

基于中国股票市场的 E-GARCH-M 模型实证分析

摘要：本文应用 $E-GARCH-M$ 模型对我国 AB 股市场 1998 年至 2014 年综合收益率序列进行实证分析，研究结果表明 $E-GARCH-M$ 模型能够比传统的 $GARCH$ 模型更好的刻画我国 AB 股市场收益率序列的动态变化特征。

关键词： $E-GARCH-M$ 杠杆效应 非对称性

一、引言

金融风险的主要来源是金融资产价格的波动，即金融资产收益率的不确定性，而有关金融资产的波动性则一直是国内外学者研究金融风险问题的重点。1982 年 Engle 提出的 ARCH 模型为波动性的研究提供了有效的理论工具，将波动性的研究推向了一个新的阶段，随后在 GARCH 模型基础上发展出来的 GARCH 族模型在波动性研究领域得到了广泛的认同，运用 GARCH 族模型进行资产组合的选择和风险管理，已经在金融市场发展中得到广泛的运用。

过去的研究基本上都是沿用线性模型，没有考虑股票收益本身存在的异方差性，本文在模型上将充分考虑金融市场收益率波动的丛集特征（大的波动后往往紧随着大的波动，小的波动后往往紧随着小的波动）、波动的非对称特征（收益波动对好消息和坏消息不同的反映程度）、以及风险对收益影响的特点（高收益往往伴随着高风险），利用同时满足上述三种特征的非对称 GARCH 均值模型研究收益率序列。

二、基本理论介绍

◇ ARCH 模型

Madnlebot (1963) 首先发现了资产收益率波动的丛集现象，即大的波动往往跟随着大的波动；小的波动之后往往总是小的波动；为描述和预测这类波动聚集性现象，Engle (1982) 出著名的自回归条件异方差 (ARCH) 模型：

$$\begin{cases} R_t = \alpha X_t + e_t \\ h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \dots + \beta_p e_{t-p}^2 \\ e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \end{cases} \quad (1)$$

模型中 R_t 表示第 t 个交易日的收益率， X_t 表示解释变量， e_t 表示第 t 时刻的残差， h_t 表

示第 t 时刻残差的均方差， I_{t-1} 是 $t-1$ 日的信息集。为了保证有稳定的估计值，需要 $\sum_{i=0}^p \beta_i < 1$ 。

ARCH 刻画了金融市场时间序列的几个典型特征：（1）短期的波动是前期波动函数；（2）一个大的波动会影响到以后数期的市场波动；（3）大的波动往往跟随着大的波动，而小的波动往往跟随着小的波动。由于这一模型所允许的方差时变性非常符合金融市场时间序列的特征，因此自提出后就马上得到广泛的响应。

✧ GARCH 模型

由于 ARCH 模型只考虑了有限前期波动的影响，不太符合实际金融时序表现出的当前的风险波动于无限前期波动有关的特点；同时，ARCH 模型在估计中叶遇到不少困难（比如不能保证 β_1, \dots, β_p 为正和序列的收敛性），所以 Bollerslev（1996）提出了如下的 GARCH 模型解决了这两个问题：

$$\begin{cases} R_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + e_t \\ h_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \omega_j h_{t-j}^2 \\ e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \end{cases} \quad (2)$$

✧ GARCH-M 模型

由于金融资产风险的变化会对收益产生影响，高收益的资产往往伴随着高风险，此风险应该对收益率之间有正相关作用，所以应该将条件方差作为解释变量引入到收益率方程中，从而得到一个更一般的 GARCH (p,q) -M 模型（Engle, Lilien and Robbins, 1987）

$$\begin{cases} R_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \phi h_t + e_t \\ h_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \omega_j h_{t-j}^2 \\ e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \end{cases} \quad (3)$$

✧ E-GARCH 模型

以上的模型虽然很好的刻画了金融市场上大的波动往往伴随着大的波动，小的波动往往跟随着小的波动的的时间序列特征，但是却隐含地假定了波动的对称性，即外部对市场的冲击，无论是正的冲击或者是负的冲击，对气候的波动的影响都是相同的。Black（1976）发现，股票价格的变化与股票价格波动的变化负相关，也就是说，当股票价格上升的时候，股票的波动减小，而当股票价格下降的时候，价格波动更大，换句话说，股票市场的波动性与波动方向有关，负的收益伴随着更大的价格波动，而正的收益伴随着较小的价格波动，表现在收益波动图上就是上半部分比较窄而下半部分比较宽。为了刻画金融收益的这种非对称性，Nelson（1991）提出了 EGARCH 模型：

$$\begin{cases} R_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + e_t \\ \ln(h_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p [\beta_i (\frac{|e_{t-i}|}{h_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}) + \lambda_i \frac{e_{t-i}}{h_{t-i}}] + \sum_{j=1}^q \omega_j \ln(h_{t-j}^2) \\ e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \end{cases} \quad (4)$$

在这个模型中，正面消息的冲击 e_{t-i} 对 t 时期方差的贡献是 $(\beta_i + \lambda_i) \frac{e_{t-i}}{h_{t-i}}$ ；负面消息的冲击

击 e_{t-i} 对 t 时期方差的贡献是 $(\beta_i - \lambda_i) \frac{e_{t-i}}{h_{t-i}}$ ，所以，由非对称波动理论得出： $\lambda_i < 0$ 。

✧ E-GARCH-M 模型

基于收益率波动的丛集、杠杆效应、波动的非对称特征我们提出更为合理的 E-GARCH-M 模型：

$$\begin{cases} R_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \phi h_t + e_t \\ \ln(h_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p [\beta_i (\frac{|e_{t-i}|}{h_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}) + \lambda_i \frac{e_{t-i}}{h_{t-i}}] + \sum_{j=1}^q \omega_j \ln(h_{t-j}^2) \\ e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \end{cases} \quad (5)$$

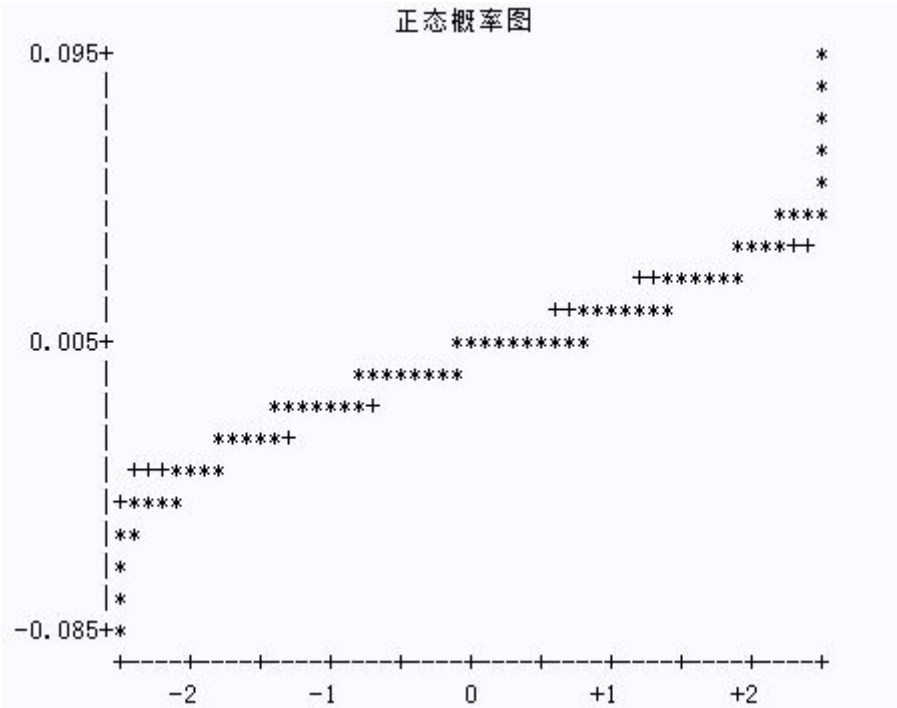
三、实证分析

➤ 样本的选取

本文的数据主要来源于国泰安数据服务中心（www.gtadata.cn），主要包括中国 AB 股综合指数收益率和交易量、交易总金额。由于中国股市从开始到现在也不过区区 20 几年，同时考虑到中国股市刚刚建立的时候很不规范，我们选择 1998 年 1 月 5 日到 2014 年 12 月 31 日间的 4112 个交易日的 AB 股综合指数收益率以及交易量和交易总金额。表一列出了 AB 股综合指数收益率的基本统计特征。

表一 AB 股市综合指数收益率与交易量基本统计特征

统计量	样本容量	均值	标准差	偏度	峰度	最大值	最小值	中位数
AB 股收益率	4112	0.00045	0.01639	-0.0206	4.18719	0.09925	-0.08949	0.00076

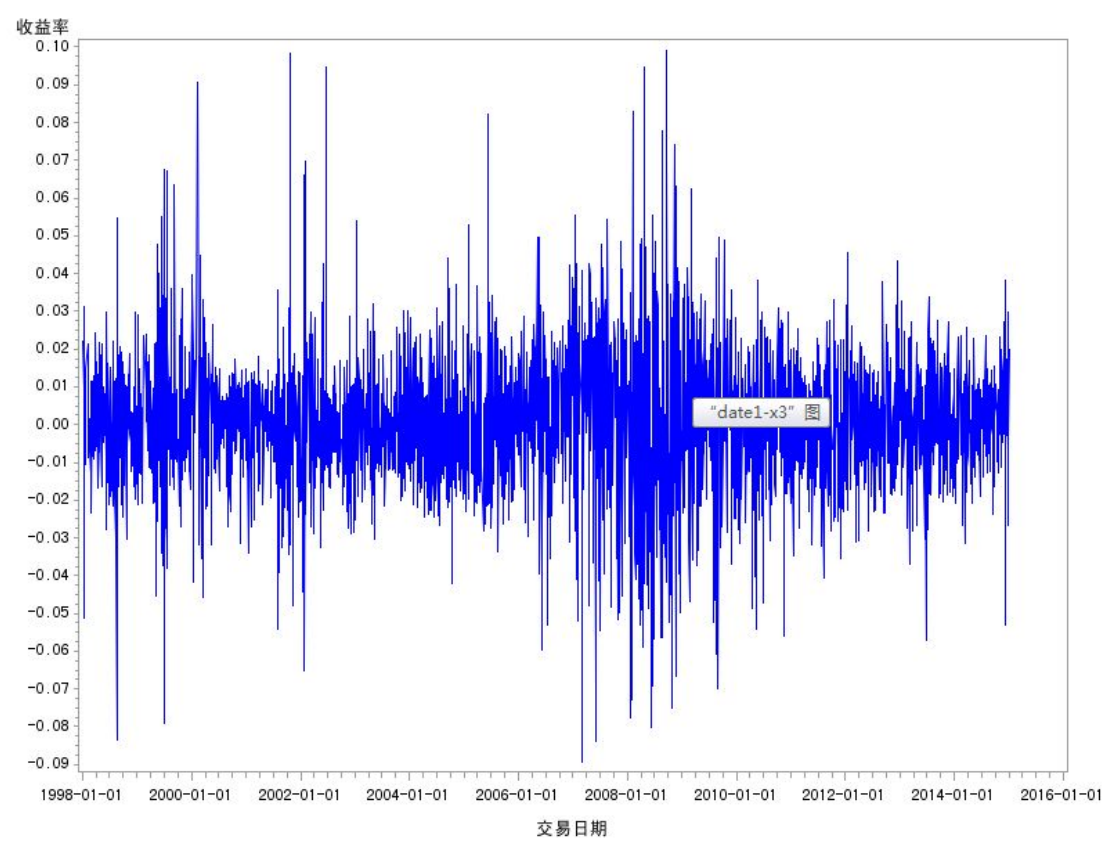


图一 AB 股市综合指数收益率正态概率图

分析表一和图一可知，收益率序列的峰度为 4.18719，显著大于正态分布的 3，偏度值为-0.0206，并且均值 0.00045 显著小于中位数 0.00076，更说明了 AB 股指数的收益率序列不服从正态分布，且具有尖峰厚尾、非对称性、左偏的特性。同世界上其他股市的收益率一样，具有这些特征。

➤ AB 股市综合指数收益率序列的稳定性（单位根）检验

下图二给出了 AB 股市综合指数收益率序列的折线图，从图中可以简单的观察收益率的波动状况。



图二 AB 股市综合指数收益率序列的折线图

从图二可以发现，在 1998 年前后以及 2009 年前后 AB 股市综合指数收益率波动的很厉害，这是由于 1997 年的亚洲金融危机和 2008 年全球金融危机造成的。从图形中还可以看出，在均值 0 以上的收益波动较小，而在均值 0 以下的收益波动明显较大，这体现了股票价格的变化与股票价格波动的变化负相关，即波动不对称性。

由于运用 GARCH 模型研究的前提是所研究的时间序列必须是平稳的时间序列，因此本文有必要对 AB 股综合指数收益率进行平稳性检验。最常见的平稳性检验就是单位根检验（unit root test），检验结果见表二。

表二 增广 Dickey-Fuller 单位根检验

类型	滞后	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
零均值	3	-3131.3521	<.0001	-29.7905	<.0001		
单均值	3	-3150.1568	<.0001	-29.8375	<.0001	445.1395	<.0010
趋势	3	-3150.5804	<.0001	-29.8354	<.0001	445.0770	<.0010

从表二可以知道所有的 p 值都小于 0.01, 说明我们的 AB 股市综合指数收益率序列是一个平稳的时间序列。

➤ AB 股市综合指数收益率序列的 ARCH 效应检验

运用时间序列数据进行 GARCH 过程, 需要对序列进行异方差检验以及 ARCH 效应检验。检验结果间下表三。

表三 基于 OLS 残差的 ARCH 扰动检验

顺序	Q	Pr > Q	LM	Pr > LM
1	93.9030	<.0001	93.8666	<.0001
2	146.3685	<.0001	128.0420	<.0001
3	252.6849	<.0001	201.2657	<.0001
4	321.4464	<.0001	229.2692	<.0001
5	363.8926	<.0001	239.8313	<.0001
6	422.5258	<.0001	257.6139	<.0001
7	487.7469	<.0001	276.3408	<.0001
8	553.9558	<.0001	294.3866	<.0001
9	576.9213	<.0001	294.5654	<.0001
10	659.3424	<.0001	321.5426	<.0001
11	695.9360	<.0001	323.1610	<.0001
12	724.4709	<.0001	324.7289	<.0001

Q 检验的原假设 $H_0: e_t$ 是白噪声序列 从表三可以知道所有的 p 值都小于 $\alpha = 0.05$ 即可以认为原收益率序列不是白噪声序列, 存在条件异方差。

LM 检验的原假设 H_0 : 没有 ARCH 效应 从表三可以知道所有的 p 值都小于 $\alpha = 0.05$ 即可以认为原收益率序列存在 ARCH 效应。

➤ 模型参数估计

应用 AB 股综合指数收益率 1998 年 1 月 5 日到 2014 年 12 月 31 日间的 4112 个交易日的数据分别进行 GARCH、GARCH-M、E-GARCH、E-GARCH-M 模型拟合，对拟合结果进行分析，选择最好的模型用来描述收益率数据。下面给出这四个模型的参数估计。

表四 模型的参数估计

	GARCH(1,1)	GARCH-M(1,1)	E-GARCH(1,1)	E-GARCH-M(1,1)
α_0	0.000357	-0.001979	0.0000998	-0.002133
α_1	0.027	0.0246	0.0253	0.0263
β_0	4.4728E-06	4.6968E-06	-0.1590	-0.1803
β_1	0.0871	0.0895	0.1890	0.1937
w_1	0.8987	0.8955	0.98	0.9775
φ		0.1789		0.1726
λ_1			-0.1915	-0.1767
AIC	-23010.245	-23018.849	-23058.221	-23066.607

分析表五可以知道，在所有拟合的模型中，AIC 信息准则在 E-GARCH-M (1, 1) 模型中达到最小，在 E-GARCH (1, 1) 模型和 E-GARCH-M (1, 1) 模型中 λ_1 的值都小于 0 并且其 p 值<0.0001 说明存在显著的杠杆效应，即坏消息对股市的冲击比好消息要大；在 GARCH-M(1,1)模型和 E-GARCH-M(1, 1)模型中 φ 的值都大于 0 并且其 p 值分别为 0.0003 和 0.0001 说明收益和风险显著地存在正相关性。综合分析各个模型，我们选择 E-GARCH-M (1, 1) 模型为最终模型。

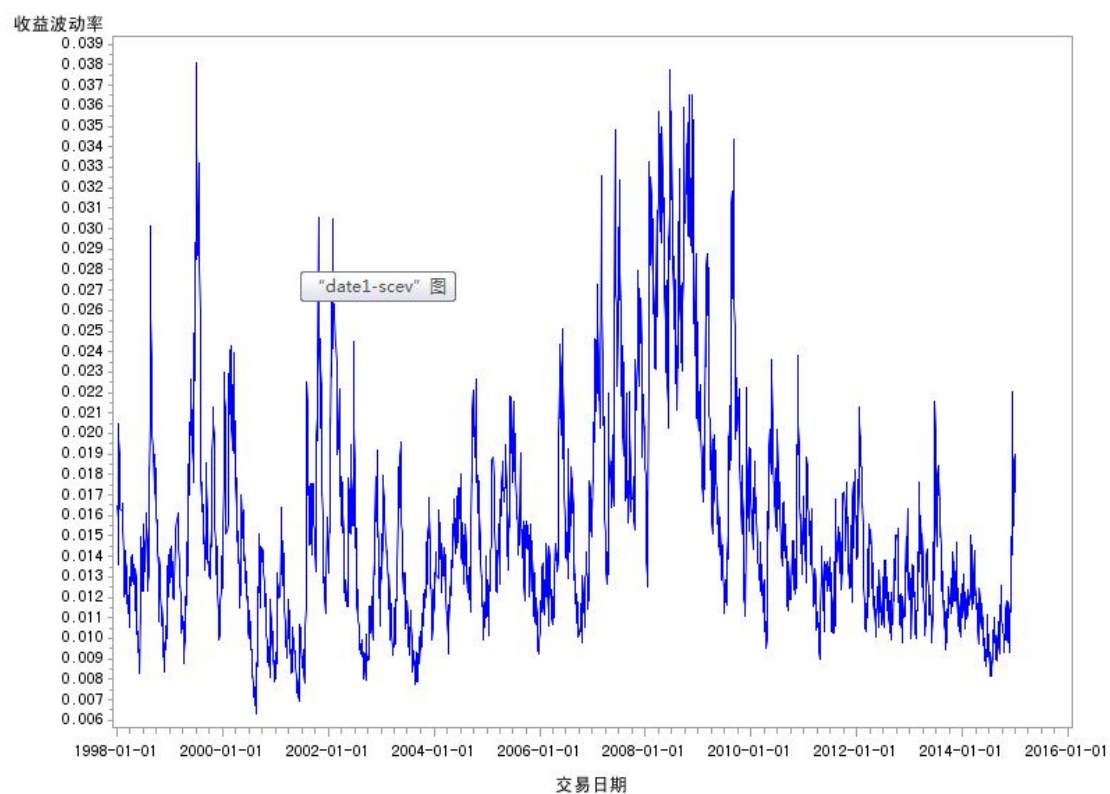
根据最终模型得到以下方程为

$$\begin{cases} R_t = -0.002133 + 0.0263R_{t-1} + 0.1726h_t \\ \ln(h_t^2) = -0.1803 + 0.1937\left(\frac{|e_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right) - 0.1767\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.9775\ln(h_{t-1}^2) \\ e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \end{cases} \quad (6)$$

四、实证分析结果

● 收益波动率

通过实证分析得到了 E-GARCH-M (1, 1) 模型，并估计参数得到方程 (6)，根据 (6) 计算得到每个交易日的收益波动率风险程度)，作图如下。

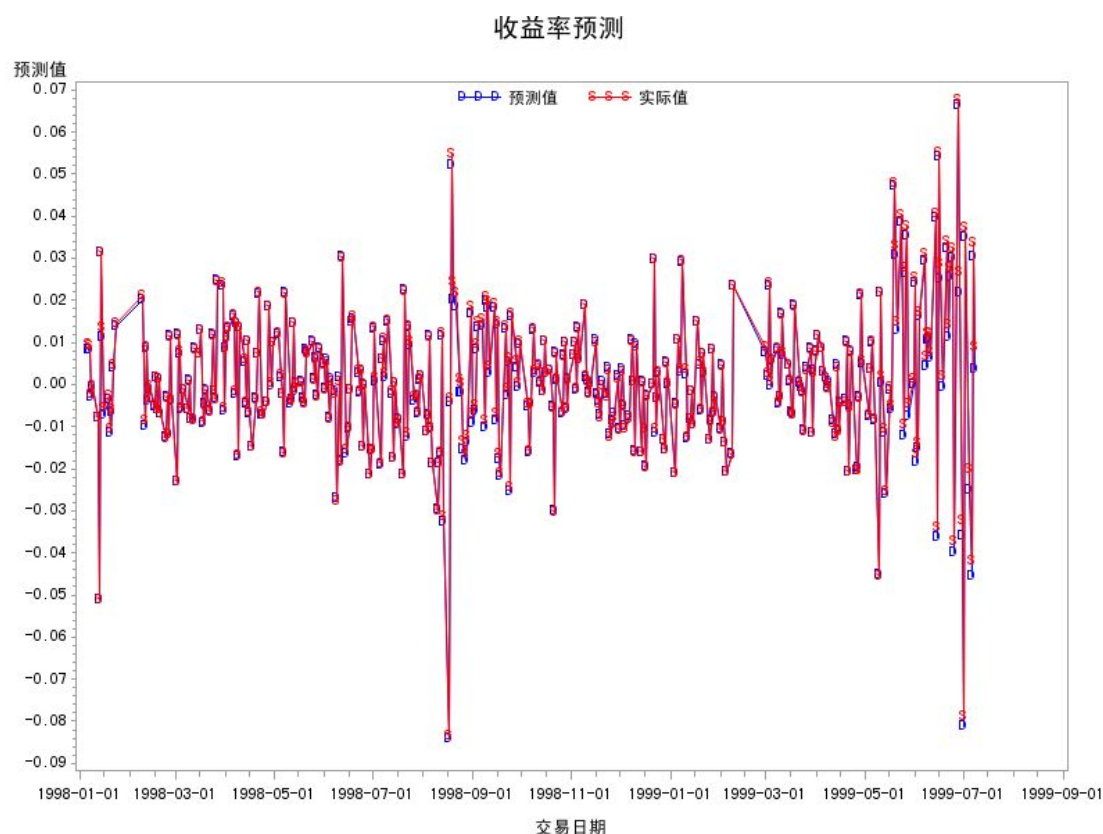


图二 AB 股市综合指数收益率序列的折线图

根据图三，可以知道受 1998 年亚洲金融危机和 2008 年亚洲金融危机的影响，收益波动率在此期间水平很高。并且图三也能很好的说明资产收益率波动的丛集现象，即大的波动往往跟随着大的波动；小的波动之后往往总是小的波动。

● 收益率的预测

根据得到的模型方程 (6)，可以估计出 1998 年 1 月 5 日到 2014 年 12 月 31 日间的 4112 个交易日的收益率数据。限于数据较多，全部作图比较不够清楚，此处选取前 365 个交易日数据进行作图比较如下图。



图四 AB 股综合指数收益率预测比较

根据图四，可以看出我们根据模型（6）估计出的收益率和原来的收益率拟合的很好，进一步说明了模型的可靠性。

五、结论

本文用 GARCH 族模型，对 AB 股综合收益率进行拟合和预测，得到如下结论。

第一，AB 股市的波动存在明显的 GARCH 效应，具有与成熟股市相似的特征，股市的同质性规律得到一定程度的验证。

第二，我国股市的波动存在杠杆效应，即利空消息比利好消息对股市的冲击要大。

本文通过比较 GARCH 族模型的拟合值，选择了 E-GARCH-M(1,1)模型来预测 AB 股市收益率的走势，并且预测值和实际值拟合情况较好。同时本文所用数据的角度太单一，不能多角度的去分析中国股市，这在实证分析中需要进一步改进。

参考文献

- [1]谢赤、邓艺颖.描述利率动态行为的 GARCH-JUMP 模型[J].数量经济技术经济研究,2003. (3) : 74-77.
- [2]吴永兴.沪深 300 指数的 GARCH 模型族仿真研究.Journal of Yunnan Finance & Economics university,vol.26.no.5,2011.07.21:99-102.
- [3]周英健.基于跳跃 GARCH 模型的中国股票市场波动性与跳跃性的研究.东北财金大学硕士学位论文,2011.12.
- [4]张璇.中国股市季节效应的非对称 GARCH 均值研究.武汉理工大学硕士学位论文,2004.06.
- [5]朱世武.金融计算与建模,清华大学出版社,2007.08.