身险的储金收入从总保费收入中剔除。

除了保费收入,名义利率选择银行一年期整存整取利率,在调息的年份,利率按时间取加权平均。居民收入水平是选取城镇居民人均可支配收入与与农民人均可支配收入的加权平均值,以反映全国人均收入的真实水平。福利费用是《中国统计年鉴》保险福利费用支出和《中国民政统计年鉴》福利补助救济的和。

4.2 序列平稳性分析

只有平稳的时间序列数据,才能进行回归分析,否则可能导致虚假的结果,从而产生虚假回归。为了得到变量间的长期均衡关系,首先检验变量序列的平稳性。为此,首先对部分变量取对数,使得数据的变化相对平缓。采用扩展的Dickey - Fuller 检验(ADF) 对这些经济变量进行单位根检验。检验结果见表1。

表1显示,变量lnPI、lnGDP、lnDCCI、lnSSW、lnGP、lnCO、lnPC、lnIRD、lnDF、lnDM都是非平稳的,并且它们都是一阶单整的,即它们的一阶差分都是平稳的。为了叙述上的方便,对于取对数后的变量lnPI、lnGDP、lnDCCI、lnSSW、lnGP、lnCO、lnPC、lnIRD、lnDF、lnDM我们以下的叙述省略对数,简称寿险保费、GDP、居民存款余额、社会福利、总人口、赡养系数、消费水平、利率、市场水平、金融深度。

表1 变量单位根检验(ADF)结果

变量	检验形式 (I,N,P)	ADF统计量	临界值	平稳性	DW统计量
lnPI	(I,N,3)	1.007988	-2.692358	不平稳	2.307113
Δ lnPI	(I,N,3)	-3.159658	-2.699769	平稳	2.050640
lnGDP	(I,N,2)	1.663201	-2.685718	不平稳	1.966555
Δ lnGDP	(I,N,1)	-2.238746	-1.959011*	平稳	1.953220
lnDCCI	(I,T,2)	0.412129	-4.498307	不平稳	1.914740
Δ lnDCCI	(I,N,2)	-3.695026	-3.658446*	平稳	1.901355
lnSSW	(I,T,1)	-0.734616	-4.440739	不平稳	1.903359
Δ lnSSW	(I,T,1)	-4.361515	-3.644963	平稳	2.026158
lnGP	(I,T,1)	2.226296	-4.440739	不平稳	0.905242
Δ lnGP	(I,T,1)	-5.478751	-4.606209	平稳	2.150970
lnCO	(I,N,1)	0.354400	-3.769597	不平稳	1.996655
Δ lnCO	(I,N,1)	-4.379494	-3.788030	平稳	1.946931
lnPC	(N,N,2)	3.319765	0.9992	不平稳	1.815459
Δ lnPC	(I,N,2)	-3.198347	-3.808546	平稳	1.856371
lnIRD	(I,T,1)	-1.049899	-4.440739	不平稳	1.414808
Δ lnIRD	(N,N,1)	-3.043125	-2.679735	平稳	2.080977
lnDF	(I,N,1)	0.661519	-3.769597	不平稳	1.723464
Δ lnDF	(I,N,1)	3.943374	-3.788030	平稳	1.831464
lnDM	(I,T,1)	-1.604617	-4.440739	不平稳	1.667840
Δ lnDM	(I,T,1)	-3.938204	-3.788030	平稳	1.897829

注:(1)检验形式中的I和T表示常数项和趋势项,P表示根据AIC原则确定的滞后阶数,N表示检验方程中对应项不存在。(2)*表示为由MacKinnon改进的单位根检验的5%显著水平下的临界值,不带*的临界值是1%显著水平下的值。(3) Δ 表示对变量进行一阶差分。(4)表1中寿险保费、GDP、居民储蓄存款余额、社会福利费用城乡、居民消费水平是经过消费价格指数的调整后再作的序列平稳性检验。

4.3 协整关系检验

从表2中可知,国内生产总值、居民的存款余额、社会福利费用、总人口、赡养系数、居民消费水平、利率、市场水平、金融深度九个变量与寿险保费之间存在着长期的均衡关系。这意味着寿险

保费值与上述九个变量的任意一个变量的值保持一个固定的距离，即从变量的线性图上看，上述九个变量与寿险保费具有共同趋势（Stock-Watson Common Trends）。

4.4 格兰杰因果关系检验（Bivariate Granger Causality Test）

通过上述检验，我们知道以上变量与寿险保费之间存在长期的均衡关系，但这种关系是否构成格兰杰因果关系，仍需进一步验证。故对它们与寿险保费的关系进行格兰杰因果检验。

由表3可知，在5%的显著水平下国内生产总值、储蓄余额、总人口、赡养系数、居民消费水平、利率、市场水平、金融深度是寿险保费的格兰杰原因；在10%的显著水平下，社会福利不是是寿险保费的格兰杰原因。

表2 变量与寿险保费收入之间的Trace协整检验结果

检验变量	原假设	备择假设	Trace统计量	临界值	结论
lnPI、lnGDP	r=0	r=1	24.87287	15.49471	有两个协整关系
	r=1	r=2	3.858740	3.841466	
lnPI、lnDCCI	r=0	r=1	28.79721	15.49471	有两个协整关系
	r=1	r=2	8.018193	3.841466	
lnPI、lnSSW	r=0	r=1	18.33826	15.49471	有两个协整关系
	r=1	r=2	7.178239	3.841466	
lnPI、lnGP	r=0	r=1	40.12369	15.49471	有两个协整关系
	r=1	r=2	13.34609	3.841466	
lnPI、lnCO	r=0	r=1	22.51038	15.49471	有一个协整关系
	r=1	r=2	0.727901	3.841466	
lnPI、lnPC	r=0	r=1	26.02490	15.49471	有一个协整关系
	r=1	r=2	0.007313	3.841466	
lnPI、lnIRD	r=0	r=1	17.06067	0.0288	有一个协整关系
	r=1	r=2	0.795251	0.3725	
lnPI、lnDF	r=0	r=1	25.24743	0.0013	有一个协整关系
	r=1	r=2	0.017215	0.8953	
lnPI、lnDM	r=0	r=1	19.25128	0.0129	有一个协整关系
	r=1	r=2	1.638743	0.2005	

注：（1）表中r代表协整关系的个数；（2）表中所有临界值都是在5%显著水平下的值。

表3 各变量与寿险保费之间格兰杰因果关系的检验

因果关系	滞后阶数	F-统计量	原假设	拒绝概率	因果关系
lnGDP→lnPI	2	7.87015	lnGDP不是lnPI的 格兰杰原因	0.00417	存在*
	3	2.93010		0.07338	存在**
lnDCCI→lnPI	2	7.79873	lnDCCI不是lnPI 的格兰杰原因	0.00432	存在*
	3	2.36279		0.11860	不存在**
lnSSW→lnPI	2	1.86709	lnSSW不是lnPI的 格兰杰原因	0.18673	不存在**
	3	0.76140		0.53557	不存在**

lnGP→lnPI	2	8.65193	lnGP不是lnPI的 格兰杰原因	0.00284	存在*
	3	3.38319		0.05108	存在**
lnCO→lnPI	2	10.9663	lnDM不是lnPI的 格兰杰原因	0.00102	存在*
	3	7.11130		0.00451	存在*
lnPC→lnPI	2	12.3992	lnPC不是lnPI的 格兰杰原因	0.00056	存在*
	3	5.19170		0.01413	存在*
lnIRD→lnPI	1	6.22581	lnIRD不是lnPI的 格兰杰原因	0.02196	存在*
	2	1.36834		0.28276	不存在***
lnDF→lnPI	2	5.96591	lnDF不是lnPI的 格兰杰原因	0.01159	存在*
	3	6.04815		0.00829	不存在***
lnDM→lnPI	2	4.04771	lnDM不是lnPI的 格兰杰原因	0.03780	存在*
	3	2.24794		0.43555	不存在***

注：(1) →表示因果关系的方向，表示前一变量是后一变量的原因；(2) *、**、***分别表示因果关系在5%、10%、15%的显著水平下存在或不存在。

4.5 基于所有变量与保费的长期均衡关系的EMC模型

从表1知对数寿险保费(lnPI)序列是I(1)序列，即寿险保费对其一阶滞后作回归，方程的残差序列是平稳的。而由表2知，寿险保费与表中各变量存在长期均衡关系，从表3知，除社会福利外这种长期均衡关系可以构成因果关系。故以寿险保费为因变量，以其一阶滞后和表2中各变量和其滞后项作回归，建立误差修正模型(ECM)。

$$\ln PI_t = 0.779489 \ln PI_{t-1} - 0.2025433 \ln GDP_t + 2.163105 \ln GDP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

三个自变量系数的t检验在5%的显著水平下通过，调整的 $R^2 = 0.988455$ 。对方程(1.1)两端同时减去 $\ln PI_{t-1}$ 整理可以得到：

$$\nabla \ln PI_t = -0.2025433 \nabla \ln GDP_t + (-0.220511) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

其中 emc_{t-1} 为 $(\ln PI - 8.9055 \ln GDP)_{t-1}$ ，是误差修正项。式(1.2)中的 emc_{t-1} 可以改写成

$$\overline{\ln PI} = 8.9055 \overline{\ln GDP} \quad (1.3)$$

(1.3)表示寿险保费和国内生产总值的长期均衡关系，可见GDP每增长1单位寿险保费就增长约8.9个单位。同理用寿险对其余各个变量建立误差修正模型，得到

$$\ln PI_t = -1.109559 \ln DCCI_t + 0.724224 \ln PI_{t-1} + 1.289116 \ln DCCI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\ln PI_t = 0.190595 \ln SSW_t + 0.776134 \ln PI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\ln PI_t = -39.82511 \ln GP_t + 0.749805 \ln PI_{t-1} + 40.51882 \ln DCCI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

$$\ln PI_t = 4.933697 + 1.547820 \ln CO_t + 0.734173 \ln PI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

$$\ln PI_t = -4.328748 + 1.136772 \ln PC_{t-1} + 0.582758 \ln PI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

$$\ln PI_t = 0.434168 - 0.57554 \ln IRD_t + 0.78232 \ln PI_{t-1} + 0.3358 \ln IRD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

$$\ln PI_t = 1.230554 + 2.536276 \ln DF_t + 0.716983 \ln PI_{t-1} - 1.801251 \ln DF_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8.1)$$

$$\ln PI_t = 2.630830 + 4.626845 \ln DM_t + 0.675474 \ln PI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.1)$$

式(2.1)、(3.1)、(4.1)、(5.1)、(6.1)、(7.1)、(8.1)的调整的决定系数分别为 $R^2 = 0.988745$ 、

0.984996、0.988109、0.988858、0.988967、0.993601、0.992604、0.988791。所有回归系数在5%的检验水平下显著。对(2.1)、(3.1)、(4.1)、(5.1)、(6.1)、(7.1)、(8.1)、(9.1)作类似(1.2)的整理得

$$\nabla \ln PI_t = -1.109559 \nabla \ln DCCI_t + (-0.275776) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = 0.190595 \nabla \ln SSW_t + (-0.223864) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = -39.82511 \nabla \ln GP_t + (-0.250195) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = 4.933697 + 1.547820 \nabla \ln CO_t + (-0.265827) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = 0.215349 \nabla \ln PC + (-0.229949) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = 0.434168 + (-0.575538) \nabla \ln IRD_t + (-0.217648) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = 1.230554 + 2.536267 \nabla \ln DF_t + (-0.283017) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8.2)$$

$$\nabla \ln PI_t = 2.630830 + 4.626845 \nabla \ln DM_t + (-0.324526) emc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.2)$$

其中(2.2)、(3.2)、(4.2)、(5.2)、(6.2)、(7.2)、(8.2)、(9.2)中的 emc_{t-1} 分别为 $(\overline{\ln PI} - 0.6511 \ln DCCI)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} - 0.8521 \ln SSW)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} - 2.7727 \ln GP)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} - 3.7618 \ln CO)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} - 0.6527 \ln PC)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} + 1.1013 \ln IRD)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} - 2.5971 \ln DF)_{t-1}$ 、 $(\overline{\ln PI} - 14.2572 \ln DM)_{t-1}$ ， emc_{t-1} 误差修正项，可分别改写成

$$\overline{\ln PI} = 0.6511 \overline{\ln DCCI} \quad (2.3)$$

$$\overline{\ln PI} = 0.8521 \overline{\ln SSW} \quad (3.3)$$

$$\overline{\ln PI} = 2.7727 \overline{\ln GP} \quad (4.3)$$

$$\overline{\ln PI} = 3.7618 \overline{\ln CO} \quad (5.3)$$

$$\overline{\ln PI} = 0.6527 \overline{\ln PC} \quad (6.3)$$

$$\overline{\ln PI} = -1.1013 \overline{\ln IRD} \quad (7.3)$$

$$\overline{\ln PI} = 2.5971 \overline{\ln DF} \quad (8.3)$$

$$\overline{\ln PI} = 14.2572 \overline{\ln DM} \quad (9.3)$$

从式子(2.3)、(3.3)、(4.3)、(5.3)、(6.3)、(7.3)、(8.3)、(9.3)得知在我国寿险保费和居民储蓄存款余额(DCCI)、社会福利、总人口(GP)、居民消费水平(PC)、利率(lnIRD)、金融深度(lnDF)、市场水平(lnDM)具有明显的长期均衡关系，存款余额每增长1单位寿险保费就增长约0.65个单位；社会福利每增长1各单位，寿险保费就增长约0.85个单位；总人口每增长1个单位对数保费就增长约2.77个单位；赡养系数每增长1个单位，保费就增长约3.76个单位；消费每增长1个单位，寿险保费就增长2.7个单位；利率每增长1个单位，寿险保费就增长约-1.1个单位；金融深度每增长1个单位，寿险保费就增长约2.6个单位；市场水平每增长1个单位，寿险保费就增长约14.3个单位。一国的人口数量，人口的年龄结构，家庭的结构 Browne 和 Kim 的实证研究支持了这一结论。赡养率对保险的影响,Hamond,Houston、Melander、Burnett 和 Palmer 的实证研究也证明了他们之间存在相关关系。

5 结论及建议

通过上面的一系列检验和建立的ECM模型，我们对影响寿险的需求的长期因素和对寿险需求的短期波动结合起来分析。我们发现从长期看寿险需求与国内生产总值存在长期的均衡关系，即我国的总体宏观经济对寿险的需求存在长期稳定的影响，从短期看，寿险需求的短期波动 $\nabla \ln PI_t$ 一

方面它受国内宏观经济波动的影响,另一方面取决于误差修正项 emc , (1.2) 式中 emc 的系数为负,即表示如果寿险保费的增长偏离了它与 GDP 的长期均衡关系, $\nabla \ln PI_t$ 就减少。在永久消费理论的框架下,居民会选择优先为退休进行储蓄,以补偿未来收入的下降,而这种预防性储蓄的动机的风险防范意识一方面会促进寿险业的发展,另一方面这种预防性储蓄本身对寿险保费形成一种替代。显然,在我国居民储蓄水平与寿险业的发展具有同步性,即居民储蓄水平的提高促进了我国寿险业的发展而替代效应是不明显的。最让我们感觉有意思的是作为商业寿险的替代品社会福利提高了,不但对商业保险没有形成冲击,相反它们之间还似乎存在一种正相关的长期均衡关系。经过格兰杰检验发现社会福利不能格兰杰引起寿险需求的变化。从 Mayers 和 Smithes 的研究以及 Hammond 等人的实证看社会福利和商业寿险是相互替代的,而在我国社会福利和寿险需求这种替代至少是不明显的,因为从协整检验及建立的模型看寿险需求至少在近期内还是具有相同的趋势。这种与经济理论相反的特殊现象决不是空穴来风。首先,从寿险的作用看,购买保险对应的基本需要可以与各种互斥的、联合穷尽 (jointly exhaustive) 的现实状态的发生而出现的消费机会联系起来⁽²⁾,正是这种消费机会的存在,寿险发挥它的再分配功能,社会福利当然也起到相应的作用;其次从我国的现实看,改革开放以来国家经济体制、住房改革、社会福利、医疗制度的一系列改革使得人们面临社会风险逐渐变大,人们防范风险的意识也进一步加强,而寿险业刚刚起步,商业寿险的供给跟不上急剧膨胀的寿险需求。综合以上两点我国寿险与社会福利的这种“共增”趋势在现阶段是必然的。人口的数量、人口的结构对寿险需求的影响也是非常显著的。人口越多购买寿险的人数也就越多;人口结构中老年人的比例越大寿险的需求也就越大。作为失去独立经济能力的老年人,是寿险的最大需求群体。从赡养系数和寿险保费的长期关系可以看出,人口结构的变化对寿险需求的影响。从 (6.3) 式可以看出,寿险作为一种特殊的商品和服务,对应的基本需求必然与消费水平联系起来。从 (8.3)、(9.3) 式可以看出,市场化水平比金融深化度对寿险的需求影响更大。市场化水平包含了国家产业结构的变化等因素,产业结构的变化和国家经济体制的改革促使一些新的产业的产生和国家劳动结构的变化,这种不确定性的几率的上升促进的寿险需求的增加。寿险公司实际上既在销售保障性产品也销售储蓄性产品,那么利率的变动首先直接影响寿险产品的预定利率和红利支付,其次作为一种投资,寿险的保单收益并不独立与个人投资的其他资产收益⁽³⁾,当寿险预定利率较高,国家对利率进行下调时,寿险公司长期支付预定利率的长期负债特征使得它面临资产负债满期结构的差异和资产收益率变动可能的利差损失。从 (7.3) 式可以看出我国寿险需求与利率的变动是反向的。

自 1982 年我国寿险业务起步以来,寿险业的到了持续快速的发展,已经成为世界上发展最迅速的寿险市场。这得益国民经济的快速健康发展,以及改革开放以来一系列体制的改革人们面临风险的加大。加快寿险业的发展必须抓住当前社会保障不是很健全和城乡消费结构转变的良好机遇,加强利率风险的防范,使我国的寿险业务得以快速健康和谐的持续发展。

参考文献:

- [1] Jan. mossin. Aspects of Rational Insurance Purchasing[J]. The Journal of Political Economy. 1968, 76: 553-568.
- [2] Issac Ehrlich; Gary S. Becker. Market Insurance, Self-Insurance, Self-protection. [J]. The Journal of Political Economy. 1972, 80: 623-648.
- [3] David Mayers; Clifford W. Smith, Jr. The Interdependence of Individual Portfolio Decisions and the Demand for Insurance. [J]. The Journal of Political Economy. 1983, 91: 304-311.
- [4] J. D. Hammond; David B. Houston; Eugene R. Melander. Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation. [J]. The Journal of Risk and Insurance. 1967, 34: 397-408.
- [5] Dan r. Anderson; John R. Nevin. Determinants of Young Marrieds' Life Insurance Purchasing Behavior: An

Empirical Investigation. [J].The Journal of Risk and Insurance .1975,42:375-387.

[6] Annamaria Lusardi.Onthe Importance of the Precautionary saving Motive .The American Economic Review.1998,88:449-453.

[7] Michael Beenstock..The Relationship between Property-Liability Insurance Premiums and Income:An Internation Analysis.1988,55:259-272.

[8] Peter Fortune.A Theory of Optimal Life Insurance:Development and Test[J].The Journal of Finance.1973,28:58-600.

[9] Hyong J.Lee;George E.Pinches.On Optimal Insurance Purchasing[J].The Journal of Risk and Insurance.1988,55:145-149.

[10] Mark J.Browne;Khong Kim.An International Analysis of Life Insurance Demand[J].The Journal of Risk and Insurance.1993,60:616-634.

[11] David F.Babbel.Inflation,Indexation,and Life Insurance Sales in Bazil[J].The Journal of Risk and Insurance.1981,48:111-135.

[12] Nicholas Economides.The Demand of Life Insurance:An Application of the Economics of Uncertainty:An Comment. [J].The Journal of Finance.1982,37:1305-1309.

[13] 杨舸等.《中国寿险需求影响因素的实证分析》,中国软科学 ,2005.3.

[14] 叶朝晖等.《中国寿险市场发展的实证分析》,统计研究, 1999.6.

[15] Georges Dionne,Scott E.Harrington编,王国军等译.《保险经济学》,中国人民大学出版社, 2005.9.

[16] 张伟等.《中国保险业发展的影响因素及地区差异分析》,数量经济技术经济研究,2005.9.

[17] 刘璐.《农村寿险需求的影响因素分析及营销策略选择》,西北农林科技大学学报,2005.7.

[18] 卓志.《我国人寿保险需求的实证分析》,保险研究.论坛,2001.5.

[19] 肖文.《银行降息对寿险业的影响及供求模型分析》,浙江大学学报,2001.5.

Analysis on Influential Factor of Life Insurance Demand in China

Liu Zhao-bo , Zhang Han-ru
(Business School of Jilin University)

Abstract: This paper examines the data from 1982 to 2004 and tests the economic factors which influence effective demand of life insurance in China. It has been found that there is close relationship between the life insurance premium receives and GDP, the inhabitant deposits level and other such variables. In the long run , there is balanced relationship between the life insurance premium receives and GDP. So the implication is that these factors will influence the development of life insurance in the long run. It may offer some reference for further developing to pay enough attention to macroeconomic element, role of voluntary insurance and the impact of rate to property debt risk.

Key words: life Insurance premium receives; cointegration; Granger Cause Test; Error Correction model

收稿日期: 2006-04-11

作者简介: 刘兆波(1963-), 男, 吉林大学商学院副教授。