第 5 卷第 3 期
2006 年 4 月

经 济 学（季 刊）
China Economic Quarterly

Vol. 5, No. 3
April, 2006

连续时间模型下的寿险需求和中国寿险市场的相关实证研究

朱文革*

摘 要 本文以我国寿险市场为背景，通过建立包括保险决策的资产选择的动态连续时间模型，给出了保险产品价格成本效应对寿险需求影响的理论分析，并通过具体的数据分析讨论了模型的意义。本文还实证研究了目前我国保险市场一些主要的保障型寿险产品的附加保费因子及其对我国居民保险需求的影响。这在某种程度上解释了我国目前保障性保险需求不足的现象。同时本文实证分析的结果显示我国的保障性保险还远没有满足我国居民的潜在需求，并针对这种现象提出了相关的政策建议。

关键词 保险需求，连续时间模型，最优保险选择

一、引 言

改革开放以来，我国的保险市场取得了飞速发展。表现在保费收入上，从 1980 年恢复保险业务以来，保费收入的增长一直保持两位数以上的增长率。保险深度也从 1980 年时的 0.1％增加到了 2002 年的 3％。特别是寿险业务的增长速度尤其惊人，在总保费中的比重从 1984 年的 4.7％迅速增长到了现在的大约 77％。

在寿险市场快速发展的同时，也产生了一些有趣的经济现象。首先我国寿险业保费收入的增加主要依赖分红产品、投资联结产品等非传统保险产品的销售收入，实际上仅 2003 年非传统产品的保费收入已占到了寿险总保费的约 58％。以至于有学者惊呼中国的保险业 40％是泡沫，并呼吁保险要回归保障主业[1]。其次，在经历前几年寿险收入跳跃式发展后，这两年寿险保费收入的增长开始进入停滞状态，2004 年寿险保费的同比增长率仅为 8％左右。在北京、上海等保险发展比较成熟的地区更是出现了寿险保费同比减少的现象。考虑到我国的商业保险还远未起到覆盖全体国民的保障功能，国内外学者也都预测我国的寿险市场潜在需求巨大。目前我国寿险保障性保险保费不足的现象显然是不正常的。

---

* 上海财经大学金融学院。通信地址：上海财经大学金融学院，邮编 200433；电话：(021)65107822；E-mail：zhuwenge@yahoo.com。作者感谢匿名评审人的有益建议和编辑的帮助。

[1] 参见媒体报道的郝演苏的研究结果(2004)。

如何从经济学角度合理解释上述现象是一个很有意义的问题。本文将试图从投保人购买保险产品的价格成本效应的角度考察其对中国寿险需求的影响。在保险需求的经典经济学分析中（如见 Arrow，1971）一个熟知的结果是：如果保险费率等于保单的精算价值，投保人的最佳选择应该是足额保险。换句话说，就寿险而言投保人应该把其发生意外、疾病、死亡等的风险全部转嫁给保险公司。但 Mossin（1968）证明了如果保费是在保单精算价值的基础上加上一个比例的附加费用时，个人选择的最优保险将是部分保险。实际上按照 Mossin 的理论，此时如果个人具有递减的绝对风险规避系数，保险是一种“劣质品”，也就是说个人的财富越多，购买的保险反而越少。因此 Mossin 的理论一定程度上可以作为保险需求不足现象的解释。

但 Mossin 的模型也有一些不足之处，比如该模型假定了个人面临的保险风险并不随财富的增加而增大，也没有考虑其他金融风险的影响。另外，Mossin 模型是在静态框架下进行上述的经济分析，这种分析方法与 Ando and Modigliani（1963）的生命周期理论的假设也是不相容的。

基于上述不足，本文利用连续时间随机最优理论推广了 Mossin 的模型，在综合考虑个人面临的所有金融风险的基础上，给出了保险产品价格成本对寿险需求效应的动态经济学分析。在模型的基础上本文实证估计了目前我国现有的保险保障型产品的附加费用比例，并由此分析解释了其对我国寿险需求的影响。由于分析结果显示保险价格成本效应并不能完全解释目前寿险需求增长停滞的现象，本文还提出了其他一些可能的解释原因并给出了相关的政策建议。

本文后面的安排如下：第二部分建立了相关的经济学模型；第三部分在此模型的基础上给出了相应的数据分析；第四部分对目前我国保险市场上的部分保险产品进行了实证调查和统计分析；在结论部分则给出了未来可能的后续研究方向及有关政策建议。

二、模　　型

经济学家已经建立了很多动态模型分析个体的消费和投资行为，我们这里的模型将采用动态的连续时间金融模型的框架。连续时间金融模型最早是由 Merton（1971）应用到跨期动态消费和资产组合理论中的。与 Merton（1971）第7部分的假定一样，我们假设个体一生预计的劳务收入已全部资本化并将其看作为当前个体所有财富的一部分。与 Merton 模型不同的是我们还假定个体另外面临人身保险风险带来损失的可能性。

具体的说，我们假设个体消费者目前（时间 t）所有的财富（包括所有预计的资本化后的未来的劳务收入）为 w。消费者可以选择投资债券或股票，其中债券是无风险的，其连续收益率为 r，股票价格 S 可以用几何 Brownian

运动描述如下：

$$\mathrm{d}S_s = S_s(\mu \mathrm{d}s + \sigma \mathrm{d}B_s). \tag{1}$$

与通常连续时间模型中假设的一样，其中 B_s 是定义在某概率空间(Ω, F, P)上的 Brownian 运动，μ 和 σ 是常数，分别代表股票的收益率和波动率。另外我们假定个体消费者面临保险风险（这里假定保险风险和股票风险不相关）并通过购买保单规避这种风险。我们假定保单的保障期为时间 t 到时间 T，这段时间内消费者可能的保险损失在时间 T 的积累值为 Y_T。个体可以通过购买全额或部分保险适当转移这种风险。此时消费者个体的投资决策问题就可以和保险决策的问题放在一起考虑。实际上我们要解决下述的动态最优问题：

$$\max_{\{m,\pi\}} E[U(W_T - Y_T + mY_T) \mid W_t = w - m(1+l)P], \tag{2}$$

其中，U 表示 Von Neumann-Mogernstern 效用函数；W_t 表示 t 时刻个体购买保单后剩余的财富，其中 m 表示购买的保险金额比例，$0 \leqslant m \leqslant 1$，$m=1$ 时即表示个体购买了足额保险；l 表示附加保费比例，P 表示保单的精算现值（也就是纯保费）。我们假定个体消费和购买保单后剩余的财富 W_t 全都投资于债券或股票，其满足的动态随机微分方程如下：

$$\mathrm{d}W_s = (rW_s - C(s))\mathrm{d}s + (\mu - r)\pi_s \mathrm{d}s + \sigma\pi_s \mathrm{d}B_s, \quad t \leqslant s \leqslant T, \tag{3}$$

其中，π_s 表示 s 时刻个体在股票中的投资金额，$W_s - \pi_s$ 表示 s 时刻个体在债券中的投资金额。我们定义 J 为个体消费者购买保单数额的比例为 m 时的间接效用函数，也即：

$$J = J(w, s, m) = \max_{\{\pi\}} E[U(W_T - Y_T + mY_T) \mid W_s = (w - m(1+l)P)\mathrm{e}^{r(s-t)}]. \tag{4}$$

下面我们利用上述的模型分别给出人寿保险和生存保险的需求分析。

（一）人寿保险需求分析

首先考虑人寿保险的需求问题，此时个体效用函数中有遗产动机，因此会选择购买人寿保险规避其死亡风险。考虑一个 0 时刻年龄为 x 岁的消费者，当前（t 时刻）年龄为 $x+t$ 岁，则相应随机变量 Y_T 的分布函数为：$\mathrm{Prob}(Y_T = L) = {}_{T-t}q_{x+t}$，$\mathrm{Prob}(Y_T = 0) = {}_{T-t}p_{x+t}$。其中 L 表示消费者死亡时的总损失（其中包括该消费者死亡失去的所有劳务收入损失），${}_{T-t}q_{x+t}$，${}_{T-t}p_{x+t}$ 是常用的精算符号[2]，分别表示该消费者在(t, T)时段死亡和生存的概率。因此我们有 ${}_{T-t}q_{x+t} + {}_{T-t}p_{x+t} = 1$。相应地，这种死亡损失的人寿保单的精算现值为：

[2] 这里及本文后面的精算符号及相关的精算公式推导可参考 Bowers，*et al*.（1986）。

$$P = E(\mathrm{e}^{-r(T-t)}Y_T) = \mathrm{e}^{-r(T-t)}{}_{T-t}q_{x+t} \cdot L. \tag{5}$$

可以证明，此时前述最优问题相应的 HJB 方程如下[3]：

$$\begin{cases} J_s + rwJ_w - \dfrac{(\mu - r)^2}{2\sigma^2}\dfrac{J_w^2}{J_{ww}} + \lambda_x(s)[V((w - m(1+l)P)\mathrm{e}^{r(s-t)} \\ \qquad - (1-m)L\mathrm{e}^{-r(T-s)}, s) - J(w,s,m)] = 0, \\ J(w,T,m) = U(w - m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}). \end{cases} \tag{6}$$

其中，$\lambda_x(s)$是 s 时刻的死力函数，也即满足$\lambda_x(s) = -\dfrac{{}_{T-s}p'_{x+s}}{{}_{T-s}p_{x+s}}$；$J_s, J_w, J_{ww}$分别表示 J 关于 s、w 的偏导数和两次偏导数；$V(w,s)$是常用的价值函数（Merton，1971），也即：

$$V(w,s) = -\frac{1}{\alpha}\exp\left(-\alpha w\mathrm{e}^{r(T-s)} - \frac{(\mu-r)^2}{2\sigma^2}(T-s)\right).$$

假定效用函数 U 为常数绝对风险厌恶系数效用函数，也即 $U(w) = -(1/\alpha)\mathrm{e}^{-\alpha w}$。解上述的 HJB 方程，我们有 $J(s,w,m) = V(w,s)f(s,m)$。其中 $f(s,m)$满足如下的微分方程：

$$0 = f' + \lambda_x(s)[\mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)} + \alpha(1-m)L} - f],$$

其边界条件为 $f(T,m) = \mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}}$。解此方程，我们有：

$$\begin{aligned} f(t,m) &= \mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}} \cdot {}_{T-t}p_{x+t} + \mathrm{e}^{\alpha(m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)} + (1-m)L)} \cdot {}_{T-t}q_{x+t} \\ &= \mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}} \cdot M_{Y_T}(\alpha(1-m)). \end{aligned} \tag{7}$$

这里 M 是 Y_T 的矩母函数。给定保单附加费率 l 后，个人选择适当 m 的最优化问题就可表示成如下的一阶必要条件：

$$\begin{aligned} &(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}\mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}} \cdot {}_{T-t}p_{x+t} \\ &\quad + [(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)} + L]\mathrm{e}^{\alpha(m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)} + (1-m)L)} \cdot {}_{T-t}q_{x+t} = 0. \end{aligned} \tag{8}$$

由于指数效用函数是凹函数，二阶必要条件自然满足。从一阶条件方程我们可以得到 m 和 l 之间的关系式。实际上我们有如下的命题：

命题1 在人寿保单的附加费用因子 l 和个体购买的最优保险比例 m 之间有如下关系：

$$m = 1 - \frac{1}{\alpha L}\ln\left[\frac{(1+l){}_{T-t}q_{x+t}}{[1-(1+l){}_{T-t}q_{x+t}]}\frac{{}_{T-t}p_{x+t}}{{}_{T-t}q_{x+t}}\right]. \tag{9}$$

[3] 这里 HJB 方程的严格推导需要数学中所谓粘性解的理论，可参见 Young and Zariphopoulou（2002）中的参考文献。

（二）生存保险需求分析

下面我们考虑年金类保险的需求问题。此时消费者个体有平滑化（年金化）其一生消费的动机，因此会选择购买年金类保险产品。为讨论简单起见，我们仅考虑生存保险保单，一般的年金产品可以由这种保单组合得到。此时相应的随机变量 Y_T 满足的分布函数为：$\mathrm{Prob}(Y_T=A)={}_{T-t}p_{x+t}$，$\mathrm{Prob}(Y_T=0)={}_{T-t}q_{x+t}$，其中 A 表示个体生存到 T 时刻年金化其一生支出时的缺口损失金额。个体可以通过购买生存保险规避这种生存风险。此时这种生存保险的精算价值为：$P=E(\mathrm{e}^{-r(T-t)}Y_T)={}_{T-t}p_{x+t}\mathrm{e}^{-r(T-t)}\cdot A$。个体消费者的投资、消费和保险需求的最优问题相应的 HJB 方程如下：

$$\begin{cases} J_s+rwJ_w-\dfrac{(\mu-r)^2}{2\sigma^2}\dfrac{J_w^2}{J_{ww}}+\lambda_x(s)[V((w-m(1+l)P)\mathrm{e}^{r(s-t)},s) \\ \qquad -J(w,s,m)]=0, \\ J(w,T,m)=U((w-m(1+l)P)\mathrm{e}^{r(T-t)}-(1-m)A). \end{cases} \tag{10}$$

同样假定效用函数为常绝对风险厌恶系数效用函数，求解上述方程有 $J(w,s,m)=V(w,s)g(s,m)$，其中 $V(w,s)$和前述相同，$g(s,m)$则满足如下微分方程：

$$0=g'+\lambda_x(s)[\mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}}-g],$$

其边界条件为 $g(T,m)=\mathrm{e}^{(\alpha(1-m)A+\alpha m(1+l)P)\mathrm{e}^{r(T-t)}}$。解此方程，我们有：

$$\begin{aligned} g(t,m)&=\mathrm{e}^{\alpha(m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}+(1-m)A)}\cdot{}_{T-t}p_{x+t}+\mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}}\cdot{}_{T-t}q_{x+t} \\ &=\mathrm{e}^{\alpha m(1+l)P\mathrm{e}^{r(T-t)}}\cdot M_{Y_T}(\alpha(1-m)). \end{aligned} \tag{11}$$

与人寿保险分析中一样我们可以得到最优生存保险购买比例 m 与 l 关系的如下命题：

命题 2　在生存保单的附加费用因子 l 和个体购买的最优保险比例 m 之间有如下关系：

$$m=1-\frac{1}{\alpha A}\ln\left[\frac{(1+l)_{T-t}p_{x+t}}{[1-(1+l)_{T-t}p_{x+t}]}\frac{{}_{T-t}q_{x+t}}{{}_{T-t}p_{x+t}}\right]. \tag{12}$$

三、模型的数据分析

这一部分我们在上一部分经济模型的基础上通过具体数据讨论价格效应对寿险需求的影响。从上一部分的两个命题中可以发现 m 和 l 的函数关系中没有出现个体的财富金额，这是因为在常绝对风险厌恶系数的假设下，个体

财富的多少不会影响其保险的购买决策。有趣的是股票的收益率和风险大小及无风险利率也不影响个体购买保险的决策。这是因为这里我们假定了保险风险和市场风险（也即股票价格波动的风险）是不相关的，个体不能通过购买保险对冲市场风险。由于保费是按照保单精算价值的一定比例确定的，而利率的因素已经反映在保单的精算价值中，因此利率也并不影响个体购买保险的决策[4]。

下面我们按人寿保险和年金保险这两种不同寿险类别分别讨论其需求的经济学意义。我们首先讨论公式的解析表达式，然后通过具体数据进行分析。

（一）人寿保险需求数据分析

从等式分别求解 m 关于参数 α，${}_{T-t}q_{x+t}$，l，L 的导数，我们有：

$$\frac{\partial m}{\partial \alpha}>0,\ \frac{\partial m}{\partial q}<0,\ \frac{\partial m}{\partial l}<0,\ \frac{\partial m}{\partial L}>0. \tag{13}$$

m 是 α，L 的增函数和 l 的减函数是显然的。有趣的是 m 反而是 ${}_{T-t}q_{x+t}$ 的减函数，也就是说个体的死亡概率越大，购买的保险反而越少，这和常识是相悖的。这种现象的产生是因为我们假设了保单价格和死亡概率成比例关系。虽然死亡概率越大，T 时刻个体遭遇损失的可能性也越大。但所缴的保费增加得却更多。此时个体购买过额保险反而是不值得的。

表 1 给出了不同风险厌恶系数和不同附加费用因子下个体购买保险的不同比例。我们假设 $L=1$，$T=t+1$；绝对风险厌恶系数从 0.5 变化到 5；附加保费因子从 10%变化到 100%；个体年龄从 20 岁到 50 岁。模型数据分析也显示了上述的结论：随着年龄的增加，个体购买的人寿保险比例反而减少了。另外一个有趣的现象是在风险厌恶系数为 0.5，附加保费因子为 100%时，个体购买的保险数额是负数。也就是说，个体不仅不购买保险，反而愿意更多承担死亡风险。实际上个体此时会选择成为寿险公司的股东。虽然按照 Arrow-Lind 定理（Arrow and Lind，1970），在完美市场中保险公司的股东对保险风险是风险中性的。但考虑到实际上保险公司股东并不能完全分散保险风险，他们仍会有某种程度的保险风险厌恶。表 1 的数据分析说明即使个体对保险风险是厌恶的，但只要保费附加足够高，他（她）仍会有动机（通过成为保险公司股东）承担保险风险。

[4] 在市场不完美时，个体能够实现的无风险收益率可能不同于保险公司的无风险收益率。此时利率就会影响个体的保险决策。

表 1　不同参数下人寿保险的购买选择

风险厌恶系数	个体年龄	附加保费因子			
		10％	20％	40％	100％
0.5	20	0.809224	0.635045	0.326432	－0.38785
	30	0.809225	0.635047	0.326436	－0.38784
	40	0.809049	0.634696	0.325733	－0.38960
	50	0.808511	0.633620	0.323580	－0.39499
1	20	0.904612	0.817523	0.663216	0.306073
	30	0.904612	0.817524	0.663218	0.306079
	40	0.904525	0.817348	0.662867	0.305199
	50	0.904256	0.816810	0.661790	0.302503
2	20	0.952306	0.908761	0.831608	0.653037
	30	0.952306	0.908762	0.831609	0.653039
	40	0.952262	0.908674	0.831433	0.652600
	50	0.952128	0.908405	0.830895	0.651252
5	20	0.980922	0.963505	0.932643	0.861215
	30	0.980922	0.963505	0.932644	0.861216
	40	0.980905	0.963470	0.932573	0.861040
	50	0.980851	0.963362	0.932358	0.860501

为更清楚地显示数据分析的结果，图 1 中的左半部分给出了不同附加保险费用因子情形下人寿保险购买比例和风险厌恶系数之间的关系描述。从该图可以看出，随着个体对风险厌恶程度的增大，其购买的保险比例也随之增加。在靠近较小的风险厌恶系数附近，曲线变得很陡。并且附加保费比例越

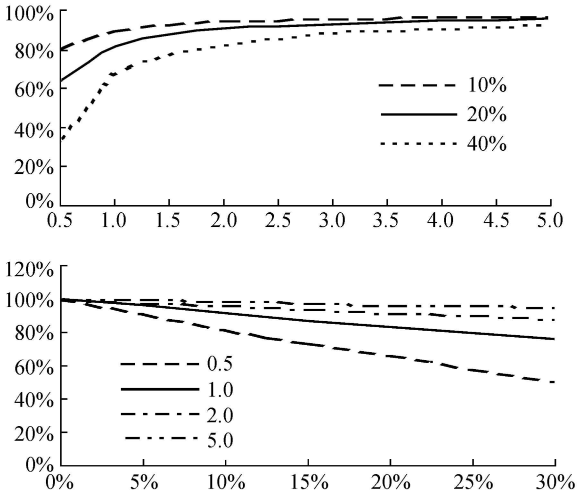

图 1　不同附加因子和风险厌恶系数下的人寿保险需求

大，曲线的陡峭程度也越大。实际上，在个体对保险风险中性（也即风险厌恶系数为 0）时，个体选择的投保数额为负无穷大，也即个体会选择成为保险公司股东。图 1 的右半部分给出了风险厌恶程度不同的各种个体购买人寿保险比例和附加保险费用因子之间的关系描述。在附加费用因子为 0 时，所有个体都会选择购买足额保险。当费用因子比例增加时，个体的投保比例会逐渐变小。

这里的分析由于假定了绝对风险厌恶系数是常数，个体的财富大小（以及财富的组合，也即其投资股票和债券的比例）并不会影响其保险购买决策。如果我们按经济学中通常假定的那样，假设个体的风险厌恶程度随财富的增加而减小，则财富的增加会导致个体投保比例的减少。这和 Mossin（1968）的结论是相同的。当然，这个结论是建立在个体的保险风险并没有随财富增加而增大的前提上的。由命题 1 的公式可以发现，L 的增加和 α 的减小效应相互抵消时，财富增加对投保比例的影响则是不确定的。

（二）生存保险需求数据分析

生存保险的需求分析和人寿保险的需求分析是类似的。利用命题 2 的公式，分别求解 m 关于参数 $\alpha, {}_{T-t}p_{x+t}, l, L$ 的导数，我们有：

$$\frac{\partial m}{\partial \alpha} > 0,\ \frac{\partial m}{\partial p} < 0,\ \frac{\partial m}{\partial l} < 0,\ \frac{\partial m}{\partial L} > 0. \tag{14}$$

同样，个体购买保险比例随风险厌恶程度增加，附加费用因子的减小以及保险潜在损失的增加而增大的结果是显然的。反常的结果是 m 随个体生存概率的增加反而减小了。和人寿保险需求中的分析一样，这种现象的产生是因为 m 是公平保费的附加比例，个体面临保险风险增加也会带来投保成本的增加。因此个体在生存概率增加时反而会减少投保比例以减小保费支出。

表 2 及图 2 给出了不同风险厌恶系数、不同年龄及不同附加费用因子假设下个体选择的最优投保比例。我们假定 $A=1, T=60$，个体年龄分别为 20，30，40 和 50 岁。考察表 2 的数值可以发现，当附加保费因子为 0% 时，所有个体都会选择全额保险，也就是说，个体会把除了（t，T）时段内消费支出外所有未来的收入年金化。注意个体的这种选择并不会影响其购买死亡保险的决策，也不会影响其对股票和债券投资组合的选择。实际上这里我们假定了生存保险产品的收益率为无风险收益率。如果个体希望承担部分市场风险以获取更高的收益率时，他（她）可以在购买足额年金的基础上通过贷款来投资相应的资产组合，也可以通过贷款购买其所需的死亡保险。

表 2　不同参数下生存保险的购买决策

风险厌恶系数	个体年龄	附加保费因子			
		0%	2%	5%	10%
0.5	20	1	0.552323	−0.33521	−4.3142
	30	1	0.518448	−0.46657	−8.68156
	40	1	0.460174	−0.70893	N.A.
	50	1	0.221972	−2.05266	N.A.
1	20	1	0.776162	0.332397	−1.6571
	30	1	0.759224	0.266716	−3.84078
	40	1	0.730087	0.145536	N.A.
	50	1	0.610986	−0.52633	N.A.
2	20	1	0.888081	0.666198	−0.32855
	30	1	0.879612	0.633358	−1.42039
	40	1	0.865043	0.572768	N.A.
	50	1	0.805493	0.236834	N.A.
5	20	1	0.955232	0.866479	0.46858
	30	1	0.951845	0.853343	0.031844
	40	1	0.946017	0.829107	N.A.
	50	1	0.922197	0.694734	N.A.

附加保费因子不等于零时，个体会选择购买部分保险。有趣的是当风险厌恶程度较小，附加保费因子较大时，个体可能会选择购买负数比例的生存保险。和上一小节一样，此时个体会选择成为保险公司的股东并承担其他风险厌恶程度较大的个体转移给他（她）的保险风险。表 2 中 40 和 50 岁的个体，当附加保费因子为 10%时，没有购买保险的比例。实际上由于此时保费已经超过了风险金额，没有个体会选择购买保险。

类似图 1，图 2 的左右两个部分分别给出了风险厌恶系数和附加保费因子如何影响生存保险投保决策的描述。其中左半部分描述了不同附加保费因子时投保比例和风险厌恶系数之间的关系。注意当附加因子为 5%并且风险厌恶系数为 0.5 时，个体会选择负数的投保比例，也即会选择承担保险风险。图 2 右半部分则描述了不同风险厌恶系数时投保比例和附加保费因子之间的关系。可以发现，当附加因子为 0 时，个体会选择足额投保。随着附加因子的增加，投保比例会减小。对风险厌恶系数为 0.5 的个体，当附加因子足够大时，会选择购买负数的投保比例。实际上当附加因子为 4%时，个体购买的保险比例为零。也就是说，此时个体完全由自己承担保险风险，并且在他（她）的投资组合中也不特别选择保险公司的股票（除了市场组合中可能包含的以外）。

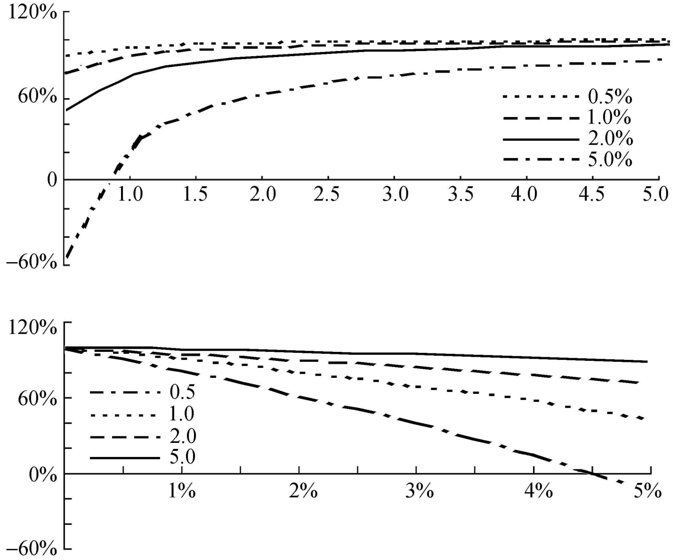

图 2　不同附加因子和风险厌恶系数下的生存保险需求

四、中国寿险产品实证分析

这一部分我们实证考察目前我国人寿保险市场销售的主要保险产品的附加保费因子。由于投资型保险产品如分红保险、投资联结保险等的保费计算中包括了投保个体未来可能的投资收益分成，不容易计算其中保障部分的附加费用。因此我们仅收集分析了纯粹为保障型的保险产品。其中死亡保险险种主要包括中国人寿的祥和定期、平安寿险的幸福定期、太保寿险的长安定期、友邦的丰盛定期和新华人寿的定期寿险等。年金保险险种主要包括中国人寿的金色夕阳养老保险；平安寿险的常青养老保险；太保寿险的长寿养老保险；太平寿险的寿比南山养老保险；友邦的金阳养老保险；以及新华人寿的金色年华养老保险等[5]。下面我们分别计算各个险种的纯保费并和实际保费比较得到其附加保费因子。

我们采用的生命表是中国人寿保险业经验生命表（1990—1993），并针对死亡保险和年金保险分别采用相应的寿险生命表和年金生命表。由于缺乏病故和意外死亡以及全残的统计数据，而不少险种规定的因病和意外身故赔付金额不同，通常还包含全残保险赔付。在下述纯保费的计算中我们粗略假定了意外和病故死亡所占的比例分别为 10％和 90％，发生全残的概率则和意外死亡的概率相同。下面我们以新华定期寿险为例简述我们的计算方法。

[5] 主要的保险险种可参考各大保险公司网站。

新华定期人寿（A）是新华人寿保险股份有限公司开发的保障型定期死亡保险产品，投保年龄可从 1—65 周岁；保险期限可任选 10—30 年；缴费方式则采用趸缴或年缴方式；保险责任为：1. 若被保险人于合同生效一年内因疾病导致身故或高残，将获得相当于保险金额 10％的保险金给付及所缴保险费。2. 合同有效期内，若被保险人因意外伤害或合同生效一年后因疾病导致身故或高残，将获得相当于保险金额全数的保险金给付。

以 30 岁男性投保人为例，假定其保险金额为 10000 元，保险期限为 10 年。其计算趸缴纯保费 π 的方程为：

$$\pi = \sqrt{1+i}\left(10000\,{}_1E_{30} \cdot A^{1}_{31:\overline{9}|} + 10000\,A^{a}_{30:\overline{1}|} + (1000+\pi)\left(A^{i}_{30:\overline{1}|} + A^{d}_{30:\overline{1}|}\right)\right), \tag{15}$$

其中，i 为预定利率，${}_1E_{30}$ 是精算贴现函数；$A^{1}_{31:\overline{9}|}$ 是死亡保险精算现值；$A^{a}_{30:\overline{1}|}$ 是意外死亡的一年定期寿险精算现值；$A^{i}_{30:\overline{1}|}$ 是疾病导致死亡的一年定期寿险精算现值；$A^{d}_{30:\overline{1}|}$ 是一年定期高残保险的精算现值。本文中我们假定支付时刻和期末相差时间为半年。表 3 描述了年龄 20 岁到 50 岁的男性购买该保险的附加保费因子。其中纯保费列是根据上述公式计算的纯保费；保费列是新华人寿实际收取的趸缴保费。可以发现，两者的比例对不同年龄的投保人都在 1.14 到 1.15 之间，也就是说，附加保费因子大约为 14％—15％。表中我们假定了预定利率为 2.5％。当预定利率增大时，显然附加保费因子也会增大；反则反之。

表 3　新华定期人寿保单附加保费因子分析(男性)

年龄	纯保费	保费	两者之比	年龄	纯保费	保费	两者之比	年龄	纯保费	保费	两者之比
21	77.20	90	1.17	31	116.76	134	1.15	41	288.07	328	1.14
22	76.84	89	1.16	32	126.92	145	1.14	42	316.20	360	1.14
23	77.17	90	1.17	33	138.37	158	1.14	43	347.06	396	1.14
24	78.37	91	1.16	34	151.18	173	1.14	44	380.90	434	1.14
25	80.54	93	1.15	35	165.43	189	1.14	45	418.00	476	1.14
26	83.77	97	1.16	36	181.22	207	1.14	46	458.61	523	1.14
27	88.09	101	1.15	37	198.68	227	1.14	47	503.08	573	1.14
28	93.51	107	1.14	38	217.93	249	1.14	48	551.74	629	1.14
29	100.09	115	1.15	39	239.13	273	1.14	49	604.93	689	1.14
30	107.83	123	1.14	40	262.45	299	1.14	50	663.04	755	1.14

表4　不同参数下人寿保险的购买决策(男性)

风险厌恶系数	个体年龄	个体自身的无风险回报率			
		1.5%	2.5%	3.5%	4.5%
0.5	20	0.850186	0.737649	0.618318	0.521399
	30	0.850200	0.737673	0.618354	0.521445
	40	0.850030	0.737368	0.617896	0.520856
	50	0.849528	0.736462	0.616537	0.519109
1	20	0.925093	0.868825	0.809159	0.760700
	30	0.925100	0.868837	0.809177	0.760723
	40	0.925015	0.868684	0.808948	0.760428
	50	0.924764	0.868231	0.808269	0.759554
2	20	0.962547	0.934412	0.90458	0.88035
	30	0.962550	0.934418	0.904589	0.880361
	40	0.962508	0.934342	0.904474	0.880214
	50	0.962382	0.934116	0.904134	0.879777
5	20	0.985019	0.973765	0.961832	0.952140
	30	0.985020	0.973767	0.961835	0.952145
	40	0.985003	0.973737	0.96179	0.952086
	50	0.984953	0.973646	0.961654	0.951911

类似上述保单的分析方法，我们对前述的各种险种分析的结果显示：在预定利率为2.5%的假设下，我国目前保险市场死亡保险附加因子的变化范围为10%—30%；年金保险附加因子的变化范围为8%—15%。我们没有发现有证据证明附加因子和投保人年龄有相关性。由于缺乏数据，我们未能对过去各年附加因子的变化加以分析。表4则显示了在上述实证数据的基础上，个体选择购买死亡保险的比例。从表中可以发现，当个体的风险厌恶程度较小，自身又有较好的投资渠道时，个体会选择较低的投保比例。这在一定程度上有助于解释我国寿险需求不足的现象。但深入分析数据的结果显示，我国目前的保险保障程度还远未达到这里实证计算的结论，纯粹从附加保费的角度分析我国的寿险需求不足仍是不够的。目前我国保障性保险保费增长率也还远未达到模型中显示应该能够达到的增长速度。

综合分析影响我国保险需求的其他因素，上述现象的原因之一是目前我国消费者的保险决策行为可能仍是非理性的，或者说，消费者对其面临的保险风险尚未能有清楚的认识，也就没有按照本文模型中的方法选择投保比例。消费者保险意识淡薄，并不了解自身的保险需求；原因之二是我国消费者实际的保险风险厌恶程度可能非常小。考虑到我国城镇居民已经得到了社会保险等社会保障，农村居民则传统上有养儿防老，及当主要劳力死亡时依靠家族和集体救助等习惯。我国居民对保险风险的规避需求和厌恶程度可能没有西方发达国家那么大，由此也会导致我国保障性寿险需求不足的现象；原因之三是目前我国保险公司的服务质量尚不能完全适应市场发展的需求，特别

是部分代理人的不轨行为影响了保险行业的声誉。我国保险公司在经营理念上还不够重视挖掘保险的基本职能，往往满足于靠扩大保险规模来“做大做强”。这些都不利于保险市场的长远健康发展，并给保险需求的持续增长带来隐患。

五、结　　论

本文通过建立描述寿险购买决策的动态连续时间模型，对我国目前寿险需求不足的现象给出了一种经济学分析。分析结果显示，在假设保险风险和市场风险不相关，并且不考虑保险公司和投保人之间的信息不对称及满足其他一些假定条件时，个体购买保险的决策和其股票及债券投资组合的决策是不相关的；个体的财富也不影响其购买保险的比例；人寿保险和年金保险购买的最优比例和保险产品的附加保费因子、个体的风险厌恶程度、个体面临的风险大小（包括其死亡和生存概率及相应的损失金额）之间有一定的函数关系。附加因子越大，风险厌恶程度越高，个体购买的保险越少。其他条件不变时，随着年龄的增大，模型分析显示个体的最优保险比例反而越小。原因是因为我们假定了保费是保单精算价值加上一定比例确定的，当保费大于保单精算价值时，购买太多保险可能不是最优的。

本文对我国保险市场保险产品的实证分析显示，目前我国各家保险公司的人寿保险（死亡险）的附加费用因子的变化范围为 10%—30%，年金类保险（生存险）的附加费用因子的变化范围为 8%—15%。在此基础上对投保比例的研究在某种程度上解释了我国目前寿险需求不足的现象。但数据分析的结果尚未能完全解释保障保险不足的现实，本文从非理性行为、传统伦理的影响以及保险服务质量不足等三方面给出了可能的一些解释原因。随着社会的不断发展和我国社会保障制度改革的不断深化，以及我国城市化、工业化和居民教育水平的提高，这些原因中的许多因素正在发生根本性的变化。按照本文模型中的分析，未来我国仍有非常强劲的寿险保障性需求。这就要求保险监管机构、商业机构、教育机构及媒体等在我国居民中进一步宣传保险理论知识，保险公司和中介机构要改变片面追求业务扩张的经营理念，在服务质量和内部管理上下工夫，通过增强分析和管理保险风险的能力来提高公司的竞争优势。随着上述保险环境的不断改善，我国未来的寿险市场前景光明，寿险保费收入也将恢复甚至超过过去的高速增长率。同时保险产品结构也将更加合理，从而更好地实现保障我国居民面临的生存、死亡、疾病和发生意外等风险的人身保险的基本职能，为我国的社会主义市场经济作出应有的贡献。

本文的研究是建立在一些理想化的假设上的，比如我们没有考虑利率的随机变化和通货膨胀的影响；我们假定了保险风险和市场风险不相关；我们的模型中仅考虑了定期死亡保险和生存保险这两种最简单的保险需求分析。虽然传统保险产品都可由这两种基本保险组合得到，但更有意思的问题是如

何分析投资型保险产品如分红保险等的市场需求。在本文的分析框架中，由于我们假定了消费者个体的投资选择机会和保险公司的相同，个体对是否交由保险公司安排其财富投资组合的选择应该是没有偏好的。但如果保险公司的投资回报率高于个体能够实现的投资回报率，个体选择投资型保险产品显然是有利的，如何分析这种情况下的投资型保险需求，以及研究投保决策与储蓄、投资、劳动供给等的相互关系并讨论其如何影响宏观经济等都是很有意思的选题。这些都留待未来的后续研究。

参 考 文 献

[1] Ando，A.，and F. Modigliani，“The Life Cycle Hypothesis of Saving”，*American Economic Review*，1963，53(1)，55—74.

[2] Arrow，K.，*Essays in the Theory of Risk Bearing*. Chicago：Markham Publishing Co.，1971.

[3] Arrow，K.，and R. Lind，“Uncertainty and the Evaluation of Public Investment Decisions”，*American Economic Review*，1970，60(2)，364—368.

[4] Bowers，N. L.，H. Gerber，J. Hickman，D. Jones and C. Nesbitt，*Actuarial Mathematics*，working paper，Society of Actuaries，Itasca，1986.

[5] **陈文辉**，《2004 **中国人身保险发展报告**》。**北京**：**中国财政经济出版社**，2004 **年**。

[6] Merton，R. C.，“Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model”，*Journal of Economic Theory*，1971，3，373—413.

[7] Mossin，J.，“Aspects of Rational Insurance Purchasing”，*Journal of Political Economy*，1968，76(4)，553—568.

[8] Young，V. R.，and T. Zariphopoulou，“Pricing Dynamic Insurance Risks Using the Principle of Equivalent Utility”，*Scandinavian Actuarial Journal*，2002，4，246—279.

Demand for Life Insurance in a Continuous-time Model and An Empirical Application to China's Life Insurance Market

Wenge Zhu

(*Shanghai University of Finance and Economics*)

Abstract With China's life insurance market as background，we propose a dynamic continuous-time model to describe individual optimal life insurance strategy. Numerical Simulation shows that the premium loading factor of life insurance contracts may dramatically affect the optimal strategy of insurance purchasing. We make use of a database from the Chinese market to calibrate our model and show that，although our model does help explain the paucity of demand for life insurance in China，there is still a huge growth potential for China's life insurance market. We conclude with some policy suggestions and topics for future research.

JEL Classification G11，G22，J17