

中国股票市场波动非对称性的实证研究^{*}

陈浪南 黄杰鲲

(厦门大学财金系, 厦门市 361005)

摘 要: 本文采用 GJR GARCH—M 模型, 从实证的角度分析了利好消息和利空消息对股票市场的非对称影响。在划分时段分别建模的基础上, 我们发现中国股票市场对消息的反应不同于现存文献, 对此我们提出了新的解释。此外, 我们的结论也为中国股票市场投机成分不断趋于减少、投资者不断成熟提供了有力的实证依据。

关键词: 股票市场; 波动性; 非对称性; GARCH

中图分类号: F830. 91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002—7246(2002)05—0067—07

对金融市场波动性的研究兴趣主要源于资产选择和资产定价的需要。例如, Engle and Rothschild (1992) 发现, 单个股票的风险溢价受到可预测的市场波动性的影响, 进而指出单个股票收益的波动性受整个市场波动性的推动。这样, 对于投资决策、资产定价和资产选择来说, 对市场波动性正确建模就具有相当重要的意义。在波动模型中, 对波动非对称性的研究是一个重要方面。大多数实证结果表明, 利空消息比同样大小的利好消息对市场波动性的影响更大。尽管中国股票市场一向被称为“消息市”、“政策市”, 但是在这方面的研究却很匮乏。在本文中, 我们应用 ICSS 法则划分波动时段, 对各时段分别用 GJR GARCH—M 模型考察利好消息和利空消息对中国股票市场的波动性的非对称影响。

一、文献回顾

现存文献对波动非对称的研究主要是应用 ARCH 族模型。如, Nelson(1989) 采用 EGARCH 模型研究 Standard90 指数日收益率的波动性; Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993) 提出 GJR GARCH—M 模型, 并对纽约股市加权指数做实证分析; Engle and Ng(1993) 比较了 GARCH, EGARCH, GJR GARCH, VGARCH 等模型捕捉波动非对称性的能力, 并应用日本 TOPIX 指数收益率进行实证; Chiang and Doong(2001) 应用 TAR—GARCH 对亚洲七个股票交易所的日收益率、周收益率和月收益率分别建模进行估计; Crouhy and

收稿日期: 2002—03—10

作者简介: 陈浪南(1958. 11—), 男, 博士, 厦门大学财金系教授、博士生导师, 从事金融经济学与国际金融研究, 主要代表作有《西方企业财务管理》、《国际投资学》、《西方货币理论比较与银行业务》、《商业银行管理》; 在全国 30 多种杂志上发表了几十篇论文, 主持多项国家自然科学基金、国家社科基金、国家教育部社科基金课题。

黄杰鲲(1977. 12—), 男, 硕士, 厦门大学财金系。

^{*} 本文为 CCUIPP(79942014)、国家自然科学基金项目(79800010 和 79870039)及教育部社科课题成果之一。

Rockinger(1997)应用 ATGARCH 和 HGARCH 模型对全球 21 个主要股票市场的波动性进行实证研究。

有趣的是, 上述研究表明, 不管是在工业国家的股票市场, 还是在新兴市场, 均存在显著的波动非对称性。而且, 与相同大小的利好消息相比, 利空消息对波动性的影响更大。Campbell and Hentschel(1992)认为这种现象可以由“杠杆效应”(leverage effect)或“反馈效应(feedback effect)”来解释。根据杠杆效应, 股价的下跌将提高公司的财务杠杆(即负债/权益比率), 从而提高公司的风险, 这将通过未来波动性的增大表现出来。这样, 股票未来的波动性与其现有收益之间就存在一个负相关关系。反馈效应则认为, 大的利好消息通常伴随着其他大的利好消息, 这样将增大股价未来的波动性, 反过来将增大投资者对股票的预期回报率, 降低股票价格, 从而减小了利好消息对股价波动性的正向影响。

然而, 现存文献似乎更热衷于比较各国(或地区)、不同频率的指数收益率的波动性, 而忽略了从动态的角度, 考察波动性的演变。这一点对于新兴市场而言, 显得尤为重要。由于新兴市场更多地受到制度变迁等因素的影响, 因此, 总样本的波动性并不能代表各子样本的波动情况。从这一角度出发, 我们认为划分波动时段, 并对各时段分别建模进行估计是必要的。

二、数据与研究方法

1. 数据

考虑到中国股票市场在 1993 年之前尚不规范, 而且规模较小^①。因此, 本文选取的样本区间为 1993 年 1 月 3 日至 2001 年 12 月 28 日, 采用深圳成份指数, 所有数据来自分析家证券投资分析系统。我们选取深圳成份指数的原因是出于这样的考虑: (1) 深圳成份指数序列较长便于分析; (2) 有很好的代表性, 一直是中国股票市场最有影响力的指数之一。更重要的是, 采用成份指数避免了综合指数在编制上存在的两个问题: (1) 由于中国股票市场是新兴市场, 一直处于高速扩容阶段, 这样综合指数的缺陷就很明显, 即, 指数的变动不完全来自股票价格的变动, 而在一定程度上来自新股上市; (2) 沪深两市综合指数的编制是采用上市公司的全部市值(而非可流通市值)来计算的, 这种综合指数不能完全反映市场的变化, 且很容易受人为操纵的影响。

股价指数日收益率 RETN 采用对数差分收益形式, 为了便于观察, 将它转化为年收益率^②。图 1 是该收益率序列的时序图。

2. 波动时段

中国股票市场作为一个新兴市场, 由于制度变迁等因素的存在而表现出一定的阶段性特征, 这是国内外众多学者一致认同的。但是, 现存文献对中国股票市场波动时段的研究尚不充分。钟蓉萨和顾岚(1999)根据交收制度和有无涨跌停板限价等制度性因素, 来划分中国股票市场的发展阶段。张思奇等(2000)则采用均分法, 将所选样本区间平均分为两段。Chen, Kwok and Rui(2001)认为 1994 年中国实行紧缩政策和颁布《公司法》对投资者的行为产生了深刻的影响, 因而将 1994 年作为划分中国股票市场的的一个重要分水岭。可以看出, 现存文献多是按照事件来划分中国股票市场发展阶段的。我们认为这种划分方法过于主观。本文应用 Inclan and Tiao(1994)提出的 ICSS 法则(即迭代累计平方和法则, Iterated Cumulative Sums of Squares algorithm), 从收益率序列中寻找波动性产生突然变化的时点, 以此来划分波动时段。

我们对深圳成份指数收益率序列运用 ICSS 法则, 找出了三个发生突然变化的时点, 分别是 1995. 5. 25, 1997. 7. 11, 2000. 3. 17。这样我们可以把该序列分成四个波动时段。表 1 列出了各时段的描述性统计量。

① 参见钟蓉萨和顾岚(1999), PP12。
② 在本文中, 除非特别说明, “收益率”均指年收益率。

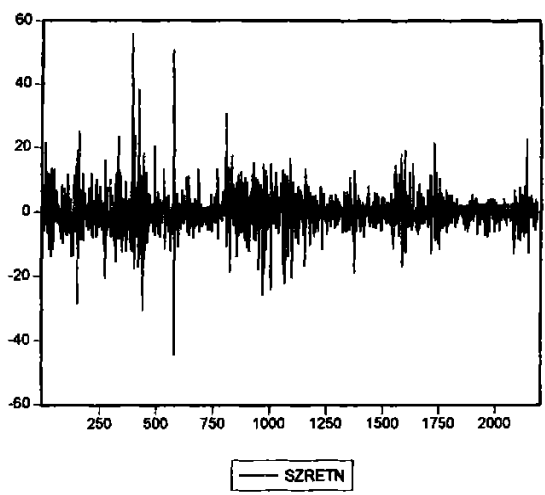


图 1 深圳成份指数收益率时序图(单位: %)

我们发现,从发生在三个时点附近的事件来看,中国股票市场作为“政策市”的特征很明显地凸现。在这三个时点之前均有重大政策出台,从而引起波动性的重大变化。如 1995 年 5 月,暂停国债期货交易;1997 年 5 月和 6 月分别调高印花税、禁止银行违规资金进入股市;2000 年 2 月,出台《证券公司股票质押贷款管理办法》和《向二级市场配售新股的通知》。

表 1 深圳成份指数各时段收益率的描述性统计量

	Mean	Std. Dev.	skewness	Kurtosis	LM(10)	Obs
ALL	0.0347	5.7371	0.6948	15.0669	195.5625 ***	2185
Period I (1993.1.3—1995.5.24)	−0.2972	7.6880	1.2464	14.4360	50.7750 ***	579
Period II (1995.5.26—1997.7.10)	0.5977	6.2414	−0.4648	6.3219	74.7930 ***	522
Period III (1997.7.11—2000.3.16)	−0.0167	4.4869	0.2743	6.2034	74.6182 ***	649
Period IV (2000.3.17—2001.12.28)	−0.1228	3.0881	0.4529	10.9058	14.7702	435

***1%水平上显著

Engle(1982)为 ARCH 过程提出了针对扰动项为条件同方差的零假定的拉格朗日乘数检验(Lagrangian Multiplier Test)。在这里,我们仅列出了 LM(10)的值。事实上,除第 4 时段(2000.3.17—2001.12.28)外^①,所有序列的 LM(q)对于 $q=1, 2, \dots, 10$ 均在 1%水平上显著,这意味着中国股票市场的收益率在 1%的显著性水平上存在 ARCH 现象。

3. 模型设定

现存文献中,在对中国股票市场进行 ARCH 建模时^②,均未考虑到波动时段对条件方差的影响。我

① 第 4 时段得到的 LM(q)统计量对 $q=1, 2, \dots, 10$ 均不显著。具体原因有待进一步的研究。从现有文献来看,对 ARCH 的来源(产生原因)有这样一些看法:(1)存在一个序列相关的消息到达过程(Diebold and Nerbove, 1989; Gallant, Hsieh, and Tauchen, 1989);(2)存在所谓的“时间形变”(time deformation),即经济时间和日历时间不同步(Stock, 1987, 1988);(3)自动化的交易执行系统(Bollerslev and Domowitz, 1991)。

② 参见唐齐鸣和陈健(2001), Yeh and Lee(2000), 施东晖(2001)。

们认为,中国股票市场存在着很强的阶段性特征,因此可以考虑在条件方差方程中引入反映波动时段的虚拟变量。此外,由于可预测的市场波动性是决定收益率的一个重要因素,因此在均值方程中,我们引入条件方差变量,考察中国股票市场对反映的风险与收益的权衡(tradeoff)关系。

Engle and Ng(1993)指出,在ARCH族模型中,GJR GARCH(1,1)模型是描述新消息对收益率波动性的非对称影响的最好工具。因此,对总样本区间,我们建立如下的GJR GARCH—M模型:

Model 1:

(1a)
$$RETN_t = c + \delta I_{t-1} + \sum DUM_i \circ DW_i + \epsilon_t \quad \epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

(1b)
$$h_t = w + \beta h_{t-1} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2 + d_1 P_1 + d_2 P_2 + d_3 P_3$$

同时,为了考察中国股票市场各个阶段的波动情况,我们分段建模。对每个时段,分别估计如下的GJR GARCH—M模型①:

Model 2:

(2a)
$$RETN_t = c + \delta I_{t-1} + \sum DUM_i \circ DW_i + \epsilon_t \quad \epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

(2b)
$$h_t = w + \beta h_{t-1} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$$

其中, DW_i 为该序列中显著的星期(day-of-the-week)变量, P_1, P_2, P_3 为表示时段的虚拟变量;在 $t-1$ 时刻的信息集 I_{t-1} 下,非预期收益率 ϵ_t 服从均值为 0、条件方差为 h_t 的正态分布; S_{t-1}^- 是反映利好消息与利空消息的虚拟变量,如果 $\epsilon_{t-1} < 0$ (即利空消息),则 $S_{t-1}^- = 1$, 如果 $\epsilon_{t-1} > 0$ (即利好消息),则 $S_{t-1}^- = 0$ 。为了保证条件方差(h_t)为正且非预期收益率 ϵ_t 服从宽平稳过程,条件方差等式中的各项系数需满足: $w > 0, \beta > 0, \alpha > 0, \alpha + \gamma > 0$ 且 $\alpha + \beta + (\gamma/2) < 1$ 。

γ 系数是我们考察的反映利好消息与利空消息对股票市场的非对称影响的参数。显著非 0 的 γ 系数意味着,利好消息和利空消息对收益波动性的影响是不对称的。正的 γ 系数说明利空消息比利好消息对波动性的影响更大,现存文献发现的 γ 值均为正。

δ 系数反映风险与收益之间的权衡(tradeoff)关系,即投资者的相对风险厌恶系数。在理论上,如果市场参与者是风险厌恶的话,市场风险溢价与市场的条件方差之间应该是正相关关系。许多学者运用 ARCH—M 模型对不同的股票指数收益率进行分析,如 France, Schwert, and Stambaugh (1987), Chou (1988), Attanasio and Wadhwani (1989), Friedman and Kuttner (1988), Pindyck (1984, 1988), Poterba and Summers (1986) 和 Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)。有趣的是,上述论文中,除了 Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993) 外,得到的风险厌恶系数均为正,且落在一个相当小的区间内, $1 \sim 4.5$ 。

三、实证结果与分析

1. 估计结果

模型 1 和模型 2 的估计结果见表 2。我们注意到,在 2 个模型的 4 组估计结果中, α, β 均在 1% 水平上显著为正,说明波动性随时间变化且非预期收益会增大波动性。 d_1, d_2 和 d_3 的值均在 1% 水平上显著为正,且依次递减,这与描述性统计量的结果是一致的。

模型 1 的 γ 在 10% 显著水平上显著为正,说明中国股票市场(1993~2001)存在杠杆效应和反馈效应,这与现存文献的结果是一致的。但是从模型 2 的前两个时段(1993~1997)来看, γ 的值为负,在第 2 时段达到 -0.1117,且在 1% 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

① 由于第 4 时段的 ARCH 效应不显著,因此我们只对第 1—3 时段建立 GJR GARCH—M 模型

会引起股票市场更大的波动。从这一点来说,中国股票市场是特立独行的。现存文献没有发现这种 γ 为负的非对称效应,也没有相关的理论可以用于解释这种现象。

我们认为出现负的 γ 值的可能出于以下两方面的原因:(1)从供求关系来看,由于当时在中国,股票市场的发展刚刚起步,相对于巨大的居民储蓄来说,总市值不高,流通市值更小,因此利好政策一出台,沪深两市就出现大量新开账户,大量居民储蓄流向股票市场,从而推动股价上涨,引起波动性的较大变动。(2)出现利空消息时,投资者倾向于选择继续持有股票,即宁可“套牢”也不愿“割肉断臂”,出现这种现象,并不能单纯地从投资者风险意识不足来解释。这种现象与当时股票市场缺乏一个有效的退市制度有关,从“琼民源”事件可以很清楚地看出这一点,中小投资者只管买股票,解套的事自然会有政府负责。从第3时段(1997.7~2000.3)来看,出现了正的 γ 值,且在5%水平上显著,这说明上述两方面的因素趋于减弱,中国股票市场逐步走向完善。

此外, δ 在模型1中不显著且值很小,仅为0.0024,与我们前面提到的区间(1~4.5)相比差距悬殊。通过模型2的分段估计,我们发现一个非常有趣的事实,即从三个时段的时间顺序上来看, δ 的值及其 t 统计量渐次增大,在第3时段,达到0.0273且在10%水平显著^①。这为我们证明中国股票市场的不断发展、投机成分不断减少、以及投资者的不断成熟提供了一个非常好的实证证据。

表 2. GJR GARCH—M 模型的估计结果

	Model A: ALL	Model 2: Period I	Model 2: Period II	Model 2: Period III
c	— 0.1247 (— 1.1978)	—0.9369 * (— 1.8293)	0.3769 (0.9125)	— 0.8123 * * * (— 3.1486)
δ	0.0024 (0.5439)	0.0067 (0.7323)	0.0161 (1.4264)	0.0273 * (1.8472)
ω	0.8076 * * * (5.7572)	9.4114 * * * (3.5732)	0.6879 * * * (3.3382)	0.7789 * * * (3.5359)
α	0.1727 * * * (10.1704)	0.2712 * * * (4.1954)	0.1800 * * * (6.2849)	0.1036 * * * (4.9156)
β	0.7299 * * * (37.0776)	0.6186 * * * (6.5019)	0.8696 * * * (70.8619)	0.8317 * * * (35.4269)
γ	0.0385 * (1.7888)	—0.0288 (— 0.4157)	—0.1117 * * * (— 3.1486)	0.0667 * * (2.2716)
d1	5.5103 * * * (10.6453)			
d2	2.3769 * * * (7.7576)			
d3	0.8779 * * * (4.8517)			
log				
likelihood	— 6489.2910	— 1940.3990	— 1626.1640	— 1821.6890

表中省略了各阶段星期变量 DW 的估计值;

括号中数字为 t 统计量;

① 事实上,如果我们在式(2a)中有 $\sqrt{h_t}$ 代替 h_t 的话,得到的结果更加完美。不仅 δ 的值及其 t 统计量渐次增大,且显著性水平分别为不显著、10%上显著和5%上显著。

* 10%水平上显著 * * 5%水平上显著 * * * 1%水平上显著。

2. 诊断检验

为了检验 GJR GARCH 捕捉非预期收益对股价波动性的非对称性影响的能力, 我们采用 Engle and NG(1993) 提出的波动模型的三个诊断检验: Sign Bias Test, Negative Bias Test 和 Positive Size Bias Test。这些检验考察我们是否可以用一些没有包含在波动性模型中的变量来预测模型中标准化残差的平方。如果这些变量可以预测标准化残差的平方, 则方差模型存在误设定。这三个检验的统计值可以通过对式(3)进行估计得到:

(3)
$$v_t^2 = a + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- \epsilon_{t-1} + b_3 S_{t-1}^+ \epsilon_{t-1} + e_t$$

其中, $v_t = \frac{\epsilon_t}{\sqrt{h_t}}$, $S_t^+ = 1 - S_t^-$, b_1 为 Sign Bias 统计量, b_2 为 Negative Bias 统计量, b_3 为 Positive Size Bias 统计量。检验结果见表 3。表中, 除了模型 2: 第 1 时段的 Sign bias 统计量和第 2 时段的 Joint Test F 统计量外, 其余均不显著异于 0。这说明, GJR GARCH 模型是可以接受的。

表 3 GJR GARCH 模型的诊断检验

	Model 1: ALL	Model 2: Period I	Model 2: Period II	Model 2: Period III
Sign bias	0.0017 (-0.0098)	-1.0339 * * (-2.0220)	0.3334 (-1.2159)	-0.3431 (-1.4902)
Negative bias	0.0085 (-0.3766)	-0.0148 (-0.2706)	-0.0370 (-1.3082)	-0.0596 (-1.6149)
Positive size bias	-0.0089 (-0.4433)	-0.0418 (-1.0080)	0.0140 (-0.4022)	-0.0236 (-0.6514)
Joint Test F—Stat	0.1134	1.5890	2.3896 *	1.1121
Significance Level	0.0477	0.8091	0.9320	0.6565

括号中的数字为 t 统计量;

*10%水平上显著 * * 5%水平上显著。

四、实证结论

本文采用实证方法对中国股票市场上消息对收益率波动的非对称性影响进行了实证研究。结果发现, 从总样本区间来看, 中国股票市场在 10%显著水平上存在“杠杆效应”。但是分时段考察, 在前 2 个时段(1993~1997 年), 利好消息比利空消息对市场波动性的影响更大, 对此, 我们从股市供求关系和投资者两方面做出解释。在第 3 时段(1997—2000)年, 则在 5%显著水平上存在“杠杆效应”, 这说明, 总样本区间上出现的“杠杆效应”很大程度上反映了第 3 时段波动情况, 而与前两个时段的波动非对称性刚好是相悖的。这说明, 我们分时段考察波动非对称性的尝试是成功的。此外, 我们从实证的角度发现, 中国股票市场的投机成分不断减少、投资者不断趋于理性。当然, 与工业国家的股票市场比较起来, 仍有很大的差距。因此, 在规范上市公司、完善退市制度、培育机构投资者等方面, 中国证监会仍然有相当长的路要走。

参 考 文 献

[1] Attanasio, Orazio P., and sushil Wadhwani. 1989, Risk and the predictability of stock market returns. Unpublished manuscript, Stanford University.

[2] Blais b. j., Poon, S. H. and Taylor, S. J., 2001, Modeling S&P 100 Volatility: The information content of stock returns, Journal of Banking & Finance, 25 1665—1679.

[3] Bollerslev, T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31 307—327.

[4] Bollerslev, T., Chou, R. Y., and Kroner, K. F., 1992 ARCH modeling in finance . Journal of Econometrics, 52 5—59.

- [5] Campbell, John Y. and Ludger Hentschel, 1990, No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns, Unpublished manuscript, Princeton University.
- [6] Chen, G. M., Kwok, C. Y., and Rui O. M., 2001, The day-of-the-week regularity in the stock markets of China, *Journal of Multinational Financial Management* 11, 139-163.
- [7] Chiang Thomas C. and Doong S. C., 2001, Empirical Analysis of Stock Returns and Volatility: Evidence from Seven Asian Stock Markets Based on TAR-GARCH Model. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17: 301-318.
- [8] Chou, Ray Y., 1988 Volatility persistence and stock valuations: Some empirical evidence using GARCH, *Journal of Applied Econometrics* 3, 279-294.
- [9] Crouhy, Michel and Michael Rockinger, 1997, Volatility Clustering, Asymmetry and Hysteresis in Stock Returns, *International Evidence, financial Engineering and the Japanese Markets* 4: 1-35.
- [10] Engle, R. F., 1982, Autoregressive Conditional heteroskedasticity with estimates of UK inflation. *Econometrica* 50, 987-1008.
- [11] Engle, R. F., Lilen D. M., and Robins, R. P. 1987, Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, 55 391-407.
- [12] Engle, R. F., and Victor K. N g, 1993 Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance* 48 1749-1778.
- [13] Engle, R. F., and Rothschild, M. 1992, Special issue on ARDH models in finance, *Journal of Econometrics* 35, 143-159.
- [14] French, Kenneth R., G. William Schwert, and Robert F. Stambaugh, 1987, Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics* 19, 3-30.
- [15] Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner, 1988, Time varying risk perceptions and the pricing of risky assets, Unpublished manuscript, Harvard University.
- [16] Inclán, C. and Tiao, G. C., 1994, Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of variance. *American statistical Association*, Vol. 89, NO. 427, 913-923.
- [17] Glosten L. R., R Jagannathan, and D. Runkle, 1993, On the Relation between the Expected Value and the volatility of the Normal Excess Return on Stocks *Journal of finance* 48 1779-1801.
- [18] Nelson, Daniel B., 1989, Modeling Stock Market Volatility Changes ASA1989 Proceedings of the business and Economics Statistics Section, Rossi, Peter E. ed. 1996 Modeling Stock Market Volatility, Academic Press. pp3-15.
- [19] Pindyck, Robert S., 1984, Risk, inflation and the stock market, *American Economic review* 74, 335-351.
- [20] Pindyck, Robert S., 1988, Risk aversion and determinants of stock market behavior, *Review of Economics and statistics* 70, 183-190.
- [21] Poterba James and Lawrence Summers, 1986 The persistence of volatility and stock market fluctuations, *American Economic Review* 76 1142-1151.
- [22] Yeh, Y. H. and Lee T. S., 2000, The inter action and volatility asymmetry of unexpected returns in the greater china stock markets, *Global Finance Journal* 11, 129-149.
- [23] 唐齐鸣 陈健, 2001, 中国股市的 ARCH 效应分析, *世界经济*. 3.
- [24] 施东晖 2001, 中国股市微观行为理论与实证. 上海远东出版社. 249-257.
- [25] 钟蓉萨 顾岚, 1999, 中国股票市场实证统计分析. 中国财政经济出版社. 12.
- [26] 张思奇 马刚, 冉华, 2000, 股票市场风险、收益与市场效率. *世界经济*. 5.

Abstract: This paper investigates the asymmetric impact of good news and bad news on the volatility of Chinese stock market by employing GJR GARCH-M for 4 periods. The empirical results show that good news has greater impact on market activities than bad news, which is contradicted with the previous findings.

Key words: stock market, volatility, asymmetry and GARCH.

(特约编辑: 王素珍) (校对: HA)