

清華大學

中國經濟研究中心



學術論文

ARCH 模型的理論基礎

及其對於中國股票市場的實證研究

周哲芳 李子奈

清華大學中國經濟研究中心

No. 200010 2000年3月

Working Paper

National Center for Economic Research

At

Tsinghua University, Beijing

论文摘要

ARCH 模型是一种动态非线性的时间序列模型,它反映了经济变量之间的特殊的不确定形式:方差随时间变化而变化。作为一种全新的理论,ARCH 模型在近十几年里取得了极为迅速的发展,已被广泛地用于验证金融理论中的规律描述以及金融市场的预测和决策。本文从 ARCH 模型的发展历史出发,简要介绍了其主要形式和特点,然后将 ARCH 模型应用于我国股票市场的实证研究,从实证结果中总结出中国股市的总体特征,并为其进一步发展完善提出了一些建设性的意见和建议。

【关键词】 ARCH, GARCH, 条件异方差, 股票市场, 日收益率

ARCH 模型的理论基础 及其对于中国股票市场的实证研究

周哲芳 李子奈

清华大学中国经济研究中心

No. 200010 2000 年 3 月

作者简介

周哲芳:清华大学经济管理学院 97 级数量经济学专业研究生,现供职清华同方集团;
李子奈:清华大学经济管理学院教授, E-mail: lizinai@mail.tsinghua.edu.cn。

Basic Theory of ARCH Model and the Empirical Study on China's Stock Market with this Model

Zhou Zhefang and Li Zinai
National Center for Economic Research at Tsinghua University
(NCER)

ABSTRACT

ARCH model is a kind of dynamic non-linear time series model. It reflects a special feature of economic variables— time-varying variances. As a new theory, ARCH model has caused extensive interests of economists and has been developed very fast since it came into being. Now it is being widely used in economic and financial fields.

China's securities market is new and developing. It needs to be improved in many aspects. This paper aims to using advanced theory for reference, giving empirical study on China's stock market, trying to find main characteristics, and putting forward some rationalization proposals.

Key words: ARCH, GARCH, conditional heteroskedasticity, stock market, daily rate of return

ARCH 模型的理论基础

及其对于中国股票市场的实证研究^①

周哲芳 李子奈
(清华大学中国经济研究中心)

一、研究背景

股票定价理论是一种以不确定性条件下股票资产定价及股票市场均衡为主要研究对象的理论，因其在现实生活中具有广阔的应用领域，已成为近几十年来经济学中最为活跃的一个分支，吸引了许多专家学者致力于这方面的研究。

根据资产定价理论，股票风险是股票价格的重要因素。在现代金融理论中，广泛地以波动来代表风险，并可由收益的方差进行测度。传统的计量经济学模型往往假定样本的方差恒定不变，但随着金融理论的深入发展，这一假设已逐渐呈现出其不合理的方面。大量的有关金融数据（包括债券市场的利率、股票市场的价格以及外汇市场的汇率等）的实证研究表明用来表示不确定性和风险的方差是随时间而变化的。曼德布洛特（Mandelbrot）

[1]对大量资料进行研究后指出：“一个描述金融价格的随机变量可能具有趋于无穷的方差。”他观察到许多金融随机变量的分布具有厚尾巴的特性，其方差也在不断变化之中。此外，他还发现在方差的变化过程中，幅度较大的变化会相对集中在某些时段里，幅度较小的变化则会集中在另一些时段里。贝拉（Bera）[2]用美元与英镑的每周汇率、美国联邦政府三个月短期债券利率以及纽约股票交易所月综合指数的增长率进一步验证了曼德布洛特的结论。由此可以看出，传统的计量经济学模型关于独立同方差的假定已不适于描述金融市场价格的变化规律。于是许多金融学家和计量经济学家开始尝试用不同的模型和方法来解决这一问题。其中具有代表性的是恩格尔（Engle）[3]提出的“条件异方差自回归模型

（AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity）”，简称 ARCH 模型。经过近二十年的发展，目前该模型已被认为是最集中地反映了方差的变化特点，从而广泛地应用于经济领域

^① 本课题为清华大学经济管理学院与国泰证券公司合作研究项目。

的时间序列分析。后来，波勒斯勒夫（Bollerslev）^[4]，恩格尔（Engle）、利立安（Lilien）和罗宾斯（Robbins）^[5]等人又先后对 ARCH 模型进行改进，提出了 GARCH、ARCH-M 以及 NARCH 等一系列推广模型。同原有的 ARCH 模型一道，这些模型构成了一套比较完整的条件异方差自回归理论，在经济和金融领域引起了高度的重视并获得了广泛的应用。

ARCH 理论是目前国际上非常前沿的用于金融市场资产定价的理论。与传统的 CAPM、APT 理论相比，ARCH 是一种动态非线性的股票定价模型，它突破了传统的方法论和思维方式，摒弃了风险与收益呈线性关系的假定，反映了随机过程的一个特殊性质——方差随时间变化而变化。由于 ARCH 模型反映和刻划了经济变量之间方差时变性的特殊的不确定形式，因而它在经济和金融领域具有广阔的应用前景。也正因为如此，ARCH 模型在诞生后短短的不到二十年时间里已取得了极为迅速的发展，目前正受到日益广泛的关注和瞩目。

我国证券市场从成立至今仅有不足十年的时间，但其发展速度非常迅猛，目前已成为刺激投资，推动我国经济发展的一个必不可少的部分。然而，正是由于时间过短，仍然存在着很多不完善之处，比如法制建设不健全，市场监管不力等；同时实证工作的开展更是远远落后于股市的发展。这些都造成了我国股票市场不同于西方发达国家的一个鲜明特征——投机色彩非常浓厚。因而用 ARCH 理论对我国股票市场进行实证研究主要有以下几个目的：

第一，吸收西方国家先进的金融计量经济学理论，力争为推动我国股票市场实证研究工作的向前迈进作出一点贡献，以使其更趋规范，更趋严谨，同时对实践也能起到更好的引导作用。

第二，通过模型的实证结果力争揭示我国股票市场的总体特征，并为其规范和完善提出一些合理化的建议。

二、模型说明

在本文的实证研究过程中，要用到以下几种模型：

1、ARCH 模型

ARCH 模型描述了在前 $t-1$ 期的信息集合 $\Psi_{t-1} = \{y_{t-1}, x_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}, \dots\}$ 给定的条件下随机误差项 ε_t 的分布。恩格尔最初的 ARCH 模型表述如下：

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

其中， $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, n$ ，以确保条件方差 $h_t > 0$ 。

在 ARCH 回归模型中， ε_t 的条件方差是滞后误差项（不考虑其符号）的增函数，因此，

较大（小）的误差后面一般紧接着较大（小）的误差。回归阶数 q 决定了冲击的影响存留于后续误差项方差中的时间长度， q 值越大，波动持续的时间也就越长。

2、GARCH 模型

1986 年，波勒斯勒夫（Bollerslev）^[4] 提出了条件方差函数（2）的拓展形式，即广义 ARCH 模型——GARCH（Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity），这被证明是对实际工作的开展非常有价值的一步。GARCH 模型的条件方差表达如下：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3)$$

为保证条件方差 $h_t > 0$ ，要求

$$\begin{aligned} \alpha_0 &> 0 \\ \alpha_i &\geq 0, i = 1, \dots, q \\ \beta_j &\geq 0, j = 1, \dots, p \end{aligned} \quad (4)$$

用 GARCH (p, q) 来表示阶数为 p 和 q 的 GARCH 过程。

相对于 ARCH，GARCH 模型的优点在于：可以用较为简单的 GARCH 模型来代表一个高阶 ARCH 模型，从而使得模型的识别和估计都变得比较容易。

3、(G)ARCH—M 模型

由恩格尔（Engle）、利立安（Lilien）和罗宾斯（Robins）^[5] 提出的 ARCH-M（ARCH-in-mean）模型提供了一个估计和检验时变型风险补偿的新方法，模型表示如下：

$$y_t = x_t' \xi + \delta g(h_t) + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， $\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ 。

$g(h_t)$ 是条件方差 h_t 的单调函数，且 $g(\alpha_0) = 0$ 。在金融模型中， $\delta g(h_t)$ 表示风险补偿，因此，收益率方差的增加导致预期收益率的增加。根据 h_t 取 ARCH 或 GARCH 形式而称之为 ARCH-M 或 GARCH-M 模型。在条件均值等式中加入条件方差 h_t 的函数项是该模型的特点所在。另外，模型提供了一个估计和检验时变型风险补偿的新方法。研究表明， $g(h_t) = \log(h_t)$ 时模型的估计效果较好。

三、实证分析

（一）数据说明

本文所采用的数据为上海和深圳证券交易所每日收盘的综合股价指数及总交易量。数据时间跨度为 1993 年 1 月 1 日至 1999 年 3 月 10 日。全部数据来源于《经济日报》报社。股票市场每日收益率 R_t 以相邻营业日收盘的综合股价指数的对数一阶差分表示，即：

$R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ 。进行数据处理应用的是一种名为 GAUSS 的计量经济学软件

(GAUSS 是一种适用于数学及矩阵问题的高级计算机语言，它可被用于解决任何形式的数学和经济问题。在 GAUSS 语言中，每个变量都是一个矩阵。由于经济学和计量经济学计算所需的程序很多都包括矩阵，因而 GAUSS 就成为了该领域编程计算的非常有效和强大的工具。所用的 GAUSS 软件是美国 Aptech Systems 公司出版的 3.2.32 版本。有关使用 GAUSS 编程从事非线性模型及 ARCH/GARCH 实证估算与检定的内容详见参考文献林光平 (Kuan-Pin Lin) [6] 讲课大纲及程序实例。)

(二) 模型的识别

我国深沪两股市每日收益率及其方差遵循何种模型形式的识别步骤如下：

- 1、用单根检定法 (Tests for Unit Roots) 检验方程的稳定性
- 2、用最小二乘法确定每日收益率的基本形式
- 3、对残差 ε_t 作诊断性检验
- 4、用极大似然法对模型作进一步的估计
- 5、对 ARCH、ARCH-M、GARCH 以及 GARCH-M 四种模型的综合比较

从以上步骤可知，我国深沪两股市均遵循每日收益率 R_t 服从 AR(6)过程，其方差 h_t 服从 GARCH(1,1)过程的模型，即：

$$R_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^6 \Phi_i R_{t-i} + \theta_1 D_{1t} + \theta_2 D_{2t} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)。$$

其中， D_{1t} 和 D_{2t} 为虚拟变量，当每日收益率 $R_t \geq 0.15$ 时， $D_{1t} = 1$ ，当 $R_t \leq -0.15$ 时， $D_{2t} = 1$ ，其它情况下， D_{1t} 和 D_{2t} 均为零。再经参数估计和结果检定，我国深沪两股市每日收益率及其波动的具体模型分别表示如下：

① 深圳市场

$$R_t = -0.00047658 + 0.028406R_{t-1} + 0.049367R_{t-2} + 0.057928R_{t-3} + 0.0075027R_{t-4} \\ (-0.91657) \quad (0.97300) \quad (1.8904) \quad (2.1483) \quad (0.29775) \\ + 0.021595R_{t-5} - 0.061758R_{t-6} + 0.20605D_{1t} - 0.20845D_{2t} + \varepsilon_t \\ (0.92296) \quad (-2.6005) \quad (21.985) \quad (-4.7768)$$

$$h_t = 0.000077014 + 0.26935062\varepsilon_{t-1}^2 + 0.62626648h_{t-1} \\ (142.8025) \quad (216.6784) \quad (870.25)$$

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

② 上海市场

$$R_t = -0.00065333 + 0.028998R_{t-1} + 0.0060713R_{t-2} + 0.055315R_{t-3} - 0.014861R_{t-4} \\ (-1.3044) \quad (1.0362) \quad (0.21555) \quad (2.0788) \quad (-0.54981) \\ + 0.040019R_{t-5} - 0.065317R_{t-6} + 0.21255D_{1t} - 0.19539D_{2t} + \varepsilon_t \\ (1.5482) \quad (-2.5499) \quad (20.613) \quad (-3.6786)$$

$$h_t = 0.000026995 + 0.199853702\varepsilon_{t-1}^2 + 0.781703539h_{t-1} \\ (64.0624) \quad (164.6859) \quad (2813.2416)$$

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

以上模型中， R_t 方程的括号内为标准正态检验值；为保证条件方差 $h_t > 0$ ，第二个方程中采用的是平方系数，因此括号内为 $\chi^2(1)$ 检验值。

在上海和深圳的 GARCH 模型中，收益率的方程里构造了两个虚拟变量，为的是刻划 1994 年 8 月 1 日以后大约几个月时间的一段异常变化时期。在我国股票市场的发展过程中，这段时期带有典型的政策操纵股市脉搏的特色。上海股票市场在取消涨停板制，全面放开股价后，以及邓小平南巡讲话为中国经济全面复苏注入新的活力以后，分别经历了一轮火热的投机浪潮。在这两度股价的狂炒之中，管理层发现根源在于市场的容量太小，市场内外的资金量远远大于当时现有的股票量，于是拟就了一个庞大的“扩容”计划。这个计划在市场的投机浪潮逐渐消退时，又刺激了对“扩容”的恐惧，造成了股价的一路下滑。万不得已，中国证监会推出了拯救股市的“三大政策”，即：（1）年内不再上新股，且严格控制配股计划；（2）着手组建投资共同基金，培育机构投资者，试办中外合资的投资基金管理公司；（3）对信誉良好的证券机构融资。从 8 月 1 日起，上海股市在很短的时间内暴涨了 700 多点，而在 9 月底 10 月初，由于这些政策在出台时缺乏协调，在实施中触上了“暗礁”，再加上取消 T+0 等政策的出台以及其它一些人为的因素，股市又在 5 天内狂泻 500 余点，造成了股市的狂涨暴跌局面。通过实证检验，用虚拟变量描述我国股市发展历程中这段特殊的时期，促进了模型的平稳，改善了模型的质量，同时也有非常明确的经济涵义，因而这种处理方法是比较合理的。

（三）我国深沪股市特点的综合比较

表1 深沪股市每日收益率的 GARCH (1,1) 模型参数比较

| | 深圳 | 上海 |
|----------------------|----------------------------|-----------------------------|
| Φ_0 | -0.00047658 (-0.91657) | -0.00065333 (-1.3044) |
| Φ_1 | 0.028406 (0.97300) | 0.028998 (1.0362) |
| Φ_2 | 0.049367 (1.8904) | 0.0060713 (0.21555) |
| Φ_3 | 0.057928 (2.1483)* | 0.055315 (2.0788)* |
| Φ_4 | 0.0075027 (0.29775) | -0.014861 (-0.54981) |
| Φ_5 | 0.021595 (0.92296) | 0.040019 (1.5482) |
| Φ_6 | -0.061758 (-2.6005)* | -0.065317 (-2.5499)* |
| θ_1 | 0.20605 (21.985)* | 0.21255 (20.613)* |
| θ_2 | -0.20845 (-4.7768)* | -0.19539 (-3.6786)* |
| α_0 | 0.000077014 (142.8025)* | 0.000026995 (64.0624)* |
| α_1 | 0.26935062 (216.6784)* | 0.199853702 (164.6859)* |
| β_1 | 0.62626648 (870.25)* | 0.781703539 (2813.2416)* |
| $\alpha_1 + \beta_1$ | 0.8956171 | 0.98169076 |
| S^a | 0.052545 | -0.14171 |
| K^a | 6.8876 | 6.8871 |
| W^a | 948.43 | 963.90 |
| $Q(6)^b$ | 1.8760 1.4021 | 4.8609 4.5024 |
| $Q(12)^b$ | 3.8317 4.2904 | 7.9665 6.1272 |
| $Q(24)^b$ | 14.8 8.7154 | 22.286 14.045 |
| LL^c | 3548.6 | 3570.9 |

注: * 指在 5% 的显著性水平下, 具有统计显著性; 括号内为 t 检验值。

a. S 、 K 、 W 分别代表偏态系数、峰态系数以及正态检验统计量。在 5% 的显著性水

平下, W 的临界值 $\chi^2(2) = 5.991$ 。

b. $Q(k)$ 栏中第一行和第二行分别指检验 u_t 及 u_t^2 序列自相关性的 Ljung-Box 统计

量, 其临界值 $\chi^2(6)$ 、 $\chi^2(12)$ 及 $\chi^2(24)$ 分别为 12.592、21.026 和 36.415。

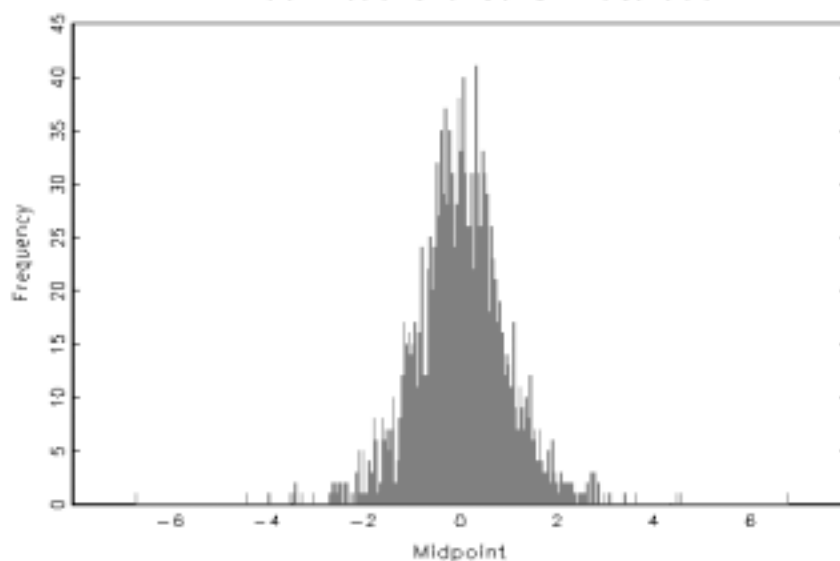
c. LL 指极大似然函数值。

对表 1 深沪两股市的实证检验结果进行分析比较, 可以得出如下几点结论:

① 深沪股市的 R_t 方程中，只有 Φ_3 和 Φ_6 具有统计显著性，即两个股市的每日收益率只与滞后三期及滞后六期的日收益率存在显著相关性。这说明我国股票市场价格对信息的反应不够灵敏，信息在传导上存在时滞，表现在影响当期收益的不是最近一期，即滞后一期的收益，而是滞后三、六期的收益，也即一周前的收益率同当期尚存在着显著的负相关关系。

② 深沪股市的峰态系数 (K) 值相差不多，均为 6.89 左右。曾有人对美国股市作过类似的研究，结果显示，其偏态系数 S 一般在 -0.3 左右，峰态系数 K 在 3.8 左右^[7]。同该数据相比，我国股票市场的 S 值更趋近于零，但 K 值较大。这一特性借助图形能直观地反映出来。在图 1 中可以看到，当收益率的绝对值为较大数值时仍有一定的发生频率，这表明中国股市具有较强的投机色彩。前已述及，我国股票市场带有比较明显的政策性市场的特点，再加上经济中存在着可以随时调度的巨额游资。这样，政策性股市与巨额游资的迭加效应导致了股票市场指数既能在一月内上涨 220%，也能在不到半年的时间里暴跌到“崩盘”的边缘。这种高涨之奇、衰退之烈的场景，在世界股市发展史上堪称奇观，它不仅人为地放大了市场风险，而且造成了股市消极因素的扩张和积极因素的削弱，对培养人们在走向市场经济时的投资意识是极为不利的。

图1 深圳股市每日收益率分布图



③ 深沪股市 GARCH (1,1) 模型的 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$, 证明模型是平稳的，能够对其进行各项检验。同时， $\alpha_1 + \beta_1$ 也可用于衡量冲击对收益率所带来的影响的持续性。深沪两股市该数值均很大，说明我国股票市场波动对冲击的反应函数是以一个相对较慢的速率衰减。比如，对深市而言， $\alpha_1 + \beta_1 = 0.8956$ ，则 30 天后冲击对股价波动所造成的影响尚存有 $(0.8956)^{30} = 0.0366$ ；而对沪市而言，该值为 0.9817，已接近于 1，表明冲击对股价波动造成的影响具有无限期延伸下去的趋势，需要 180 天，冲击存留的影响才为

$(0.9817)^{180}=0.0360$ ，所需时间已为深市的六倍。

④ 对比图 2 和图 3 的标准化残差序列图，发现上海股市的波动较深圳股市更为激烈。

图2 深圳市场标准化残差时序图

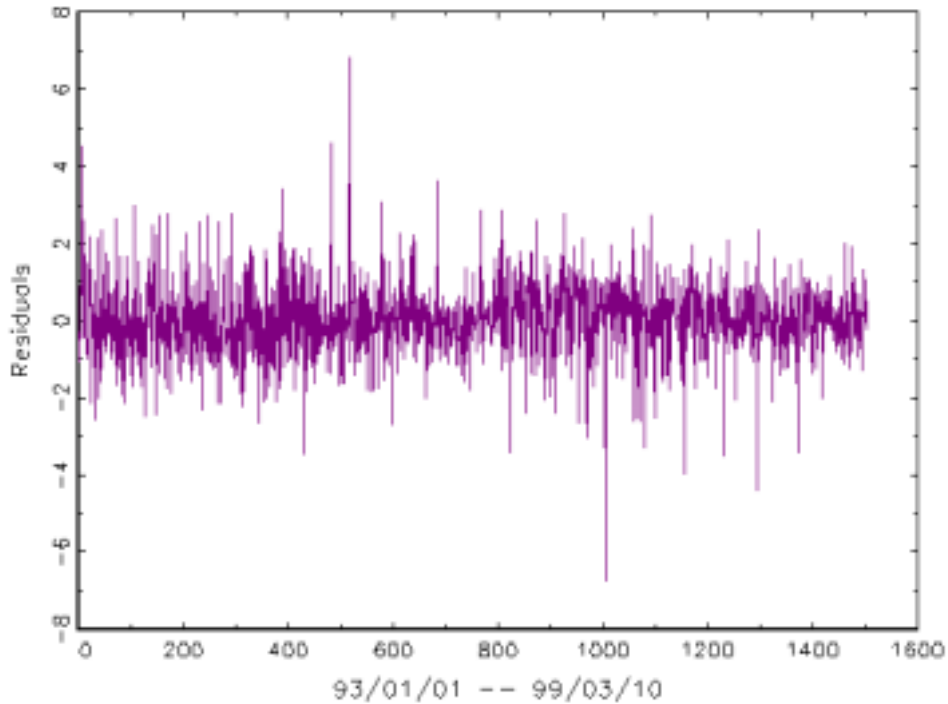
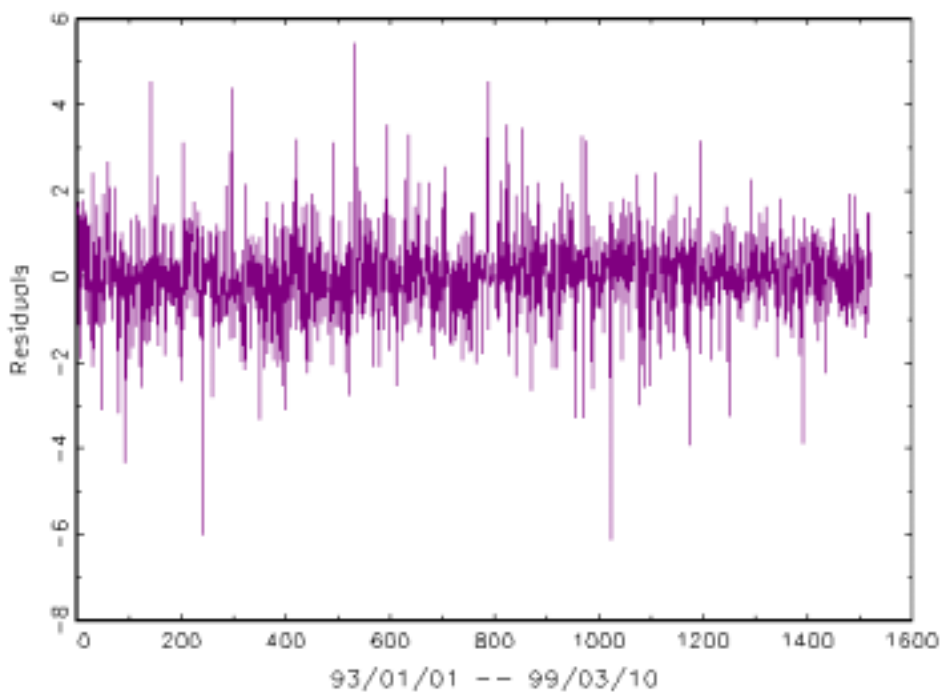


图3 上海市场标准化残差时序图



这也从一定程度上反映了上海股市的投机色彩比深圳股市强烈。从中国股市历次大的波动来看，几乎都能找出政策性因素使然的痕迹，以致于不少人将我国股市戏称为“政策

市”。

(四) 我国股票市场价格波动性同信息的关系

对于一个透明性较好，运作比较规范，价格完全由市场机制进行调节的股市而言，其价格对信息的反应程度应是非常灵敏的，也即股票价格的波动性在相当程度上取决于信息到达市场的速度。如果信息到达市场的速度快，价格的波动会立即体现出来；反之，则价格的波动会逐渐得以释放，从而不会与信息的到来表现出密切相关性。本节进行研究的目的是为了探讨在我国股票市场上，信息到来的速度是否是形成价格波动的源泉，以便对我国股市当前的发展状况和规范化程度提出一些参考性的意见。

在对股票市场的研究中，常用每日交易量的变化率来表示信息到达市场的速度，信息到来得快，交易量理应迅速作出反应，这意味着交易量的变化率应较大；反之，交易量的变化率应较小。因此，对 GARCH (1,1) 稍作变动，得到如下的实证模型：

$$R_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^6 \Phi_i R_{t-i} + \theta_1 D_{1t} + \theta_2 D_{2t} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \rho V_t$$

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

其中 V_t 为交易量的变化率，为保证条件方差非负，定义为相邻营业日总交易量的比值。

采用以上相同的方法进行估算，现将模型的估计结果以及与未考虑交易量时的结果对比列表如下：

表 2 考虑交易量时深沪股市模型估计结果综合比较

| | 深圳 | | 上海 | |
|------------|----------------------------|-------------------------------|---------------------------|------------------------------|
| | 未考虑交易量 | 考虑交易量 | 未考虑交易量 | 考虑交易量 |
| Φ_0 | -0.00047658 (-0.91657) | -0.00098287 (-2.0296)* | -0.00065333 (-1.3044) | -0.00082953 (-1.6653) |
| Φ_1 | 0.028406 (0.97300) | 0.00042135 (0.014269) | 0.028998 (1.0362) | -0.0026662 (-0.089366) |
| Φ_2 | 0.049367 (1.8904) | 0.047900 (1.8724) | 0.0060713 (0.21555) | 0.00053324 (0.016936) |
| Φ_3 | 0.057928 (2.1483)* | 0.066136 (2.5788)* | 0.055315 (2.0788)* | 0.030957 (1.2276) |
| Φ_4 | 0.0075027 (0.29775) | 0.021771 (0.91959) | -0.014861 (-0.54981) | -0.0033573 (-0.11929) |
| Φ_5 | 0.021595 (0.92296) | -0.024776 (1.1457) | 0.040019 (1.5482) | 0.025066 (1.0228) |
| Φ_6 | -0.061758 (-2.6005)* | -0.050452 (-2.3100)* | -0.065317 (-2.5499)* | -0.068565 (-2.9484)* |
| θ_1 | 0.20605 (21.985)* | 0.19612 (11.655)* | 0.21255 (20.613)* | 0.19912 (5.5501)* |
| θ_2 | -0.20845 (-4.7768)* | -0.20899 (-2.6517)* | -0.19539 (-3.6786)* | -0.18668 (-2.2157)* |
| α_0 | 0.000077014 (142.8025)* | 1.12567e-015 (7.4098e-010) | 0.000026995 (64.0624)* | 1.13195e-016 (1.3142e-10) |

| | | | | |
|----------------------|---------------------------|----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| α_1 | 0.26935062 (216.6784)* | 0.347982 (304.6770)* | 0.199853702 (164.6859)* | 0.285786468 (217.8281)* |
| β_1 | 0.62626648 (870.25)* | 0.47674882 (444.19778)* | 0.781703539 (2813.2416)* | 0.580247827 (440.87401)* |
| ρ | ———— | 0.000101143 (192.4601)* | ———— | 0.000081844 (85.7217)* |
| $\alpha_1 + \beta_1$ | 0.8956171 | 0.82473082 | 0.98169076 | 0.866034295 |
| S^a | 0.052545 | -0.24635 | -0.14171 | -0.38771 |
| K^a | 6.8876 | 5.1444 | 6.8871 | 5.9011 |
| W^a | 948.43 | 303.57 | 963.90 | 572.26 |
| $Q(6)^b$ | 1.8760 1.4021 | 2.4323 2.5683 | 4.8609 4.5024 | 8.1745 1.5891 |
| $Q(12)^b$ | 3.8317 4.2904 | 6.0343 7.8245 | 7.9665 6.1272 | 13.413 8.1925 |
| $Q(24)^b$ | 14.8 8.7154 | 19.476 22.700 | 22.286 14.045 | 32.023 34.008 |
| LL^c | 3548.6 | 3604.6 | 3570.9 | 3612.8 |

注：各项注解详见表 1。

根据以上检验结果，可以看出，交易量变化率 V_t 的系数 ρ 大于零，且具有统计显著性，表明股票收益的波动性与交易量的变化成显著的正相关关系，这是符合实际的。当方差等式中包含有 V_t 后， h_{t-1} 前的系数 β_1 有了一定程度的减小，但减小幅度并不大；同时，

α_1 并没有减小，仍然具有统计意义上的重要性。另外，衡量波动持续性长短的 $\alpha_1 + \beta_1$ 之和只是稍稍有所减小。这些结果表明对于我国股票市场每日收益率而言，其 GARCH 效应仅有少部分同信息到达市场的速度有关；股市价格的波动与信息的到来有一定的关系，但价格对信息的反应并非十分灵敏，这是符合我国股市的实际现状的。我国股票市场发展至今，只有不足十年的时间，各方面还不够规范，在获知信息上集中地体现为——信息的提前泄露。当一条可能引起股价波动的信息尚未完全到达市场时，已有相当一部分人从各种途径获知该信息并作出了反应，由此造成了信息的泄露。这样，当信息正式到达市场时，市场已将其基本消化，价格的波动性随时间已缓慢释放完毕，从而不会发生预想程度的波动，这使得价格与信息的到来不能表现出非常显著的相关性。这也是市场不够透明、信息不对称的表现。庄家大户因为资金雄厚，设备先进，以及可能有的发达的信息网，所以经常能提前获知一些重要信息；而大量散户可以利用的工具非常少，因此对信息的获取不够灵通，在很大程度上只能跟庄而动。造成这个问题的主要原因在于我国股票市场的法律法规建设很不完善，管理部门无法可依，市场监管不力，从而使得信息披露缺乏规范性，真实性、公正性和及时性都难以保证。面对这一问题，寄希望于新出台的《证券法》使中国股票市场在健全法规、加强监管方面得到重大的改善就成为我们良好而迫切的愿望。

四、结论

本文通过将 ARCH 模型用于我国股票市场每日收益率的研究，得到如下一些结论：

1、我国深圳和上海股票市场经调整异常值后，都可以用每日收益率服从 AR(6)过程，其方差服从 GARCH (1,1) 过程的模型来描述。在收益率的方程里构造了两个虚拟变量，用来刻画 1994 年 8 月 1 日“三大政策”出台后引起股市异常波动的一段时期。

2、深沪股市收益率的方程中，只有 Φ_3 和 Φ_6 具有统计显著性。表明我国股票市场的价格对信息的反应不够灵敏。这从 h_t 与 V_t 的关系中也能得到证明。造成这种现象的主要原因在于信息提前泄露，反映了我国股票市场法制建设不健全，市场监管不力，从而使得信息披露缺乏规范性。

3、深沪股市 ARCH 模型的峰态系数较大，表明我国股票市场具有较强的投机色彩。这是一个市场尚不成熟完善的表现，也反映了在我国，人们还未能建立起市场经济体制下所应具备的投资意识。

3、上海股市的波动较深市更为剧烈，表明其拥有比深圳市场更加浓厚的投机色彩。

从以上的结论中可以体会到，我国股票市场的发展还很不健全，噪音偏多，各种各样非市场的因素往往左右着市场的整个走势，这在一个成熟市场是不应该出现的，从而充分地说明了我国股市还存在很多弊端，要走上健康规范的轨道还有一段很长的道路，因此迫切需要社会各界人士的共同努力。对政府而言，仍要大力加强法制法规的建设，加强市场监管，按照市场经济的规律扶植培育股票市场；对广大投资者而言，要努力提高自身素质，减少对股票的盲目侥幸认识，培养起应有的投资意识；对股市的研究人员，应该敞开门路，积极吸收西方发达国家成熟股市的先进经验和理论，运用于我国股票市场，以起到理论带动实践发展的作用。本文正是以此为目的，希望在这方面作出一点贡献，为我国股市的规范完善起到一些抛砖引玉的作用。

参 考 文 献

- [1] B. Mandelbrot (1963), *The variation of certain speculative prices*, Journal of Business 36, 394-419.
- [2] A.K. Bera, and M.L. Higgins (1992), *A test for conditional heteroskedasticity in time series models*, Journal of Time Series Analysis, 13, 501-19.
- [3] R.F. Engle (1982), *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation*, Econometrica, 50, 987-1008.
- [4] T. Bollerslev (1986), *A Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics 31, 307-27
- [5] R.F. Engle, D.M. Lilien, and R.P. Robins (1987), *Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model*, Econometrica 55, 391-407.
- [6] Kuan-Pin Lin, *Advanced Econometrics: Lecture 4 & Lecture 5* (讲课大纲及程序实例)
- [7] S.J. Cochran, and I. Mansur (1993), *Expected returns and economic factors: a GARCH approach*, Applied Financial Economics 3, 243-54.
- [8] Kuan-Pin Lin, and Lani Pennington, *GAUSS Programming for Econometricians: An LSQ/GAUSS Handbook*, Portland State University.
- [9] 张汉江,马超群,曾俭华. *金融市场预测决策的有力工具: ARCH 模型*. 系统工程, 1997: V.15: 43-46.
- [10] 徐剑刚, 唐国兴. *我国股票市场报酬与波动的 GARCH-M 模型*. 数量经济技术经济研究, 1997: V.12: 28-32.

- [11] 霍学文, 赵军. *关于股票定价理论的发展脉络*. 南开经济研究,1998:V.1: 48-53.
- [12] 王耀东, 张德远, 张海雄. *经济时间序列分析*. 上海财经大学出版社,1996.
- [13] 高程德, 于鸿远. *中国证券市场研究*. 高等教育出版社,1997.
- [14] 郭冬乐, 吕芳. *中国资本市场理论与实务*. 中国物价出版社,1997.
- [15] 谢志刚, 沈石. *中国房地产业发展研究报告*. 国泰报告——中国证券市场'98 回顾暨'99 展望. 国泰证券有限公司 信息研究中心, 1999: 132-47.

通信地址:

北京 清华大学
中国经济研究中心
电话: 86-10-62789695 传真: 86-10-62789697
邮编: 100084
网址: <http://www.ncer.tsinghua.edu.cn>
E-mail: ncer@em.tsinghua.edu.cn

Adress:

**National Center for Economic Research
Tsinghua University
Beijing 100084
China
Tel: 86-10-62789695 Fax: 86-10-62789697
Web site: <http://www.ncer.tsinghua.edu.cn>
E-mail: ncer@em.tsinghua.edu.cn**