

我国股市波动的非对称性和杠杆效应研究

朱东洋¹, 杨 永²

(1 兰州大学 经济学院, 兰州 730000; 2. 上海大学 经济管理学院, 上海 200444)

摘 要: 本文选取 2006 年 1 月 4 日到 2008 年 12 月 31 日期间上证综合价格指数日收益率和收益波动率的数据, 建立二者变量指标的 GARCH 模型、AGARCH 模型、EGARCH 模型, 对我国牛熊市轮替过程中股票市场波动的非对称性和杠杆效应进行实证分析。结果发现, 股改后牛熊市期间我国股票市场的波动表现出显著的长记忆性、非对称性和杠杆效应, 股票市场波动性对“利好”和“利空”消息呈现出不平衡性反应, 我国股票市场出现了强市恒强、弱市恒弱现象。最后, 从投资者心理预期、过度反应与反应不足、投资者构成和交易机制等方面对该结论进行了分析。

关键词: 股票市场; 非对称性; 杠杆效应; ARMA-EGARCH 模型

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)09-0084-06

1 文献回顾

股票市场的收益与风险历来都是投资者、金融机构及国家监管部门关注的重点, 也是近年来金融计量经济学非常活跃的研究领域。我国股市近 20 年的发展过程中经历了数次的跌宕起伏, 尤其是 2006—2008 年历经了一次完整的牛熊市轮替过程。而其熊市期间, 正处于全球金融危机肆虐、全球股市普跌大环境之下。在此状况下, 我国股票市场是否仍表现出已有研究成果所揭示的股市波动性特征、是否具有非对称性和杠杆效应与新阶段特征值得思考。故对该期间股票市场波动性进行研究具有重要的理论意义和现实意义。

国内学者对我国股票市场波动性的研究起步较晚, 而利用 GARCH 类模型对股票市场波动的非对称性研究, 在我国尚处于起步阶段。陈浪南、黄杰琨等^[1]通过对股市划分时段分段建模, 利用 GJR-GARCH-M 模型分析了利好消息和利空消息对股市的非对称性影响。周少甫、陈千里等^[2]及何兴强、孙群燕等^[3]利用沪深综合指数及深证成份指数证明了中国股市非对称效应是显著的。何晓光、朱永军等^[4]运用 ARMA-EGARCH 模型及 ARMA-TARCH 模型, 对 1993 年 1 月以来的我国股票市场波动的非对称性问题进行了实证分析。结果显示: 无论是上证还是深证的 A 股市场, 收益率波动的非对称性都表现出阶段性特征; 股市发展早期, 市场表现为反向的非对称性或非对称不明显, 随着时间的发展股市收益的波动则存在非对称性。

进一步地对我国股票市场杠杆效应进行研究的文献主要有: 李胜利^[5]对 1990 年 12 月 19 日到 2001 年 12 月 31 日期间上证综合指数日收益率进行了实证研究, 结果显示上海股市只在空头时期存在杠杆效应和波动的非对称反转效应, 而在总样本期间、多头期间和盘整期间则存在反向杠杆效应。陈工孟、芮萌萌等^[6]分别利用 A、B 股综合指数证明了上证 A 股 1991 年至 1997 年期间存在反向非对称效应, 但上证综合与上证 B 股市场杠杆效应不确定。李成刚^[7]发现上海股市存在显著的 ARCH 效应和“杠杆效应”, 同时提出市场交易主体和“追涨杀跌”与市场波动性的“杠杆效应”有悖常理。陆蓉和徐龙炳^[8]采用 EGARCH 模型对我国股票市场在牛市和熊市阶段对“利好”与“利空”的不平衡性反应特征进行了实证研究, 发现在牛市期间我国股市呈反向杠杆效应, 而在熊市期间则正好相反。陈娟、沈晓栋^[9]运用 GARCH(1, 1)-M 模型及 TARCH(1, 1) 模型对我国票市场是否存在“杠杆效应”进行了阶段性分析, 指出涨跌板交易制度对我国股票市场波动性具有显著的影响。

比较分析发现, 国内现有研究文献存在一些不足之处: 一是从样本选择周期来看, 现有研究文献选取的样本大多取自股改前数据, 较少有学者对股改后 2006—2008 年间我国大牛熊市轮替过程中的股票市场波动性特征进行高频数据分析; 二是从股市波动性衡量指标选取来看, 现有研究文献更多地关注我国股市收益率的波动状况, 而对股市收益波动性程度大小的量化分析尚是空白。

收稿日期: 2010-07-02

作者简介: 朱东洋(1984—), 男, 河南商丘人, 兰州大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 宏观金融理论与调控; 杨永(1984—), 女, 河南省夏邑人, 上海大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 公司金融、产业经济学。

在此基础上,本文拟选取 2006 年 1 月 4 日到 2008 年 12 月 31 日期间上证综合指数日收益率和收益波动率数据为样本,建立二者变量指标的 GARCH 模型、AGARCH 模型、EGARCH 模型,对我国牛熊市轮替过程中股票市场的波动性进行高频数据分析,以期就上述问题进行解答并推进该领域的研究深入发展。本研究的改进体现在以下 3 个方面:一是扩展了股市波动性研究期间,将大牛熊市轮替过程作为研究对象;二是丰富了股市波动性衡量指标,在前人分析的基础上,增添了股市收益波动率指标;三是分析方法上,采取了 GARCH、AGARCH、EGARCH 模型分析方法。

2 理论模型

对于股市波动性的衡量,学者们常常借助条件异方差来予以刻画。Engle 于 1982 年开创性提出的 ARCH 模型及其随后发展而来的众多 GARCH 模型簇已经成为度量金融市场波动性的强有力工具。

2.1 GARCH 模型

恩格爾的学生蒂姆·博勒斯莱(Bollerslev)^[10]提出 ARCH 模型的拓展形式,即 GARCH (Generalized ARCH) 模型,被后续研究证明是对实际的工作开展极其有价值的一步,GARCH (p, q) 模型的方差表示如下:

$$h_t = a_0 + a_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + a_q \sigma_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} \\ = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (1)$$

为保证条件方差 $h_t > 0$, 要求 $a_0 > 0$, $a_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, q$, $\beta_j \geq 0$, $j = 1, 2, \dots, p$ 。

GARCH 模型考虑:方差本身的自回归, σ_t 幅度值变化影响方差大小, σ_t 越大, h_t 越大,从而序列波动程度就越大,产生波动的丛集性,一般用 a_i 均大于零与否来判断丛集性;系数之和 $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p \beta_j$ 的值的大小反映了波动的持续性,其值越接近于 1,说明波动持续时间越长,表明误差项服从“尖峰后尾”的无条件分布,该性质为正态分布所具有的性质。

GARCH (1, 1) 模型是 GARCH (p, q) 模型的特殊情形,该模型只有一个误差平方项和一个自回归项。但通过递推可发现,它实际等价于无穷阶的 GARCH 模型,这就避免了 GARCH (q) 模型当阶数 q 增加时产生的参数过多的问题。经验数据也表明,低阶 GARCH 模型的拟合程度与一个有线形衰减权重的高阶 GARCH 模型一样好甚至更好。

2.2 AGARCH 模型(非对称 GARCH 模型)

AGARCH 模型可以很好的解释“股市杠杆效

应”。在 AGARCH 模型中,条件方差 h_t 不仅取决于滞后随机误差项的大小而且取决于它的正负符号。AGARCH (p, q) 随机误差项的条件方差如下:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i (\sigma_{t-i} + r)^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$

AGARCH 模型允许过去的随机误差项对条件方差 h_t 有非对称的影响,这主要体现在参数 r 上。 r 可以取正值或负值,当 $r < 0$ 时,随机误差 σ_{t-i} 为负值时比它为正值时得到的 h_t 要大。当 $r = 0$ 时,方程就退化 GARCH 模型。恩格尔等^[11-12]进一步发展了非对称的思想,并提出的一个新概念—信息冲击曲线。根据这个模型,正的信息和同样大的负的信息对条件方差产生不对称的影响。

2.3 EGARCH 模型

尼尔森(Nelson)^[13]提出了指数 GARCH 模型即 EGARCH 模型,同时刻画了收益率的时变方差和非对称效应,并克服了参数的非负约束,EGARCH (p, q) 模型条件方差为:

$$\ln(h_t) = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i g(\phi_t - i) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j}) \quad (3)$$

其中: $g(\phi_t) = \delta \phi_t + r[|\phi_t| - E|\phi_t|]$, $\phi_t = \sigma_t / \sqrt{h_t}$, $E|\phi_t| = \sqrt{2/\pi}$ 。

在公式中, ϕ_t 为标准化的随机误差项, $E|\phi_t|$ 为 ϕ_t 服从标准正态分布下 $|\phi_t|$ 的期望值,它等于 $\sqrt{2/\pi}$ 。公式的含义为, t 时刻的条件方差的对数 $\ln(h_t)$ 是其前期滞后值 $\ln(h_{t-j})$ 、标准化的误差项 ϕ_{t-i} 以及标准化误差项的绝对值 $|\phi_{t-i}|$ 偏离其期望值程度的函数。由于 EGARCH 模型把方差的自然对数形式作为因变量,所以对于任何参数模型总能产生一个正的条件方差 h_t 。 δ 系数体现了“杠杆效应”的非对称影响,如果 $\delta \neq 0$ 说明非对称效应的存在;若 $\delta < 0$,那么前期的大的负误差项将会导致较高的条件方差,即杠杆效应明显。

3 样本数据与特点

3.1 样本选择与指标设计

我国股市经过近 20 年的发展已渐趋完善,而沪深两市中沪市更具有代表性,因此本文选取沪市股指日交易数据作为样本来进行分析。图 1 描述了我国沪市 2005 年到 2009 年前三季度的 A 股市场综合价格指数变动情况。由图 1 可知,我国股市在 2006—2008 年末经历了一轮完整的牛熊市交替过程。本文拟采用上述模型与分析方法,分别对沪市牛熊市期间股市波动的非对称性和杠杆效应性进行高频数据分析。股市波动性选取股指收益率和收益

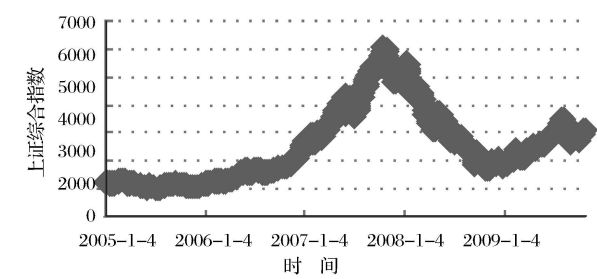


图 1 2005—2009 年期间上证综合指数波动图

波动率两个衡量指标, 指标选取说明如下:

- 1) 用相邻交易日间的股指对数之差来衡量股市收益率 R_t 。股市收益率的计算以该期间上证交易日收盘价格指数为依据, 将 $T+1$ 期的股指对数减去 T 期的股指对数。计算公式: $R_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$ 。样本数量 $T = 1043$ 。其中: p_{t-1} 表示 t 交易日的收盘价格指数; p_{t-1} 表示 $t-1$ 交易日的收盘价格指数; R_{t0} 和 R_{t1} 分别表示牛市和熊市期间的股指收益率。
- 2) 股指收益率指标描述了股市的收益状况, 而对这一收益状况波动性程度的刻画, 采用收益波动率 X_t 。 X_t 的计算公式为: $X_t = |R_t - \bar{R}|$ 。其中: R_t 为 T 期交易日股市收益率; $\bar{R}$ 为全部样本期间股指收益率的平均值; X_{t0} 和 X_{t1} 分别表示牛市和熊市期间

的收益波动率。

3 2 数据特点

表 1 列出了模型估计样本期内股指收益率序列和收益波动率序列的基本统计特征。观察表 1 可发现以下高频数据特征:

- 1) 沪市牛市期间的股指收益率和收益波动率的偏度指标分别为 -0.651637 和 -0.044255 , 均显著小于 0, 表现出不同程度的左偏尾特征; 沪市熊市期间的股指收益率和收益波动率偏度指标分别为 2.009451 和 1.495125 , 均显著大于 0, 表现出不同程度的右偏尾特征。
- 2) 沪市牛市期间的股指收益率和收益波动率峰度指标分别为 69.40501 和 4.108832 , 呈现出显著的尖峰特征, 且前者较后者更为显著。同理, 我们亦可发现沪市熊市期间股指收益率和收益波动率峰度指标均呈现出尖峰特征, 且前者指标较后者更为显著。
- 3) 从 Ljung-Box Q 正态性检验统计量来看, 各序列的 J-B 值均较大, 相应的 P 值几乎为 0, 均表现出显著的非正态性特征。股指收益率和收益波动率的 ADF 检验结果显示四个序列数据均表现出显著的平稳性特征。

表 1 沪市股指收益率序列的基本统计情况

变量序列		均值	标准差	偏度	峰度	LjBQ 检验	ADF 检验
牛市期间	股指收益率序列 R_{t0}	0.002320	0.016640	-0.651637	69.40501	489.3084	-25.9515
	股指收益波动率序列 X_{t0}	-0.001343	0.024876	-0.044255	4.108832	25.46863	-22.23556
熊市期间	股指收益率序列 R_{t1}	0.017149	0.015745	2.009451	9.086641	1491.782	-23.06223
	股指收益波动率序列 X_{t1}	0.18710	0.016421	1.495125	5.456475	308.2533	-21.53041

注: ①原假设为样本的总体分布为 $N(u, \sigma^2)$, p 值为 0.0000; ②基于最小二乘估计 $R_t = c + u_t$, $X_t = c + u_t$ 的残差所做的异方差检验, p 值为 0.0000。

从样本的序列自相关系数 (ACF) 与偏自相关系数 (PACF) (估计到滞后 200 阶) 来看: 第一, 股指收益率序列的自相关性较弱, 牛市期间和熊市期间的最大自相关系数分别为 $R_{t0} = 0.085$ 和 $R_{t1} = 0.072$; 虽然相关系数的值均较小, 但 Ljung-Box Q 统计量仍较大, 说明序列仍存在自相关结构。第二, 牛市和熊市期间的收益波动率序列不仅具有显著的自相关与偏自相关结构, 且相关系数较大, 最大相关系数介于 0.115~0.134 之间, 说明序列具有显著的非线性相关性与 ARCH 效应; 进一步分析可知, 牛市期间的收益波动率序列在滞后 200 阶时自相关系数仍显著, 且 Ljung-Box Q 统计量的 P 值均为 0.0000, 牛市和熊市期间的波动率序列分别在 $n = 105$ (约为 11 个月) 和 $n = 87$ 时自相关系数才第一次出现负值, 说明序列存在较为显著的长期相关性。

图 2~图 4 具体描绘了上述高频数据特征。观

察其可发现, 牛熊市期间我国股票市场表现出了显著的尖峰厚尾特征, 且熊市期间更为显著。较牛市期间而言, 熊市期间的收益率指标和收益波动率指标均表现出更为显著的波动性。

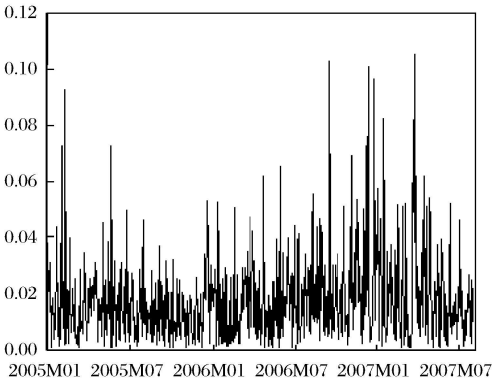


图 2 牛市期间股市收益率图

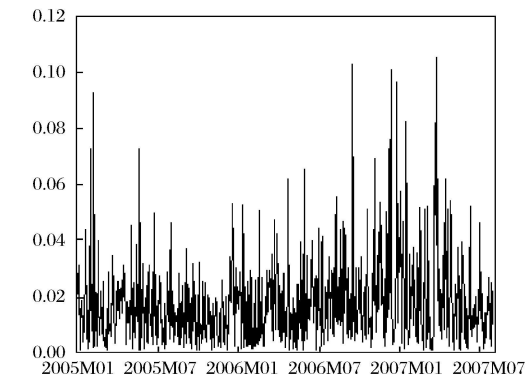


图 3 牛市期间收益波动率图

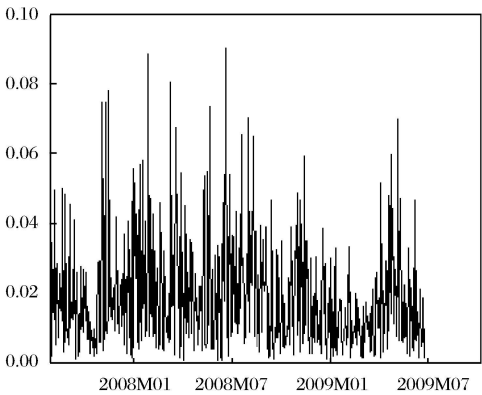


图 5 熊市期间收益波动率图

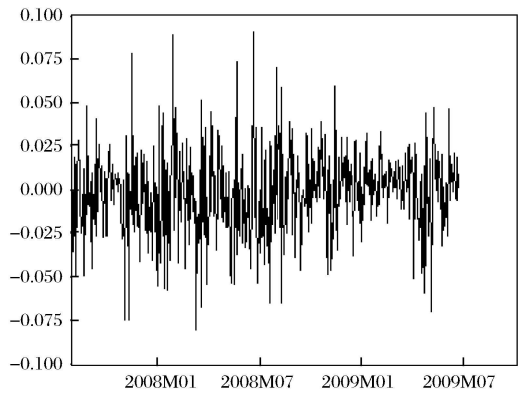


图 4 熊市期间股市收益率图

4 模型估计

ARCH 检验结果表明,股指收益率序列和收益波动率序列均存在显著的异方差性,即存在高阶 ARCH 效应,考虑到高阶的 ARCH 模型可以用低阶的 GARCH 模型代替,故我们估计了一个 GARCH(1,1) 模型,并在此基础上分别进行了 AGARCH 模型与 EGARCH 模型估计,估计值与检验结果如表 2 所示。

表 2 GARCH(1,1) 模型、AGARCH 模型、EGARCH 模型的估计结果

模型	序列和 P 值		α_o	$\hat{\sigma}$	β	r	δ	ARCH-LM F(20)	Obs* R^2 (20)
GARCH (1,1) 模型	牛市期间	序列 R_{t0}	1.33×10^{-6} (2.3248)	0.070464 (4.7554)	0.914910 (59.4387)			0.4176	8.5189
		序列 X_{t0}	1.86×10^{-6} (2.9918)	0.032899 (3.5057)	0.906536 (71.5929)			0.9329	20.6034
	熊市期间	序列 R_{t1}	1.52×10^{-6} (1.8642)	0.074032 (4.4004)	0.906046 (46.109)			0.8185	16.5331
		序列 X_{t1}	2.58×10^{-6} (1.8642)	0.083816 (4.3950)	0.906156 (46.2600)			0.8205	16.5721
AGARCH 模型	牛市期间	序列 R_{t0}	1.27×10^{-6} (3.4439)	-0.065422 (-7.1766)	0.920933 (97.3061)	0.07276 (14.982)		0.5086	10.2706
		序列 X_{t0}	4.32×10^{-6} (3.4819)	0.07237 (14.2879)	0.918864 (99.2829)	0.034923 (7.4879)		0.53691	10.8352
	熊市期间	序列 R_{t1}	1.08×10^{-6} (3.20453)	1.061454 (3.2045)	0.891210 (29.3249)	1.056218 (2.8642)		0.77119	15.6075
		序列 X_{t1}	1.09×10^{-6} (0.21899)	1.017529 (0.3017)	0.907054 (46.3117)	0.264977 (2.6794)		0.8472	17.0910
EGARCH 模型	牛市期间	序列 R_{t0}	-0.295483 (-4.1551)	1.161935 (5.8246)	0.978601 (128.1700)		-0.002562 (-0.2201)	0.43405	8.8486
		序列 X_{t0}	-0.096139 (-2.2405)	1.356692 (1.1627)	0.994643 (207.9882)		-0.283879 (-0.9423)	0.8483	17.0792
	熊市期间	序列 R_{t1}	-12.67727 (-8.6393)	0.130416 (2.0199)	0.698292 (3.4899)		-0.068035 (-1.9992)	1.3021	25.7684
		序列 X_{t1}	-11.12775 (-5.0941)	1.556435 (0.4123)	0.490193 (1.6557)		-1.416370 (-0.3756)	1.258188	24.94463

注: 括号内表示 Z 统计量。

4.1 GARCH(1, 1) 模型估计结果

GARCH(1, 1) 模型中所有参数估计值均显著(p 值很小), 基于残差的 ARCH-LM 检验和 $\text{Obs}^* R^2$ 统计值均不显著, 即经过参数 GARCH(1, 1) 过滤以后残差不存在额外的 ARCH 效应, 该方差方程的估计是准确的。GARCH(1, 1) 模型估计结果显示, 牛市期间股指收益率序列和收益波动率序列的 ARCH 与 GARCH 项系数之和($\alpha + \beta$) 分别为 0.9654 和 0.9424, 反映了上海股票市场牛市期间的波动具有很强的聚集性、持续性和长记忆效应, 且股指收益率的聚集性和持续性要强于收益波动率指标。熊市期间, 股指收益率指标和收益波动率指标的 ARCH 与 GARCH 项系数之和($\alpha + \beta$) 分别为 0.9801 和 0.9899, 均显著大于牛市期间二者系数之和, 显示了熊市期间股市的股市波动性程度较牛市期间要大。

4.2 AGARCH 模型估计结果

1. AGARCH 模型中 ARCH-LM 检验和 $\text{Obs}^* R^2$ 检验结果同上。牛市期间, 股指收益率指标和收益波动率指标的 r 值分别为 0.072764 和 0.034923, 显著不为 0, 表明二者均存在非对称性, 且前者的非对称性较后者更为显著。利好消息对收益率和收益波动率的条件方差产生的冲击分别为 0.072764 和 0.034923, 利空消息对二者造成的冲击分别为 0.072764 - 0.065422 和 0.034923 + 0.07237。比较数据大小发现, 牛市期间利好消息对收益率的影响更大, 利空消息对收益率的影响微弱, 而对收益波动率的影响较大。

2. 进一步比较分析熊市期间的 r 值, 发现熊市期间两序列指标的 r 值均显著大于牛市期间的 r 值, 反映了熊市期间股市的非对称性较牛市期间更为显著。相应地, 熊市期间利好消息对收益率和收益波动率的条件方差产生的冲击分别为 1.056218 和 0.264977, 利空消息对二者指标造成的冲击分别为 1.056218 + 1.061454 和 0.264977 + 1.017529。不难发现, 熊市期间利好消息和利空消息对收益率的影响均较收益波动率大, 市场利好消息对股市的影响主要表现在收益率方面, 利空消息对收益率和收益波动率均具有较为显著的影响。

4.3 EGARCH 模型估计结果

EGARCH 模型中 ARCH-LM 检验和 $\text{Obs}^* R^2$ 检验结果同上; 牛熊市期间的 δ 系数均不为 0 且为负, 表明我国股市牛熊市期间杠杆效应显著。

1) 牛市期间, 利好消息对股指收益率和收益波动率产生的冲击分别为 -0.002562 + 0.161935 和 -0.283879 + 1.356692, 利空消息对二者产生的冲

击分别为 -0.002562 - 0.295483 和 -0.283879 - 0.096139。对比数据发现, 牛市期间利好消息对股市收益率和收益波动率指标的杠杆效应为正的效应, 但数值较小; 利空消息对二者指标的杠杆效应表现为显著的负效应。

2) 同理熊市期间, 利好消息对股指收益率和收益波动率产生的冲击分别为 -0.068035 + 0.130416 和 -1.416370 + 1.556435, 利空消息对二者产生的冲击分别为 -0.068035 - 1.267727 和 -1.416370 - 1.12775。很显然, 熊市期间利好消息对收益率和收益波动率指标的杠杆效应均表现为微弱的正效应; 利空消息的杠杆效应表现为非常显著的负效应, 且对收益波动率的影响更为显著。

5 主要结论与原因分析

本文通过选取 2006 年 1 月 4 日到 2008 年 12 月 31 日期间上证综合价格指数日收益率和收益波动率数据为样本, 建立二者变量指标的 GARCH 模型、AGARCH 模型、EGARCH 模型, 对我国牛熊市轮替过程中股票市场波动的非对称性和杠杆效应进行了高频数据的实证分析。结果发现, 我国股票市场牛熊市期间的波动呈现出显著的长记忆性、非对称性和杠杆效应。就股票市场波动的非对称性和杠杆效应而言, 牛市期间存在弱的非对称性和正的杠杆效应, 熊市期间存在较强的非对称性和显著的杠杆效应。具体而言, 牛市期间的利好消息对收益率指标的影响较小, 利空消息对收益波动的影响性较大; 熊市期间, 利好消息对股市收益率和收益波动性影响较小, 利空消息对二者指标影响均十分显著, 但对收益波动性影响更大; 牛熊市期间我国股票市场收益率和收益波动率对“利好”和“利空”信息均呈现不平衡性反应, 我国股票市场出现了强市恒强、弱市恒弱现象。对于该结论的解释, 可以从投资者心理预期、过度反应与反应不足、投资者构成和交易机制等方面来进行分析。

1) 投资者心理预期导致了股市信息的非平衡性反应。

预期理论(prospect theory)是由 Kahneman 和 Tversky 在 1979 年共同提出来的, 是一种研究人们在不确定的条件下如何做出决策的理论, 其认为个体投资者是依据当前的受益和损失情况来决定对风险的态度。我国股市正反馈交易(positive feedback)行为的广泛存在, 导致了追涨杀跌现象在我国股市横行。牛市期间, 股市价格持续上涨使得投资者产生价格进一步上涨的预期, 于是积极跟进; 对于牛市中的“利空”消息则认为是价格的偶然变化, 不

会产生价格反向变化的预期,所以在牛市中对“利空”消息的反应较弱。熊市期间,价格的持续下跌使得投资者产生价格进一步下跌的预期,导致众多散户和机构投资者的风险态度发生变化,由风险追随型转化为风险厌恶型。如果在没有政策支撑的状况下,投资者对股市的预期会更加恶化,于是投资者竞相抛售证券资产,股市价格趋向于进一步下跌从而导致股市的波动性加剧。很显然,熊市期间的利空消息带来的效应影响远大于牛市期间。

2) 过度反应与反应不足导致了股市强市恒强、弱市恒弱的现象。

Richard Thaler 和 Werner DeBondt 在 1985 年的研究中发现,投资者对于受损失的股票会变得越来越悲观,而对于获利的股票会变得越来越乐观,他们对利好消息和利空消息都会表现出过度反应。在从众心理(herd mentality)、人类非理性的情绪状态以及由此产生的认知偏差等因素的作用下,市场持续上涨时投资者倾向于越来越乐观。因为实际操作产生了盈利,这种成功的投资行为会增强其乐观的情绪状态,在信息加工上将造成选择性认知偏差,即投资者会对利好消息过于敏感,而对利空消息麻木,加剧了股市强市恒强特征。当市场持续下跌时,情况刚好相反,投资者会越来越悲观。因为实际操作产生了亏损,这种失败的投资操作会加强其悲观情绪,同样也造成了选择性认知偏差,即投资者会对利空消息过于敏感,而对利好消息麻木,加剧了股市弱市恒弱特征。尤其是当股市遭遇了大的利空消息冲击时,在羊群效应和框架效应作用下,投资者疯狂的抛售持有的股票资产,进一步导致了股票价格的剧烈震荡下行。

3) 投资者畸形结构加剧了股票市场价格波动的非对称性和杠杆效应。

依据对市场的影响力可将我国股票市场投资者分为两类:具有资金、信息绝对优势的券商、投资基金、私募基金、个人大资金等,这部分投资者可以被概括为机构投资者或“庄家”;另一类是在数量上具有优势,但资金量相对很小、信息获取和分析能力较弱、协同行动也很困难的中小投资者,市场称之为“散户”。散户投资者在获取、鉴别和利用信息方面的能力远不如机构投资者。由于在获得信息的及时性、准确性方面处于劣势,散户投资者往往认为机构投资者的操作方向包含了自已尚未获得的信息,因此在操作上积极跟进机构投资者。这就形成了散户追涨杀跌的操作风格。而机构投资者为了实现超额收益,有可能采取分仓对倒、制造虚假成交量的手法,人为制造滞后甚至虚假的信息,诱使中小投资者

跟风,使中小投资者成为正反馈交易者,加剧了股票市场波动的非对称性和杠杆效应。

4) 交易机制缺陷加剧了股票市场价格单向波动性。

我国股票市场目前还缺乏双边机制或做空机制,这就决定了我国股票价格变化方向上的非对称性,加剧了市场价格单向波动趋势。单向操作使投资者在股票市场的价格波动中只能随波逐流,即追涨杀跌从而更加剧了价格的波动幅度,使投资的风险加大。同时由于缺乏一些常用的避险手段如股票期货、指数期货或期权等金融衍生工具,投资者无法进行套期保值和风险规避。在牛市行情中,投资者将资金不断投入股市,其结果是股价不断攀升,股市风险加大。面对增大的风险,投资者只能通过减仓来降低风险,而不能使用期货进行套期保值。在熊市行情中投资者只能卖出股票,等待行情见底时建仓,而不能运用期货卖空来减轻股市下跌的压力。此外,我国证券市场投资品种稀少,只有股票、国债、企业债券和可转换债等少数几种,加之股权中占大部分的国有股、法人股不能上市流通,造成股票的供求关系失衡。投资者也不能通过分散投资减少对股市的依赖,从而加剧了股市风险的单向累积。

参考文献

- [1] 陈浪南,黄杰琨.中国股票市场波动非对称性的实证研究[J].金融研究,2002(5):67-73.
- [2] 周少甫,陈千里.中国股市收益波动的实证研究[J].华中科技大学学报:自然科学版,2002(9):48-51.
- [3] 何兴强,孙群燕.中国股票市场的杠杆效应和风险收益权衡[J].南方经济,2003(9):62-65.
- [4] 何晓光,朱永军.中国A股市场收益波动的非对称性研究[J].数理统计与管理,2007(1):164-171.
- [5] 李胜利.中国股票市场杠杆效应研究[J].证券市场导报,2002(10):61-65.
- [6] 陈工孟,芮萌.中国股票市场的股票收益与波动关系研究[J].系统工程理论与实践,2003(10):12-21.
- [7] 李成刚.上海股市交易行为与波动性分析[J].福建论坛(经济社会版),2003(5):26-29.
- [8] 陆蓉,徐龙炳.“牛市”和“熊市”对信息的不平衡性反应研究[J].经济研究,2004(3):65-72.
- [9] 陈娟,沈晓栋.中国股票市场收益率与波动性的阶段性研究[J].统计与决策,2005(8):98-100.
- [10] BOLLERSLEV T. generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31: 307-327.
- [11] ENGLE R, NG V. Measuring and testing the impact of news on volatility[J]. Journal of Finance, 1993, 48: 1749-1777.
- [12] ENGLE R, LILIEN D, ROBINS R. Estimating time-varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model[J]. Econometrica, 1987, 55: 391-407.
- [13] NELSON D. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach[J]. Econometrica, 1991, 59: 347-370.

(下转第102页)

- [3] GILSON R J. Globalizing corporate governance: convergence of form or function[J]. American Journal of Comparative Law, 2001, 49(2): 329-357.
- [4] HANSMANN H B, KRAAKMAN R H. The end of history for corporate law[J]. Georgetown Law Journal, 2001, 89(2): 439-468.
- [5] SCHMIDT R H, SPINDLER G. Path dependence, corporate governance and complementarity[J]. International Finance, 2002, 5(3): 311-333.
- [6] CHEFFINS B R. Corporate law and ownership structure: a Darwinian link? [J]. University of New South Wales Law Journal, 2002, 25(2): 346-378.
- [7] BRAENDLE U C, NOLL J. On the convergence of national corporate governance systems: a note on Braendle and Noll[J]. Journal of Interdisciplinary Economics, 2006, 17(1): 83-98.
- [8] 李明辉. 公司治理趋同理论中的经济达尔文主义批判[J]. 江海学刊, 2007(3): 83-88.
- [9] ROE M J. Commentary: chaos and evolution in law and economics[J]. Harvard Law Review, 1996, 109(3): 641-668.
- [10] BEBCHUK L A, ROE M J. A Theory of path dependence in corporate ownership and governance[J]. Stanford Law Review, 1999, 52(1): 127-170.
- [11] 曹富国. 比较公司治理: 趋同论及其批判[J]. 国外社会科学, 2007(1): 38-41.
- [12] 青木昌彦, 钱颖一. 转轨经济中的公司治理结构: 内部人控制和银行的作用[M]. 北京: 中国经济出版社, 1995: 4.
- [13] RU BACH M J, SEBORA T C. Comparative corporate governance: competitive implication of an emerging convergence[J]. Journal of World Business, 1998, 33(2): 167-184.
- [14] 陈国进. 日本金融制度变迁的路径依赖和适应效率[J]. 金融研究, 2001(12): 83-89.
- [15] 刘汉民. 所有制、制度环境与公司治理效率[J]. 经济研究, 2002(6): 63-68.
- [16] COFFEE J C JR. Convergence and its critics: what are the preconditions to the separation of ownership and control[Z]. Columbia Law and Economics Working Paper No. 179, 2000.
- [17] KHANNA T, KOGAN J, PALEPU K. Globalization and similarities in corporate governance: a cross country analysis[Z]. Harvard University Strategy Unit Working Paper No. 02-041, 2002.
- [18] 李明辉. 公司治理全球趋同研究[M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2006: 24.

Research Review on Convergence of Corporate Governance

Yan Ruosen

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: This paper combines and makes brief comments on current researches on the competitive hypothesis, political hypothesis, path dependent hypothesis of convergence of corporate governance, as well as the formal convergence, functional convergence, legal convergence and factual convergence of corporate governance. It points out, a specific institution or pattern of corporate governance is the best one, if it could solve the problems about governance effectively. So it doesn't have to make institutional reform according to other corporate governance model. What's more, one country or place's motivation of corporate governance institution or pattern reform depends on its endogenous appeal of corporate governance environment, although its corporate governance situation mixes up with its international obligation.

Key words: convergence of corporate governance; corporate governance environment; difference of corporate governance

(上接第 89 页)

Study on Non-symmetry and Leverage Effect of China's Stock Market Volatility

Zhu Dong Yang¹, Yang Yong²

(1. School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China;

2. School of Economics Management, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: This paper uses the sample data about the daily stock return and the fluctuation ratio in the period from January 4, 2006 to December 31, 2008, and establishes the GARCH model, AGARCH model and EGARCH model to study the non-symmetry and the leverage effect of China's stock market volatility in great bull and bear market rotation process. The result indicates that China's stock market volatility shows significant long memory, non-symmetry and leverage effect during the bull and bear markets, and there are imbalance reaction in response to the good and bad information. A phenomenon that the strong stock market will be stronger and the weak will be weaker is appeared in China's stock market. Finally, it analyzes these conclusions from the following perspectives: the psychological expectation of investor, over reaction and lack of response, the composition of investor, the trading mechanism and so on.

Key words: stock market; non-symmetry; leverage effect; ARM-EGARCH model