深圳成分指数波动率的实证研究
——GQARCH – M 模型的应用

李 智

(厦门大学数学系,福建 厦门 361005)

[摘 要] ARCH 类模型是刻画序列波动集束(volatility clustering)和异方差的有力工具,将深圳成分指数作为研究对象,运用 GQARCH – M 模型,并引入了对波动时段进行划分的概念,针对不同的波动时段,分析其波动率的非对称特点,得出在股市发展的前两个时段,利好消息比利空消息对股市造成的影响要大,并给出了合理的解释。此外,收益率和波动性在第二时段后具有显著的正相关关系,这也为我国股市逐步完善提供了实证依据。

[关键词] 深圳成分指数;波动率;非对称性;GQARCH – M 模型
[中图分类号] F830.91 [文献识别码] A [文章编号] 1006 – 5024(2004)02 – 0189 – 02

一、引言

许多金融时间序列都具有时变方差和波动率聚类(Volatility clustering)的特征,为了刻画这些特征,Engle(1982)最先提出了自回归条件异方差(ARCH)模型,假定收益率误差项服从以条件期望为零,条件方差为收益率滞后误差平方的线性函数的条件正态分布。Bollerslev(1986)将其推广,在条件方差的解释项中加入了滞后条件方差的线性函数,得到了广义的 ARCH(GARCH)模型。随后,Engle,Lilien & Robbins(1987)提出 ARCH – Mean 模型,把条件方差引入条件期望的方程中,以解释和描述风险溢价随时间变化,更为贴切的描述了风险与报酬间的关系。Zakoian(1990), Glosten, et.(1992), Nelson(1990), Sentana(1995)对传统的 ARCH 模型进行了修正,提出了 TARCH、GJR – GARCH、EGARCH 和 GQARCH 等非线性模型。修正的 GARCH 模型的显著优点在于:它们不仅保留了 GARCH 模型描述过度峰值的优势,而且能描述波动率的非对称性质。

中国股市作为新兴市场,素有"消息市"、"政策市"的称号,其波动性更多地受到制度变迁等因素的影响而表现出一定的阶段性,因而总体样本的波动情况并不能准确地反映各子样本的波动特征,因此,必须对所研究的样本数据进行时段的划分,而且,笔者在研究中发现,时段点的指定对模型的建立起着至关重要的作用。本文沿用陈浪南等(2002)一文中利用 ICSS(Iterated Cumulative Sums of Squares algorithm)法则对波动时段的划分,选取深圳成分指数为研究对象,但与已有研究不同的是,本文尝试将 GARCH – M 模型和 GQARCH 模型相结合,形成 GQARCH – M 模型,以此分析我国股市波动性的特点。

二、数据与研究方法

1. 数据的选取

由于我国股市在 1993 年之前尚不规范,且规模较小,并参考陈浪南等(2002)对波动时段的划分,本文选取深圳成分指数 1993 年 1 月 3 日至 2000 年 3 月 16 日的每日收盘价,共 1770 个样本观测值,并由此避免因选用深圳综合指数而出现的由新股上市和人为操纵对波动率造成的影响。复合收益率 $Yt = \ln(Pt) - \ln(Pt - 1)$,其中 Pt 为第 t 日成分指数。表 1 给出了序列 Yt 的统计特征。

表 1 深圳成分指数收益率的基本统计特征(1993—1997 年日复合收益率)

样本数	均值($\times 10^{-2}$)	方差($\times 10^{-2}$)	偏度	过度峰值	JB 正态检验
1770	3.636	2.5957	0.6615	13.278	7919.775

2. 波动时段的划分

正如引言中所提到的,对于中国股市由于制度变迁的影响表现出的阶段性特征,很有必要在研究中引入波动时段的概念,对不同时段的子样本运用不同的模型进行模拟,得到更准确的研究结果。本文沿用了陈浪南等(2002)对波动时段的划分,即应用 Inclan and Tiao(1994)提出的 ICSS 法则,即从收益率序列中找出的三个发生突然变化的时点,分别是 1995.5.25,1997.7.11,2000.3.17,将序列进行分段研究,由于该文中指出 2000 年 3 月 17 日至 2001 年 12 月 28 日的数据 ARCH 现象不显著,故本文中选取的数据截止于 2000 年 3 月 16 日。

3. 模型的设定

[收稿日期] 2003 – 11 – 08
[作者简介] 李智(1979 –),女,厦门大学数学系 2001 级概率与数理统计专业硕士研究生。

GARCH(1, 1)模型的本质特征是随机误差项的条件方差服从一个 ARMA(p,q)过程 均值方程: $\varphi(l)Y_t = c + \varepsilon_t$

$\varepsilon_t = \nu_t\sqrt{h_t}$ (1) 方差方程: $h_t = \omega + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon^2_{t-i} + \sum_{j}^{p}\beta_j h_{t-j}$ (2)

其中 $\varphi(l) = 1 - \phi_1 l - \phi_2 l^2 - \cdots - \phi_m l^m$, L 为滞后算子，特征方程 $\varphi(z) = 0$ 的根全在单位圆之外，v_t 为均值为 0, 方差为 1 的白噪声。参数满足条件: $\omega\phi 0, \alpha_i, \beta_j \geq 0, \sum\alpha_i + \sum\beta_j \pi l$

Engle, Lilien & Robbins(1987)提出的 GARCH－M 模型, 将 h_t 的某种函数形式 $f(h_t)$ 作为 y_t 的解释变量, 即将均值方程(1)修改为: $\varphi(l)Y_t = c + \delta f(h_t) + \varepsilon_t$ (3)

其中条件方差函数前的系数 δ 是反映风险与报酬之间的权衡关系的参数，说明了投资者的相对风险的厌恶程度。一般来说，如果投资者是风险厌恶的，则风险溢价与条件方差之间将正相关，即系数 δ 为正。

Sentana(1995)对传统的方程(2)中的 ht 的表达式进行了修正,GQARCH 模型中的 ht 表示为：

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i(\varepsilon_{t-i} - \gamma_i)^2 + \sum_{j}^{p}\beta_j h_{t-j} \qquad (4)$$

其中系数 γ 是反映利好消息与利空消息对股市波动的非对称影响的参数。可以看到，如果 γ 为正，利空消息 ($\varepsilon_{t-1} < 0$) 比利好消息 ($\varepsilon_{t-1} > 0$) 对股市波动的影响大。

本文尝试将 GARCH－M 模型和 GQARCH 模型结合为 GQARCH－M 模型，即将方程(3)和(4)作为本文研究的模型，结合时段划分，对深圳成分指数波动率进行分析，进一步考证对此时段划分的可信性。

三、实证结果与分析

1. 模型估计

为了更好的拟合模型，本文还将方程(3)中的 ε_t 扩展至其一阶移动平均 MA(1)的形式。经过反复的比较和筛选，对不同时段的波动率，建立了如下各 GQARCH－M 模型(括号内为系数估计的标准差)：

Period Ⅰ (1993.1.3－1995.5.24)

均值方程：$y_t = \underset{(0.0056)}{0.9903}y_{t-1} + \varepsilon_t - \underset{(0.0052)}{1.0148}\varepsilon_{t-1} - \underset{(0.0003)}{0.0015}\sqrt{h_t}$

方差方程：$h_t = \underset{(0.1938)}{0.9725} + \underset{(0.0519)}{0.252}[\varepsilon_{t-1} - (\underset{(0.1813)}{-0.78})]^2 + \underset{(01244)}{1.0663}h_{t-1} - \underset{(0.0809)}{0.3819}h_{t-2}$

Period Ⅱ(1995.5.25－1997.7.10)

均值方程：$y_t = -\underset{(0.1832)}{0.7527}y_{t-1} + \varepsilon_t - \underset{(0.1799)}{0.7718}\varepsilon_{t-1} + \underset{(0.0812)}{0.178}\sqrt{h_t}$

方差方程：$h_t = -\underset{(0.0596)}{0.366} + \underset{(0.0162)}{0.1159}[\varepsilon_{t-1} - (\underset{(0.24)}{-1.4556})]^2 + \underset{(0.0149)}{0.859}h_{t-1}$

Period Ⅲ(1997.7.11－2000.3.16)

均值方程：$y_t = -\underset{(0.1643)}{0.7073}y_{t-1} - \underset{(0.0484)}{0.0248}y_{t-2} + \varepsilon_t + \underset{(0.1571)}{0.7527}\varepsilon_{t-1} + \underset{(0.0705)}{0.067}\sqrt{h_t}$

方差方程：$h_t = \underset{(0.0962)}{0.3302} + \underset{(0.0338)}{0.2112}(\varepsilon_{t-1} - \underset{(0.1286)}{0.1684})^2 + \underset{(0.0502)}{0.7004}h_{t-1}$

括号内为系数估计的标准差，以上大部分参数估计值的 t 检验在通常的显著水平(5% 和 10%)下都是显著的。

2. 结果分析

首先，深圳成分指数收益率与其第 1、2 阶滞后项相关，这表明包含在股价中的有关信息并未完全被当前的股价所反映，历史股价中还存在着对预测未来股价有用的信息，因而我国股市有效性偏弱(股市对过去信息的吸纳速度越快，则有效性越强)。

其次，三个时段的条件方差方程中都含有各自条件方差的滞后项，这说明指数收益率的波动大小即其风险都与其各自的无限过去的波动大小有明显关系，也就是说，深圳成分指数的波动是"长记忆"的,且持续特征都十分显著。

再次，从上述拟合模型中可以看到前两个时段(1993.1－1997.7)的模型中 γ 的值为负，且在 1% 的水平上显著，这意味着在 1993－1997 年，相对于利空消息来说，利好消息引起股价的波动更为剧烈，正如陈浪南等(2002)分析，当时中国的股票市场刚刚起步，股民缺乏专业的投资理论和稳定的投资战略，利好政策一出台，股民疯狂购进，推动股价大幅度上涨，而出现利空消息时，股民倾向于等待政府采取措施，故波动率并不激烈变动，由此 γ 为负。而在第三时段(1997.7－2000.3)，γ 为正，且在 10% 的水平下显著，这说明股市的盲目因素减弱，中国股市逐步趋于完善。

最后，模型中风险厌恶系数 δ 在第一时段为 －0.015，而在第二、三时段均为正值，说明中国股票市场的投机成分减少，股民逐渐趋于理性投资。

四、结论

根据以上建模结果，可以得到的基本结论是：我国股市的波动性存在着非对称的 ARCH 效应，即证券收益率的条件方差对正、负冲击具有非对称反映。但通过对不同时段的分析得出，与现存许多对国外股票分析的文献所得结果不同的是，对于中国的深圳成分指数，在 1993 年至 1997 年，利好消息比利空消息对市场的波动性的影响更大，即与通常定义的"杠杆效应"相反，而对于 1997 年以后的数据，"杠杆效应"才得以反映，这也呈现出中国股市逐步健全发展的过程。同时本文也运用不同模型再一次证实了陈浪南等(2002)对波动时段划分尝试的可信性。此外，我国股市的波动性与收益率在第二时段后出现显著的正相关，说明投资者所要求的风险补偿较高，投机成分减少，中国股市也日趋完善。显然，认识我国股市的波动特点，可以为投资者规避风险，以及政府对股市的政策监管提供决策依据，由此，更有利于我国股市健康繁荣的发展。

参考文献：

[1] Sentana E. Quadratic ARCH models. Review of Economic Studies, 1995, 62: 639－661.

[2] 钱争鸣. ARCH 族计量模型在金融市场研究中的应用[J]. 厦门大学学报. 2000,(3).

[3] 陈泽忠，杨启智，胡金泉. 中国股票市场的波动性研究——EGARCH－M 模型的应用[J]. 决策借鉴, 2000,(5).

[4] 陈浪南，黄杰鲲. 中国股票市场波动非对称性的实证研究[J]. 金融研究, 2002,(5).

[责任编辑:昱 文]