中国股票市场相关性和波动性的时变分析

陈守东，韩广哲，刘志强
（吉林大学数量经济研究中心，吉林 长春，130012）

提要： 本文利用二元 GARCH（Bivariate GARCH）模型模拟计算出随时间变化的方差、协方差和相关系数。同时，在条件均值方程中引入协整参数，使用二元 GARCH（1,1）模型确定条件变量、条件协方差和变量之间的相关系数，并利用上海和深圳股票市场的实证数据对中国股市的相关性和波动性进行时变分析。

关键词： 二元 GARCH；时变；协整模型

0 引言

大量实证研究表明，GARCH 类模型特别适合于对金融时间序列数据的波动性和相关性进行建模[1]。已有多篇文章使用 GARCH 类模型分别对上海和深圳股票市场的收益率进行了建模和分析[2]，但是考虑的均是一元情形，不能充分反应市场之间时变的波动和相互影响。本文使用二元 GARCH 模型对上海和深圳股票市场的收益率进行建模，并计算相关性的时间序列，从二元角度刻画两个市场间时变的波动和相关性。本文结构如下：第二部分对数据与模型进行了描述，第三部分，对沪、深股市的指数进行检验并估计二元 GARCHM 模型，第四部分是结论。

1 数据与模型描述

1.1 数据描述

我们选取了上海股票市场的上证综合指数（HU）和深圳股票市场的深证综合指数（SHEN）。样本数据为 1991 年 12 月 23 日到 2003 年 4 月 2 日的日线数据（每天的收盘价格）和 1991 年 12 月 28 日到 2003 年 4 月 2 日的周线数据（每周五的收盘价格）。日线数据的观察值个数是 2739，周线数据的观察值个数是 565。我们首先考虑日线数据，对这两个指数的日线数据进行取对数和对数差分处理，用 LHU、 LSHEN 表示进行取对数处理以后的指数序列；用 RHU、RSHEN 表示进行对数一阶差分处理以后的指数序列（即为我们考虑的几何收益率序列）。图 1 和图 2 分别给出了收益率序列的图形。

1.2 二元 GARCH 模型

从图 1 和图 2 中我们可以看出，上海和深圳的股票市场存在着明显的波动聚类现象，而 GARCH 模型能够很好的描述这类现象。注意到图 1 和图 2 中两个收益率的图形较为相近，波动增大、减小的幅度以及持续的时间相近，特别是几个突发性的较大的冲击能够同时引起两个股票市场相似的反应（反应时间、波动幅度相近）。因此，我们同时考虑上海和深圳股票市场的收益率，把两个市场联系到一起，建立二元 GARCH(1，1)（Bivariate GARCH）模型。

我们采用 GARCH(p,q)模型描述股票市场收益率的波动性和相关性。数据生成过程（也称均值方程）为：

$$\mathrm{R}_{\mathrm{t}} = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \theta_i \mathrm{R}_{\mathrm{t-i}} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^{n} \eta_j \varepsilon_{\mathrm{t}-j}$$

这里假设收益率 R_{t} 服从 ARMA(m,n)过程，m、n 随每个具体收益率序列而确定，其中残差序列 ε_t 是条件异方差过程，表示收益率波动的爆发性、聚类性和持续性，假设条件异方差序列满足以下

的方差过程（也称条件方差方程）[3]：

$$\sigma_{\mathrm{t}}^{2}=\omega+\sum_{i=1}^{q}\alpha_{i}\varepsilon_{\mathrm{t}-i}^{2}+\sum_{j=1}^{p}\beta_{j}\sigma_{\mathrm{t}-j}^{2}，\quad \omega>0，\quad \alpha_{i}\geq 0, i=1,\cdots,q, \beta_{j}\geq 0, j=1,\cdots,p$$

这里，p 是 GARCH 项的阶数，q 是 ARCH 项的阶数。

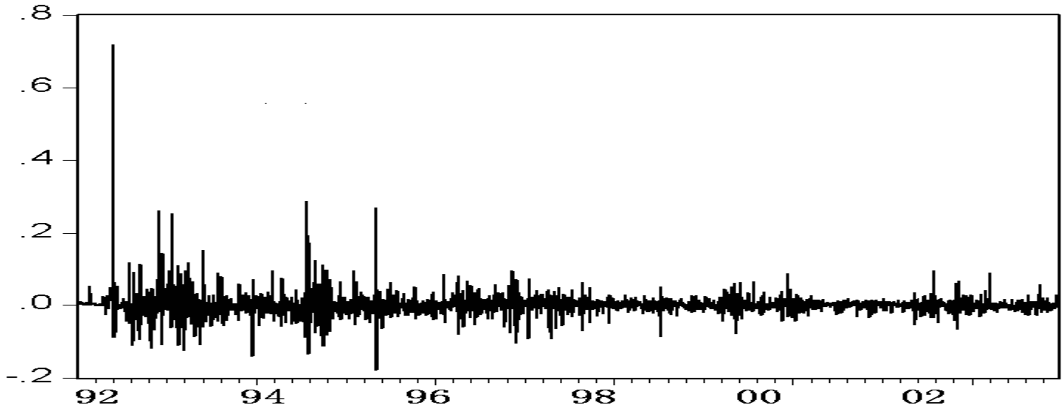

图 1　上证综合指数的几何收益率

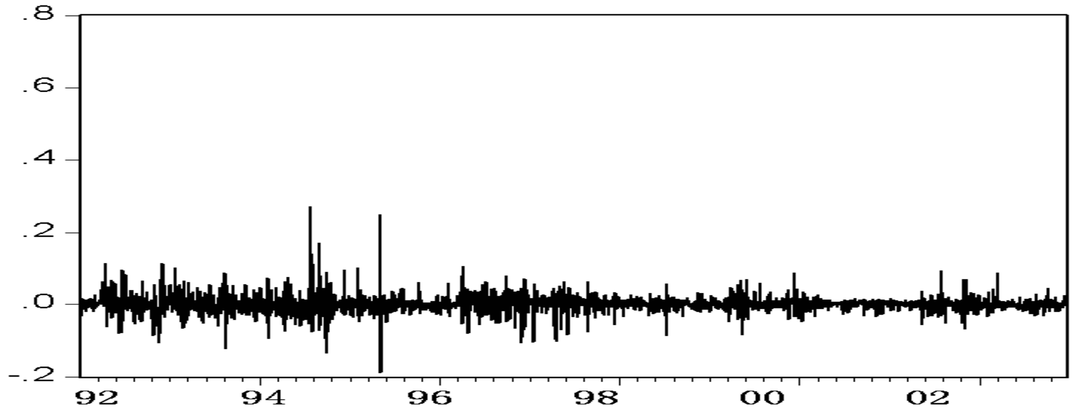

图 2　深证综合指数的几何收益率

当估计两个收益序列之间的波动性和相关性时，可以建立二元 GARCH（Bivariate GARCH）模型[4]。二元 GARCH 模型有两个条件均值方程、三个条件方差方程。条件均值方程一般都采用简单的形式，假定收益率等于一个常数加上误差项：

$$\mathrm{R}_{1\mathrm{t}}=\mu_{1}+\varepsilon_{1\mathrm{t}}，\quad \mathrm{R}_{2\mathrm{t}}=\mu_{1}+\varepsilon_{2\mathrm{t}}$$

三个条件方差方程中，一个是两收益率间的条件协方差方程，另外两个分别是两个收益率的条件方差方程。这里介绍多元 GARCH 模型的一种标准参数化方法—Vech 方法的条件方差方程。在 Vech 参数化方法中，二元 GARCH(1,1)模型的条件方差方程为：

$$\sigma_{1\mathrm{t}}^{2}=\omega_{1}+\alpha_{1}\varepsilon_{1\mathrm{t}-1}^{2}+\beta_{1}\sigma_{1\mathrm{t}-1}^{2},$$

$$\sigma_{2\mathrm{t}}^{2}=\omega_{2}+\alpha_{2}\varepsilon_{2\mathrm{t}-1}^{2}+\beta_{2}\sigma_{2\mathrm{t}-1}^{2},$$

$$\sigma_{12\mathrm{t}}^{2}=\omega_{3}+\alpha_{3}\varepsilon_{1\mathrm{t}-1}\varepsilon_{2\mathrm{t}-1}+\beta_{3}\sigma_{12\mathrm{t}-1}^{2}$$

如同一元 GARCH 模型，二元 GARCH 模型中的系数也应有非负约束，从而保证协方差矩阵的正定性。在任一时点上，将协方差估计除以两序列标准差估计之积就可得到相关性的估计：

$$\rho_{12\mathrm{t}}=\frac{\mathrm{cov}_{12\mathrm{t}}}{\sqrt{\sigma_{1\mathrm{t}}^{2}\sigma_{2\mathrm{t}}^{2}}}$$

另外，我们使用由协整而发展起来的误差修正模型[5] 。例如，协整方程为：

$LHU_{t-1}=\alpha+\lambda LSHEN_{t-1}+u_{t-1}$

其中 u_{t-1} 为协整误差，则相应的 ECM 模型为：

$RHU_t=\Delta LHU_t=\alpha_0+\alpha_1\left(LHU_{t-1}-\lambda LSHEN_{t-1}-\alpha\right)+\varepsilon_{(LHU)t}$

$RSHEN_t=\Delta LSHEN_t=\beta_0+\beta_1\left(LHU_{t-1}-\lambda LSHEN_{t-1}-\alpha\right)+\varepsilon_{(LSHEN)t}$

我们将上面两个方程作为条件均值方程，从而将两个市场的协整关系引入到二元 GARCH 模型当中。

2 模型检验及估计

2.1 单位根检验

首先对股票对数指数及收益率序列进行单位根检验，确定各时间序列的平稳性。分别计算各个对数序列和收益率序列单位根检验的ADF统计量(Augmented Dickey-Fuller统计量)和PP统计量(Phillips-Perron统计量)。在1％的显著性水平下，对数指数序列均接受存在单位根的原假设，对其差分序列(即收益率序列)进一步进行平稳性检验，则显著拒绝存在单位根的原假设，这说明它们的差分序列是平稳的，由此可以推断对数指数序列都是一阶单整（非平稳）的，收益率序列平稳过程。（检验结果略）

2.2 利用二元 GARCH(1,1)模型估计 RHU、RSHEN

使用极大似然估计方法得到估计如下所示：

$RHU_t=0.0007+\varepsilon_{(RHU)t}$

$RSHEN_t=0.0002+\varepsilon_{(RSHEN)t}$

$\sigma^2_{(RHU)t}=0.000005+0.0671\varepsilon^2_{(RHU)t-1}+0.9011\sigma^2_{(RHU)t-1}$

$\sigma^2_{(RSHEN)t}=0.00003+0.2725\varepsilon^2_{(RSHEN)t-1}+0.6824\sigma^2_{(RSHEN)t-1}$

$\sigma_{(RHU,RSHEN)t}=0.1352\varepsilon_{(RHU)t-1}\varepsilon_{(RSHEN)t-1}+0.7842\sigma_{(RHU,RSHEN)t-1}$

计算相应的相关系数得到相关性的序列，如图 3 所示。

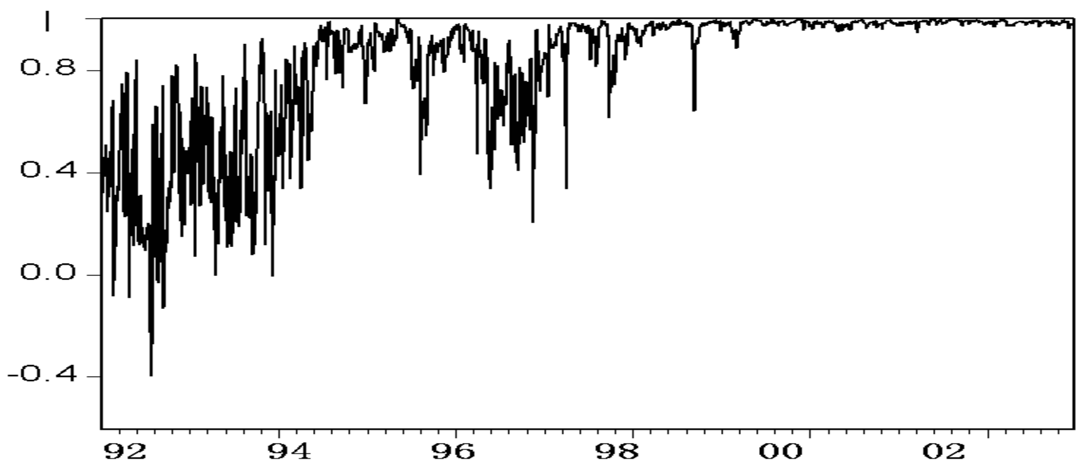

图 3 日线相关性的估计

对上海和深圳市场指数的对数序列建立协整方程，有：

$LHU_{t-1}=2.63+0.76LSHEN_{t-1}+COIN_{t-1}$

其中，$coin_{t-1}$ 是 LHU 和 LSHEN 的协整误差，将协整误差代入到二元 GARCH(1,1)模型中的条件均值方程中，再使用极大似然估计方法得到的估计如下所示：

$$RHU_t = 0.0002 + 0.0073 COIN_{t-1} + \varepsilon_{(RHU)t}$$

$$RSHEN_t = 0.0005 + 0.001 COIN_{t-1} + \varepsilon_{(RSHEN)t}$$

$$\sigma^2_{(RHU)t} = 0.00001 + 0.2319 \varepsilon^2_{(RHU)t-1} + 0.8346 \sigma^2_{(RHU)t-1}$$

$$\sigma^2_{(RSHEN)t} = 0.00001 + 0.2226 \varepsilon^2_{(RSHEN)t-1} + 0.8369 \sigma^2_{(RSHEN)t-1}$$

$$\sigma_{(RHU,RSHEN)t} = 0.00001 + 0.2272 \varepsilon_{(RHU)t-1} \varepsilon_{(RSHEN)t-1} + 0.8357 \sigma_{(RHU,RSHEN)t-1}$$

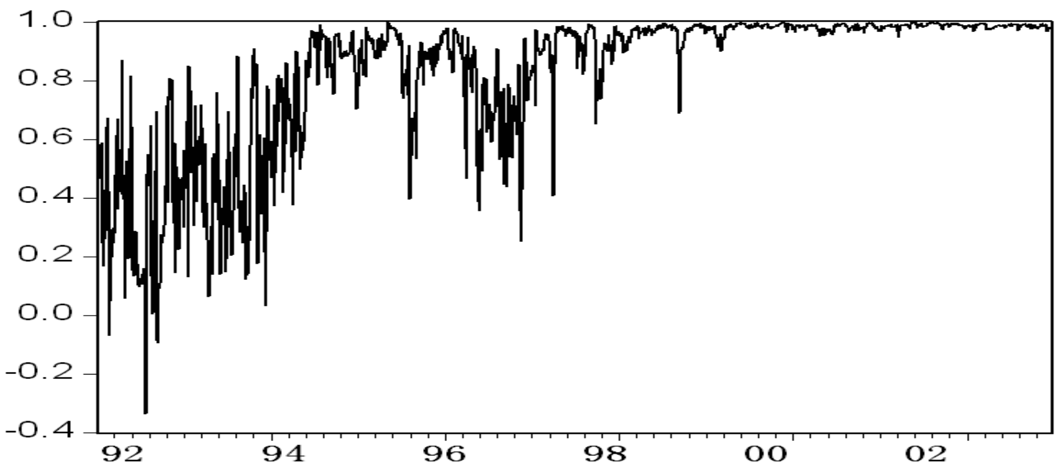

图 4　引入协整参数后的日线相关性的估计

3　结论

我们用二元 GARCH(1,1)模型对股指收益率的相关性进行了量化估计，这里的相关性反映的是收益率的短期波动之间的相关程度。估计的相关性结果可以分为三个阶段：第一个阶段为 92 年至 94 年末，相关系数在 0—0.8 之间变化，围绕 0.4 上下波动；第二个阶段为 95 年至 98 年，相关系数呈现出先下降再上升的轨迹，在 0.4—1 之间变化；第三个阶段为 99 年至今，相关系数一直较平稳地接近于 1。这说明我国上海和深圳股票市场的短期波动之间存在着正相关且相关性一直在增强，并在 99 年以后表现出强正相关，相关系数接近于 1。原因是：两市受到国家经济政策、市场管理制度等因素的共同影响，两市的上市公司种类和结构也类似，投资资金在两市之间流动性较好，随着两个股票市场的不断发展和完善以及投资者的逐步成熟，收益率的短期波动在两个股票市场之间迅速且充分传递，使得两股票市场收益率的波动正相关程度非常大。一个共同的信息（例如调整印花税）所引起的两个市场的收益率的变化是极为相近的，因为这两个市场收益率的波动之间的相关性接近于 1。

参考文献

[1] Terence C. Mills., The Econometric Modelling of Finacial Time Series [M]. Original English Language Edition Published By Cambridge University Preess,1999.

[2] 刘金全，崔畅. 中国深沪股市收益率和波动性的实证分析 [J]. 经济学季刊，2002,(4):885-890.

[3] Bollerslev T., Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity [J]. Journal of Econometrics, 1986,(31):307-327.

[4] F. Engle and K. Kroner., Multivariate Simultaneous Generalized ARCH [J]. Econometric Theory, 1993,(11):122-150.

[5] Engle, Robert, F. and C. W. J. Granger., Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J]. Econometrica, 1987, 55: 251-76.

[6] Nelson, C., Conditional Heteroskedasticity in Asset Return: A New Approach [J]. Econometrica,59,347-370.
[7] Engle R. F., Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimate of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrica,1982,(50):987-1008.

Time-varying Analysis of correlations and volatility of Chinese stock market

CHEN Shou-dong, HAN Guang-zhe, LIU Zhi-qiang
(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun)

Abstract: In the paper, we use Bivariate GARCH model to compute the variance, covariance and correlative coefficient that changing with time. As the same time, we bring co integrative parameter into the conditional mean equations and use Bivariate GARCH model to figure out the correlative coefficient between the conditional variables, the conditional covariance and variables. With the data from Shanghai and Shenzhen stock market, we analyze the relativity and fluctuation of the stock market of our country.

Key words: Bivariate GARCH; Time-varying; Cointegration model

收稿日期: 2003-5-29;
资助项目: 本文得到 2000 年教育部重大项目（2000ZDXM790010）、2001 年国家自然科学基金项目(70173043)、2002 年教育部重点项目（02JAZ790005）、2002 年教育部重大项目（02JAZJD70007）资助。
作者简介: 陈守东，男，吉林大学数量经济研究中心教授，经济学博士，博士生导师。研究方向：金融学，财务管理。