ZHONGGUO JINRONG SHICHANG JILIANG FE

ZHONGGUO JINRONGSHICHANG JILIANG FENXI

中国金融市场计量分析

徐剑刚　著

上海财经大学出版社

中国金融市场计量分析

徐剑刚　著

上海财经大学出版社

图书在版编目(CIP)数据

中国金融市场计量分析/徐剑刚著．一上海：上海财经大学出版社，2008.3

ISBN 978-7-5642-0179-1/F·0179

Ⅰ.中… Ⅱ.徐… Ⅲ.金融市场-经济计量分析-中国 Ⅳ.F832.5

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2008)第 020011 号

□ 责任编辑 张 健

□ 封面设计 周卫民

ZHONGGUO JINRONG SHICHANG JILIANG FENXI

中 国 金 融 市 场 计 量 分 析

徐剑刚 著

上海财经大学出版社出版发行

(上海市武东路 321 号乙 邮编 200434)

网 址：http://www.sufep.com

电子邮箱：webmaster @ sufep.com

全国新华书店经销

上海第二教育学院印刷厂印刷

上海宝山葑村书刊装订厂装订

2008 年 3 月第 1 版 2008 年 3 月第 1 次印刷

890mm×1240mm 1/32 6.5 印张 187 千字

印数：0 001—2 000 定价：15.00 元

前　言

本书应用现代计量金融学方法对中国金融市场进行计量分析。

第 1 章探讨我国股票报酬和未来波动的关系。考虑到我国股票报酬时间序列具有的三个特征——波动集群性、厚尾和杠杆效应，第 1 章利用 ARCH 类模型度量时变的波动性，同时采用多种非正态分布（如混合正态分布、混合 Beta 分布、t 分布、广义误差分布、广义 t 分布、偏斜 t 分布）描述股票报酬的分布。

多个金融市场、多个资产报酬相关性以及波动间的动态关系需要用多元 GARCH 模型来描述。自 2005 年 7 月 21 日起，人民币实行参考一篮子货币的汇率制度。第 2 章基于二元 GARCH 模型，考察人民币 NDF 和即期汇率间报酬、波动的溢酬状况，分析人民币 NDF 市场和即期市场间的信息传导。

波动是资产定价和配置、金融风险管理的核心。在金融市场波动的度量和预测方面，广泛地应用 ARCH 模型和随机波动模型。有学者提出利用非参数方法估计实现波动，并用天内报酬平方和作为波动的度量。实现波动具有长期记忆性的特征，且实现波动模型通常不考虑跳跃的影响。第 3 章基于异质自回归模型，将跳跃从实现波动中分离出来，同时考虑到实现波动呈现波动集群性的现象，来为实现波动构模，并分析跳跃的影响。

经济和金融问题常用回归模型分析，但回归模型两边变量的数据频率是相同的。随着现代计算机的迅速发展以及存储能力的提高，可以得到更高频率的数据，例如股市的交易数据。高频率数据通常包含更多有价值的信息，但由于回归模型中的某些解释或被解释变量是低频率的，通常需预先处理高频率数据，使得回归模型两边变

量的数据频率相同，但这种处理可能损失相当多有价值的信息，而且，难以检验出某些变量间的关系。混合数据抽样回归模型可以处理回归模型两边变量数据频率不同的问题。第 4 章和第 5 章利用混合数据抽样回归模型分别研究报酬与风险间的权衡关系和股票市场的波动问题。

第 6 章基于交易数据，利用自回归条件持续期模型来分析探讨我国股票交易的持续期问题，并考虑持续期服从各种条件分布，如 Weibull 分布、广义 Gamma 分布、Burr 分布等。

第 7 章利用短期事件研究方法考察股价指数成分股调整的价格效应和交易量效应。

第 8 章采用长期事件研究方法分析中国 IPO 的长期表现。

第 9 章基于 VaR 来度量和评估中国金融市场的风险。

本书得到了复旦大学管理学院学术成果出版基金的资助，同时得到了国家自然科学基金项目(70573025,70741010)资助，在此深表谢意。

同时感谢复旦大学管理学院唐国兴教授、浙江工商大学潘烈及范国祖、华东理工大学王延清博士、复旦大学管理学院张晓蓉博士、李治国博士，以及我的学生裘孝锋。吴轶同学阅读了本书的初稿，并提出了有益的建议。

感谢上海财经大学出版社编辑张健，他为本书提出了许多宝贵的意见。

作　者

2007 年 12 月于复旦大学

目　录

1 我国股票报酬与未来波动

Black(1976)研究表明消息对股票报酬波动的影响是不对称的，利好消息(good news)将降低股票报酬波动，而利空消息(bad news)增加股票报酬波动，即所谓的不对称或杠杆效应。消息对波动的杠杆效应可由两种机制说明：财务和营运杠杆、市场风险溢酬。

财务和营运杠杆的思路是这样的：如果杠杆公司的股价下跌，则股票价值下降，导致公司负债与股权比率上升，公司未来的风险上升，从而未来的波动上升(Black，1976，Christie，1982)①。杠杆效应的第二种机制主要考虑波动与预期市场风险溢酬间正相关关系②，如果预期市场风险溢酬是市场波动的增函数。假定无风险利率不变，那么市场波动上升意味着预期报酬的上升，报酬上升将降低股价，从而产生波动的不对称效应③。

杠杆效应表明股票报酬与未来报酬的波动存在着负相关关系，非预期正股票报酬(利好消息)引起波动的上升小于同幅度非预期负股票报酬(利空消息)引起波动的上升。

实际上，股票报酬时间序列有以下特征：波动集群性[大(小)的股票报酬紧连着大(小)的股票报酬]；尖峰态，即分布较正态分布具有厚尾巴(其峰度超过标准正态分布的峰度)；杠杆效应。徐剑刚和陈为人(1996)研究表明我国股票报酬有波动集群性和尖峰态的特征，Xu(1999)表明上海股市几乎不存在杠杆效应。

---

① Christie(1982)研究表明股票报酬波动是财务杠杆的递增函数，因此，报酬波动与股票价值间存在着负相关关系。Christie(1982) and Black(1976)都指出财务和营运杠杆不能充分说明波动的不对称效应。

② 预期市场风险溢酬为股票投资组合预期报酬减无风险利率。

③ 参见 Pindyck(1984)，Poterba and Summers(1986)，French，Schwert and Stambough(1978)，Campbell and Hentschel(1992)。

股票报酬呈波动集群性，表明股票市场有时相当稳定，有时波动异常激烈，波动具有明显的随时间变动的特征。Engel(1982)的ARCH(Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity)模型能描述时变波动。ARCH模型的条件方差(条件波动)是过去误差平方的函数。一般而言，高阶的ARCH模型才能描述条件波动。为了减少估计参数的个数，基于从AR发展到ARMA的思想，Bollerslev(1986)将ARCH扩展到广义ARCH(GARCH)模型。一般而言，GARCH(1,1)模型可以描述时变波动(Bollerslev, et. al. ,1992)。尽管这两个模型能考虑波动集群性和尖峰态，问题是股票报酬分布是不对称的，非预期正股票报酬和非预期负股票报酬对波动有不同程度的影响。一般而言，非预期正股票报酬引起波动的上升小于同幅度非预期负股票报酬引起波动的上升，而GARCH模型不能解释股票报酬分布不对称的特征，从而有"不对称"(asymmetric)或"杠杆"(leverage)波动模型。如Nelson(1991)的EGARCH(Exponential GARCH)模型，Glosten, Jagannathan and Runkle(GJR, 1993)的不对称的GARCH(GJR-GARCH)模型，Ding, Granger and Engle(1993)的非对称幂ARCH(APARCH)模型。

现代金融学理论广泛以波动代表风险，风险由资产报酬的方差(或标准差)来度量。一般来说，投资者的投资决策基于预期股票报酬的分布，股票报酬分布通常对投资者的投资行为有重大的影响。由于股票市场剧烈的波动可能会导致投资者对股市失去信心，从而退出股市，引起资本流出股市，因而，股票市场的波动必受到政府管理者、证券商和投资者的关注。因此，考虑股票报酬的实际分布，便于更好地分析股票报酬与未来波动的关系，也有利于更好地度量和预测股票市场波动。金融市场风险管理的核心是风险的度量分析和评估，国际上已被广泛接受和应用的测量风险的方法是VaR(Value-at-Risk)①。资产报酬的分布以及准确地估计和预测金融市场波动影响到VaR的度量。

① 王春峰(2001)对于VaR已有详细说明。

由于 GARCH 模型并不能完全描述金融时间序列的厚尾巴特征，许多学者利用非正态分布来说明股票报酬的厚尾巴(尖峰态)特性，如 Bollerslev(1987)用 t 分布，Nelson(1991)用广义误差分布(Generalised Error Distribution，GED)，Bollerslev，Engle and Nelson(1994)用广义 t 分布。考虑到分布的非对称性，一些学者用混合分布，如正态一普阿松分布、正态一对数正态、贝努里一正态、混合正态分布。为了更好地说明股票报酬分布的非对称性和尖峰态，Lambert and Laurent(2001b)将 Fernándezand Steel(1998)提出的偏斜 t 分布(skewed t distribution) 应用于 GARCH 模型。

有许多学者应用 ARCH 模型描述我国股票报酬波动，俞乔(1994)以 GARCH 模型刻画上海和深圳股市波动，徐剑刚和唐国兴(1995)以 GARCH-M 模型描述股票报酬和波动的关系，Xu(1999)研究表明 GARCH 模型是描述 1992 年 5 月至 1995 年 7 月间上海股市波动的适当模型。但这些研究基于股票报酬条件分布服从正态分布的假设。因而，探讨在股票报酬与未来报酬波动间的关系时，将考虑非正态分布，如 t 分布、混合正态分布、GED、广义 t 分布、偏斜 t 分布等。

1.1 股票报酬统计分析

Xu(1999)研究表明 1992 年 5 月至 1995 年 7 月间上海股市不存在杠杆效应，我们主要考察我国股市自 1996 年 12 月 16 日起实行涨跌停板制以来的股票报酬与未来波动的关系。研究采用的数据为上海证券交易所每日收盘综合股价指数(以下简称上证指数)和深圳证券交易所每日收盘成分股指数(以下简称深成指)，数据样本区间为 1997 年 1 月 2 日至 2002 年 4 月 12 日，数据全部来自《上海证券报》、《中国证券报》。股票每日报酬 r_t 为相邻两个交易日收盘股价指数 P_t 对数一阶差分，$r_t=[\log(P_t)-\log(P_{t-1})]\times100\%$。

表 1.1A 为上海和深圳股市每日报酬描述性统计，包括样本的均值、标准差、偏斜度、峰度，Jarque-Bera 正态性统计检验量(J-B 统

计量)①。表 1.1B 为每日股票报酬序列、平方序列、绝对值序列的样本自相关系数和 Ljung-Box 统计检验量(LB)②。

表 1.1A 的结果表明,上海和深圳股市每日股票报酬均值都为正数,上海股市每日股票报酬的标准差略小于深圳。上海股市每日报酬分布的偏斜度在 1%显著性水平下显著小于 0,深圳股市每日报酬分布的偏斜度在 10%显著性水平下显著小于 0,即上海和深圳每日股票报酬分布是不对称的。另外,峰度均在 1%显著性水平下显著大于正态分布的峰度 3。可见,上海和深圳股市每日股票报酬的分布都较正态分布具有厚尾巴,是非正态分布,Jarque-Bera 正态性统计检验量也证实了这一点。因此,我国股票报酬分布是不对称和较正态分布具有厚尾巴。

表 1.1B 为每日股票报酬序列、平方序列、绝对值序列的样本自相关系数。上海股市每日股票报酬序列滞后 4 阶自相关系数在 10%显著性水平下显著大于 0,而深圳股市每日股票报酬序列滞后 3、4 阶自相关系数在 10%显著性水平下显著大于 0,因而,上海和深圳股市每日股票报酬序列可能存在弱相关性。

上海和深圳股市每日股票报酬平方序列前 4 阶自相关系数均在 1%显著性水平下显著大于 0,LB 统计量也说明了这一点,因而,上海和深圳每日股票报酬平方序列存在显著的自相关性,表明了上海和深圳股市每日股票报酬呈现波动集群性,即较大幅度的波动后面一般紧接着较大幅度波动,较小幅度的波动后面一般连着较小幅度的波动,每日股票报酬存在着明显的时变方差。

股票报酬具有波动集群性和厚尾巴的特征,可用 ARCH 模型描述这些特征,对于分布的非正态性,考虑如 t 分布、广义 t 分布、偏斜 t 分布、混合正态分布等。

① Jarque-Bera 正态性统计检验量$=T(S^2/6+(K-3)^2/24)$服从 $\chi^2(2)$,其中,S 为偏斜度,K 为峰度,T 为样本容量。

② Ljung-Box 统计检验量 $LB(n)=T(T+2)\sum_{k=1}^{n}\rho_k^2/(T-k)$,其中,$\rho_k$ 为滞后 k 阶自相关系数。

表 1.1　上海、深圳股市每日报酬统计分析

(1997 年 1 月 2 日至 2002 年 4 月 12 日)

表 1.1A　每日报酬描述性统计

	均值	标准差	最大值	最小值	偏斜度	峰度	J-B 统计量	样本容量
上海	0.050 5	1.675 2	9.400 8	−9.335 4	−0.297*	8.628*	1 665.658*	1 266
深圳	0.004 1	1.853 6	9.530 2	−10.033 6	−0.132***	7.738*	1 164.594*	1 266

表 1.1B　股票报酬序列、平方序列、绝对值序列的自相关系数

	1	2	3	4	5	6	LB(6)	LB(12)	LB(24)
股票报酬序列									
上海	−0.019	−0.040	0.022	0.054***	−0.008	0.004	6.683	16.608	46.851*
深圳	0.036	−0.022	0.056***	0.048***	−0.001	−0.003	9.240	12.883	43.429*
股票报酬平方序列									
上海	0.182*	0.152*	0.167*	0.121*	0.048***	0.098*	140.45*	173.48*	209.53*
深圳	0.170*	0.208*	0.162*	0.144*	0.105*	0.164*	199.83*	275.79*	360.66*
股票报酬绝对值序列									
上海	0.240*	0.219*	0.230*	0.187*	0.130*	0.131*	288.74*	407.43*	552.45*
深圳	0.237*	0.263*	0.226*	0.180*	0.179*	0.179*	346.77*	517.89*	748.13*

注:J-B 统计量为 Jarque-Bera 正态性统计检验量;LB 为 Ljung-Box 统计检验量。

*(**、***)指 1%(5%、10%)显著性水平下具有显著性。

另外,上海和深圳股市每日股票报酬绝对值序列前 6 阶自相关系数均在 1%显著性水平下显著大于 0,表明每日股票报酬绝对值序列存在自相关性,构模时将考虑到这一特性。

1.2　ARCH 模型

设 r_t 是某一特定股票或市场投资组合从 $t-1$ 期到 t 期的报酬,Ψ_{t-1}是 $t-1$ 期所有可获信息集合。在给定 Ψ_{t-1}条件下,预期股票报酬和预期波动是 r_t 的条件均值和条件方差,分别记为 m_t 和 h_t,

$$m_t=E(r_t\,|\,\Psi_{t-1}),h_t=\mathrm{Var}(r_t\,|\,\Psi_{t-1})$$

t 期非预期股票报酬 $\varepsilon_t = r_t - m_t$，也称为报酬扰动(shock)。

前一节的分析表明，上海和深圳每日股票报酬可能存在弱相关性，考虑由 ARMA(1,1)模型描述股票报酬序列的弱相关性，即：

$$r_t = \mu + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t + \varphi \varepsilon_{t-1} \tag{1.1}$$

其中，μ、ϕ、φ 为估计参数。股票报酬时间序列具有波动集群性和较正态分布呈厚尾巴的特征，可由 ARCH 模型来描述。

1.2.1 ARCH 类模型

1. GARCH 模型

Bollerslev(1986)的 GARCH(p,q)模型为：

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{1.2}$$

其中，$\omega > 0$，$\alpha_j \geqslant 0 (j=1,\cdots,q)$，$\beta_i \geqslant 0 (i=1,\cdots,p)$。在 GARCH 过程中，数量大小相同的非预期报酬(不考虑符号)对条件方差具有相同程度的影响。但是，如果非预期负报酬较同幅度的非预期正报酬对波动的影响更大，那么，GARCH 模型就低估了非预期负报酬对波动的影响，高估了非预期正报酬对波动的影响。杠杆效应表明非预期负报酬引起波动的上升大于同幅度非预期正报酬引起波动的上升，然而，GARCH 模型未考虑这种不对称性。

2. EGARCH 模型

在 GARCH 过程中，数量大小相同的非预期报酬 ε_t(不考虑符号)对条件方差具有相同程度的影响。但是，如果非预期负报酬较同幅度的非预期正报酬对可预测波动影响更大，那么，GARCH 模型就低估了非预期负报酬对波动的影响，高估了非预期正报酬对波动的影响。杠杆效应表明非预期负报酬引起波动的上升大于同幅度非预期正报酬引起波动的上升，但 GARCH 模型未考虑这种不对称性。

为弥补 GARCH 模型所存在的一些欠缺，Nelson(1991)提出 EGARCH(p,q)模型。$\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t}$，其中，$E(\eta_t)=0$，$Var(\eta_t)=1$，$\eta_t$ 是独立同分布。EGARCH(p,q)模型中的条件方差方程为：

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \log(h_{t-i}) + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i g(\eta_{t-i}) \tag{1.3}$$

$$g(\eta_t) = \theta\eta_t + \gamma(|\eta_t| - \mathrm{E}|\eta_t|) \tag{1.4}$$

式(1.3)对 h_t 采用对数形式，这样，不管式(1.3)右边的参数取何值，都能保证条件方差为正。因此，EGARCH 模型对参数没有非负的限制，可避免在 GARCH 模型估计中可能出现负估计值的困难。为了保证 EGARCH 过程平稳，对参数惟一的限制是 β_i 项的总和小于 1。

EGARCH 模型以 $g(\eta_{t-i})$ 代替 GARCH 模型中的 ε_{t-i}^2，函数 $g(\eta_t)$ 使 EGARCH 模型能反映不对称的特征。因为 $g(\eta_t)$ 是 η_t 大小[式(1.4)右边第二项]及符号[式(1.4)右边第一项]的函数，当 $0<\eta_t<\infty$ 时，$g(\eta_t)=(\theta+\gamma)\eta_t-\gamma E(\eta_t)$；当 $-\infty<\eta_t<0$ 时，$g(\eta_t)=(\theta-\gamma)\eta_t+\gamma E(\eta_t)$。因此，$g(\eta_t)$ 允许价格的上升和下跌对条件方差有不对称的反应。当 $\gamma<0$ 时，如果 η_t 的值越负，波动会越大。在 EGARCH 模型估计过程中，为使模型可识别，假定 α_i、θ 和 γ 三个参数之一为 1。不妨假定 $\alpha_i=1$。

另外，式(1.4)右边第一项考虑了 η_t 与未来条件方差的相关性。例如，对于 EGARCH(1,1)，假定 $\gamma=0$ 和 $\theta<0$，如果 $\eta_{t-1}<0$，那么 $g(\eta_{t-1})>0$，从而 $\log(h_t)>0$；如果 $\eta_{t-1}>0$，那么 $g(\eta_{t-1})<0$，从而 $\log(h_t)<0$。可见，当 $\gamma<0$ 时，非预期负报酬引起波动的增加大于同幅度非预期正报酬引起波动的增加，EGARCH 模型考虑了不对称性的特征。

式(1.4)右边第二项反映的是 ARCH 效应，对于 EGARCH(1,1)，假定 $\gamma>0$ 和 $\theta=0$，只要 $|\eta_{t-1}|>\mathrm{E}|\eta_{t-1}|$，那么 $g(\eta_{t-1})>0$，因此，大的冲击将增加条件方差。

这里，如果 ε_t 的条件分布不同，$\mathrm{E}|\eta_t|$ 的值也不同。当 ε_t 的条件分布近似正态分布时，$\mathrm{E}|\eta_t|=\sqrt{2/\pi}$。EGARCH$(p,q)$模型中的条件方差方程为：

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_j \log(h_{t-i}) + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i [\theta\eta_{t-i} + \gamma(|\eta_{t-i}| - \sqrt{2/\pi})] \tag{1.5}$$

当 ε_t 的条件分布近似广义误差分布 GED 时①，

$$E|\eta_t| = 2^{1/\upsilon}\sqrt{\frac{\Gamma(1/\upsilon)2^{-2/\upsilon}}{\Gamma(3/\upsilon)}}\frac{\Gamma(2/\upsilon)}{\Gamma(1/\upsilon)} \tag{1.6}$$

当 ε_t 的条件分布近似偏斜 t 分布时②，有：

$$E|\eta_t| = \frac{4\xi^2}{\xi+1/\xi}\frac{\Gamma[(1+\upsilon)/2]}{\sqrt{\pi}(\upsilon-1)\Gamma(\upsilon/2)} \tag{1.7}$$

3. GJR-GARCH 模型

GJR-GARCH(p,q)模型设定的条件方差为：

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p}\beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^{q}(\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^{-1}\varepsilon_{t-i}^2) \tag{1.8}$$

其中，当 $\varepsilon_t<0$ 时，$S_t^-=1$；当 $\varepsilon_t\geqslant 0$ 时，$S_t^-=0$。

GJR-GARCH 模型的结构类似于 GARCH 模型，惟一的差别是 GJR-GARCH 模型的条件方差方程中的滞后平方误差出现了 $\gamma_i S_{t-i}^-$。如果 $\gamma_i>0$，非预期负报酬引起可预测波动的增加大于同幅度非预期正报酬引起可预测波动的增加。可见，GJR-GARCH 模型考虑了不对称性的特征。$\gamma_i=0$，GJR-GARCH 即为 GARCH 模型，GARCH 模型是 GJR-GARCH 的嵌套模型。由于 GJR-GARCH(p,q)模型所估计的参数较 EGARCH(p,q)模型少，而且，GJR-GARCH 模型能反映股票报酬分布不对称的特征，是一个具有吸引力的模型。

4. APARCH 模型

考虑到股票报酬分布的不对称，以及股票报酬绝对值序列的自相关性，Ding，Granger and Engle(1993)提出 APARCH(p,q)模型为：

$$(\sqrt{h_t})^\delta = \omega + \sum_{j=1}^{q}\alpha_j(|\varepsilon_{t-j}| - \gamma_j\varepsilon_{t-j})^\delta + \sum_{i=1}^{p}\beta_i(\sqrt{h_{t-i}})^\delta \tag{1.9}$$

其中，$\omega>0$，$\delta\geqslant 0$，$\alpha_j\geqslant 0(j=1,\cdots,q)$，$\beta_i\geqslant 0(i=1,\cdots,p)$，$-1<$

① 关于 GED 分布密度函数，请参见下面的分布函数。

② 关于偏斜 t 分布密度函数，请参见下面的分布函数。

$\gamma_j<1(j=1,\cdots,q)$。如果 $\gamma_j>0$,非预期负报酬引起波动的上升大于同幅度非预期正报酬引起波动的上升,表明股票报酬与未来波动存在着负相关关系。如果 $\gamma_j<0$,非预期正报酬引起波动的上升大于同幅度非预期负报酬引起波动的上升。另外,APARCH 模型还包括了下面的特例:

- 当 $\delta=2$、$\beta_i=0(i=1,\cdots,p)$,$\gamma_j=0(j=1,\cdots,q)$时,APARCH 模型为 ARCH 模型;
- 当 $\delta=2$、$\gamma_j=0(j=1,\cdots,q)$时,APARCH 模型为 GARCH 模型;
- 当 $\delta=1$、$\gamma_j=0(j=1,\cdots,q)$时,APARCH 模型为 Taylor (1986)和 Schwert(1990)的 GARCH 模型;
- 当 $\delta=2$ 时,APARCH 模型为 GJR-GARCH 模型;
- 当 $\delta=1$ 时,APARCH 模型为 Zakoian(1994)的 TARCH 模型;
- 当 $\beta=0$、$\gamma_j=0(j=1,\cdots,q)$时,APARCH 模型为 Higgins and Bera(1992)的 NARCH 模型;
- 当 $\delta\to\infty$时,APARCH 模型为 Geweke(1986) 和 Pentula (1986)的 log-ARCH 模型。

1.2.2 估计和检验

模型的参数可由最大似然法估计。关于模型的诊断检验,我们利用 Schwarz(1978) 准则(SC)选择适当模型,$SC=-2L/T+k\log(T)/T$。其中,k 为估计参数的个数,L 为最大似然函数值,T 为样本容量。Schwarz 准则与一个特定的先验分布无关,因而,可应用于模型的选择。我们以 SC 值最小所对应的模型作为适当模型。赤池信息准则 AIC 也可应用于模型的选择,$AIC=-2L/T+k/T$。

我们还给出了 Engle and Ng(1993)的符号偏差检验(Sign Bias Test,SBT)、负尺度偏差检验(Negative Size Bias Test,NSBT)、正尺度偏差检验(Positive Size Bias Test,PSBT)和以上三种检验的联合检验(JT),以检验非预期正报酬和非预期负报酬、大的和小的非