

Cyclical Fluctuations and Nonlinear Dynamics of China Insurance Development

XU Li^{1,2}, YIN Jing¹

¹Department of Finance, School of Economics, Xiamen University, Xiamen, China, 361005

²Fujian Key Laboratory of Statistical Sciences, Xiamen University, Xiamen, China, 361005

Abstract: This Paper studies the cyclical fluctuations of China insurance development using CF filter. Results show that China insurance cycle is pro-cyclical with macroeconomic cycle while duration of life insurance cycle is longer than nonlife insurance cycle together with larger volatility and persistence. Then we introduce STECM to examine the nonlinear, discontinuous, and time-varying adjustment speed between China insurance development cyclical fluctuations and impact factors. We find that not only nonlinear adjustment speeds of nonlife and life insurance markets are different, the adjustment direction of two regimes for nonlife and life insurance markets are also different.

Keywords: Insurance development; cyclical fluctuations; nonlinear dynamics

I.引言

改革开放以来,我国保险业从无到有,从小到大,发展速度世界瞩目。保险业在高速增长的同时,其发展的波动性也开始为学者关注。类似于经济增长的波动,保险业发展的波动也呈现明显的周期特征。早期的有关保险发展周期波动的文献主要针对美国市场。研究运用二阶自回归模型发现,除了航空险和非机动车辆保险财产损失责任险以外,美国产险业的其他险种均存在承保周期,其周期为5到11年之间,产险业整体的周期为6.06年(Venezian, 1985)。Cummins和Outreville(1987)把研究扩展到多国保险市场,发现在所研究的13个国家中,有10个国家存在承保周期现象,其周期长度从4.69到8.23年不等。后来的文献也都基本上认可了承保周期的存在,尤其是在非寿险领域(如Lamm-Tennant和Weiss, 1997)。与此同时,学者们也对造成承保周期的原因从理论上进行了解释。这些理论或假说包括非理性定价(Venezian, 1985),资本约束(Gron, 1994),制度性因素(Cummins和Outreville, 1987; Lamm-Tennant和Weiss, 1997),利率波动(Doherty and Garven, 1992)和股市波动(Cummins and Nye)等。

实证方面, Fung等(1998)在总结承保周期基本假说的基础上采用保险行业和险种的数据里利用向量自回归模型检验了美国财产-责任保险承保周期的原因,得出预期的不确定性可以解释保费收入预测误差的重要部分,不同险种的承保周期原因不同:投资收益一般对

长尾险比对短尾险更重要。Chen等(1999)研究发现新兴保险市场承保周期波动主要与这些国家的经济增长速度相关,而与股票市场和利率的波动几乎无关。Grossman和Ginburg(2004)认为健康保险周期是受保险人激烈竞争的影响。利润吸引了行业进入者,竞争迫使市场中的已存在的保险人降低费率以保持市场份额。Rosenblatt(2004)也认为健康计划管理者可能已经将增长目标置于利润目标之上,当增长速度下降时,通过价格竞争增加保费规模,而导致承保周期。Born和Santeree(2007)研究了1960至2004年美国健康险的承保周期,表明偿付能力约束、利率波动和理性预期假说与机构干预可以解释健康险市场承保周期的波动。研究也发现承保周期与利率周期具有相关性(Doherty和Kang, 1988),认为利率在一定程度上可以解释保费的波动(Fung等, 1998)。之后学者对承保周期与股市波动的相关性也进行了实证研究(如Cummins和Nye(1980), Lamm和Weiss(1997))。Blondeau(2001)利用VAR协整分析,发现非寿险保费收入与长期利率、股票市场收益率之间具有长期相关性。

近些年来承保周期现象也受到国内学者的关注。如王波、史安娜(2006)选取我国保险产业22年的相关年度数据,用二阶自回归模型检验我国保险市场承保周期的存在与否,实证表明我国非寿险市场的承保周期规律尚未显露在主要险种中,机动车辆保险的承保周期约为6年。但方法不足之处在于没有对赔付率数据做平稳性检验,而是直接套用最小二乘法建模,信服力受到质疑。胡三明和吴洪(2007)用

1985年至2004年的数据证明国内车险市场存在承保周期,且仅与真实GDP有关。张琳、朱园丽(2009)通过构造一个包含多个变量的回归模型来检验各种因素对保费变动的的影响,结果表明滞后损失率和滞后保费增长率对当期保费增长影响非常显著,滞后损失增长率对当期保费增长率影响不显著,在我国机动车辆保险中,宏观经济因素包括利率和GDP对保费增长率的影响很小。冀玉娜、郑海涛(2009)采用二阶自回归模型和谱分析法两种方法来检验中国整个非寿险市场是否存在承保周期现象,并认为中国非寿险市场确实存在承保周期,且存在12.5年~16.7年的长承保周期和5.6年左右的中周期。李心愉、李杰(2010)采用CF滤波法对我国1980年至2008年的非寿险市场承保赔付率进行研究,发现我国非寿险市场存在着承保周期现象,周期长度为4~5年不等。非寿险赔付率(承保利润)波动与利率、股票指数波动关系不显著。认为制度冲击假说和经济周期假说适用于解释我国承保周期现象,而非理性定价假说和承保力约束假说对我国承保周期现象的解释力不充分。王丽珍、李秀芳、郭思文(2010)通过对真实GDP、HHI(赫尔芬达—赫希曼指数)、政策性因素长期和短期影响等进行回归分析,综合考察我国非寿险业承保利润的变化,发现经济周期是造成承保利润周期的主要原因,我国市场结构变化的加速与监管制度的阶段性实施,也对承保利润的周期性起到了推波助澜的作用。孙祁祥、郑伟、肖志光(2011)将经济周期的研究方法运用于保险周期研究中,并用CF滤波法测算出1980年-2008年间,保险业经历了6个保险周期。寿险业的波动幅度远远大于非寿险业,两者周期成分的粘性也存在明显差异,寿险业的波动与前期波动高度正相关,而非寿险业则高度负相关。研究还表明,新兴市场国家和工业化国家保险周期的特征及影响因素存在显著差异,前者波动幅度加大,主要受经济周期的影响,后者则主要取决于微观市场环境的变化。熊海帆、卓志、王威明(2011)将保险行业指标作为因变量,各宏观经济指标作为自变量而建立回归方程,找寻保险经营和宏观经济发展可能存在的协整关系。研究发现,保险行业运行状况与宏观经济走势长期一致,从而间接证明存在保险周期。韩晓峰、陈诚(2011),以支出法来衡量保险业的发展,将保险业产出计算为

各项赔款、营业费用以及投资支出的总和。运用HP滤波法测得中国保险周期为5~7年。吴洪(2011)将保险波动关系解构为保险数量波动和保险质量波动,保险数量波动反映了保险规模增长的波动情况,而保险质量波动则反映承保质量波动情况,并构建保险数量波动模型和保险质量波动模型,研究保险波动与宏观经济波动的相依关系。

上述文献表明:我国保险发展波动也具有明显的周期性,但既有的研究更多的使用线性模型来研究波动周期的产生原因,不能充分刻画周期波动的动态过程。Anderson(1997)和Michael et al.(1997)研究表明存在交易费用的情况下,用门限类非线性模型来刻画金融资产的动态调整更恰当。非线性模型的优势得到了大部分学者的认同,这主要是因为现实中投资者期望的差异性、交易费用的存在及从众行为等,会对变量间的动态调整产生非线性的、非连续的、非对称的、且以时变的速率调整的影响。在保险市场上,对于投保人而言当其面临利率和股价的变动时,在存在相关交易成本的情况,很难让所有的投保人有相同的行为。同样的,当保险人在面临利率和股价的变动时,保险人的经营成本和投资收益都会发生变化,保险人的行为也不可能一致,且对于利率及股价偏离均衡状态的情况不同,保险人所表现出的成本行为也必然不一致。近年来,国外学者开始引入非线性方法研究保险发展波动的原因,如Jawadi、Bruneau和Sghaier(2009)运用STECM模型对包括英美在内的五个发达国家的非寿险保费收入、利率和股票价格之间长期和短期关系进行研究,表明非寿险保险收入与金融市场之间存在非线性协整关系。因此,本文拟沿用Jawadi等(2009)的模型对我国保险发展的波动性进行研究,以刻画中国保险发展周期波动与其影响因子波动之间非线性的、非连续性的、速率时变的动态调整过程。

II. 中国保险发展波动的周期性

A. 滤波法

滤波法指的是,用合适的滤波算子,剔除一组由无数条不同频率、不同相位、不同振幅的波形组成的时间序列中的随机扰动部分、长

期趋势部分，从而得出实际周期波动部分的方法。

滤波法是现阶段在一组时间序列中提取周期成分的最常用的方法。代表性的滤波法有 HP 滤波、BK 滤波（部分文献称 BP 滤波）和 CF 滤波。不同的滤波技术有不同的特性，适合于不同的样本背景。HP 滤波可以看做一个近似的高通滤波器（High-Pass Filter），即 HP 滤波法在提取周期成分时，HP 滤波作为一个近似的 High-Pass 滤波，会遗漏高频的不规则扰动。BK 滤波法由 Baxter 和 King（1999）提出，BK 滤波法能够有效克服 HP 滤波法遗漏高频的不规则扰动的劣势，在季度或者更高频率的数据方面更有优势。CF 滤波由 Christiano 和 Fitzgerald（1999, 2003）提出，与 HP 滤波和 BK 滤波相比，CF 滤波的最大特点是比较灵活，不但能够对不同性质的时间序列采用不同的滤波公式，而且在同一时间序列不同时点的估计上也选取不同的截断和权重。

综合比较以上三种滤波方法，HP 滤波是高频滤波法的一种，滤波结果放过了很多无为信息；BK 滤波、CF 滤波都是带通滤波，带通滤波（Band-Pass filter，即 BP 滤波法），只放过目标信息，并滤去无效内容，所以是最优的。CF 滤波放弃了 BK 滤波的平稳性和对称性假设，BK 滤波可以看作是 CF 滤波的一种特殊情况。我们认为，CF 滤波更灵活，优势明显，可以根据研究的需要提取特定频率或波长的周期成分。我们选择 CF 滤波法来测算中国寿险市场和非寿险市场的保险周期长度，并计算保险周期的波动幅度和粘性。

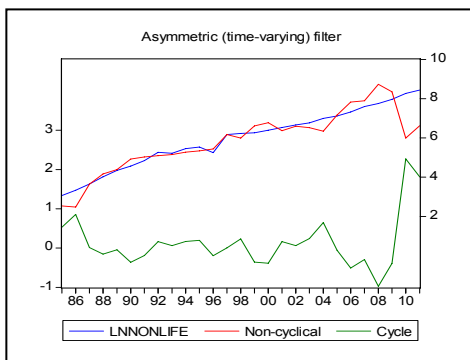


图 1 中国非寿险市场 CF 滤波结果

B. 数据说明和 CF 滤波结果

本文选用 1985 年至 2011 年我国非寿险、寿险市场保费收入的年度数据，数据来源于中国

金融年鉴、中国保险年鉴，对所有数据进行数字化平滑处理，之后进行 CF（2，8）滤波处理，得到我国非寿险和寿险市场保费收入的 CF 滤波结果。如图 1 和图 2 所示。

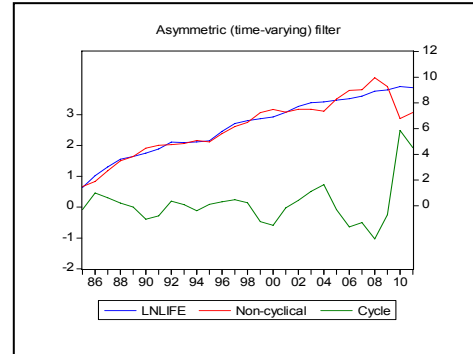


图 2 中国寿险市场 CF 滤波结果

常见的周期研究基本内容包括周期长度、周期波动幅度、周期粘性等的研究。周期长度（Duration），指的是每个周期的平均时间，判断周期长度的方法有“谷-谷”法等。周期性波动的频率（Frequency），等于时间序列长度除以经历的周期个数。周期时间越长，则周期性波动的频率越低。波动幅度（Volatility）是去趋势化后数据的标准差，它反映了波动幅度。数值越大，表明波动幅度越大。粘性（Persistence）是去趋势化后数据的一阶自相关，它表示的是前一期波动对当期波动影响的强度。该系数的符号代表影响的方向，若为负，则表明前一期波动对当期波动产生负面影响，反之亦然。此外，绝对值越大，表明影响强度越大。

我们通过“谷-谷”法确定 1985 年至 2011 年间，中国非寿险市场的保险周期个数约 5 个，周期平均长度约为 5.4 年。而中国寿险市场的保险周期个数约 4 个，周期平均长度约为 6.75 年。再次，我们对周期成分数据进行测试，中国非寿险市场保险周期的波动幅度为 0.67、粘性为 0.53。而中国寿险市场保险周期的波动幅度为 0.81、粘性为 0.61。

比较中国非寿险、寿险市场的保险周期特点，可以发现，中国寿险市场的保险周期较非寿险市场长，波动幅度、周期粘性也更大。我们认为非寿险、寿险市场的不同经营性质是造成这一现象的主要原因。非寿险市场，承保的是财产、责任等损失风险，合约期限多为一年，一年一保，因承保物质财产损失风险，受

到宏观经济影响（宏观经济投资等）反应更快；而寿险市场，承保的人身风险，经营周期长，一保多年，一人可多保，受到居民可支配收入影响更大，工资刚性将宏观经济影响因素弱化。因此，寿险市场保险周期较非寿险市场长。此外，寿险保费收入的波动受上一期波动影响较非寿险强烈，寿险市场发展较非寿险更具有弹性，寿险市场的保险周期波动更大。

周期波动可能产生的协整关系，在此基础上估计协整方程和 LECM 模型。

首先，我们仍用 CF (2, 8) 滤波法，对 GDP、利率、股指、固定资产投资总额、货币投放量、居民可支配收入各候选变量去趋势化。其次，考虑到各解释变量之间本就有着复杂的关联性，我们将采用剔除共线性变量，保留使模型估计结果最优的变量，再进行协整关系检验，以及协整方程和 LECM 模型的估计。

受限于中国股票市场发展时间尚短等因素的影响，我们选用 1992 年至 2011 年中国非寿险市场、寿险市场保费收入，GDP、利率（以银行一年期存款利率水平代表）、股指、固定资产投资总额、货币投放量、居民可支配收入（以城镇居民可支配收入代表）各年度数据，将各变量对数化平滑处理，并同样用 CF (2, 8) 滤波法将各候选因子的波动部分提取出来，并分别用 Lngdp_CF、Lnrate_CF、Lnstock_CF、Lndl_CF、Lninvest_CF、

III. 中国保险发展的周期波动因素分析

A. 候选变量选择 and 数据处理

接下来本文分析影响中国保险发展的周期波动的因素。根据既有研究，我们选取 GDP、利率、股指、固定资产投资总额、货币投放量、居民可支配收入等作为候选变量，考察各候选变量波动与中国保险发展的 Lnpi_CF 表示。数据来源于中国金融年鉴，Wind 数据库。

B. 单位根检验和 OLS 模型估计

考虑到每个变量并不一定都存在同阶单整，各解释因子之间也存在复杂的关联关系。如果将所有的候选因子都纳入协整关系研究中，那么可能出现两种情况，一是因子间的共线性导致统计量不显著，二是变量间的协整关系不存在。因此，我们从两方面对中国保险发展的周期波动候选因子进行选择：一是单位根检验，是否满足同阶单整要求；二是在 OLS 模型初步估计的结果中是否显著。

我们对各候选变量分别用 ADF 检验和 PP 检验法进行单位根检验。各变量单位根检验结果见表 1。从各候选变量单位根检验结果，我们发现各变量均是非平稳的，但在一阶差分后能够保持平稳，满足了协整关系研究的前提条件。

表 1 各候选变量单位根检验结果

Series	ADF 检验			PP 检验		
	ADF 检验值	临界值	是否平稳	PP 检验值	临界值	是否平稳
Lnlife_CF	-3.401734	-4.886426	否	-2.911931	-3.886751	否
Δ	-4.727122	-4.800080	是	-10.52572	-4.667883	是
Lnnonlife_CF	-0.403090	-3.959148	否	1.382132	-3.886751	否
Δ	-6.032232	-4.728363	是	-14.18256	-4.667883	是
Lngdp_CF	0.660161	-3.886751	否	0.515321	-3.886751	否
Δ	-2.921257**	-2.701103	是	-5.887760	-4.667883	是
Lnrate_CF	-1.049876	-4.616209	否	-1.049876	-4.616209	否
Δ	-4.008389*	-3.733200	是	-4.008389*	-3.733200	是
Lnstock_CF	-2.134095	-3.886791	否	-2.007306	-3.886751	否
Δ	-4.323089*	-3.759743	是	-10.34302	-4.667883	是
Lndl_CF	-2.005970	-4.616209	否	-2.327425	-4.616209	否
Δ	-3.986232*	-3.733200	是	-4.935459	-4.667883	是
Lninvest_CF	-4.387526	-4.800080	否	-1.109927	-4.616209	否
Δ	-3.634213	-3.362984	是	-7.389895	-4.667883	是
Lnpi_CF	-2.005970	-4.616209	否	-2.327425	-4.616209	否
Δ	-3.986432*	-3.733200	是	-4.935459	-4.667883	是

注：*表示在 5%的置信水平下平稳，**表示在 10%的置信水平下平稳，其他则表示在 1%的置信水平下平稳。

单位根检验的结果，并没有令我们剔除不符合条件的解释变量。为了进一步优化解释变量确定变量间协整关系。我们将被解释变量、各候选解释变量进行普通 OLS 模型初步估计；并以此为基础剔除存在共线性、对模型估计结果产生影响的因子，具体结果见表 2。

结果表明，Lngdp_CF、Lndl_CF、Lninvest_CF、Lnpi_CF 存在严重的共线性，四个变量中仅保留 Lnpi_CF 变量，对模型估计最优。而 Lnstock_CF 对 Lnlife_CF、Lnnonlife_CF 的解释能力不明显，而 Lnrate_CF 对 Lnlife_CF 具有强解释力，而对 Lnnonlife_CF 具有弱解释能力。

表 3 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合 JJ 检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.894471	45.27999	29.79707	0.0004
At most 1	0.346055	9.299642	15.49471	0.3384
At most 2	0.144865	2.503935	3.841466	0.1136

表 4 Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合 JJ 检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.931460	68.35713	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.760962	25.47164	15.49471	0.0012
At most 2	0.148575	2.573509	3.841466	0.1087

根据 JJ 检验结果，Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合之间在 5%的置信水平上，至少存在 1 个协整关系；而 Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合之间在 5%的置信水平上，至少存在 2 个协整关系。

我们对 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合，Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合，Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合的 OLS 估计结果是协整方程，并估计 LECM 模型。

我们对挑选出的因子与被解释变量组合，构成 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合，Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合。在下文中，我们将对这两个组合进行协整关系检验、协整方程和 LECM 模型估计。

C. 协整关系检验和模型估计

我们将 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合，Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合，并进行 JJ 检验。JJ 检验结果见表 3、表 4，分别给出了迹统计量和最大特征根统计量。

EG 两步法协整检验步骤如下：首先对 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1,t} + \alpha_2 X_{2,t} + z_t$ 进行拟合回归；其次，检验 z_t 平稳性，只有当 z_t 平稳时，才能说明变量之间存在协整关系。

首先对 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1,t} + \alpha_2 X_{2,t} + z_t$ 进行拟合回归

D. 中国非寿险市场保险周期波动因素分析

根据上文因子的选择，对中国非寿险市场保险周期波动具有解释力的因子有居民可支配收入、利率。我们首先估计介绍中国非寿险市

场保险周期波动因素的 OLS 模型，并对 z_t 进行单位根检验，见表 5。

$$\ln nonlife_CF_t = -0.01 + 0.90 \ln pi_CF_t - 0.61 \ln rate_CF_t + z_t$$

t-Statistic	16.77	-2.51
Prob.	0.0000	0.0243

(1)

表 5 中国非寿险市场保险周期波动因素 OLS 模型的 z_t 单位根检验

Series	ADF 检验			PP 检验		
	ADF 检验值	临界值	是否平稳	PP 检验值	临界值	是否平稳
z_t	-4.977014	-3.920350	是	-7.504978	-3.886751	是

从中国非寿险市场保险周期波动因素 OLS 模型的 z_t 单位根检验结果来看， z_t 是平稳的，即通过 EG 两步法的协整关系检验。我们可以将方程（1）视作 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合的协整方程，即代表了 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 组合的长期均衡关系。如果变量在某时期受到干扰后偏离其长期均衡点，则均衡机制将会在下一期

进行调整以使其重新回到均衡状态，而 LECM 模型刻画了短期非均衡状态向长期均衡状态调整的线性的、对称的方式。

我们以稳定的时间序列 z_t 作为误差修正项，估计中国非寿险市场保险周期波动因素的 LECM 模型，剔除不显著变量后，得到方程（2）。

$$\Delta \ln nonlife_CF_t = 0.01 + 0.87 \Delta \ln pi_CF_t - 0.33 \Delta \ln rate_CF_t - 1.2 ECM_{t-1} + \mu_t$$

t-Statistic	15.38	-2.51	-4.67
Prob.	0.000	0.040	0.001

(2)

从 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 的长期均衡关系来看（详见方程（1）），居民可支配收入波动、利率波动对中国非寿险市场保险周期波动具有足够的解释力。居民可支配收入的增加、利率水平的降低，能够拉动中国非寿险市场保险周期的上升趋势；而居民可支配收入的降低、利率水平的走高，则会打压中国非寿险市场保险周期的上升。Lnnonlife_CF

关于 Lnpi_CF 的长期变化比率 0.9，而关于 Lnrate_CF 的长期变化比率-0.61。

从 Lnnonlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 的短期修正均衡关系来看（详见方程（2）），非寿险市场的保险周期波动的调整，由两部分组成：一部分由短期波动决定（ $\Delta \ln pi_CF_t$ 、 $\Delta \ln rate_CF_t$ ），另一部分由长期均衡误差修正项决定（ ECM_{t-1} ）。 ECM_{t-1} 的系数为-1.2，

那么当短期波动偏离长期均衡时，将以-1.2的调整速度（或力度）非均衡状态拉回到均衡状态。

同样的，从上文因子的选择结果看来，对中国寿险市场保险周期波动具有解释力的因子有居民可支配收入和利率。

E. 中国寿险市场保险周期波动因素分析

方程式（3）是中国寿险市场保险周期波动因素的 OLS 模型估计结果，我们对 z_t 进行单位根检验，见表 6。

$$\ln life_CF_t = 1.01 \ln pi_CF_t - 1.22 \ln rate_CF_t + z_t$$

t-Statistic	13.71	-3.61
Prob.	0.0000	0.0026

(3)

表 6 中国寿险市场保险周期波动因素 OLS 模型的 z_t 单位根检验

Series	ADF 检验			PP 检验		
	ADF 检验值	临界值	是否平稳	PP 检验值	临界值	是否平稳

z_t	-3.993500	-3.886751	是	-7.504978	3.886751	是
$\Delta \ln life_CF_t = 0.01 + 0.97\Delta \ln pi_CF_t - 0.89\Delta \ln rate_CF_t - 0.58ECM_{t-1} + \mu_t$						
t -Statistic	10.89			-2.61		-1.92
Prob.	0.000		0.021		0.067	(4)

从 Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 的长期均衡关系来看（详见方程（3）），居民可支配收入波动、利率波动对中国寿险市场保险周期波动具有足够的解释力。居民可支配收入的增加、利率水平的降低，能够拉动中国寿险市场保险周期的上升趋势；而居民可支配收入的降低、利率水平的走高，则会打压中国非寿险市场保险周期的上升。Lnnonlife_CF 关于 Lnpi_CF 的长期变化比率 1.01，而关于 Lnrate_CF 的长期变化比率-1.22。

从 Lnlife_CF、Lnpi_CF、Lnrate_CF 的短期修正均衡关系来看（详见方程（4）），寿险市场的保险周期波动的调整，亦有两部分组成：一部分由短期波动决定（ $\Delta \ln pi_CF_t$ 、 $\Delta \ln rate_CF_t$ ），另一部分由长期均衡误差修正项决定（ ECM_{t-1} ）。 ECM_{t-1} 的系数为-0.58，那么当短期波动偏离长期均衡时，将以-0.58 的

调整速度（或力度）非均衡状态拉回到均衡状态。

F. 中国非寿险、寿险市场波动因素比较

从中国非寿险、寿险市场保险周期波动与其因子波动的长期均衡关系来看，Lnpi_CF、Lnrate_CF 对 Lnnonlife_CF、Lnlife_CF 的影响方向一致，但影响力度不同，见表 7。

长期均衡关系上，中国非寿险、寿险市场的保险周期波动与居民可支配收入波动情况一致，当居民可支配收入的增加，中国非寿险、寿险市场的保险周期均处于上升期，且寿险市场的保险周期波动受到的影响较非寿险市场更大。然而，中国非寿险、寿险市场的保险周期波动与利率水平波动情况相反，当利率水平的增加，中国非寿险、寿险市场的保险周期均处于下降期，且寿险市场的保险周期波动受到的影响较非寿险市场更大。

表 7 中国非寿险、寿险市场波动的长期均衡状态比较

	Lnpi_CF	Lnrate_CF
Lnnonlife_CF	0.9	-0.61
Lnlife_CF	1.01	-1.22

短期修正均衡关系上，中国非寿险、寿险市场的保险周期波动的调整，均有两部分组成：一部分由短期波动决定（ $\Delta \ln pi_CF_t$ 、 $\Delta \ln rate_CF_t$ ），另一部分由长期均衡误差修正项决定（ ECM_{t-1} ）。短期波动以长期关系为指导， $\Delta Lnnonlife_CF$ 、 $\Delta Lnlife_CF$ 与 $\Delta Lnpi_CF$ 变动方向相同，与 $\Delta Lnrate_CF$ 变动方向相反；且 $\Delta Lnlife_CF$ 受到两者的影响较 $\Delta Lnnonlife_CF$ 更大。

长期均衡误差修正项（ ECM_{t-1} ）的系数，是短期波动偏离长期均衡时，非均衡状态拉回到均衡状态的调整速度（或力度）。从计量结果看，中国非寿险市场的保险周期波动从非均衡状态向均衡状态的调整速度高于中国寿险市场。考虑到非寿险与寿险不同的经营特点，我们认为非寿险业务一年一保，周期短，较之经营年限较长的寿险，其受宏观经济因素影响更为敏感，则中国非寿险市场的保险周期波动从短期波动向长期均衡调整的速度更快。

表 8 中国非寿险、寿险市场波动的短期修正状态比较

	$\Delta Lnpi_CF$	$\Delta Lnrate_CF$	ECM_{t-1}
$\Delta Lnnonlife_CF$	0.87	-0.33	-1.2
$\Delta Lnlife_CF$	0.97	-0.89	-0.58

IV. 中国保险发展周期波动的非线性动态调整

前面我们研究了非寿险、寿险市场的保险周期波动与其影响因子波动之间的长期均衡关系和短期动态修正关系。然而, Taylor and Sarno (2001) 认为 LECM 模型并不能完全地表示变量由短期波动偏离向长期均衡调整的过程, 因为 LECM 模型要求变量间的动态调整必须是线性的、连续性的、且以常数速率调整的。事实上, 变量间的动态调整可能是非线性的、非连续性的、速率时变调整的。为了进一步分析, 中国保险发展的周期波动的非线性动态调整, 本文以中国保险发展的周期波动的长期均衡关系为基础, 对动态调整进行

$$\Delta Y_t = \theta_0 + \rho_1 \hat{z}_{t-1} + \rho_2 \hat{z}_{t-1} \times F(z_{t-d}, \gamma, c) + \sum_{i=1}^p \theta_{1,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^p \theta_{2,j} \Delta X_{1,t-j} + \sum_{l=0}^p \theta_{3,l} \Delta X_{2,t-l} + \varepsilon_t$$

转换函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 的分布可以刻画动态调整的非对称性, c 是门限参数, γ 是转换速率, 要求 $\gamma > 0$, z_{t-d} 是转换变量, 是导致 ΔY_t 由一种变化转换为另一种变化的变量。转换函数有指数和对数两种, 即 ESTECM (exponential STECM) 和 LSTECM (logistic STECM) 主要表达式如下:

$$\text{LSTECM 中}, F(z_{t-d}, \gamma, c) = [1 + \exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)\}]^{-1}$$

$$\text{ESTECM 中}, F(z_{t-d}, \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)^2\}$$

可以看出, 无论 ESTECM 还是 LSTECM, 均满足: γ 越大, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 越大, ΔY_t 变化的幅度越快。

在 LSTECM 中, 当 $z_{t-d} < c$ 时, e 的指数为正值, 所以, z_{t-d} 与 c 差距越大, e 的指数越大, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 越小, 当 z_{t-d} 与 c 差距非常大以至于指数趋于 $+\infty$, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 趋于 0。反之, 当 $z_{t-d} > c$ 时, e 的指数为负值, 所以, z_{t-d} 与 c 差距越大, e 的指数越小, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 越大, 当指数趋于 $-\infty$, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 趋于 1。而当 z_{t-d} 趋近于 c 时, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 越趋近于 0.5。所以, LSTECM 中, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 是取值在 (0, 1) 之间的函数, 且转换变量 z_{t-d} 在门限参数 c 附近取值时, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 为 0.5。

在 ESTECM 中, e 的指数总是为负, $-\exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)^2\}$ 总是为负。 z_{t-d} 与 c 差

非线性检验, 引进 STECM 模型, 刻画变量间非线性的、非连续性的、速率时变的动态调整过程。

A. STECM 模型

LECM 模型要求变量间的动态调整必须是线性的、连续性的、且以常数速率调整的。而 STECM 模型可以允许变量间的动态调整是非线性的、非连续的、非对称的、且以时变的速率调整, 其被认为是门限模型的一种。

STECM 是在 LECM 的基础上引入了转换函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 和 \hat{z}_{t-1} 的交乘项。 Jawadi (2006) 和 Prat (2008) 提出了 STECM, 两区制的 STECM 其表达式如下:

距越大, $-\exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)^2\}$ 越趋于 0, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 趋于 1。当转换变量 z_{t-d} 在门限参数 c 附近取值时, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 为 0。所以, ESTECM 中, $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 是取值在 [0, 1) 之间的函数。

从 LSTECM 和 ESTECM 的表达式我们可以看出, 他们的主要区别在于 LSTECM 侧重对转换变量与门限参数偏差的非线性调整的反映, 而 ESTECM 侧重于对转换变量与门限参数差距程度的非对称性的调整的反映, 即 ESTECM 中, 无论这样的差距是正还是负, 都会因为平方的存在而灭失, 只考虑两者差距程度问题, 进而探讨其动态调整过程。

显然, 在原有的 LECM 基础上加入非线性因素后, 序列的变化不再是线性的, 对称的, 恒定不变的。在 c 的前后, 数据的变化会显示出不同, 这也是 STECM 的本质特征。

两机制的 STECM 是变量间短期非线性的动态调整过程的刻画方程, 它将 STECM 的动态变化理解为以 ρ_1 来衡量的第一机制的动态变化, 与以 ρ_2 来衡量的第二机制的动态变化的总和。 ρ_1 是 \hat{z}_{t-1} 的系数; ρ_2 是 $\hat{z}_{t-1} F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 交乘项的系数。

B. STECM 模型中非线性波动调整的检验和转换变量的选择

正如上文所述, STECM 模型是在 LECM 的基础上加入了转换函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$, 且转

换函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 中的转换变量必然是原协整方程的残差或者滞后项 (z_t 、 z_{t-d})。

转换变量的加入使得变量间短期偏离均衡的状态向长期均衡状态靠拢的方式是非线性的、非对称性的、速率时变的。

Van Dijk and Franses (2000) 将变量间非线性关系的检验落在了考察“加入了转换函数的 STECM 模型估计结果是否能够强烈地表现出变量间短期修正关系的非线性特征”上。他

LM 统计量结果中, 能够最强烈地拒绝线性关系的 z_{t-d} 视为最优的转换变量。

Van Dijk and Franses (2000) 将变量间非线性关系的检验落在了考察“加入了转换函数的 STECM 模型估计结果是否能够强烈地表现出变量间短期修正关系的非线性特征”上。他们首先分别以 z_{t-1} 、 z_{t-2} 、 z_{t-3} 、 z_{t-4} 为转换变量构建了四个转换函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$, 以及四个不同的 STECM 模型。其次, 他们运用拉格朗日乘数法 (Lagrange Multiplier), 将 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 在 $\gamma = 0$ 处, 以泰勒公式展开, 根据 Teräsvirta (1994) 理论, 分别计算 LM1、LM2、LM3、LM4 统计量, 考察 LM 值是否能够强烈地拒绝线性关系的原假设 (即 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 前的系数为 0)。再次, 在 LM 统计量结果中, 能够最强烈地拒绝线性关系的 z_{t-d} 视为最优的转换变量。

此外, 在 STECM 转换函数的方程式形式的选择方面, Van Dijk et al.(2007), Jawadi(2006), 以及 Jawadi&Koubbaa(2007) 认为, LM1 和 LM3 能够检验 LSTECM 对非线性关系刻画的适用性, 而 LM2 和 LM4 则用以检验 ESTECM 对非线性关系的适用性, 哪类统计量的显著性更能够得到确认, 则哪类转换函数更适用。在确定了转换变量、转换函数方程式后, 利用格点搜索法求出 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 中的 γ, c 是最后一步。确定 γ, c 的准则是, γ, c

们首先分别以 z_{t-1} 、 z_{t-2} 、 z_{t-3} 、 z_{t-4} 为转换变量构建了四个转换函数 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$, 以及四个不同的 STECM 模型。其次, 他们运用拉格朗日乘数法 (Lagrange Multiplier), 将 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 在 $\gamma = 0$ 处, 以泰勒公式展开, 根据 Teräsvirta (1994) 理论, 分别计算 LM1、LM2、LM3、LM4 统计量, 考察 LM 值是否能够强烈地拒绝线性关系的原假设 (即 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 前的系数为 0)。再次, 在使得 STECM 模型估计结果最优。我们效仿 Van Dijk and Franses (2000), 按照以下三步骤对中国非寿险、寿险市场的保险周期波动调整的非线性进行实证研究: 第一步, 在原 LECM 中, 引入 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$, 分别以 z_{t-1} 、 z_{t-2} 、 z_{t-3} 、 z_{t-4} 为转换变量, 并分别将 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 在 $\gamma = 0$ 处, 以泰勒公式展开, 求出四种情况下的 LM1、LM2、LM3、LM4。第二步, 根据四种情况下的 LM1、LM2、LM3、LM4, 选择最优的转换变量, 转换方程的形式。第三步, 对确定的 STECM 模型用格点搜索法求出 γ, c , 求得最优的模型估计。

C. 中国保险发展周期波动的非线性动态调整分析

我们将按照 STECM 模型的三步骤对中国保险发展周期波动的非线性动态调整进行实证研究。

1) LM 统计量结果和最优转换变量、转换方程的选择

我们在原 LECM 模型中, 引入 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$, 分别以 z_{t-1} 、 z_{t-2} 、 z_{t-3} 、 z_{t-4} 为转换变量, 并分别将 $F(z_{t-d}, \gamma, c)$ 在 $\gamma = 0$ 处, 以泰勒公式展开, 求出四种情况下的 LM1、LM2、LM3、LM4, 中国非寿险、寿险市场波动保险周期波动调整的非线性检验结果分别见表 9、10。

表 9 中国非寿险市场波动保险周期波动调整的非线性检验

d	d=1	d=2	d=3	d=4
LM1	6.27	4.67	10.88	13.14
LM2	5.93	7.42	10.30	12.94
LM3	6.33	7.11	11.92	13.49
LM4	6.41	6.95	11.49	12.63

我们知道, LM 检验的阶数越大, 样本的自由度损失越多。比照卡方分布表, 以及表 9、10 的结果, 我们认为 LM2 的值最能够显著地

拒绝非寿险市场发展波动线性动态调整的原假设。此外, d=2 时的显著性大于其他。根据 Van Dijk et al. (2007), Jawadi(2006), 以

及 Jawadi&Koubbaa (2007), 显然, 用以刻画非寿险市场发展波动非线性动态调整的最优转

换变量是 z_{t-2} , 而转换方程应该选择 ESTECM。

表 10 中国寿险市场波动保险周期波动调整的非线性检验

d	d=1	d=2	d=3	d=4
LM1	5.68	4.57	9.63	11.77
LM2	5.59	4.37	10.36	11.12
LM3	9.00	4.21	10.80	12.23
LM4	8.53	5.60	10.08	11.53

然而, 在寿险市场发展波动的非线性动态调整的研究中, LM3 的值最能够显著地拒绝其线性动态调整的原假设, d=2 时的显著性同样大于其他, 那么用以刻画寿险市场发展波动非线性动态调整的最优转换变量是 z_{t-2} , 而转换方程应该选择 LSTECM。

2) 中国保险发展非线性动态调整的 STECM 模型估计

$$\Delta \ln \text{nonlife_}CF_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta \ln \text{pi_}CF_t + \beta_2 \Delta \ln \text{rate_}CF_t + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-1} \times F(z_{t-2}, \gamma, c) + \mu_t$$

并且, $F(z_{t-d}, \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)^2\}$, z_{t-2} 是估计的原协整方程残差的滞后二期。经过格点搜索, 当 $\gamma = 28, c = -0.02$ 时, $F(z_{t-2}, \gamma, c)$ 能够较好地反映中国非寿险市场的保险周期波动与其影响因子间短期动态均衡

根据上文中, 对中国非寿险、寿险市场发展的非线性动态调整的 STECM 模型的转换变量和转换函数的选择结果, 中国保险发展非线性动态调整的 STECM 模型估计结果如下。

中国非寿险市场保险周期波动的非线性动态调整的 STECM 模型, 最终形式确定为

向长期均衡靠拢的状态, STECM 模型估计结果最优。

中国非寿险市场保险周期波动调整的 STECM 模型, 实证估计结果如下:

$\Delta \ln \text{nonlife_}CF_t = 0.02 + 0.85 \Delta \ln \text{pi_}CF_t - 0.14 \Delta \ln \text{rate_}CF_t - 0.31 z_{t-1} - 1.33 z_{t-1} \times F(z_{t-2}, 28, -0.02) + \mu_t$				
<i>t</i> -statistic	14.87	2.85	2.74	2.97
Prob	0.00	0.06	0.07	0.05

对比中国非寿险市场保险周期波动的 STECM 与 LECM 模型, 我们发现两者代表长期均衡的解释变量的参数估计值差距不大, 但代表短期非均衡状态向长期均衡状态非线性调整的变量系数却发生了很大的改变。在 STECM 模型中, 以 $\rho_1 = -0.31$ 来衡量的第一机制的动态变化, 以 $\rho_2 = -1.33$ 来衡量的第二机制的动态变化, 两者的总和即为中国非寿险市场的保险周期波动的非线性动态调整过程, 是其从短期非均衡状态向长期均衡状态调整的过程。

中国寿险市场保险周期波动的非线性动态调整的 STECM 模型, 最终形式确定为

$$\Delta \ln \text{life_}CF_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta \ln \text{pi_}CF_t + \beta_2 \Delta \ln \text{rate_}CF_t + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-1} \times F(z_{t-2}, \gamma, c) + \mu_t$$

并且, $F(z_{t-d}, \gamma, c) = [1 + \exp\{-\gamma(z_{t-d} - c)\}]^{-1}$, z_{t-2} 是估计的原协整方程残差的滞后二期。经过格点搜索, 当 $\gamma = 15, c = 0.03$ 时, $F(z_{t-2}, \gamma, c)$ 能够较好地反映中国非寿险市场的保险周期波

动与其影响因子间短期动态均衡向长期均衡靠拢的状态, STECM 模型估计结果最优。

中国寿险市场保险周期波动调整的 STECM 模型, 实证估计结果如下:

$\Delta \ln \text{life_}CF_t = 0.04 + 0.93 \Delta \ln \text{pi_}CF_t - 0.7 \Delta \ln \text{rate_}CF_t + 0.17 z_{t-1} - 0.94 z_{t-1} \times F(z_{t-2}, 15, 0.03) + \mu_t$				
<i>t</i> -statistic	9.09	2.71	2.78	2.87
Prob	0.00	0.07	0.07	0.06

同样地，我们将描述中国寿险市场保险周期波动的 STECM 与 LECM 模型进行比较。从各解释变量系数来看，与中国寿险市场保险周期波动存在长期均衡关系的解释因子，在 STECM 模型和 LECM 模型中的估计值差距不大，但代表短期非均衡状态向长期均衡状态非线性调整的变量系数同样发生了很大的改变。

在寿险 STECM 模型中， $\rho_1 = 0.17$ 是来衡量的第一机制的动态变化，而 $\rho_2 = -0.94$ 是来衡量的第二机制的动态变化，两机制的调整方向是相反的，这与非寿险的 STECM 动态调整不同。两机制的总和代表了中国寿险市场的保险周期波动的非线性动态调整过程，是其从短期非均衡状态向长期均衡状态调整的过程。

通过上述研究，我们发现中国寿险、非寿险市场的保险周期波动的非线性调整状态的不同主要表现在三个方面：

一是两者适用的 STECM 模型的形式不同。根据 LM 检验，中国非寿险市场的保险周期波动从短期非均衡状态向长期均衡状态变化的非线性调整适用 ESTECM 模型，而中国寿险市场则适用 LSTECM。两模型的不同在于，LSTECM 反映出转换变量与门限参数偏差在非线性调整中的作用，而 ESTECM 反映了转换变量与门限参数差距程度对非对称性调整的作用。

二是中国非寿险、寿险市场的保险周期波动的非线性调整的速率不同。通过格点搜索法，我们发现中国非寿险市场的保险周期波动调整的速率是远大于寿险市场的。我们认为这一现象产生的原因，是非寿险市场的保险周期短，对于宏观经济变量带来的波动频繁，则对于短期偏离的收拢速度更快。

三是中国非寿险、寿险市场的两机制动态调整模型中的调整方向不同。在中国非寿险市场的两机制动态调整模型中，以 $\rho_1 = -0.31$ 来衡量的第一机制的动态变化，和以 $\rho_2 = -1.33$ 来衡量的第二机制的动态变化，具有相同的调整方向。而在中国非寿险市场的两机制动态调整模型中，以 $\rho_1 = 0.17$ 来衡量的第一机制的动态变化，与以 $\rho_2 = -0.94$ 来衡量的第二机制的动态变化，具有相反的调整方向。这也从另一个侧面，解释了为什么中国非寿险市场较寿险市场的保险周期波动的非线性调整速率更快。

V、结论

本文首先采用 CF 滤波法考察中国保险发展的周期波动，进而引进 STECM 模型，刻画中国保险发展周期波动与其影响因子波动之间非线性的、非连续性的、速率时变的动态调整过程。我们得出以下主要的研究结论：

(一) 中国非寿险市场的保险周期平均长度约 5.4 年，波动幅度为 0.67，粘性为 0.53。而中国寿险市场的保险周期平均长度约 6.75 年，波动幅度为 0.81，粘性为 0.61。比较中国非寿险、寿险市场的保险周期特点，可以发现，中国寿险市场的保险周期较非寿险市场长，波动幅度、周期粘性也更大。我们认为非寿险、寿险市场的不同经营性质是造成这一现象的主要原因。非寿险市场，承保的是财产、责任等损失风险，合约期限多为一年，一年一保，因其承保的是物质财产损失风险，那么受到宏观经济影响（宏观经济投资等）反应更快；而寿险市场，承保的人身风险，经营周期长，一保多年，一人可多保，受到居民可支配收入影响更大，工资刚性将宏观经济影响因素弱化。因此，寿险市场保险周期较非寿险市场长。此外，寿险保费收入的波动受上一期波动影响较非寿险强烈，寿险市场的保险周期较非寿险波动更大。

(二) 在对中国保险市场的保险周期波动因素研究中，我们发现 $\ln nonlife_CF$ 、 $\ln pi_CF$ 、 $\ln rate_CF$ 组合， $\ln life_CF$ 、 $\ln pi_CF$ 、 $\ln rate_CF$ 组合存在协整关系。协整方程所代表的长期均衡关系表明，中国非寿险、寿险市场的保险周期波动与居民可支配收入波动情况一致，而与利率变动情况相反。LECM 模型代表的短期修正均衡关系表明，中国非寿险、寿险市场的保险周期波动的调整，均由两部分组成：一部分由短期波动决定 ($\Delta \ln pi_CF_t$ 、 $\Delta \ln rate_CF$)，另一部分由长期均衡误差修正项决定 (ECM_{t-1})。短期波动以长期关系为指导， $\Delta \ln nonlife_CF$ 、 $\Delta \ln life_CF$ 与 $\Delta \ln pi_CF$ 变动方向相同，与 $\Delta \ln rate_CF$ 变动方向相反；且 $\Delta \ln life_CF$ 受到两者的影响较 $\Delta \ln nonlife_CF$ 更大。长期均衡误差修正项 (ECM_{t-1}) 的系数，是短期波动偏离长期均衡时，非均衡状态拉回到均衡状态的调整速度（或力度）。从计量结果看，中国非寿险市场的保险周期波动从非均衡状态向均衡状态调整的速度高于中国寿险市场。

(三) 在对中国保险市场保险周期波动调整的非线性研究中, 我们发现中国非寿险市场保险周期波动调整适用 ESTECM 模型, 而中国寿险市场则适用 LSTECM。两模型的不同在于, LSTECM 反映出转换变量与门限参数偏差在非线形调整中的作用, 而 ESTECM 反映了转换变量与门限参数差距程度对非对称性调整的作用。此外, 中国非寿险、寿险市场的保险周期波动的非线性调整的速率不同。通过格点搜索法, 我们发现中国非寿险市场的保险周期波动调整的速率是远大于寿险市场的。我们认为这一现象产生的原因, 是非寿险市场的保险周期短, 对于宏观经济变量带来的波动, 其短期偏离的收拢速度更快。最后, 中国非寿险、寿险市场的两机制动态调整模型中的调整方向不同。在中国非寿险市场的两机制动态调整模型中, 以 $\rho_1 = -0.31$ 来衡量的第一机制的动态变化, 和以 $\rho_2 = -1.33$ 来衡量的第二机制的动态变化, 具有相同的调整方向。而在中国非寿险市场的两机制动态调整模型中, 以 $\rho_1 = 0.17$ 来衡量的第一机制的动态变化, 与以 $\rho_2 = -0.94$ 来衡量的第二机制的动态变化, 具有相反的调整方向。这也从另一个侧面, 解释了为什么中国非寿险市场较寿险市场的保险周期波动的非线性调整速率更快。

参考文献:

- [1] Anderson, H. M. Transaction Costs and Nonlinear Adjustment Towards Equilibrium in the US Treasury Bill Market [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1997, 59 (4): 465-484.
- [2] Balke, N. S., and T. B. Fomby, Threshold Cointegration [J]. International Economic Review, 1997(38): 627-646.
- [3] Christiano, L. J., and T. J. Fitzgerald. The Band Pass Filter [J]. International Economic Review, 2003(44): 435-465.

- [4] Dick van Dijk, Timo Teräsvirta. Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments [R]. Econometric Institute Research Report. 2000.
- [5] Engle, R. F., and C. W. J. Granger, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 1987(2): 251-276.
- [6] Fredj Jawadi, Catherine Bruneau, Nadia Sghaier. Nonlinear Cointegration Relationships Between Non-life Insurance Premiums and Financial Markets [J]. *Journal of Risk and Insurance*. 2009(76): 753-783.
- [7] Outreville J. F. The Economic Significance of Insurance Markets in Developing Countries [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 1990b, 57(3): 487-498.
- [8] Outreville J. F. Life Insurance Markets in Developing Countries [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 1996, 63(2): 263-278.
- [9] Ralph A. Winter. The Dynamics of Competitive Insurance Markets [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 1994(4): 379-415.
- [10] Taylor, M. P., and L. Sarno, 2001, Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies: A Nonlinear Analysis, in: *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, (Berkeley, CA: Berkeley Electronic Press), 153-177.
- [11] 蔡秋杰. 保险供求互动关系的一般特征及其原因分析[J]. *江西财经大学学报*, 2005, (3): 33-37.
- [12] 陈昆亭, 周炎, 龚六堂. 中国经济周期波动特征分析: 滤波方法的应用[J]. *世界经济*, 2004, (10).
- [13] 陈磊, 张屹山. 我国转轨时期经济周期波动的谱分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2001, (1): 18-21.
- [14] 李谦. 论财产保险利润周期[J]. *上海保险*, 1996, (5): 10-13.
- [15] 孙祁祥, 郑伟, 肖志光. 经济周期与保险周期[J]. *数量经济技术经济研究*, 2011 (3): 3-20.
- [16] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]. *经济研究*, 1999 (10): 53-61.

中国保险发展的周期波动及非线性动态调整

许莉^{1, 2}, 殷婧¹

1. 厦门大学经济学院金融系, 中国厦门 361005,
2. 福建省统计科学重点实验室)

摘要: 本文首先采用 CF 滤波法考察中国保险发展的周期波动, 研究结果表明, 中国保险周期顺宏观经济周期, 但是寿险市场的保险周期较非寿险市场长, 波动幅度、周期粘性也更大; 进而本文引入 STECM 模型, 刻画中国保险发展周期波动与其影响因子波动之间非线性的、非连续性的、速率时变的动态调整过程。我们发现中国非寿险和寿险市场周期波动的非线性调整不仅速率不同, 两市场的两机制动态调整的调整方向也不同。

关键词: 保险发展; 周期波动; 非线性动态调整

表 2 各候选变量模型解释能力结果

解释变量 被解释变量	C	Lngdp_CF Prob.	Lnrate_CF Prob.	Lnstock_CF Prob.	Lndl_CF Prob.	Lninvest_CF Prob.	Lnpi_CF Prob.	Adjusted R- squared	F- statistic Prob(F- statistic)	D.W. 值
Lnlife_CF	0.00	0.78 (0.00)	-1.30 (0.00)	-	-	-	-	0.9555	183.41	1.29
	0.00	0.81 (0.00)	-1.25 (0.00)	-0.08 (0.74)	-	-	-	0.9526	115.06	1.32
	0.00	0.89 (0.00)	-1.42 (0.01)	-	-0.14 (0.85)	-	-	0.9534	116.98	1.33
	0.00	-0.61 (0.25)	-0.49 (0.27)	-	-	1.38 (0.02)	-	0.9689	177.61	1.70
	0.00	-6.41 (0.00)	-0.41 (0.23)	-	-	-	9.33 (0.00)	0.9782	256.35	2.72
	0.00	-	-1.22 (0.00)	-	-	-	1.01 (0.00)	0.9604	207.43	1.35
Lnnonlife_CF	- 0.01	1.36 (0.00)	-	-	-	-	-	0.9649	234.51	1.54
	- 0.00	0.69 (0.00)	-0.69 (0.02)	-	-	-	-	0.9752	334.78	2.37
	- 0.01	0.65 (0.00)	-	-0.10 (0.59)	-	-	-	0.9636	225.83	1.60
	- 0.01	0.49 (0.00)	-	-	0.15 (0.43)	-	-	0.9657	240.32	1.70
	- 0.00	-0.20 (0.49)	-	-	-	0.86 (0.01)	-	0.9765	354.02	2.27
	- 0.00	-4.46 (0.00)	-	-	-	-	6.67 (0.00)	0.9866	626.47	2.01
	0.00	-	-0.62 (0.02)	-	-	-	0.90 (0.00)	0.9782	382.86	2.39
	- 0.01	-	-	-	-	-	0.78 (0.00)	0.9711	571.27	1.58