

An Empirical Study on China's Growth of Property Insurance by Autoregressive Distributed Lag Model

Yu Jiamin

Institute of Insurance, Shanghai Finance University, Shanghai 201209, China

Abstract: This article builds an Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) on growth of property insurance premium. The growth of China's property insurance premium is empirically analyzed by Engle-Granger two-step method. The research shows that, the premium of property insurance and GDP is cointegrated, and new ARDL model has better goodness of fit and predictive ability than CLRM.

Key words: property insurance; Autoregressive Distributed Lag model; Error Correction Model; cointegration

一、 引言

国内外学者众多研究表明经济（GDP 或 GNP）增长是财产险保费增长最重要的决定性因素。其中代表性的实证研究普遍采用多元回归分析、面板数据回归等计量经济学方法。例如：Beenstock 等（1988）采用面板数据回归分析人均国民收入、利率、国别与人均财产险保费增长的关系。Outreville（1990）采用 55 个发展中国家的面板数据分析 GDP、金融发展程度（M2/GDP）、保费价格与财产险增长的关系。Browne 等（2000）通过多元回归分析得到了收入、外资保险市场份额、教育就业率、城市化程度、财富以及法律体系对保险需求增长的相关性。Esho 等（2004）应用广义矩估计方法（GMM）研究法律保护与财产险保险密度的相关关系。赵桂芹（2006）运用面板数据回归对我国各省（市）的产险市场需求进行实证分析，详细讨论了经济、保险意识和市场竞争程度等多个因素对产险保费收入的影响。钱珍（2006）建立了多元回归的时间序列模型，分别验证 GDP、固定资产投资、通货膨胀率和城乡储蓄存款对财产险增长的影响作用。李毅（2008）采用湖北省地州市产险保费、国内生产总值、固定资产投资、往年赔款和市场机构指标等面板数据，证明了国内生产总值、固定资产投资、前期赔款存在显著的正相关作用，而市场竞争程度与保费增长存在负相关关系。

由于财产保险大多为一年期保单且具有非常高的续保率，区别于以往的研究，本文将高续保特征作为建立财产险增长模型的出发点。构建充分考虑续保性的自回归分布滞后财产险保费增长模型，并利用 1980-2010 年我国产险保费和 GDP 时间序列数据进行实证分析。

二、 模型设计和研究方法

（一） 财产险保费增长理论分析与建模

财产保险是以财产及其利益为保险标的，对投保人或被保险人的经济损失进行补偿的金融工具。财富增长、经济活动繁荣以及风险意外的客观存在会直接刺激产险市场的发展和扩张。由于财产险保单绝大部分为短期保单（最常见为一年期），因此，只要财产及其经济利益不曾灭失，即便在经济零增长条件下，下一年度依然会对相关财产保险保单进行续保，例如汽车保险的连续续保。其次，由消费、投资及出口等国民经济活动带来的经济增长必然会增加物质财富及相关经济利益，然后催生新的财产保险需求，例如：耐用消费品汽车消费的增加会带动汽车保险增长、加大高速公路投资会增加工程保险保费、扩大出口会增加船舶和货运保险需求等。因此，下一年的财产险保费可以分解为两部分：上年保费的续保部分和经济增长

导致的新保险需求增长保费。 t 年的国民生产总值, P_t 可以表示为
以 P_t 表示 t 年财产险总保费, GDP_t 表示

$$P_t = f(P_{t-1}) + g(GDP_t, GDP_{t-1}) \quad (1)$$

$f(P_{t-1})$ 是保险续保部分, $g(GDP_t, GDP_{t-1})$ 为 t 年经济增长 (或下降) 造成的保费变化部分。

对式 (1) 中的 $f(P_{t-1})$ 和 $g(GDP_t, GDP_{t-1})$ 进行近似线性处理, 即

$$\begin{cases} f(P_{t-1}) \approx \beta_0 \cdot P_{t-1} \\ g(GDP_t, GDP_{t-1}) \approx \beta_1 \cdot GDP_t + \beta_2 \cdot GDP_{t-1} \end{cases} \quad (2)$$

可以得到

$$P_t = \beta_0 \cdot P_{t-1} + \beta_1 \cdot GDP_t + \beta_2 \cdot GDP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ε_t 为误差项, 且可以表示 α 为 μ_t 与之和。则有

$$y_t = \alpha + \beta_0 \cdot y_{t-1} + \beta_1 \cdot x_t + \beta_2 \cdot x_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

式 (4) 就是计量经济学中的自回归分布滞后模型 (Autoregressive Distributed Lag model, ARDL), 属于动态计量经济模型。在本文的财产险增长模型中, ARDL 模型中的被解释变量 y 是财产险保费时间序列 P , 解释变量 x 为 GDP 时间序列。

(二) 模型估计和检验方法

在计量经济学中, 自回归分布滞后模型被广泛应用于动态经济分析。对 ARDL 模型进行回归分析和统计推断, 可以得到被解释变量和解释变量间在时间变化过程中的响应关系, 还可以对未来经济变量的走势作出相应预测。

对式 (4) 方程两边都减去 y_{t-1} , 得到

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha - (1 - \beta_0) \cdot y_{t-1} + \beta_1 \cdot x_t + \beta_2 \cdot x_{t-1} + \mu_t \\ &= \alpha - (1 - \beta_0) \cdot y_{t-1} + \beta_1 \cdot \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2) \cdot x_{t-1} + \mu_t \\ &= \beta_1 \cdot \Delta x_t - (1 - \beta_0) \left[y_{t-1} - \left(\frac{\alpha}{1 - \beta_0} \right) - \left(\frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \beta_0} \right) \cdot x_{t-1} \right] + \mu_t \end{aligned} \quad (5)$$

令 $\lambda = 1 - \beta_0$, $\alpha_0 = \alpha / (1 - \beta_0)$ 以及 $\alpha_1 = (\beta_1 + \beta_2) / (1 - \beta_0)$, 式 (5) 可简化为

$$\Delta y_t = \beta_1 \cdot \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \cdot x_{t-1}) + \mu_t \quad (6)$$

式 (6) 即为 (一阶) 误差修正模型 (Error Correction Model, ECM)。 $(y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \cdot x_{t-1})$

就是误差修正项, 记作 ecm , 式 (6) 可表示为

$$\Delta y_t = \beta_1 \cdot \Delta x_t - \lambda \cdot ecm + \mu_t \quad (7)$$

根据 ECM 模型理论, 如果变量 y_t 和 x_t 存在长期均衡关系 (即协整关系), 式 (6) 中的各参数就可以通过 OLS (最小二乘法) 进行参

数估计。此外, 式 (6) 中的系数 α_1 、 β_1 还有其实际经济意义: α_1 可视作经济变量 y 关于

x 的长期弹性 (long-run elasticity), 即本文中财产险保费 P 关于 GDP 的长期弹性; 而 β_1 则为 y 关于 x 的短期弹性 (short-run elasticity), 意味着 GDP_t 对财产险保费 P_t 的短期拉动作用。

误差修正模型 (ECM) 具有以下优点: 一阶差分项的使用可消除变量可能存在的趋势性因素, 从而避免“虚假回归” (spurious regression); 一阶差分项也能消除模型可能存在的多重共线性 (multi-collinearity) 问题; 引入 ecm 误差修正项可保证变量水平值的信息没有被忽视; 由于误差修正项过程的平稳性, ECM 模型可以用经典的回归方法 (OLS) 进行参数估计, 还可以使用 t 检验或 F 检验来检验统计显著性。

变量 y 和 x 间存在长期均衡关系, 是建

立 ECM 模型的前提条件。因此本文将使用 Engle-Granger 两步法建立 ECM 模型: 第一步, 检验产险保费 P 和 GDP 变量间的协整关系; 第二步, 如果协整关系存在, 则以第一步求得的残差作为非均衡误差项 ecm 加入到误差修正模型中, 并用 OLS 法估计出相应参数。

三、 实证研究

(一) 样本数据来源和描述

本文选取1980-2010年中国大陆历年的国民生产总值 (GDP) 和财产险保费收入作为 ARDL模型的解释变量和被解释变量。其中, 历年GDP数据来源于《中国统计年鉴》, 1980-1998年财产险保费数据摘自《财产保险》^[9], 1999-2010年保费数据取自《中国统计年鉴》。

表1 1980-2010年财产险保费收入和GDP

单位 (亿元)

年份	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
保费	4.6	7.8	10.3	13.1	19.3	28.7	34.5	46.1
GDP	4,546	4,892	5,323	5,963	7,208	9,016	10,275	12,059
年份	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
保费	72.9	78.1	106.8	136.8	147.4	251.4	336.9	390.7
GDP	15,043	16,992	18,668	21,781	26,923	35,334	48,198	60,794
年份	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
保费	452.5	480.7	499.6	521.1	598.4	685.4	779.5	869.0
GDP	71,177	78,973	84,402	89,677	99,215	109,655	120,333	135,823
年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
保费	1,125.0	1,283.0	1,579.0	1,997.7	2,336.7	2,875.8	3,895.6	
GDP	159,878	184,937	216,314	265,810	314,045	340,507	401,513	

注: 保费和GDP按当年价格统计

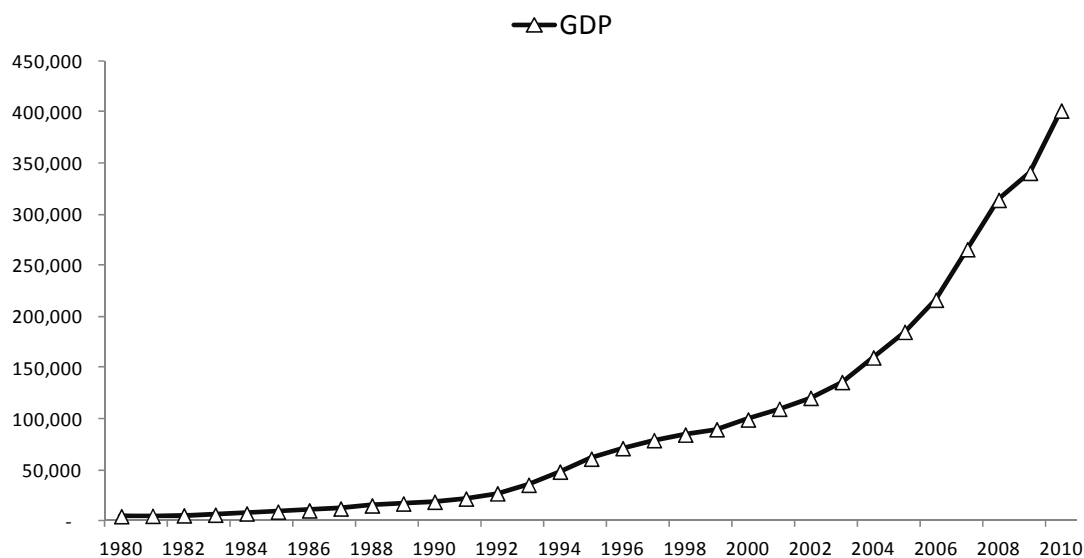


图1 1980-2010年GDP增长趋势图

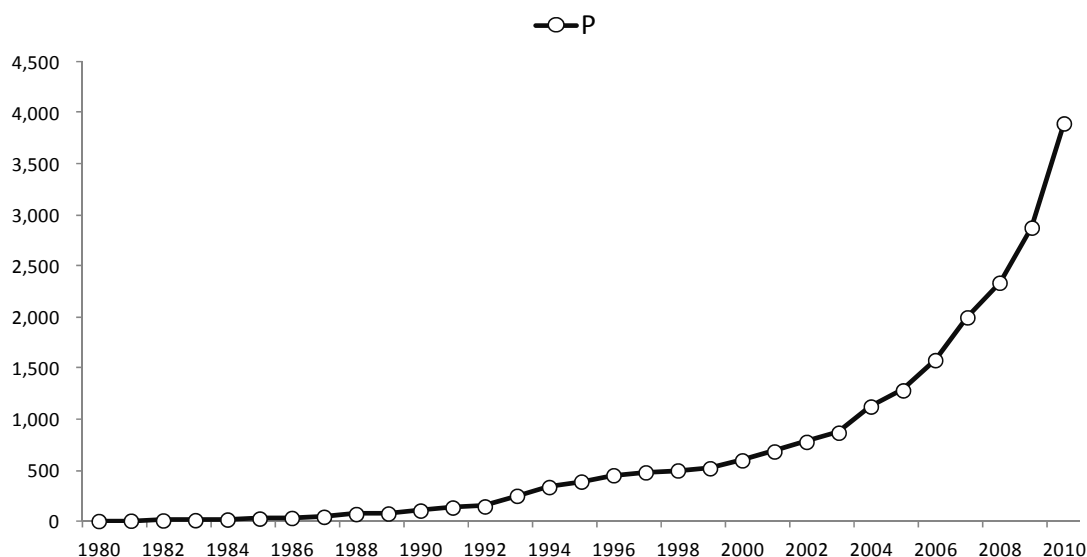


图2 1980-2010年财产险保费增长趋势图

从图1和图2中我国财产险保费和GDP增长趋势中可以看到：财产险保费和GDP增长具有很强的正相关性；财产险保费增长的速度要快于GDP增长，即其保险深度也存在上升趋势。

(二) 实证分析

1. 协整检验

两个时间序列 y_t 和 x_t 存在协整关系，就意味着 y_t 和 x_t 的线性组合是平稳过程（即0阶单

积序列 $I(0)$ ）。在本文中，需要验证式（7）中 y_t 和 x_t 的线性组合 ecm 是 $I(0)$ 的平稳序列。因此， y_t 和 x_t 必须同为 $I(1)$ 序列才可能存在协整关系。显然，图1和图2中下凸的增长趋势，表明保费 ΔP 和 ΔGDP 不是 $I(0)$ 序列，即 y_t 和 x_t 不可能是 $I(1)$ 序列。

为得到满足 $I(1)$ 平稳过程的 y_t 和 x_t 序列，

借鉴文献[10]、[11]中的数据处理方法，对保费P和GDP取自然对数。时间序列 y_t 和 x_t 变为

$$\begin{cases} y_t = \ln(P_t) = LP_t \\ x_t = \ln(GDP_t) = LGDP_t \end{cases} \quad (8)$$

选择增广的DF检验法(ADF)对 ΔLP_t 和 $\Delta LGDP_t$ 进行序列平稳性检验，使用STATA软件dfuller命令进行单位根检验，检验结果如下

表2 ΔLP_t 和 $\Delta LGDP_t$ 的ADF检验结果

变量	ADF统计量	1%临界值	p值
ΔLP_t	-4.818	-2.473	0.0000
$\Delta LGDP_t$	-2.661	-2.473	0.0065

表2的检验结果表明 ΔLP_t 和 $\Delta LGDP_t$ 都是I(0)平稳序列，即 LP_t 和 $LGDP_t$ 为I(1)的1阶单积序列。

将 LP_t 对 $LGDP_t$ 做 OLS 线性回归，回归结果如下表 3 所示

表3 LP_t 对 $LGDP_t$ 回归结果

变量	Coef.	Std. Err.	t	P> t	R ²	R ²
$LGDP_t$	1.325	0.0352	37.55	0.000	0.9799	0.9792
α_0	-8.782	0.3804	-23.09	0.000		

表3的回归结果表明拟合结果良好，调整的R2值为0.9792，且回归统计高度显著。

根据式(6)， LP_t 对 $LGDP_t$ 的OLS回归残差就是ecm，ecm如果是I(0)平稳序列，那么就能证明 LP_t 和 $LGDP_t$ 间存在长期均衡的协整关系。同样用STATA软件对ecm序列做ADF检验。得到

表4 ecm的ADF检验结果

变量	ADF统计量	1%临界值	p值
ecm	-4.036	-3.716	0.0012

因此，ecm是I(0)平稳序列， LP_t 对 $LGDP_t$ 间存在(1,1)阶协整关系。 LP_t 对 $LGDP_t$ 协整回归方程为

$$LP_t = -8.781921 + 1.324962LGDP_t \quad (9)$$

2. ECM 参数估计

由于 LP_t 对 $LGDP_t$ 间存在 (1, 1) 阶协整关系, 则可以按照式 (7) 进行OLS回归得到参数 β_1 的估计。回归结果如下

表5 ΔLP_t 对 $\Delta LGDP_t$ 回归结果

变量	Coef.	Std. Err.	t	P> t	R ²	R ²
$\Delta LGDP_t$	1.516	0.1171	12.95	0.000	0.8591	0.8490
ecm	-0.3051	0.0708	-4.21	0.000		

表5的回归结果表明拟合结果良好, 调整的R2值为0.8490, 且回归统计显著。ECM模型方程如下

$$\Delta LP_t = 1.516\Delta LGDP_t - 0.3051(LP_{t-1} + 8.782 - 1.325LGDP_{t-1}) \quad (10)$$

根据式 (10), LP_t 关于 $LGDP_t$ 的短期弹性为1.516, 而长期弹性为1.325。

3. 预测

根据以上的ECM模型回归结果, 便可以对各年的 LP_t 进行预测。比较ECM模型预测值与经典OLS回归 (即式 (9)) 预测值之间的差异, 可以发现ECM模型具有更好的拟合效果。1981-2010年预测拟合比较效果如图3所示, LP_t 为实际值, $LP1_t$ 为OLS预测值, $LP2_t$ 是ECM预测值。

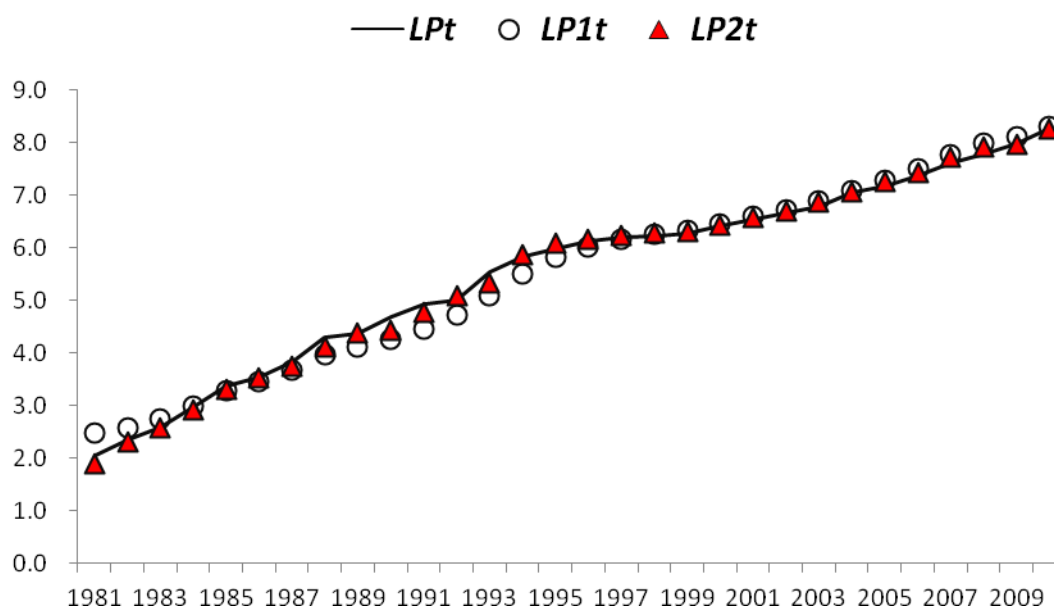


图3 1981-2010年 LP_t 序列及OLS、ECM预测值比较

以2010年为例, 实际财产险总保费收入为3895.64亿元, OLS预测4080.84亿元, 而ECM模型预测值为3843.47亿元。总体上, 基于式 (4) 的考虑续保率的ARDL模型相比经典线性回归模型

具有更好的拟合度和预测效果。

四、 总结

本文通过建立自回归分布滞后模型对我国1980-2010年财产险保费增长进行实证研究,得到以下结论:

1. 引入续保性假设建立ARDL模型是合理,新模型具有良好的拟合效果和预测能力;
2. 财产险保费收入和GDP间存在协整关系,且长期弹性为1.325;
3. 财产险保费关于GDP的短期弹性系数(1.516)要高于长期弹性,即经济增长对保费的短期拉动作用要高于长期;
4. 固定资产投资和人力资本投资可以明显拉动产险增长^[12],多解释变量的ARDL模型是未来进一步研究的方向。

的实证分析[J]. 预测, 2006, 25 (3): 48-54.

- [7] 钱珍. 我国非寿险需求影响因素的实证分析[J]. 统计教育, 2006 (8): 27-29.
- [8] 李毅. 湖北财产保险需求实证研究[J]. 保险研究, 2008, (1): 83-86.
- [9] 乔林, 王绪瑾. 财产保险[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [10] 杨舸, 田澎, 叶建华. 我国寿险需求影响因素的实证分析[J]. 中国软科学, 2005, (3): 51-54.
- [11] 栾存存. 我国保险业增长分析[J]. 经济研究, 2004, (1): 25-32.
- [12] 郁佳敏. 我国各省保险业与经济相关性的实证研究[J]. 金融理论与实践, 2011, (2): 94-98.

参考文献:

- [1] Beenstock M, Dickinson G, Khajuria S. The Relationship between Property-Liability Insurance Premiums and Income: An International Analysis[J]. The Journal of Risk and Insurance, 1988, 55(2): 259-272.
- [2] Outreville J F. The Economic Significance of Insurance Market in Developing Countries[J]. The Journal of Risk and Insurance, 1990, 57(3): 487 - 498.
- [3] Browne M J, Chung J, Frees E W. International Property-Liability Insurance Consumption[J]. The Journal of Risk and Insurance, 2000, 67(1): 73-90.
- [4] Esho N, Kirievsky A, Ward D, Zurbruegg R. Law and the Determinants of Property-Casualty Insurance[J]. The Journal of Risk and Insurance, 2004, 71(2): 265-283.
- [5] 林宝清, 洪锡熙, 吴江鸣. 我国财产险需求收入弹性系数实证分析[J]. 金融研究, 2004 (7): 90-99.
- [6] 赵桂芹. 非寿险需求、经济发展与损失可能性—来自1997-2003年31个省(市)

基金项目:上海高校选拔培养优秀青年教师科研专项基金(sjr09009)和上海市人才发展基金资助项目(2010015)

作者简介:郁佳敏(1974—),男,管理学博士,中国精算师,副教授。上海金融学院保险研究所所长,主要从事保险精算和风险管理研究

联系方式: yujm@shfc.edu.cn 13817889258

基于自回归分布滞后模型的我国财产险保费增长实证研究

郁佳敏

上海金融学院保险研究所, 上海 201209

[摘要] 本文建立了财产险保费增长的自回归分布滞后模型, 使用 Engle-Granger 两步法对 1980-2010 年我国产险保费增长进行了实证研究。研究表明, 我国财产险保费与 GDP 之间存在着协整关系, 自回归分布滞后模型比经典回归模型具有更好的拟合效果和预测能力。

[关键词] 财产保险 自回归分布滞后模型 误差修正模型 协整

[中图分类号] F840.3