

中国股市的 ARCH 效应分析

唐齐鸣 陈 健*

内容提要 本文对 ARCH 模型的发展及各模型的特点进行了较为详细的讨论,在分析中国股市波动性特征的基础上,利用 ARCH 类模型对中国股票市场的波动性进行了检验,发现中国股市具有较为明显的 ARCH 效应,针对中国股市现存问题,借鉴成熟股市的经验,提出了加快发展中国股市的政策建议。

关键词 中国股市 ARCH 模型 波动性

国外对股票市场价格的波动性研究已有很长一段历史,早在 20 世纪 60 年代, Fama(1965)就观察到投机性价格的变化和收益率的变化具有稳定时期和易变时期,即价格波动呈现集群性,方差随时间变化。此后,国外对投机性价格波动特征进行了大量的研究。其中最成功地模拟了随时间变化的方差的模型首推 Engle(1982)提出的自回归条件异方差性模型(即 ARCH 模型)以及它的扩展模型。这些 ARCH 模型被大量地应用于股票市场、货币市场、外汇市场、期货市场的研究,来描述股票价格、利率、汇率、期货价格等金融时间序列的波动性特征。国外学者在对 ARCH 类模型不断改进的同时,对模型分布的设置也做了多方面的研究。在研究中,很多学者发现分布假定为正态分布的 ARCH 类模型,不能完全解释宽尾性,于是很多其他分布被提出取代正态分布,大量的经验研究表明, t 分布代替正态分布效果最好。

国内学者对中国股市 ARCH 类模型的研究均是针对股票指数报酬序列残差为正态分布的情况,而实际上股价指数报酬序列往往表现为非正态,因此,对非正态状况下股市波动性的研究具有现实意义。本文将利用 t 分布的条件异方差自回归模型,来研究我国股票市场价格波动的特征,分

析引起股价剧烈波动的原因,以便更好掌握中国股市波动的规律性,采取相应的措施和政策,推动中国股市的规范化发展。

一、ARCH 类模型概述

我们称具有如下形式的时间序列为满足 ARCH 模型的序列:

$$X_t | J_{t-1} \sim N(0, \epsilon_t^2) \quad (1)$$

$$X_t = z_t \epsilon_t, z_t \text{ 为 i.i.d.},$$

$$\text{且 } E(z_t) = 0, \text{Var}(z_t) = 1 \quad (2)$$

其中, ϵ_t 序列无关, J_{t-1} 为 $t-1$ 期获得的信息集, σ_t^2 为 ϵ_t 的条件方差。一般地, ϵ_t 往往是其他过程均值的新生值,如 $Y_t = g(x_{t-1}, \theta) + \epsilon_t$,^① 根据 σ_t 和 $g(x_{t-1}, \theta)$ 函数形式的不同, ARCH 模型有以下几种具体形式:

1. 线性 ARCH(q) 模型:

* 唐齐鸣:华中科技大学经济学院 电子信箱: tangqm@public.wh.hb.cn; 陈健:华中科技大学经济学院 430074

本项研究受到国家社科基金(98BJY064)资助。

① 本文中选取的函数形式为 $R_t = \alpha + \epsilon_t$, 其中 R_t 为股票指数日报酬, α 为 R_t 在信息集下的条件平均。

$$\varepsilon_t^2 = \tau_0 + \sum_{i=1}^q \tau_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

$$\tau_0 > 0, \tau_i \geq 0 (i = 1, 2, \dots, q)$$

2 线性 GARCH(p, q) 模型:

$$\varepsilon_t^2 = \tau_0 + \sum_{i=1}^q \tau_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \psi_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (4)$$

其中, $p \geq 0, q > 0, \tau_0 > 0, \tau_i \geq 0 (i = 1, \dots, q), \psi_j \geq 0 (j = 1, \dots, p)$ 值的大小, 反映了序列波动的持续性

3. 指数 GARCH(p, q) 模型, 即 EGARCH(p, q) 模型:

$$\log \varepsilon_t^2 = \tau_0 + \sum_{i=1}^q \tau_i (\varepsilon_{t-i} - V[\varepsilon_{t-i} | \mathcal{F}_{t-i}]) + \sum_{j=1}^p \psi_j \log \varepsilon_{t-j}^2 \quad (5)$$

其中, α, β, γ 均为参数, $\sum_{j=1}^p \beta_j$ 的值 β_j 测量波动持续性。

以上 ARCH模型及其扩展模型虽然都常常用来描述和解释货币和金融时间序列误差的方差或波动随时间变化的行为,但它们具有各自的特点。

ARCH模型的主要贡献在于发现了经济时间序列中比较明显的变化是可以预测的,并且说明了这种变化是来自某一特定类型的非线性依赖性,而不是方差的外生结构变化。式(3)表明过去的波动扰动 ε_{t-1}^2 对市场未来波动有着正向而减缓的影响,因此波动会持续一段时间,从而模拟了市场波动的集群性现象,但没有说明波动的方向。从预测的角度来看,当存在 ARCH效应时,使用 ARCH模型较之仍使用方差为常数的普通最小二乘法而言不仅可以提高预测值的精度,还可以知道预测值的可靠性。当方差较大时,预测值的置信区间就较大,从而可靠性较差;反之预测值的可靠性较好。ARCH模型的这种性质在对股票、债券、期货和期权等进行风险分析时具有重要的实用价值。

由于 GARCH(p, q)模型是 ARCH模型的扩展,因此 GARCH(p, q)同样具有 ARCH(q)模型的特点。但 GARCH模型的条件方差不仅是滞后

残差平方的线性函数,而且是滞后条件方差的线性函数。GARCH模型适合在计算量不大时,方便地描述高阶的 ARCH过程,因而具有更大的适用性。

虽然 GARCH模型有助于模拟金融数据分布的宽尾特征 (Bollerslev, 1986),但实践中常常发现 GARCH(p, q)模型模拟数据后得到的标准残差不一定近似为正态分布。因此,为了说明大量金融时间数据所呈现的厚尾巴特征,必须寻找一个比正态分布尾部更宽的分布, t分布具有此特征。如可用自由度为 n 的 t分布代替 GARCH(1, 1)模型中的正态分布,它可以看做是测量宽尾程度的参数。当 $n > 30$ 时, t分布近似为正态分布,当 n 显著小于 30 时, t分布比对应的正态分布有更厚的尾巴。实践证明,使用 t分布后,效果确实改善。

GARCH(p, q)模型在应用于资产定价方面存在以下三个不足:

1. GARCH模型不能解释股票收益和收益变化波动之间出现的负相关现象。GARCH(p, q)模型假定条件方差是过去残差平方的函数,因此,残差的符号不影响波动,即条件方差对正的价格变化和负的价格变化的反应是对称的。然而在经验研究中发现,当坏消息出现时,即预期股票收益会下降时,波动趋向于增大;当好消息出现时,即预期股票收益会上升时,波动趋向于减小。GARCH(p, q)模型不能解释这种非对称现象。

2. GARCH(p, q)模型为了保证 σ_t^2 非负,假定(4)式中所有系数均大于零。这些约束隐含对所有的 $m \geq 1$,在任何时期增加 ε_t^2 都会增加 σ_{t+m}^2 ,因而排除了 σ_t^2 的随机波动行为。这些非负约束也给 GARCH模型的参数估计带来困难。

3. 因为没有一致的测量波动持久性的准则,所以难以利用 GARCH(p, q)模型对条件方差的冲击是否会持久这一问题进行评价。在对金融时间序列进行研究时,研究者常常对条件方差的冲击会存留多久这一问题比较关注。如果波动变化只是暂时的,则市场对风险溢价不会有明显的调整。因此由将来预期现金流的净现值决定的股票价格和折现因子都不会发生明显变化;如果波动

冲击无限期地存留,则可能改变整个风险溢价的期限结构,从而对长期资本货物的投资产生显著影响。但 GARCH模型难以对这点进行评价。

EGARCH(p, q)模型能弥补以上不足。在 EGARCH(p, q)模型中,参数 ϕ 允许 ARCH效应是不对称的,当 ϕ 的值为负且在统计意义上显著时,表示存在杠杆效应。当 $\phi = 0$ 时,说明正的冲击和负的冲击对波动产生同样的效应;当 $\phi > 0$ 时,说明正的冲击比负的冲击引起更大的波动性;当 $\phi < 0$ 时,说明负的冲击实际上增加了波动性,而正的冲击实际上减少了波动性。这样,EGARCH(p, q)模型不仅可以反映过去残差的数量对波动的影响,而且可以反映其符号对波动的影响,可用来模拟负相关现象,因此更适合资产定价应用。如 Block-Scholes 期权定价方程式中,用 EGARCH模型来模拟证券的波动性,不仅可以模拟波动的集群性和厚尾巴现象,还可以用来判断是否存在负相关现象,波动是否持久,从而提高定价精度。另外由于式(5)对参数没有约束,因而也不存在 GARCH(p, q)模型中的第二个问题。再者,模型中的 $\log(\sigma_t^2)$ 为一线性过程,其平稳性比较容易判断。

二、中国股市 ARCH效应分析

(一)中国股市波动特征

中国股市的发展很快,从 20 世纪 80 年代中后期一些国有企业自行发行企业职工内部股票,到 1990 年至 1991 年规范化的上海、深圳证券交易所的成立,中国股市在过去十多年的发展过程中逐渐自我完善和发展壮大,市价总值从 1992 年的 1048.13 亿元上升到 1999 年的 26 471 亿元,占 GDP 比例从 1992 年的 3.93% 上升到 1999 年的 32%,1999 年流通市值占 GDP 比例达到 10% 左右。股票市场的建立和发展对解决国有企业筹集资金起到了积极的作用,有利地推动了中国经济体制改革的深入发展。

虽然中国股票市场取得了长足的发展,但与成熟的证券市场相比,仍存在较大差距,突出的表现是证券市场功能以筹资为主,优化资源配置功

能相对薄弱;上市公司的股本结构中,占总股本 60% 的国家股及法人股不能流通;市场投资主体结构不合理,个体投资者比例过大;上市公司普遍存在重筹资、轻转制的倾向,规范运作程度不高,多数公司还没有形成有效的内部制衡机制;市场规模较小;相关法规不完善;监管力量薄弱和监管滞后等。具体来讲,我国股市波动具有以下特征:

1. 股市波动大,股价指数走势难以按牛、熊市划分,时常发生暴涨暴跌行情,熊市中常发生暴涨行情,牛市中常发生暴跌行情。在中国股市发展过程中,经历了多次大起大落,沪深股市近几年的股价指数几乎每年发生一次暴涨暴跌行情,大部分的涨跌行情在几天或几周内完成,时间短,涨跌幅度大,最高日涨幅达 33%,最高年振幅达 400%,如上证综合指数 1992 年年振幅为 404%,1993 年至 1998 年期间,年振幅最大的是 1994 年,高达 223.09%,最低的是 1998 年,为 36.42%,六年的平均年振幅为 110.47%,从 1994 年到 2000 年 8 月 22 日,上证综合指数在 325.89 点至 2114.52 点间波动。股市的剧烈波动对投机者产生巨大诱惑力,助长了市场投机行为,使中国股市中靠股价波动投机的股民占大多数。政策、消息、扩容、企业经营状况的好坏、机构大户操纵、各种非正常途径的谣传等因素都是引起中国股市波动的原因。

2. 二级市场大部分日子成交量很少,在股市发生较大波动时成交量急剧增大。从沪深股市成交量来看,大部分日子,两个市场的日成交量只有几亿元,只在“94.8”行情、“5.19”行情与 1996 年行情期间成交量才达几十亿元至几百亿元。

3. 股市上中小散户投资者众多,股票换手率非常高。国际上成熟股市的年换手率通常在 30%—50%,甚至更低,即投资者平均持股时间在 2—3 年以上。作为新兴股市,大体上以不超过 100% 为宜,而中国股票市场历年换手率都高达 100% 以上,最高为 1996 年深圳股市换手率 902%。^②这说明中国股票市场投机氛围浓于投资氛围,如此频繁的买进卖出,直接导致股市价格剧烈波动。

^② 数据来源于中国证券监督管理委员会编《1998 中国证券期货统计年鉴》,中国财政经济出版社 1998 版。

4. 上市公司经营业绩欠佳,股息率不太高 从表 1可看出,相对于其他成熟股市而言,中国股市平均净资产收益率较低,表明中国上市公司运行质量不稳,资源配置和资金使用效率不高,资产获利能力还处于较低的水平。另外,上市公司的亏损情况有逐年上升的趋势,1994年上海和深圳股市上市公司亏损数只有 2家,而到 1997年亏损上市公司数达到 41家,亏损金额从 1994年的 3279万元,增加到 1997年的 477 617万元;平均每股亏损从 1994年的 0. 13元上升到 1997年的 0. 49元。^③ 由于上市公司经营业绩普遍欠佳,使很多上市公司股票在分红派息时,股息率很低,一般在 5% 以下,有的根本没有。虽然对股民而言,股息率的重要性已退居于股价之后,但一旦发了股息,股民心理及其股市行为就发生了变化,股息增长持续时间的长短以及股息增长率的高低对股价的涨落具有直接影响

表 1 1997年主要股市平均净资产收益率

美国	英国	日本	德国	法国
22. 4	33. 1	69	15. 9	11. 8
荷兰	意大利	加拿大	中国	
27. 7	13. 9	13. 6	10. 2	

资料来源:赵小平主编,《中国股票市场统计分析》,中国财政经济出版社,1998,第 35页。

5. 每一次暴涨暴跌后面都有明显的政策影响 (邹昊平等,2000)。

中国股市波动性特征,说明了中国股市的市场机制还不完善,投机性太强,市场主体行为非理性。那么我国新兴股票市场价格的波动与成熟市场经济国家的股票市场相比有哪些不同,我国股票市场价格的波动性特征适合用什么样的模型来描述,产生这些波动性特征的原因是什么,这些问题都值得我们研究。

(二)中国股市 ARCH效应检验

1. 我们选取上海综合指数和深圳成分指数每日收盘价 P在 1993年 1月 4日— 2000年 4月 7日^④ 之间的数据 每日股票市场报酬 R_t为相邻营业日股指收盘价 P_t的对数一阶差分,即 R=

$\log P_t - \log P_{t-1}$

2 从表 2的基本统计结果可以看出,深圳股市报酬明显高于上海股市,但深圳 上海股市的均值均不显著异于 0,两组数据的标准差反映出上海股市波动性更大性,深圳股市稍稳定一些,但相差不大。表中偏度的数据虽然均为正值,但数值很小,仍可认为这两组报酬数据的分布大致上是对称的,从峰度的数据可以看出,这两个分布均呈现明显的宽尾特征,并且在平均值处的波峰很尖,而 JB正态检验的结果证实了股票指数每日报酬的分布不是正态分布,这与传统研究的结果一致,即高频率的金融数据具有非正态性。检验 R_t序列自相关性的 Q统计量结果表明,R_t序列存在明显的自相关性,因此可以考虑用自回归移动平均 (ARMA)方程来描述它,而用来检验 R_t²序列相关性的 Q²统计量的结果显示异方差性均显著。

表 2 上海、深圳股票市场每日股票报酬的基本统计情况

	上海	深圳
样本数	1780	1748
均值	0. 0004	0. 0007
标准差	0. 0294	0. 0263
偏度	1. 2144	0. 6503
峰度	14. 5837	10. 0260
JB正态检验值	10387. 72	3718. 569
Q(24)统计值	56. 0992	30. 2237
Q ² (24)统计值	538. 4087	233. 1213

3. 中国股市 ARCH类效应检验

由于深、沪股票指数报酬序列均平稳且存在自相关性、非正态性和异方差性,因此可以考虑用如下步骤对其特征进行描述。

(1)用 ARMA过程来描述这两组报酬序列的自相关性,经过反复筛选,对沪市和深市分别选取如下的 ARMA方程:

③ 数据来源于中国证券监督委员会编《1998中国证券期货统计年鉴》,中国财政经济出版社 1998版。

④ 文中涉及的上证综合指数和深圳成分指数的所有数据均来自和讯网 <http://www.homeway.com.cn>

$$\text{深圳: } R_t = 0.0454R_{t-2} + 0.0413R_{t-4} - 0.0579R_{t-6} + 0.0416R_{t-28} + \varepsilon_t$$

(1.8857) (1.7134) (-2.4069) (1.7371)

$$\text{上海: } R_t = 0.0536R_{t-3} - 0.0769R_{t-6} - 0.0469R_{t-10} - 0.0482R_{t-11} - 0.0631R_{t-20} + \varepsilon_t$$

(2.2648) (-3.2498) (-1.9887) (-1.9887) (-2.6862)

从以上模型可以发现,上证指数报酬与其滞后 3 期、6 期、10 期、11 期和 20 期都有较为密切的关系,与滞后 3 期的相关性为正,与其他滞后期的相关性为负,滞后 6 期的系数绝对值最大,稍大于滞后 3 期的系数;深证指数报酬与其滞后 2 期、4 期、6 期和 28 期都有比较密切的关系,与滞后第 6 期的相关性为负,与其他滞后期的相关性为正。这与国外较为成熟的股市相比有较大差异。在成熟的股票市场,市场效率较高,后期的收益率对前期的收益率依赖性很大,在选择 ARMA 模型时,往往滞后一期就足以抓住其一阶相关性,且呈现出明显的正相关。这表明我国沪、深两市还很不成熟,上证指数和深证指数当前的走势都为其将来的走势提供信息,但这些信息没有及时被市场吸纳反映在当期的股价中,因此,两市都是非有效的。相对来讲,深市的有效性更弱。

(2) 用选定的 ARMA 模型和服从 t 分布的 ARCH 类模型来描述 R 序列的异方差性。在实践中,模拟时间序列时选择合适的分布对做投资决策十分重要。当投资者一旦知道了股票收益的分布形态,就相当于知道了关于风险的重要信息。特别在股票交易中,获利或损失的概率也取决于对应资产的分布,投资者在做投资时也不可能忽视大的价格变化的可能性。同时,在对金融市场做经验研究时,也只有完全描述条件分布,才能得到有效的参数估计量。回归条件分布的设定形式不正确也将导致错误的结果。而建模的目标是做预测,预测的精确度也取决于对应的概率模型是否很好地描述了标准误。因此,分布的选择相当重要。我们在 GARCH(1,1) 和 EGARCH(1,1)^⑤ 模型中引入 t 分布来解决 R_t 序列残差的非正态性。从 GARCH(1,1)- t 分布模型和 EGARCH(1,1)- t 分布模型的参数估计结果表 3 和表 4 可看出,模型拟合效果较好,除 EGARCH(1,1)-模型中的系数 ϕ 和上海股票报酬 α_0 的系数不显著外,其他系

表 3 中国股市股票报酬率的 GARCH(1,1)- t 分布模型的参数估计结果

	深圳	上海
α_0	0.00004 (4.4255)	0.00004 (4.2023)
α_1	0.2595 (6.2297)	0.2478 (5.8489)
β_1	0.7222 (21.8751)	0.7494 (25.6494)
D(自由度)	4.1557 (11.0685)	3.6394 (11.5257)

说明: 括号里数值为 t 统计量,下同。

表 4 中国股市股票报酬的 EGARCH(1,1)- t 分布模型的参数估计结果

	深圳	上海
α_0	-0.3750 (-2.8304)	-0.1659 (-1.6035)
α_1	0.3954 (9.2333)	0.3764 (8.8892)
β_1	0.9259 (57.0292)	0.9456 (77.9912)
D(自由度)	4.2279 (10.9517)	3.7191 (11.2903)
ϕ	-0.0161 (0.2646)	-0.0978 (1.6241)

数均显著。同时,这两个 t 分布的自由度均远远小于 30,因此也证实了 t 分布有更厚的尾巴,说明 t 分布假设比正态分布假设更适合描述这两组数据。由此可见,ARCH 类模型也能很好地描述我国股票市场的波动性。

(三) 结果分析

1. 杠杆效应 在股票市场,投资者一般对负的价格变化比对正的价格变化更加敏感,这是因为较低的股本价值将增加债务/权益比,增加持股风险,从而导致波动性。此类效应称为杠杆效应。这种效应在经济环境良好时,不会出现太大的问题,因为公司资产回报率能赚取高于利息负担的利润。但是高杠杆带来的高利润可维持多久? 当利率上升或经济环境变坏,公司就可能陷入经济危

^⑤ 由于我国股票市场发展时间较晚,可用数据少,检验结果表明用 GARCH(1,1) 和 EGARCH(1,1) 模型就能很好地描述股票报酬序列。

机,甚至倒闭,也隐藏着从股市集资的需要。在这种情况下,就会增加公司的风险,即增加未来的波动性。虽然深圳股市和上海股市 R_t 序列的 EGARCH₁模型中 ϕ 的值均为负,即股市对正的和负的股票报酬产生不对称的反应,整个股市中一个大的负价格变动比相同规模的正的价格变动导致更高的波动性,但 t 统计量的值不显著,说明我国股市的收益和波动变化之间的负相关程度较弱,负相关性说明我国股民往往是风险喜好者,同

时也暗示我国股市过度投机的存在,从一个侧面佐证了我国股市的不成熟性。

2 波动集群性。由于所有的 α_1 均为正,因此说明了实际股票波动的集群性现象,即过去的波动扰动对市场未来波动有着正向而减缓的影响,股市大幅度波动集中在某些时段上,小幅波动则集中在另一些时段上。图 1和图 2从另一个角度也进一步证实了中国股市波动频繁、波幅大,ARCH现象较为明显等特征

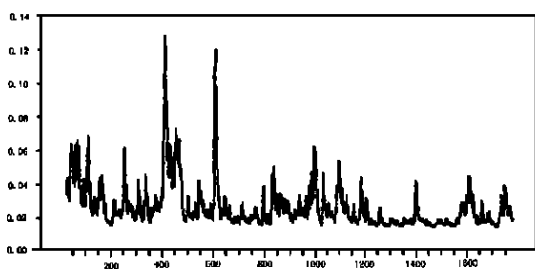


图1 上海综合指数图

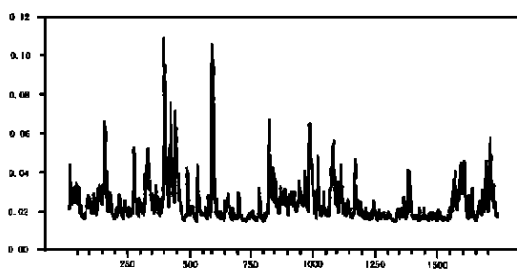


图2 深圳成分指数图

3.波动持续性:考察两个 GARCH 模型,可以发现对应深圳的 $\alpha_1 + \beta_1 = 0.9817$,对应上海的 $\alpha_1 + \beta_1 = 0.9973$,再看两个 EGARCH₁模型,同样可以发现对应深圳的 β_1 为 0.9259,对应上海的 β_1 为 0.9456,都非常接近 1,似乎是 IGARCH过程^⑥。但用 t 分布检验,并不接受 IGARCH过程的假设,即冲击对条件方差的影响不是趋势性的、永久的。我们进一步对两个股市的收益率序列自相关函数进行分析,从图 3和图 4的上海综合指数和深圳成分指数收益率绝对值的自相关函数滞后 1000阶的曲线图中可以看出,滞后多阶的深圳和上海股市收益率的绝对值的自相关函数明显与零相差很大,大部分都超过 95%的置信区间,且自相关函数值有正有负。两市衰减的形式不是很快地以指数形式衰减,而是以双曲线形式缓慢地衰减,上海股市表现得更为明显些。图 5- 12分别是上海综合指数和深圳成分指数收益率绝对值的分数阶差分 $(1-L)^d |R_t|$, d 分别取 0.25 0.5 0.75 和 1时对应的自相关函数滞后 1000阶的曲线图。从这些图形中可看出,将收益率的绝对值序列进行一阶差分或分数阶差分后,收益率序列表现出

的持续性明显地减弱,滞后各阶的数值基本上都处于置信区间内,序列之间的长期依赖性也在很大程度上削弱,方差受到冲击的影响进一步减小。因此,通过选择不同的 d 值,确定最佳的分数阶数值,能够最大程度地使这种长期依赖性减弱,从而使方差的波动逐渐趋于平稳。汤果(2000)的研究表明, d 的最佳取值为 0.783。与国外成熟股市相比,我国股市中对应的 d 值较大,双曲线特征不是特别明显,表明冲击对波动影响持续的时间相对要短一些,这与我国股市的波动性特征一致。我国股票市场是政府管制下的新兴市场,政府在市场运作各重大环节上均深度参与和严格控制,每当股市出现暴涨或暴跌行情时,政府总要出台政策干预股市,使股价回到政府预期的波动范围之内,因而波动持续性较短。

⑥ IGARCH模型为在 GARCH模型中令系数和为 1。IGARCH模型说明,被估计的条件方差过程存在明显的持续性,冲击对条件方差的影响是永久的,因此,波动呈现出无限的依赖性。方差持续性的概念可以借助条件方差的长记忆性概念来定义,即可从自相关函数呈缓慢的双曲线率衰减的特征来定义方差持续性。

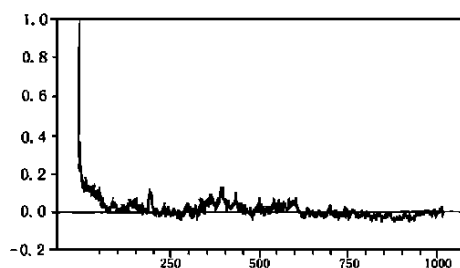


图3 上海收益率绝对值的自相关系数

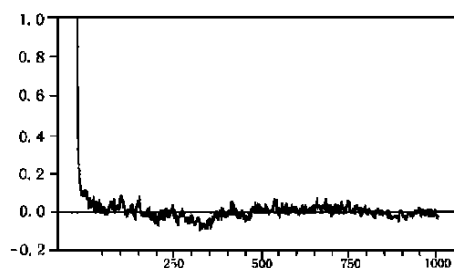
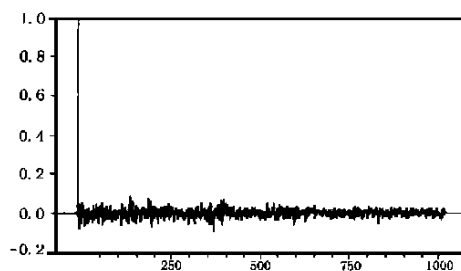
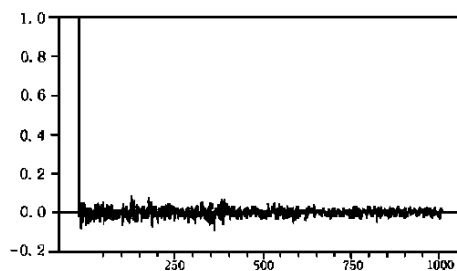
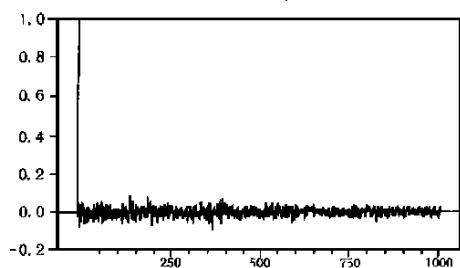
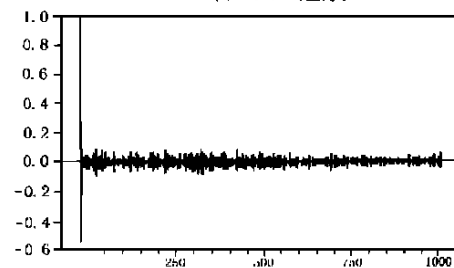
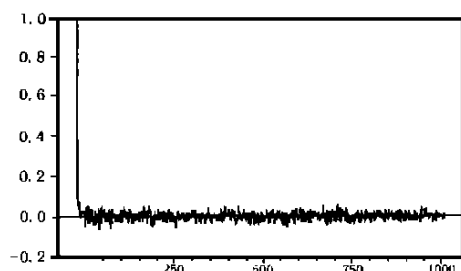
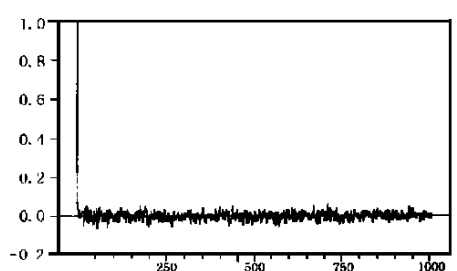
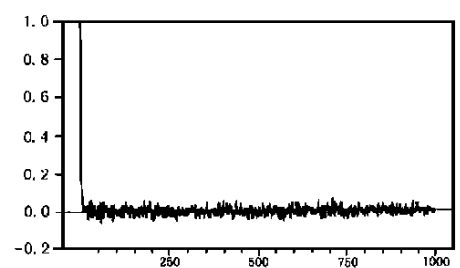
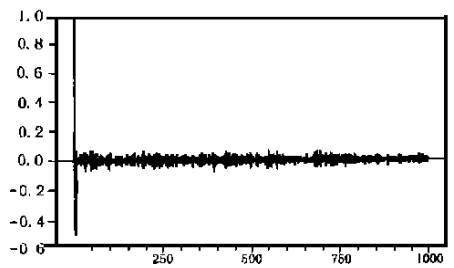


图4 深圳收益率绝对值的自相关系数

图5 $d=0.25$ (上海)图6 $d=0.5$ (上海)图7 $d=0.75$ (上海)图8 $d=1$ (上海)图9 $d=0.25$ (深圳)图10 $d=0.5$ (深圳)图11 $d=0.75$ (深圳)图12 $d=1$ (深圳)

三、政策建议

1. 要稳定证券市场结构,积极培养一支结构合理的投资者队伍。在 GARCH模型中我们看到股票 $\alpha_1 + \beta_1$ 的值比较小,因此存在波动突然来临又突然消失的现象,这说明中国股市存在着过度投机现象,因此有关部门要注意投资者队伍的素质培养。具体来讲,应从几个方面着手,一是在证券结构方面,要发展大盘股,按照产业政策,对高新技术企业,对重点的能源、交通、原材料企业,要支持它们上市。二是在需求结构上,要增加机构投资者,要组建真正的投资基金,而不是现在一些有银行背景,甚至以政府为背景的证券经营机构,因为真正代表投资者的基金组织都是比较稳定的,一般是以投资为主,而不是以投机为主。

2. 尽快解决国家股、法人股上市问题。上市公司设置国家股、法人股,而且国家股和大部分法人股不能流通,这是我国股市在特殊情况下的产物,它既不符合《公司法》,也不符合国际惯例。成熟证券市场的 ARCH类模型参数估计之所以趋于合理,其中一个重要的原因得益于证券市场规模的壮大。因为只有规模足够大,才能避免少数人操纵股市,减少过度投机。我国证券市场还不十分活跃,还存在少数人操纵价格,使股票市场过度波动的现象,这与国家股、部分法人股不能流通这个因素有关。由于大量的国有股、法人股不能流通,使许多上市公司的流通规模过小,资金雄厚的机构投资者可以随意操纵股票价格。因此,应在同股同权原则下,通过企业兼并、重组、合资等多种形式逐步解决国家股、法人股流通问题。

3. 规范证券市场的信息机制,使股票价格能准确地反映股票的真实价值。由于我国股票市场在信息分布、信息加工和信息传递等方面都存在着许多不足,市场交易者的行为非理性和大量的噪声交易,使证券市场价格产生剧烈波动,市场信息低效率,无法实现证券市场的价值发现功能。优化资源配置功能。要使股票市场稳定发展,必须规范信息运行机制,构建合理的信息-预期-价格

机制,严格执行《证券法》,尽快完善现行信息披露制度,使其具有更强的可操作性。应规范上市公司及会计事务所、律师事务所等中介机构的信息披露制度,建立风险内部约束和法律的外部制约机制,从而确保证券市场的基础信息具有充分性、完整性、真实性和可靠性。必须加大对信息披露的监管及处罚力度,监管机构应在更广泛的范围内对违规进行查处,同时可考虑修改信息披露制度中的处罚条例,加大处罚力度。

4. 政府应避免过多的行政干预,让股票市场尽快市场化、法制化、规范化。在完善的金融市场上,政府主要是利用政策手段,制定各种政策法规来影响市场各主体的行为,以达到间接地调控市场的目的。成熟股市的股价由市场自由调节并且波动时间一般都比较长,不像年轻股市指数太高、太低都要进行政府调控。每一次大的政策变动,都会引起股票市场短期的剧烈波动,助长了股票市场投机行为。沪、深两市对应 EGARCH模型中的杠杆效应不明显,沪深股市的收益和波动变化之间的关系还很难准确描述都与我国政府经常干预股市、稳定价格有关,同时也说明股市参与者投机性较强。但我们也看到,政府对股市的管理已开始逐步走上正规化、法制化的轨道,投资者也开始逐步向理性回归,这一切都会推动股票市场的规范化发展。

参考文献:

- 汤果 (2000):《FIGARCH模型对股市收益长忆性的实证分析》,《统计研究》2000年第 1期。
- 邹昊平、袁国良 (2000):《政策性因素对中国股市的影响:政府与股市投资者的博弈分析》,《世界经济》2000年第 11期。
- Bollerslev, Tim (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307- 327.
- Engle, Robert F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK inflation," *Econometrica*, 50, pp. 987- 1008.
- Fama E. F (1965): "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 38, pp. 34- 105.

(截稿:2000年 8月 责任编辑:宋志刚)