

文章编号:1672-058X(2011)01-0039-03

重庆市保险业与金融发展关系的实证研究

冯磊东

(重庆工商大学 数学与统计学院,重庆 400067)

摘要:把重庆市 1996-2008 年的保险利润和金融资产作为衡量保险业和金融发展的指标,在协整检验和 Granger 因果关系检验的基础上,对重庆市保险业和金融发展的关系进行了实证分析;研究表明:重庆保险业发展水平相对滞后,与金融发展的步伐不一致,对金融发展的促进作用不够明显。

关键词:协整检验;误差修正模型;Granger 因果关系检验

中图分类号:F842.7

文献标志码:A

进入新世纪,保险,不论是行业本身还是与金融发展的关系,早已成为人们关注的焦点话题。重庆市作为西南地区的金融重地,在国家“十二五”规划中起到举足轻重的作用,而保险作为金融产业的重要部分,则更应该受到重视。目前国内多数学者注意力集中于宏观方面,分析金融发展与经济增长之间的关系,而较少联系各地的实际,在保险与金融发展关系方面进行细致的分析;此处试图通过对重庆市保险业和金融发展的关系进行实证分析,期望得出有益的结论。

1 实证分析

1.1 变量的选取及数据的处理

为对重庆市保险业和金融发展的关系做实证分析,选取的变量有:保险利润和金融资产。选取金融资产(FA)作为度量金融发展的指标,用每年的年末存款余额与年末贷款余额之和表示。选取保险利润(IP)作为度量保险业发展的指标,用每年的保费收入与赔款及给付的差表示。

此处实证研究中所采用的样本选自重庆市 1996-2008 年的年度数据,全部来源于重庆市 2009 年统计年鉴;且各种检验及分析均借助于 EViews5.0 实现。此处引用的所有样本数据均取自然对数,这样即可消除时间序列中可能存在的异方差问题,另一方面,数据的自然对数变换并不改变原有的协整关系,又能使其趋势线性化。变换后的变量分别记为: $\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$,其相应的一阶差分序列分别记为: $d\ln FA_t$ 和 $d\ln IP_t$ (表 1)。

表 1 重庆市保险业与金融发展相关指标

年份	金融资产 FA (亿元)	保费利润 IP (亿元)	$\ln FA_t$	$\ln IP_t$	$d\ln FA_t$	$d\ln IP_t$
1996	1 760.36	6.34	7.473 274	1.846 879		
1997	2 254.80	12.34	7.720 817	2.512 846	0.247 543	0.665 967
1998	2 664.65	12.13	7.887 828	2.495 682	0.167 011	-0.017 16
1999	3 192.48	16.48	8.068 553	2.802 148	0.180 725	0.306 466
2000	3 786.00	19.44	8.239 065	2.967 333	0.170 512	0.165 185
2001	4 166.03	22.47	8.334 719	3.112 181	0.095 653	0.144 848
2002	5 065.76	31.97	8.530 259	3.464 798	0.195 541	0.352 617
2003	6 213.42	43.40	8.734 467	3.770 459	0.204 207	0.305 661
2004	7 285.89	50.26	8.893 695	3.917 210	0.159 228	0.146 750
2005	8 447.24	55.51	9.041 595	4.016 563	0.147 900	0.099 354
2006	9 908.03	72.73	9.201 101	4.286 754	0.159 506	0.270 191
2007	11 708.37	89.43	9.368 059	4.493 456	0.166 958	0.206 702
2008	14 342.76	154.91	9.571 001	5.042 844	0.202 941	0.549 388

收稿日期:2010-06-10;修回日期:2010-06-30.

作者简介:冯磊东(1984-),男,河南南阳人,硕士研究生,从事金融统计与风险管理研究.

1.2 平稳性检验

由于经济分析中所涉及经济变量数据基本上是时间序列数据,而大多数时间序列是非平稳的。因此,为了避免“伪回归”问题的影响,在对模型进行估计之前,先对时间序列进行平稳性检验。

此处运用 EViews5.0 分别对序列: $\ln FA_t$, $\ln IP_t$, $d\ln FA_t$ 和 $d\ln IP_t$ 进行 ADF 检验,结果见表 2:

表 2 各变量序列的 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	结论
$\ln FA_t$	-0.735 937	-4.121 99	-3.144 92	-2.713 751	非平稳
$\ln IP_t$	-0.346 008	-4.121 99	-3.144 92	-2.713 751	非平稳
$d\ln FA_t$	-2.901 112	-4.297 073	-3.212 696	-2.747 676	平稳
$d\ln IP_t$	-5.879 33	-4.200 056	-3.175 352	-2.728 985	平稳

从表 2 单位检验的结果可以看出:水平项金融资产和保险利润的对数序列($\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$)的 ADF 检验值都大于 1% 显著性水平下的临界值,无法拒绝有单位根的原假设,故 $\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$ 是不平稳的;而一阶差分序列 $d\ln FA_t$ 和 $d\ln IP_t$ 的 ADF 检验值则分别小于 10% 和 1% 显著性水平下的临界值,拒绝原假设,故 $d\ln FA_t$ 和 $d\ln IP_t$ 是平稳的。以上分析说明,变量 $\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$ 都是一阶单整的,即均为 $I(1)$ 序列,对此非平稳的经济变量可以用协整检验进行分析。

1.3 协整检验

通过以上分析,非平稳的经济变量 $\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$ 均为 $I(1)$ 序列,需要通过协整检验来判断两经济变量间是否存在长期的均衡关系,并建立误差修正模型(ECM)。协整关系是指非平稳经济变量之间存在的长期稳定的均衡关系。这里采取基于回归残差的协整检验,也称为单一方程的协整检验。对于两经济变量间的协整关系,利用 EG 两步法检验。

首先运用 OLS 法对 $\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$ 进行回归分析,估计的回归模型为: $\ln FA_t = 6.091\ 768 + 0.712\ 543 \ln IP_t + e_t$, 其中 e_t 为残差序列,其估计值为: $e_t = \ln FA_t - 0.712\ 543 \ln IP_t - 6.091\ 768$ 。

其次对残差序列 e_t 进行单位根检验,结果见表 3:

表 3 协整检验结果

变量	ADF 检验值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	结论
e_t	-3.880 319	-2.771 926	-1.974 028	-1.602 922	平稳

从表 3 可以看出:残差序列的 ADF 检验值小于 1% 显著性水平下的临界值,表明残差序列不存在单位根,是平稳序列,进一步说明 $\ln FA_t$ 和 $\ln IP_t$ 之间存在协整关系。

1.4 误差修正模型(ECM)

若两经济变量间存在协整关系,即表明它们之间存在长期稳定的均衡关系;而误差修正模型则把长期和短期的动态特征结合在一个模型中,既解决了传统计量经济模型忽视“伪回归”的问题,又弥补了建立差分模型忽视水平变量信息的缺点。

为了进一步分析保险利润和金融资产间的短期影响关系,引用误差修正模型(ECM),它的基本形式在 1978 年由 Davidson, Hendry, Srba 和 Yeo 提出,因此又称为: DHSY 模型^[1]。

对一阶自回归分布滞后模型:

$$\ln FA_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FA_{t-1} + \beta_2 \ln IP_t + \beta_3 \ln IP_{t-1} + u_t \quad (1)$$

假定 u_t 不存在异方差和自相关,且序列变量之间具有平稳性,则变换后的误差修正模型为:

$$\Delta \ln FA_t = (\beta_1 - 1) \left(\ln FA_{t-1} - \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} - \frac{\beta_2 + \beta_3}{1 - \beta_1} \ln IP_{t-1} \right) + \beta_2 \Delta \ln IP_t + u_t \quad (2)$$

方程(2)即为误差修正模型(ECM),用 OLS 法估计如下:

$$\Delta \ln FA_t = 0.153\ 896 + 0.073\ 994 \Delta \ln IP_t - 0.221\ 047 e_{t-1}$$

$$t = (7.477\ 366) \quad (0.974\ 920) \quad (-1.129\ 486)$$

$$R^2 = 0.633\ 835, F = 7.789\ 528$$

此模型中误差修正项系数为-0.221 047,反映了对偏离长期均衡的调节力度,为负值,符合反向修复机制,表明金融的发展受到协整方程的制约,短期内对长期均衡关系的偏离会在下一期得到反向修正。

1.5 Granger 因果关系检验

通过协整检验,只说明了保险业和金融发展之间存在一种长期稳定的均衡关系,但未给出两者的因果关系,故需做 Granger 因果关系检验,结果如表 4:

由表 4 可知,对于 $\ln FA_t$ 不是 $\ln IP_t$ 的 Granger 原因的原假设,拒绝它犯第一类错误的概率是 0.010 59,说明

至少在 95% 的置信水平下,可认为 $\ln FA_t$ 是 $\ln IP_t$ 的 Granger 原因;然而,同理可知至少在 95% 的置信水平下,不能认为 $\ln IP_t$ 是 $\ln FA_t$ 的 Granger 原因。因而,这是一个单项因果关系,即:金融发展是保险业发展的 Granger 原因,保险业并不是金融发展是 Granger 原因。这主要是由于:重庆保险业发展水平相对滞后,与金融发展的步伐不一致,故不能明显的表现出对金融发展的促进作用。

表 4 Granger 因果关系检验结果

假设	Obs	F-统计	概率
$\ln IP_t$ 不是 $\ln FA_t$ 的 Granger 原因	12	0.711 56	0.420 78
$\ln FA_t$ 不是 $\ln IP_t$ 的 Granger 原因		10.329 7	0.010 59

2 结论及建议

通过实证研究,得出结论:重庆市金融业的发展促进了保险业的发展,但保险业对金融业发展的作用不显著;说明重庆保险业发展水平相对较低,对金融发展的支持力度有限。

重庆欲成为西南的金融中心,首先要大力发展金融业,以金融业的繁荣促进保险业的快速推进;同时要大力开拓保险市场,优化行业结构,促进金融业的发展。可以借助银行和证券的发展优势,推动重庆金融业的发展。针对重庆保险业的现状,应进一步完善市场体系,优化市场环境,加大保险的深度和密度,加强经营管理,树立可持续发展的观念^[2],促进保险业的发展。

参考文献:

- [1] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社,2009
- [2] 樊国昌. 制约重庆保险业发展的三大障碍[J]. 重庆工商大学学报:西部论坛,2005(2):34-39
- [3] 庞皓. 计量经济学[M]. 北京:科学出版社,2006
- [4] 张晓峒. EViews 使用指南与案例[M]. 北京:机械工业出版社,2007

An Empirical Study of the Relationship between Insurance Industry and Financial Development in Chongqing

FENG Lei -dong

(School of Mathematics and Statistics, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

Abstract: Based on the co-integration test and Granger causality test, this article analyzes the relationship between insurance and financial development in Chongqing from 1996 to 2008 by regarding insurance profit and financial assets as the indicators of measuring insurance and financial development. The result shows that the level of Chongqing's insurance industry development relatively lags behind and is inconsistent with the pace of financial development and does not play a significant role in promoting the financial development.

Key words: Co-integration Test; Error Correction Model; Granger causality test

责任编辑:李翠薇