

# 利率调整对我国股市不同状态波动性的影响<sup>①</sup>

杨继平, 冯毅俊

(北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100083)

**摘要:** 基于马尔可夫结构转换模型研究利率调整对我国股市在不同波动状态情况下波动性的影响。特别在2014年~2015年沪市波动为上涨和下跌状态下的影响。考虑股市波动存在结构转换及杠杆效应, 选用马尔可夫结构转换 EGARCH(RS-EGARCH) 模型对上证综指进行收益和波动率建模。结果显示沪市在上涨状态利好消息与同等程度利空消息冲击具有相同影响; 在下跌状态利空消息冲击比利好消息的影响更大, 这异于通常的杠杆效应。通过在 RS-EGARCH 模型均值和波动率方程中引入虚拟变量研究自2012年时隔两年后首次利率调整对沪市波动性的影响, 研究发现利率下调在沪市上涨状态显著增加了收益率和波动率; 而在下跌状态收益率显著降低。但通过对比研究, 在2006年的利率调整对于2006年~2008年期间沪市上涨和下跌状态的波动性没有显著影响。

**关键词:** 马尔可夫结构转换; RS-EGARCH 模型; 利率调整; 股市波动性

**中图分类号:** F830.91   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2017)02-0063-13

## 0 引言

利率是各国央行普遍采用的一种货币政策手段, 而股票市场作为货币政策传导过程的环节之一, 具有反应迅速的重要特点, 是货币政策最直接影响场所。因此, 利率调整能否引起股市变动、股市走向如何变化等, 成为评价货币政策有效性的重要方面。

自2014年下半年至今, 中国经济呈下行趋势, 中国人民银行三次密集降息, 刺激股票价格指数的上涨, 使得利率调整这一货币政策工具再次成为人们关注的焦点。随着我国利率市场化接近完成, 我国以间接调控为基本特征的货币政策将形成一个顺畅、有效的传导机制, 对市场价格的形成产生有效的影响。在此情况下, 利率工具的重要性将提升至一个新的高度, 研究利率调整对股票市场的影响具有长远意义。

2014年11月21日中国人民银行发布公告宣布: 自2014年11月22日起下调金融机构人民币贷款和存款基准利率, 同时将金融机构存款利率浮动区间的上限由存款基准利率的1.1倍调整为1.2倍。通过此次利率调整, 金融机构一年期贷款基准利率将下调0.4个百分点, 由原来的6.0%下降至5.6%; 一年期存款基准利率将下调0.25个百分点, 由原来的3.0%下降至2.75%。这是央行时隔两年首度提出降息, 此次利率调整政策公布以后, 中国股市持续了半年的上涨, 而且股市波动性水平也明显提高。利率作为影响股价的基本因素之一, 其变动对股市的波动性有重要影响。

在对股市波动性建模中, Engle 提出自回归条件异方差 (autoregressive conditional heteroscedasticity, ARCH) 模型<sup>[1]</sup>、Bollerslev 提出广义自回归条件异方差 (GARCH) 模型<sup>[2]</sup>, 以及后来发展

<sup>①</sup> 收稿日期: 2015-12-24; 修订日期: 2016-04-03.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71271011; 71571009).

作者简介: 杨继平(1963—), 男, 内蒙古呼和浩特人, 博士, 教授. Email: yangjp@buaa.edu.cn

起来的 GARCH 模型族可以很好地描述股市收益波动的单一结构波动特征。但是,在不成熟的金融市场上普遍存在结构转换的现象,重大的经济政策的发布和实行,金融监管制度的变化等都可能诱发经济结构的变化。Lamoureux 和 Lastrages 的研究结果表明,收益率序列的结构变化将会导致的虚假的波动高持续性水平;如果在波动过程中存在结构转换,其波动的持续性水平会被高估<sup>[3]</sup>。我国股票市场发展尚未成熟,市场结构与制度不健全,在研究我国股票市场波动性时,非常有必要采用具有结构转换的波动率模型来估计我国股票市场的波动性。因此,本文采用马尔可夫结构转换模型来刻画我国股市的结构转换特征,然后研究股市在不同波动状态情况下利率调整对波动性的影响,这对政府利用货币政策进行经济调整,投资者投资决策具有重要意义。

有关时间序列波动的结构转换模型来源于 Hamilton 和 Susmel 以及 Cai 最早建立具有结构转换的 ARCH (Markov regime switching, MRS-ARCH) 模型<sup>[4,5]</sup>。Gray 将马尔可夫结构转换与 GARCH 模型相结合提出 MRS-GARCH 模型,解决了模型估计出现的“路径依赖”问题,并采用准极大似然法对模型进行估计<sup>[6]</sup>。Klaassen 进一步改进 Gray 提出的模型,解决“路径依赖”的同时,提高模型拟合效果<sup>[7]</sup>。Case 等利用马尔可夫结构转换模型对美国 REIT、股票和债券的月收益率序列进行拟合,实证结果表明马尔可夫结构转换模型比单状态的多元 GARCH 模型具有更好的拟合效果<sup>[8]</sup>。Miao 等通过马尔可夫结构转换模型对美国股票与国债数据进行实证研究,发现在经济危机期间股票与国债指数波动率均呈现明显的结构转换特征<sup>[9]</sup>。Bensaïda 证明了误差服从有偏广义  $t$  分布的结构转换 GARCH 模型检测不同的波动状态具有很好的效果,并分别检验标普 500 指数不同频率的收益率波动性的结构转换,发现更高频的收益率的高波动状态与低波动状态的分布差异更明显<sup>[10]</sup>。

近年来,我国越来越多学者应用马尔可夫结构转换模型进行中国股市波动性研究。张锐等将马尔可夫结构转换 EGARCH (RS-EGARCH) 模型用于沪深 300 指数波动率的预测,结果表明 RS-EGARCH 在各种误差分布下均能得到较为精确

的预测值<sup>[11]</sup>。赵华等利用 GARCH 模型和 MRS-GARCH 模型研究中国股市波动特征,结果发现基于正态分布的 MRS-GARCH 模型拟合效果最好,适于中国股票市场的波动率的短期预测<sup>[12]</sup>。朱钧钧等建立 MS-TGARCH 模型研究中国股市波动率的不对称性和其变化规律,得到中国股市收益率和波动率存在双重不对称性的结论<sup>[13]</sup>。张兵运用 Markov 状态转换方法,将中国股市划分为熊市、慢牛市和疯牛市<sup>[14]</sup>。姜婷等运用马尔可夫机制转换模型研究我国股市在不同状态之间的周期转换,股票价格的变动可以分为快速下跌、缓慢下跌、缓慢上涨和快速上涨四种状态,发现我国股市总体上体现出急涨慢跌的态势<sup>[15]</sup>。杨继平等将沪深股市波动变化分为上涨、下跌和盘整三个状态,对上证综指和深证成指日收益率进行模型估计,结果表明 APGARCH 模型比 GARCH 模型估计效果好,且带有马尔可夫结构转换的模型估计的波动率更加准确<sup>[16]</sup>。李志强等引入小波域隐马尔可夫模型,以我国股市的高频交易数据为对象,研究了股市波动信息沿时间尺度流动的统计性质<sup>[17]</sup>。

关于利率调整对于股市单一波动状态的影响研究已经较多。根据股利贴现模型,股票的价格应等于未来所有预期股利的现值之和。因此,一般认为利率的变化与股票价格的变化呈负相关关系。国外学者对利率调整与股市关系早有研究。Fama 对不同宏观经济环境下的利率与股价变动关系进行研究,发现股票与利率之间的变动关系与是否预期到通货膨胀无关,均呈现负相关关系<sup>[18]</sup>。Sellin 通过分析货币政策与股价相关影响的文献,得出结论:根据情况的不同,货币政策与股价可能呈正相关,也可能呈负相关,还有可能二者不存在显著关系<sup>[19]</sup>。Henry 利用 RS-EGARCH 模型研究银行同业间拆借利率对股市收益波动性的影响,发现短期的拆借率对收益波动及股市状态转移概率均有显著影响<sup>[20]</sup>。Andries 等对印度数据的实证结果表明股价、汇率和利率相互关联,尤其在 2006 年以后,利率对股价的引导作用尤为显著<sup>[21]</sup>。Krieger 等研究了美国市场波动性指数 VIX 和德国市场波动性 VDAX 对联邦公开市场委员会 (FOMC) 的利率政策公布的反应,发现 FOMC 的决策对美国国内外市场波动性水平的确定

占据重要地位,而 ECB 的决策只对国内市场波动性有显著影响<sup>[22]</sup>。

国内也有较多研究利率对于股市单一波动状态的影响。刘崴和高广智对短期利率、利率风险市场价格、股票价格波动性进行分析检验,得出 2006 年~2010 年中国股票市场对于利率调整的反应情况。结果表明:股票价格对利率变化,短期内有较弱正向反应,而长期内有负向反应<sup>[23]</sup>。袁晨等探讨无风险利率调整对均衡点稳定性的影响,对我国 2005 年~2009 年证券市场波动进行实证检验,发现提高无风险利率易导致证券市场难以形成局部稳定,降低无风险利率则不会从本质上改变稳定性<sup>[24]</sup>。刘金全等采用向量误差修正模型对实际利率与股票价格的关系进行研究,结果发现不论长期还是短期,实际利率与股票价格间存在共同波动模式<sup>[25]</sup>。张小宇等对股票收益率、货币政策以及产出之间的动态关系进行线性检验时发现,货币政策对股票市场具有显著影响,并存在非对称性,即扩张性的货币政策对股票市场的拉动效应大于紧缩性的货币政策对股票市场的抑制效应<sup>[26]</sup>。此外,郑鸣和倪玉娟对货币政策和股票收益率的动态相关性进行研究,发现货币供应量与股市的相关性比利率与股市的相关性要高<sup>[27]</sup>。方舟等考察了货币政策在不同区制下对股市流动性的动态影响,基于 MS-VAR 模型和累积脉冲响应的结果表明,货币政策扩张有助于提高市场流动性,货币政策收紧会导致市场流动性降低<sup>[28]</sup>。吴吉林等构建了跳跃-扩散-机制转换模型,考察银行间 7 天同业拆借利率的波动、跳跃和结构变化三种效应,发现我国同业拆借利率具有均值回归特性、明显的跳跃与机制转换<sup>[29]</sup>。

本文考虑到股市波动实际存在结构转换的特征,利用马尔可夫结构转换模型将股市波动分为上涨和下跌状态,然后研究利率调整在上涨和下跌状态情况下对于股市收益率和波动率的影响,特别研究在 2014 年~2015 年沪市波动为上涨和下跌状态下最近的央行利率下调对于股市波动性的影响。考虑股市波动又具有杠杆效应,选用马尔可夫结构转换 EGARCH(RS-EGARCH) 模型对上证综指进行收益和波动率建模。为进一步研究央行自 2012 年时隔两年后首次于 2014 年 11 月 21 日利率调整对沪市波动性的影响,通过在 RS-

EGARCH 模型的均值和波动率方程中引入虚拟变量进行研究。进一步研究利率调整对于类似 2014 年~2015 年股市波动特征的 2006 年~2008 年股市波动影响情况,研究表明在 2006 年的利率调整对 2006 年~2008 年期间沪市上涨和下跌状态波动性的影响不同于 2014 年利率调整对沪市波动性的影响。此外,研究我国股票市场在不同波动状态(上涨和下跌)下同等级度的利好和利空消息对于股市波动率产生的影响,从而研究中国股市在不同波动状态下的对于利好和利空消息反映的非对称性特征。

## 1 具有结构转换的 EGARCH 模型

### 1.1 指数 GARCH 模型

Nelson 提出指数 GARCH(EGARCH) 模型<sup>[30]</sup>,能够描述冲击对价格波动的非对称影响。设  $\{r_t\}$  为一时间序列,EGARCH(1,1) 的基本模型如下

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, h_t) \\ \ln(h_t) &= \omega + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta \ln(h_{t-1}) + \\ &\quad \delta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \end{aligned} \quad (1)$$

其中  $\mu$   $\omega$   $\alpha$   $\beta$   $\delta$  为未知参数  $h_t = \text{Var}(\varepsilon_t | \Omega_{t-1})$ ,  $\Omega_{t-1}$  为在  $t$  时刻可获得的信息集。若  $\delta \neq 0$ ,说明冲击对股价的影响是非对称的。当  $\delta < 0$  时,负冲击要比正冲击更增加股价的波动性,即存在杠杆效应。

### 1.2 具有结构转换 EGARCH 模型

设  $\{r_t\}$  为一时间序列,具有结构转换 EGARCH(1,1) 模型,即 RS-EGARCH(1,1) 模型定义如下

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_{s_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, h_{s_t}) \\ \ln(h_{s_t}) &= \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{s_t, t-1}}} + \beta_{s_t} \ln(h_{s_t, t-1}) + \\ &\quad \delta_{s_t} \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{s_t, t-1}}} \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $\mu_{s_t}$   $\omega_{s_t}$   $\alpha_{s_t}$   $\beta_{s_t}$   $\delta_{s_t}$  为未知参数  $h_{s_t} = \text{Var}(\varepsilon_t |$

$\Omega_{t-1}$ ),  $\Omega_{t-1}$  为在  $t$  时刻可获得的信息集, 它与所处的状态  $s_t$  有关,  $s_t = 1, 2, \dots, k$  (代表不可观测的潜在状态变量  $1, 2, \dots, k$ ).

当这个模型考虑两个状态, 根据 Hamilton<sup>[31]</sup>, 假定  $s_t$  服从两状态的马尔可夫过程, 其转移概率如下

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中  $p_{ij} = P(s_t = j | s_{t-1} = i)$  表示由状态  $i$  转移到状态  $j$  的概率,  $p_{i1} + p_{i2} = 1 (i = 1, 2)$ , 因此状态转移概率矩阵仅包含两个未知参数  $p_{11}$  和  $p_{22}$ .

Cai 以及 Hamilton 和 Susmel 指出 MRS-GARCH 模型的条件方差依赖于全部历史数据信息, 因此无法用极大似然法估计, 即存在“路径依赖”问题<sup>[4, 5]</sup>. Gray 提出用  $h_t$  代替  $h_{s,t}$  避免模型估计出现的路径依赖<sup>[6]</sup>, 其中  $h_t$  表示如下

$$\begin{aligned} h_t &= E[r_t^2 | \Omega_{t-1}] - E[r_t | \Omega_{t-1}]^2 \\ &= p_{11}(\mu_{1t}^2 + h_{1t}) + (1 - p_{11})(\mu_{2t}^2 + h_{2t}) - \\ &\quad [p_{11}\mu_{1t} + (1 - p_{11})\mu_{2t}]^2 \end{aligned} \quad (4)$$

由此, RS-EGARCH 模型可表示为

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_{s_t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, h_{s,t}) \\ \ln(h_{s,t}) &= \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{s,t-1}}} + \beta_{s_t} \ln(h_{s,t-1}) + \\ &\quad \delta_{s_t} \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{s,t-1}}} \\ h_t &= p_{11}(\mu_{1t}^2 + h_{1t}) + (1 - p_{11})(\mu_{2t}^2 + h_{2t}) - \\ &\quad [p_{11}\mu_{1t} + (1 - p_{11})\mu_{2t}]^2 \end{aligned} \quad (5)$$

令  $A_{s_t} = \sigma^{2\beta_{s_t}} e^{\omega_{s_t}}$ , 其中  $\sigma^2 = \text{Var}(\varepsilon_t)$ , 则模型 (5) 的消息影响曲线 NIC 如下

$$h_t = \begin{cases} A_{s_t} \times \exp\left[\frac{\delta_{s_t} + \alpha_{s_t}}{\sigma} \varepsilon_{t-1}\right], & \varepsilon_{t-1} > 0 \\ A_{s_t} \times \exp\left[\frac{\delta_{s_t} - \alpha_{s_t}}{\sigma} \varepsilon_{t-1}\right], & \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (6)$$

### 1.3 参数估计方法

本文采用准极大似然法对 RS-EGARCH 模型 (5) 进行估计.

记向量  $X_t = (x_t, x_{t-1}, \dots, x_1)$  和  $Y_t = (y_t,$

$y_{t-1}, \dots, y_1)$  分别为时刻  $t$  时可观察到的外生变量及内生变量数据所组成的向量,  $\theta$  为模型待估计参数向量. 过程  $\{y_t\}$  依赖于状态变量  $s_t (s_t = 1, 2, \dots, k)$ , 状态变量  $s_t$  的转移服从马尔可夫过程, 其转移概率为  $p_{ij} (i, j = 1, 2, \dots, k)$ .  $y_t$  的条件概率密度函数受其所处状态以及其目前和过去的观测值影响. 因此,  $y_t$  关于  $Y_t$  与  $s_t = i (i = 1, 2, \dots, k)$  的条件概率密度函数为

$$f(y_t | s_t = i, X_t, Y_t; \theta) \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

关于  $y_t$  条件密度  $f(y_t | s_t = i, X_t, Y_t; \theta)$  中参数向量  $\theta$  的条件对数似然函数:  $L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | X_t, Y_t; \theta)$ . 有了这些基础, 下面给出准极大似然估计的步骤.

首先给定初始值  $P\{s_0 = i; \theta\}, i = 1, 2, \dots, k$ . 然后计算当  $t = 0$  时, 联合条件概率密度函数

$$\begin{aligned} P(y_t, s_t = i | X_t, Y_{t-1}; \theta) &= \\ &P(s_t = i | X_t, Y_{t-1}; \theta) \times \\ &f(y_t | s_t = i, X_t, Y_{t-1}; \theta) \end{aligned} \quad (8)$$

加总式 (8) 所有可能值, 得到条件概率密度函数  $f(y_t | X_t, Y_t; \theta)$ . 若  $t = T$  时, 计算结束. 否则, 令  $t = t + 1$ , 计算概率

$$\begin{aligned} P(s_t = i | Y_{t-1}; \theta) &= P(s_t = i | X_t, Y_{t-1}; \theta) \\ &= \frac{P(y_t, s_t = i | X_t, Y_{t-1}; \theta)}{f(y_t | X_t, Y_{t-1}; \theta)} \end{aligned} \quad (9)$$

将得到的概率  $P(s_t = i | X_t, Y_{t-1}; \theta)$  代入式 (8), 开始下一轮的计算. 最后用数值搜索的方法求解最大化条件似然函数, 得到参数  $\theta$  估计值  $\hat{\theta}$ .

## 2 基于 MS-EAGRCH 模型的实证研究

### 2.1 数据选取及描述性分析

本文研究央行自 2012 年两年后首次于 2014 年 11 月 21 日的利率调整对上海股市波动性的影响, 选取上证综指每日收盘价作为研究对象. 陈守东等, 魏平等以上证综指和深证成指作为研究对象, 发现沪深股市收益率存在很强的相关性<sup>[32, 33]</sup>, 因而可用上证综指作为我国股市波动的代表. 样本期以 2014 年 11 月 21 日为中心, 前后

截取合适的时间. 最后确定为 2014 年 8 月 1 日到 2015 年 11 月 30 日, 共计 323 天. 所选样本既能充分反映利率调整前后股市的变化, 也能满足模型对数据量的要求.

首先对上证综指日收盘价进行对数差分处理, 得到百分日对数收益率  $r_t = 100 \times \ln(p_t/p_{t-1})$  其中  $p_t$  为上证综指第  $t$  日的收盘价. 从而得到上证综指的日对数收益率序列, 如图 1 所示.

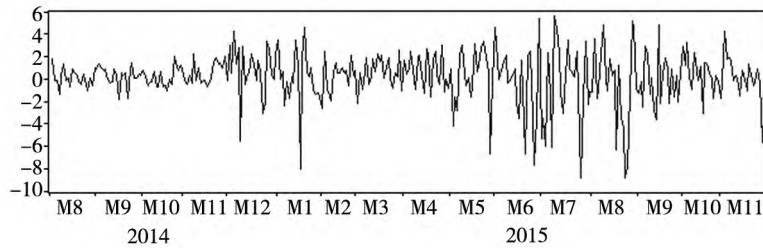


图 1 上证综指日对数收益率序列

Fig. 1 Time plot of daily log returns of Shanghai composite index

从图 1 可以看出, 上证综指日对数收益率序列的观测值在某些时间段变化波动幅度大, 在另一些时间段变化波动幅度又比较小. 同时变化波动幅度较大或较小的现象有一定的持续

性, 这说明上证综指对数收益率序列有明显的聚类现象.

对上证综指的日收益率序列进行基本统计分析, 结果如表 1 所示.

表 1 上证综指日收益率序列基本统计特征

Table 1 Descriptive statistics of daily log returns of Shanghai composite index

指数	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	p 值
上证综指	0.141 0	2.249 9	-1.059 5	5.887 1	172.605 5	0.000 0

由表 1 可以看出, 上证综指的日百分对数收益率均值明显不为 0, 标准差接近 2, 偏度明显小于 0, 峰度大于 3, 说明收益率序列呈左偏, 具有尖峰厚尾特征. 同时 J-B 统计量显著, 且 p 值为 0, 说明日对数收益率不服从正态分布.

对上证综指日对数收益率序列进行平稳性检验, 主要是 ADF 检验和 LM 统计量检验, 结果如表 2 所示.

表 2 上证综指日对数收益率序列平稳性检验

Table 2 The ADF test and ARCH-LM test of the daily log returns

指数	ADF 统计量	p 值	LM 统计量	p 值
上证综指	-13.410 6	0.000 0	38.181 2	0.000 0

由表 2 结果可知, 上证综指日对数收益率的 ADF 统计量小于 -10, p 值为 0, LM 统计量大于 10, p 值为 0, 说明序列不存在单位根, 且具有 ARCH 效应. 因此, 利用非对称模型可以对上证综指的日对数收益率序列建立 EGARCH 模型进行研究.

### 2.2 基于 RS-EGARCH 模型的沪市波动性

根据上证综指日对数收益率序列的特征, 运用极大似然法首先建立误差服从正态分布的 EGARCH 模型, 模型估计结果如表 3.

表 3 EGARCH 模型估计结果

Table 3 Parameter estimates of EGARCH model

参数	估计值	标准误差	p 值
均值方程			
$\mu$	0.252 2	0.086 8	0.003 9
方差方程			
$\omega$	-0.117 2	0.019 4	0.000 0
$\alpha$	0.174 8	0.025 8	0.000 0
$\beta$	0.993 4	0.006 9	0.000 0
$\delta$	0.042 1	0.021 6	0.052 2

从表 3 可以看出, 在单一状态下, EGARCH 模型反映样本期内上海股市日收益率均值为 0.252 2%, 同时 EGARCH 模型中系数  $\delta$  为 0.042 1, 说明在所选取的样本期内, 利好消息冲击比同等程度的利空消息对沪市收益率波动的影响更大. 根据式 (6) 的定义, 可以得到 EGARCH 模型的消息影响曲线 NIC, 如图 2 所示. 从图 2 可以直观的看出, 在同样的冲击下, 利好消息的冲击会导致股市更大的波动.

上证综指收盘序列在 2014 年 11 月 21 日利率调整前后的 2014 年 8 月 1 日到 2015 年 11 月 30 日曲线图如图 3 所示. 通过对样本期建立不同状态数目的马尔可夫结构转换模型, 利用 SC 信

息准则确定 RS-EGARCH 模型的状态数,结果如表 4 所示. 选择 SC 最小的状态个数 2 建立 RS-EGARCH 模型. 因此,在这个样本期上证综指的波动选择两个状态的 RS-EGARCH 模型进行描述是合适的. 其参数估计结果如表 5 所示.

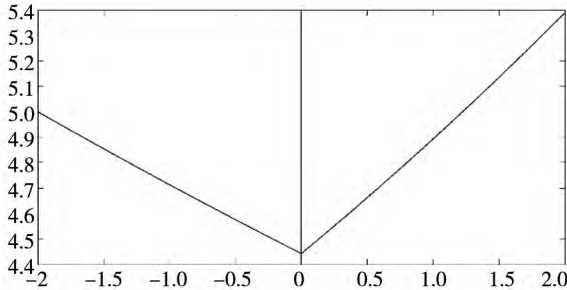


图 2 EGARCH 消息影响曲线

Fig. 2 News impact curve for EGARCH model

表 4 基于 2014 年~2015 年不同状态数马尔可夫结构转换模型 SC 信息准则

Table 4 The Schwarz criteria of RS-EGARCH models with different regimes over 2014 ~ 2015

状态数	1	2	3
SC	4.471 7	4.086 5	4.102 1

表 5 RS-EGARCH 模型估计结果

Table 5 Parameter estimates of RS-EGARCH model

参数	估计值	标准误差	p 值
均值方程			
$\mu_1$	0.428 5	0.092 1	0.000 0
$\mu_2$	-2.998 7	1.156 2	0.009 9
方差方程			
$\omega_1$	-0.062 2	0.092 5	0.501 8
$\omega_2$	0.731 8	0.965 3	0.448 9
$\alpha_1$	0.053 3	0.152 8	0.727 4
$\alpha_2$	-0.422 4	0.559 9	0.451 2
$\beta_1$	0.877 5	0.054 5	0.000 0
$\beta_2$	0.455 9	0.426 9	0.286 3
$\delta_1$	0.009 1	0.087 5	0.917 2
$\delta_2$	-0.745 9	0.418 9	0.075 9
$p_{11}$	0.958 9	0.014 6	0.000 0
$p_{22}$	0.702 3	0.104 6	0.000 0

Pagan 等、何兴强等通过确定股市价格的波峰和波谷,依据一定标准划分牛熊市,但是股市价格的波峰和波谷的确定依赖于时间窗口的长度,在窗口长度的选取上,目前还没有好的规则可以遵循<sup>[34,35]</sup>. 运用 Markov 状态转换方法,张兵将中国股市波动划分为三种状态<sup>[14]</sup>,姜婷等将我国股市波动分为四种状态<sup>[15]</sup>. 本文利用 RS-EGARCH 模型对上证综指的波动进行状态的划分. 从表 5

参数估计结果来看,样本期内的上证综指的波动的状态 1 呈现正收益、低波动;而状态 2 则呈现负收益、高波动. 根据两个状态的收益情况,本文将两种状态分别称为上涨状态和下跌状态. 通过两种状态的参数估计结果的比较,在 10% 的显著性水平下,状态 1 的参数  $\delta_1$  不显著,说明沪市在上涨状态时利好消息冲击与同等程度的利空消息对沪市波动具有相同影响;状态 2 的参数  $\delta_2 < 0$ ,说明沪市在下跌状态时利空消息冲击比同等程度的利好消息对沪市波动具有更大影响. 陆蓉等利用 1990 年 12 月 19 日到 2003 年 1 月 29 日的上证综指波动阶段的划分将股市各分为两个阶段的牛市和熊市,得到牛市阶段利好消息对股市的影响大于利空消息对股市的影响;在熊市阶段利空消息大于利好消息对股市的影响<sup>[36]</sup>. 本文通过 RS-EGARCH 模型得到在上证综指的下跌状态与陆蓉等对于上证股市熊市阶段相同的结论,但得出在上涨状态利好消息与同等程度的利空消息对沪市波动具有相同影响的结论. Henry 采用两状态马尔可夫结构转换 EGARCH 模型检验了英国市场的股票市场率与短期利率的关系发现:英国股票市场在高均值、低波动状态时,同等程度的利空消息和利好消息对波动具有相同的影响;在低均值、高波动状态时,利空消息冲击比同等程度的利好消息对市场波动具有更大影响<sup>[20]</sup>. 这与本文研究的结论一致.

根据模型估计结果,可以得到这两个状态的平滑转移概率. 若沪市在状态 1 的平滑概率大于 0.5 则认为此时沪市处于状态 1,反之则处于状态 2. 图 3 所示为模型状态 1 的平滑概率以及对应的沪市收盘价格序列的状态划分,其中阴影部分所示为沪市处于状态 2 的时期.

其中转移概率  $p_{11}$ 、 $p_{22}$  分别为 0.958 9 和 0.702 3. 根据标准误差得到其估计的  $t$  统计量分别为 65.720 3 和 6.714 6,在 5% 的置信度水平上,转移概率的估计是显著的. 由转移概率可以得到状态 1 的平均持续时间为 24.3 天,而状态 2 的平均持续时间为 3.4 天. 图 3 结果显示,模型能有效区分沪市波动的状态,平滑概率对沪市状态的划分与沪市收盘价序列曲线表现一致. 根据式 (6) 的定义,可以得到不同状态下的消息影响曲线,如图 4 和图 5 所示.

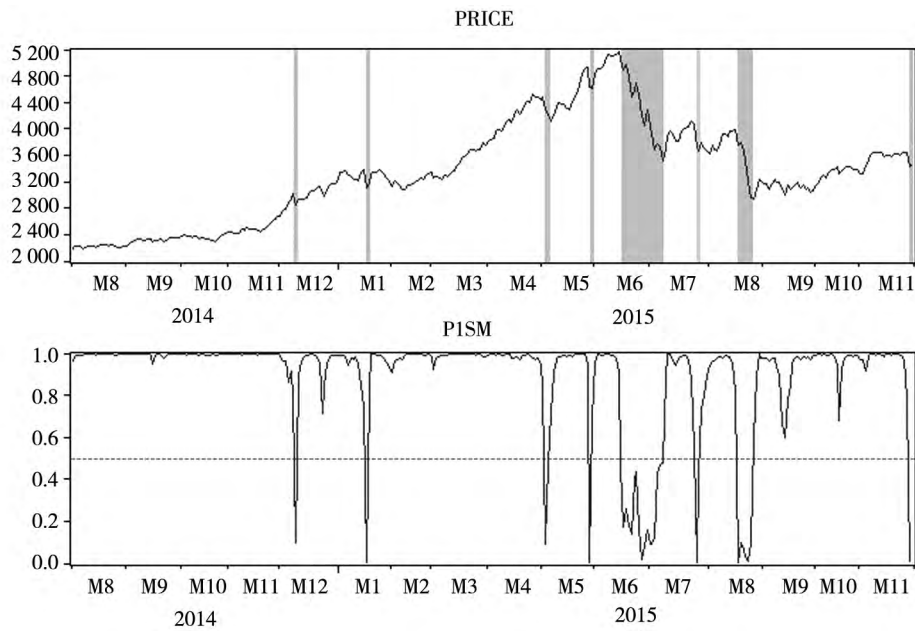


图 3 沪市状态划分与 RS-EGARCH 状态 1 平滑概率

Fig. 3 The smoothed probability of being in the regime 1 of RS-EGARCH and the corresponding regimes of return of Shanghai composite index

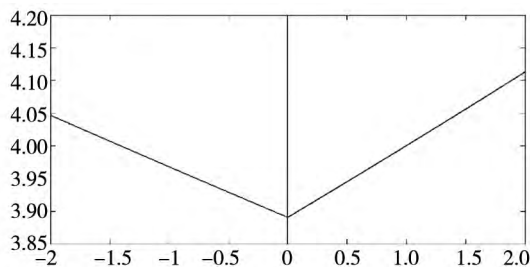


图 4 RS-EGARCH 状态 1 消息影响曲线

Fig. 4 News impact curve for regime 1 of RS-EGARCH model

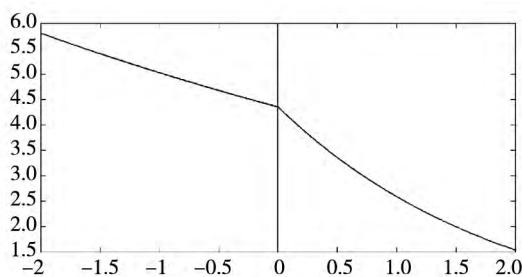


图 5 RS-EGARCH 状态 2 消息影响曲线

Fig. 5 News impact curve for regime 2 of RS-EGARCH model

图 4 和图 5 分别刻画了样本期沪市收益率波动对于不同的消息冲击的反应情况. 可以看出, 在状态 1 时, 利好消息的冲击相对利空消息来说会带来更大的波动, 且当过去消息冲击为 0 时, 即  $\epsilon_{t-1} = 0$  时, 条件方差最小. 换句话说, 沪市在上涨状态时, 没有外部信息的情况更有利于沪市收

益率维持稳定. 但是在状态 2 时, 没有外部消息影响的情况, 沪市比在状态 1 时显著具有更大的波动水平. 同时, 利好消息的冲击有利于降低沪市的波动, 而利空消息的冲击则会加剧沪市的波动.

### 3 基于引入虚拟变量 RS-EGARCH 模型的实证研究

#### 3.1 利率调整对 2014 年 ~ 2015 年沪市波动性的影响

为进一步研究 2014 年 11 月 21 日的利率调整对沪市上证综指在不同波动状态情况下波动性的影响, 将虚拟变量  $D_t$  引入 RS-EGARCH 模型得到如下模型

$$\begin{aligned}
 r_t &= \mu_{s_t} + \varphi_{s_t} D_t + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &\sim N(0, h_{s_t}) \\
 \ln(h_{s_t}) &= \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta_{s_t} \ln(h_{t-1}) + \\
 &\quad \delta_{s_t} \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \lambda_{s_t} D_t
 \end{aligned} \tag{10}$$

其中  $D_t$  定义如下

$$D_t = \begin{cases} 0, & t \text{ 在 2014 年 11 月 21 日 前} \\ 1, & t \text{ 在 2014 年 11 月 21 日 后} \end{cases} \quad (11)$$

若保持固定的状态转移概率,利率调整主要从两方面影响股市收益的条件分布,即影响股市收益的条件均值与条件方差.如果参数估计值  $\hat{\phi}_{s_t}$  或  $\hat{\lambda}_{s_t}$  显著不为 0,则说明 2014 年 11 月 21 日利率调整对股市收益率产生明显影响.利用准极大似然法估计模型参数,结果如表 6 所示.

表 6 引入虚拟变量 RS-EGARCH 模型估计结果  
Table 6 Parameter estimates of the RS-EGARCH model with dummy variable

参数	估计值	标准误差	p 值
均值方程			
$\mu_1$	0.003 9	0.079 7	0.961 0
$\mu_2$	0.844 6	0.031 3	0.000 0
$\phi_1$	0.623 5	0.138 1	0.000 0
$\phi_2$	-6.419 9	0.721 3	0.000 0
方差方程			
$\omega_1$	-0.275 1	0.104 1	0.008 6
$\omega_2$	0.868 4	0.360 7	0.016 6
$\alpha_1$	-0.160 0	0.065 6	0.015 3
$\alpha_2$	-0.413 5	0.309 6	0.182 7
$\delta_1$	-0.076 3	0.052 3	0.145 9
$\delta_2$	-0.885 9	0.230 4	0.000 1
$\beta_1$	0.692 8	0.075 9	0.000 0
$\beta_2$	0.783 1	0.251 2	0.002 0
$\lambda_1$	0.635 5	0.152 4	0.000 0
$\lambda_2$	0.038 6	0.517 2	0.940 5
$p_{11}$	0.958 4	0.015 3	0.000 0
$p_{22}$	0.558 6	0.115 0	0.000 0

在利率调整前,上证综指的波动性的两种状态分别为低收益、低波动的状态 1 和高收益、高波动的状态 2. 2014 年 11 月 21 日的利率调整对上证综指波动性的两个状态都有显著的影响.从表 6 模型参数估计结果,可以发现在 5% 的置信度下,均值方程中虚拟变量的参数  $\hat{\phi}_{s_t}$  是显著的,而条件方程中只有在状态 1 下虚拟变量的参数  $\hat{\lambda}_1$  是显著的.

利率调整后,沪市状态 1 的收益及其波动水

平均明显有所提高,沪市在状态 1 的收益率由调整前的 0.003 9% 变为 0.627 4%,这与传统股利贴现模型理论相符,即利率调整与股价呈反方向变化.当利率下降后,货币收益相对降低,资金流入股市以获得更高收益,股价相应提高,同时资金的流入也增加了股市的波动性.另外,企业融资成本降低使其未来收益预期提高,股价也有所提高.但是利率调整对状态 2 的影响只体现在收益水平上,沪市在状态 2 的收益由调整前的 0.844 6% 变为 -5.575 3%.这说明利率下降调整为上涨状态的股市带来收益的提高,但一旦上证综指的波动性发生内生结构转换,股市将会暴跌,对投资者造成巨大的损失. Henry 研究英国短期利率与资产收益的关系时,发现在低收益、高波动的状态下,短期利率的上升会加剧收益的波动<sup>[20]</sup>.这与本文的研究结论一致.根据状态转移概率,可以得到状态 1 和状态 2 的平均持续时间分别为 24.0 天、2.3 天.也就是说,利率调整后,股市出现暴跌情况的平均持续时间为 2.3 天,这对投资者进行决策具有重要意义.

### 3.2 利率调整对 2006 年~2008 年沪市波动性的影响

回顾中国股市发展历史,与 2014 年~2015 年股市表现类似,在 2006 年~2008 年期间上证综指收盘价一路上涨,在 2007 年 10 月 16 日到达最高点后下跌,如图 6 所示.因此,本部分将对 2006 年~2008 年上证综指对数收益率建立相应的模型,并与 2014 年~2015 年的沪市波动情况作比较,分析二者的异同.

对 2006 年~2008 年上证综指日收盘收益建立不同状态数目的马尔可夫结构转换模型,利用 SC 信息准则确定 RS-EGARCH 模型的状态数,结果如表 7 所示.因此,在这个样本期选择 SC 最小的状态个数 2 建立两个状态的 RS-EGARCH 模型.通过对 2006 年~2008 年上证综指日对数收益率建立模型,得到模型参数估计结果,如表 8 所示.同时,可得到其状态转移概率,如图 7 所示.



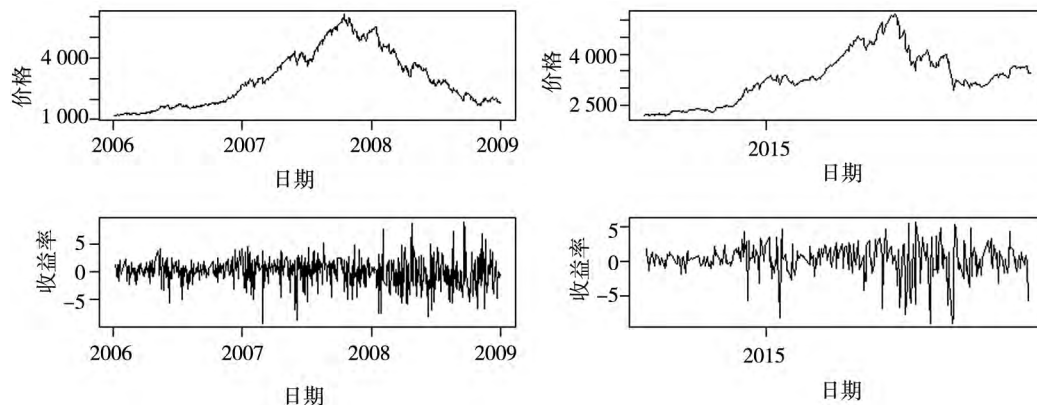


图 6 两个样本期上证综指的收盘及对应收益率序列图

Fig. 6 Time plots of closing prices and return of Shanghai composite index over the two sample periods

表 7 2006 年 ~ 2008 年沪市波动不同状态数马尔可夫结构转换模型 SC 信息值

Table 7 The Schwarz criteria of RS-EGARCH models with different regimes over 2006 ~ 2008

状态数	1	2	3
SC	4.480 5	4.291 0	4.326 6

表 8 2006 年 ~ 2008 年参数估计结果

Table 8 Parameter estimates of the RS-EGARCH models over 2006 ~ 2008 sample period

参数	RS-EGARCH			引入虚拟变量 RS-EGARCH		
	估计值	标准误差	$p$ 值	估计值	标准误差	$p$ 值
均值方程						
$\mu_1$	0.427 4	0.069 5	0.000 0	0.308 0	0.223 5	0.168 5
$\mu_2$	-0.194 7	0.136 2	0.153 2	0.200 4	0.231 1	0.386 2
$\phi_1$	—	—	—	0.204 6	0.237 8	0.389 8
$\phi_2$	—	—	—	-0.433 9	0.271 8	0.110 9
方差方程						
$\omega_1$	0.103 9	0.132 2	0.432 0	-0.307 2	0.266 3	0.249 0
$\omega_2$	0.337 8	2.342 1	0.885 4	0.077 3	0.288 0	0.788 4
$\alpha_1$	-0.378 1	0.157 9	0.016 9	-0.446 7	0.175 5	0.011 1
$\alpha_2$	0.030 0	0.093 2	0.747 6	0.033 1	0.094 2	0.725 3
$\delta_1$	0.341 2	0.183 6	0.063 5	0.063 1	0.108 0	0.559 2
$\delta_2$	0.000 6	1.163 4	0.999 6	0.002 2	0.057 4	0.969 4
$\beta_1$	0.026 5	0.089 7	0.767 7	0.390 5	0.176 1	0.026 9
$\beta_2$	0.038 0	0.057 1	0.506 1	0.000 0	0.792 9	1.000 0
$\lambda_1$	—	—	—	0.456 6	0.265 5	0.086 0
$\lambda_2$	—	—	—	1.978 7	1.625 5	0.223 9
$p_{11}$	0.968 1	0.012 3	0.000 0	0.954 8	0.018 0	0.000 0
$p_{22}$	0.976 0	0.009 1	0.000 0	0.971 5	0.011 5	0.000 0

根据 RS-EGARCH 模型估计结果,得到状态 1 呈现为正收益,低波动;状态 2 呈现为负收益,高波动.将两种状态分别称为上涨状态和下跌状态.利率调整前,沪市稳定处于上涨状态,当利率调整公布和实施后,沪市发生状态转移,从上涨状态转移到下跌状态,且波动水平提高.

考虑央行在 2004 年后的首次在 2006 年 4 月

28 日利率上调后对股市收益波动的影响,对 2006 年 ~ 2008 年上证综指日对数收益率建立引入虚拟变量 RS-EGARCH 模型.结果发现在 5% 的置信度下,系数  $\hat{\phi}_{s_t}$ 、 $\hat{\lambda}_{s_t}$  并不显著,说明 2006 年 4 月 28 日利率调整对股市收益和波动没有显著影响.这与 2014 年 11 月 21 日利率调整对中国股市收益波动性的影响存在差异,其可能的原因如下.

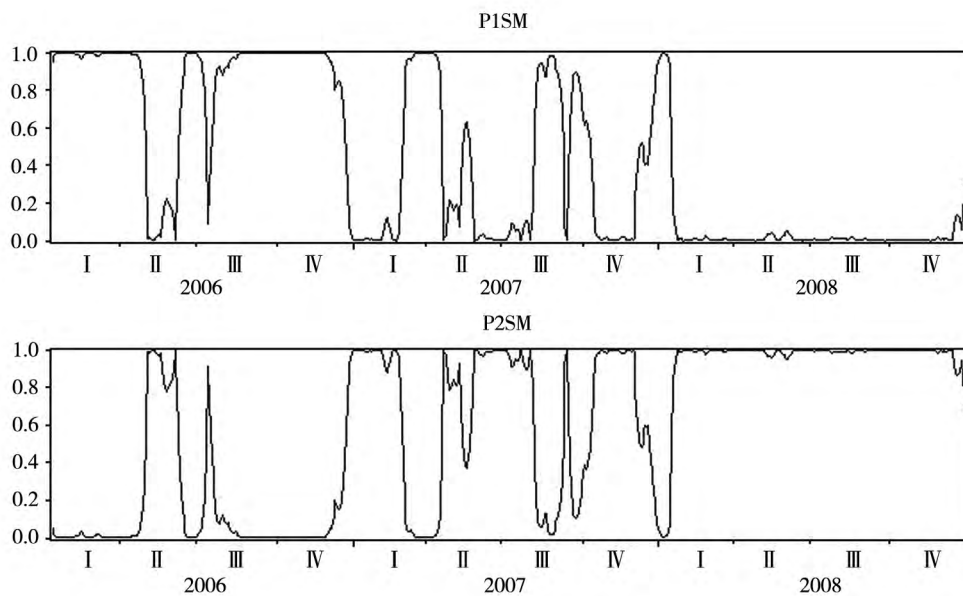


图7 基于2006年~2008年的RS-EGARCH模型平滑概率图

Fig.7 Smoothed probability from RS-EGARCH over 2006 ~ 2008 sample period

在2006年全球经济快速发展的背景下,中国经济增长速度尤为瞩目,热钱大量流入中国市场,投资者对股市未来预期乐观,“追涨”行为使资金流入股市,简单的利率上调并不能对过热股市的冷却起到很好的作用。同时,长期以来政府实行低利率政策造成实际利率为负的局面,导致名义利率的小幅上调无法抑制股价的上涨。在2007年的六次利率上调政策下,虽然股市波动发生了状态转移,但总体走势呈上涨趋势。伴随次贷危机的爆发,2008年利率五度下调,但沪市收益波动始终处于下跌状态,说明利率调整政策对股市没有发挥其作用。

不同于2006年的中国经济形势,2014年中国经济面临下行压力,利率调整的重点是发挥基准利率的引导作用,引导社会融资成本下行,降息能有效降低企业融资成本,吸引资金流入股市,从而刺激股市。2014年11月22日降息是央行从2012年7月后两年多来首次降息,对大多数投资者来说,降息为未预期消息。此次利率下调,在股市长期积聚大量能量后,带来投资者预期外的利好消息,引起股市上涨。另外,孙华好等根据凯恩斯的流动偏好理论分析,在利率下调幅度小于投资者预期时,投资者预期未来利率会进一步下降,然后买入股票待将来卖出,导致股价上升<sup>[37]</sup>。2014年中国经济面临下行压力,投资者会预期利

率将大幅下调,因此股市上涨。2014年的利率下调导致了对中国股市的显著影响。

Chen 研究货币政策对美国股票指数 S&P500 的非对称效应时,发现紧缩性货币政策通过两种途径降低股市收益:直接导致股市的收益,或提高股市收益转移到低收益状态(熊市)的可能性<sup>[38]</sup>。2006年4月28日利率上调后,沪市从上涨状态转移到下跌状态,即2006年4月28日利率上调以第二种途径影响沪市的收益和波动。

#### 4 结束语

本文首先利用 EGARCH 模型及 RS-EGARCH 模型对上证综指日对数收益波动率进行建模,并对估计结果进行比较分析。为进一步研究2014年11月21日利率调整对中国股市收益波动性的影响,将虚拟变量引入到 RS-EGARCH 模型,并对模型估计结果进行分析。最后,与2006年~2008年沪市进行比较,分析两者的异同,得到以下结论。

上证综指 RS-EGARCH 模型建模结果表明,样本期内的上证综指可以分为两种状态,其中状态1呈现正收益,低波动,而状态2则呈现负收益,高波动,将其分别称为上涨和下跌状态。两种状态对信息冲击表现出不同的非对称反应。沪市

在上涨状态时利好消息与同等程度利空消息冲击对沪市波动具有相同影响; 在下跌状态时利空消息冲击对沪市波动具有更大影响. 沪市在上涨状态时, 没有外部信息的情况更有利于沪市收益率维持稳定. 但是, 在下跌状态时, 对于没有消息影响的情况, 沪市具有更大的波动水平. 同时, 下跌状态时利好消息的冲击有利于降低沪市的波动, 而利空消息的冲击则会加剧沪市的波动.

通过在 RS-EGARCH 模型的均值和波动率方程中引入虚拟变量, 研究 2014 年 11 月 21 日利率调整对中国股市收益波动性的影响. 结果表明, 2014 年 11 月 21 日的利率调整对上海股市的两个状态都有显著的影响. 利率调整后, 沪市状态 1 的收益及其波动水平均明显有所提高, 与股利贴现模型分析结果相符, 即利率调整与股价呈反方向变化. 但是利率调整对状态 2 的影响只体现在

收益水平上, 说明利率下降调整为股市带来收益的提高, 但一旦股市发生内生结构转换, 股市将会暴跌, 对投资者造成巨大的损失. 根据状态转移概率, 得到状态 1 和状态 2 的平均持续时间分别为 24.0 天、2.3 天, 说明利率调整后, 股市出现暴跌情况的平均持续时间为 2.3 天, 这对投资者进行决策具有重要意义.

回顾中国股市发展历史, 2006 年 ~ 2008 年的股市与 2014 年 ~ 2015 年的股市表现类似, 故对二者进行比较分析. 结果发现在 5% 的置信度下, 系数  $\hat{\phi}_{s_t}$ 、 $\hat{\lambda}_{s_t}$  并不显著, 说明 2006 年 4 月 28 日利率调整对 2006 年 ~ 2008 年沪市上证综指的波动性没有显著影响. 在全球经济快速增长环境和长期低利率政策导致实际负利率的背景下, 利率上调政策对股市调节的影响不显著.

## 参 考 文 献:

- [1] Engle R F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation [J]. *Econometrica*, 1982, 50(4): 987 - 1007.
- [2] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity [J]. *Journal of Econometrics*, 1986, 31(3): 307 - 327.
- [3] Lamoureux C G, Lastrapes W D. Persistence in variance, structural change and the GARCH model [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1990, 8(2): 225 - 234.
- [4] Hamilton J D, Susmel R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 64(1): 307 - 333.
- [5] Cai J. A Markov model of switching-regime ARCH [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1994, 12(3): 309 - 316.
- [6] Gray S. Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime switching process [J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 42(1): 27 - 62.
- [7] Klaassen F. Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH [J]. *Empirical Economics*, 2002, 27(2): 363 - 394.
- [8] Case B, Guidolin M, Yildirim Y. Markov switching dynamics in REIT returns: Univariate and multivariate evidence on forecasting performance [J]. *Real Estate Economics*, 2014, 42(2): 279 - 342.
- [9] Miao D W C, Wu C C, Su Y K. Regime-switching in volatility and correlation structure using range-based models with Markov-switching [J]. *Economic Modeling*, 2013, 31(4): 87 - 93.
- [10] Bensaïda A. The frequency of regime switching in financial market volatility [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2015, 32: 63 - 79.
- [11] 张锐, 魏宇, 金炜东. 基于 MRS-EGARCH 模型的沪深 300 指数波动率预测研究 [J]. *系统工程学报*, 2011, 26(5): 628 - 635.  
Zhang Rui, Wei Yu, Jin Weidong. HS300 index volatility forecast based on Markov regime-switching EGARCH model [J]. *Journal of Systems Engineering*, 2011, 26(5): 628 - 635. (in Chinese)
- [12] 赵华, 蔡建文. 基于 MRS-GARCH 模型的中国股市波动率估计与预测 [J]. *数理统计与管理*, 2011, 30(5): 912 - 921.  
Zhao Hua, Cai Jianwen. Estimation and forecasting of volatility in China's stock markets with Markov regime-switching

- GARCH model[J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2011, 30(5): 912–921. (in Chinese)
- [13]朱钧钧, 谢识予. 中国股市波动率的双重不对称性及其解释—基于 MS-TGARCH 模型的 MCMC 估计和分析[J]. *金融研究*, 2011, (3): 134–148.  
Zhu Junjun, Xie Shiyu. Double asymmetries of volatility of China's stock market and their explanations: An MCMC estimation and analysis based on MS-TGARCH model[J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (3): 134–148. (in Chinese)
- [14]张 兵. 基于状态转换方法的中国股市波动研究[J]. *金融研究*, 2005, (3): 100–108.  
Zhang Bing. Volatility of China's stock market based on Markov switching model[J]. *Journal of Financial Research*, 2005, (3): 100–108. (in Chinese)
- [15]姜 婷, 周孝华, 董耀武. 基于 Markov 机制转换模型的我国股市周期波动状态研究[J]. *系统工程理论与实践*, 2013, 33(8): 1934–1939.  
Jiang Ting, Zhou Xiaohua, Dong Yaowu. Stock market cycle fluctuation in China: Markov regime switching model[J]. *Systems Engineering: Theory & Practice*, 2013, 33(8): 1934–1939. (in Chinese)
- [16]杨继平, 袁 璐, 张春会. 基于结构转换非参数 GARCH 模型的 VaR 估计[J]. *管理科学学报*, 2014, 17(2): 69–80.  
Yang Jiping, Yuan Lu, Zhang Chunhui. Estimation of VaR based on nonparametric GARCH models with Markov regime switching[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2014, 17(2): 69–80. (in Chinese)
- [17]李志强, 涂雄苓. 我国股市波动信息沿时间尺度流动的非对称性[J]. *统计研究*, 2015, 32(8): 77–83.  
Li Zhiqiang, Tu Xiongling. Asymmetry of information flow between China's stock market volatilities along time scales[J]. *Statistical Research*, 2015, 32(8): 77–83. (in Chinese)
- [18]Fama E F. The behavior of stock market prices[J]. *Journal of Business*, 1965, 38(1): 34–105.
- [19]Sellin P. Monetary policy and the stock market: Theory and empirical evidence[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2001, 15(4): 491–541.
- [20]Henry Ó T. Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates in the UK[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(2): 405–414.
- [21]Andries A M, Ihnatov I, Tiwari A K. Analyzing time-frequency relationship between interest rate, stock price and exchange rate through continuous wavelet[J]. *Economic Modelling*, 2014, 41: 227–238.
- [22]Krieger K, Mauck N, Vazquez J. Comparing U. S. and European market volatility responses to interest rate policy announcements[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2015, 39: 127–136.
- [23]刘 崑, 高广智. 中国股票市场对利率调整的反应机制研究[J]. *统计与决策*, 2012, (13): 160–163.  
Liu Wei, Gao Guangzhi. Reflection mechanism of interest rate adjustment on China's stock market[J]. *Statistics & Decision*, 2012, (13): 160–163. (in Chinese)
- [24]袁 晨, 傅 强. 异质价格预期、无风险利率调整与证券市场波动[J]. *管理科学学报*, 2012, 15(8): 84–96.  
Yuan Chen, Fu Qiang. Heterogeneous price expectations, risk free rate adjustment and volatility of security markets[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(8): 84–96. (in Chinese)
- [25]刘金全, 崔 畅, 邵欣炜. 股票价格与实际利率之间长期协整与短期影响关系的实证检验[J]. *预测*, 2002, 21(5): 42–45.  
Liu Jinqiang, Cui Chang, Shao Xinwei. The empirical analysis of long-run and short-run linkages between China's stock price and real interest rate[J]. *Forecasting*, 2002, 21(5): 42–45. (in Chinese)
- [26]张小宇, 刘金全, 刘慧悦. 货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究[J]. *金融研究*, 2013, (1): 38–52.  
Zhang Xiaoyu, Liu Jinqian, Liu Huiyue. The nonlinear relationship between monetary policy and stock returns[J]. *Journal of Financial Research*, 2013, (1): 38–52. (in Chinese)
- [27]郑 鸣, 倪玉娟. 货币政策和股票收益率的动态相关性研究—基于 DCC-MGARCH 和 MS-VAR 的实证分析[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2011, (2): 34–41.  
Zheng Ming, Ni Yujuan. Dynamic correlations between monetary policy and stock returns: An empirical study based of DCC-MGARCH and MS-VAR[J]. *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences Edition)*, 2011, (2): 34–41. (in Chinese)
- [28]方 舟, 倪玉娟, 庄金良. 货币政策冲击对股票市场流动性的影响—基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证研究[J]. *金融研究*, 2011, (7): 43–56.  
Fang Zhou, Ni Yujuan, Zhuang Jinliang. The impact of monetary policy on stock market liquidity: An empirical study based on the Markov regime-switching VAR model[J]. *Journal of Financial Research*, 2011, (7): 43–56. (in Chinese)
- [29]吴吉林, 张二华, 原鹏飞. 我国银行间同业拆借利率的动态研究—基于跳跃-扩散-机制转换模型的实证分析

- [J]. 管理科学学报, 2011, 14(11): 33-41.
- Wu Jilin, Zhang Erhua, Yuan Pengfei. Study on dynamic behavior of Chinese interbank offered rate: The empirical analysis based on jump-diffusion-regime switching model[J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(11): 33-41. (in Chinese)
- [30] Nelson D B. Conditional heteroskedastic in asset returns: A new approach[J]. Econometrica, 1991, 59(2): 347-370.
- [31] Hamilton J D. Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates[J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 1988, 12(2-3): 385-423.
- [32] 陈守东, 陈雷, 刘艳武. 中国沪深股市收益率及波动性相关分析[J]. 金融研究, 2003, (7): 80-85.  
Chen Shoudong, Chen Lei, Liu Yanwu. Correlation analysis of return and volatility of Shanghai and Shenzhen stock markets[J]. Journal of Financial Research, 2003, (7): 80-85. (in Chinese)
- [33] 魏平, 刘海生. Copula 模型在沪深股市相关性研究中的应用[J]. 数理统计与管理, 2010, 29(5): 890-898.  
Wei Ping, Liu Haisheng. The application of copula model in the relevance study of Shanghai-Shenzhen stock markets[J]. Journal of Applied Statistics and Management, 2010, 29(5): 890-898. (in Chinese)
- [34] Pagan A R, Sossounov K A. A simple framework for analyzing bull and bear markets[J]. Journal of Applied Econometrics, 2003, 18(1): 23-46.
- [35] 何兴强, 周开国. 牛、熊市周期和股市间的周期协同性[J]. 管理世界, 2006, (4): 35-40.  
He Xingqiang, Zhou Kaiguo. Cycle synergy between bull and bear stock market phases[J]. Management World, 2006, (4): 35-40. (in Chinese)
- [36] 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.  
Lu Rong, Xu Longbing. The asymmetry information effect on bull and bear stock markets[J]. Economic Research Journal, 2004, (3): 65-72. (in Chinese)
- [37] 孙华好, 马跃. 中国货币政策与股票市场的关系[J]. 经济研究, 2003, (7): 44-53.  
Sun Huahao, Ma Yue. Monetary policy and stock market in China[J]. Economic Research Journal, 2003, (7): 44-53. (in Chinese)
- [38] Chen S S. Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns? [J]. Journal of Money Credit & Banking, 2007, 39(2-3): 667-688.

## The impact of interest rate adjustment on the volatility of China's stock market with different regimes

YANG Ji-ping, FENG Yi-jun

School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100083, China

**Abstract:** Based on Markov regime-switching model, the paper investigates the impact of interest rate adjustment on the volatility of China's stock market with different regimes, especially when the volatility regimes of Shanghai Composite Index were classified into two states from 2014 ~ 2015: the falling and the rising. Considering the regime switching and leverage effect of volatility in the stock market, Markov RS-EGARCH model is used to model the return and volatility of Shanghai Composite Index. The result shows that the shock of good news has the same effect on the volatility of Shanghai Composite Index as the bad news in the rising state; the shock of bad news has a larger impact on the volatility of Shanghai Composite Index than the good news in the falling state, which is different from the usual leverage effect. Then, the impact of the interest rate adjustment after 2012 on the volatility of Shanghai Composite Index has been examined by introducing the a dummy variable into the mean and volatility equation of the RS-EGARCH model. The conclusion shows that the interest rate cut has resulted in the increase of return and volatility of Shanghai Composite Index in the rising state, and the decrease of the return in the falling state. On the contrary, the interest rate adjustment in 2006 has no significant effect on the volatility of Shanghai Composite Index in both the two states.

**Key words:** Markov regime-switching; RS-EGARCH model; interest rate adjustment; stock volatility