

我国股票市场连续性波动与跳跃性波动的行为特征分析

陈国进 王占海

(厦门大学王亚南经济研究院)

摘要: 本文以非参数化方法为理论基础, 利用沪深 300 指数 2006 年至 2008 年的一分钟高频数据, 分离出已实现波动率中的连续性波动和跳跃性波动的时序序列, 进而检验两种不同波动成分的统计性质, 以及收益率的规模效应和杠杆效应是否存在。结论表明, (1) 我国 A 股市场的连续性波动与跳跃性波动比美国市场具有更为长期的滞后相关性; (2) 杠杆效应在各个考察时期内均不具有显著性, 规模效应在大部分时间内具有显著性, 表明收益率取值的大小较取值的正负更能对各种波动成分造成影响, 这种影响在牛市中更为明显。

关键字: 股市波动 非参数方法 连续波动 跳跃波动

中图分类号 F064.1 文献标识号 A

英文摘要:

Abstract: Using non-parametric method, we decompose the time series of continuous volatility and jump volatility from the high-frequency data of Hushen 300, and we investigate the statistic characteristics of these two different volatility components, the size effect and leverage effect of the log return. Our results find that China's A-Share stock market has longer lagged autocorrelations than the U.S market. We also found that leverage effect is not significant in all the time period and the size effect is obvious in most of the time period, and that means the size of the return has more influence than the sign of the return. This is more apparent especially in bull market.

Key Words: Non-parametric Method; Continuous Volatility; Jump Volatility

1 前 言

许多资产价格及其收益率的波动过程兼具连续性和跳跃性的特征, 也就是说在大部分时间内资产价格和收益率的变化比较平稳, 显示出连续性的特征; 但在某些个别时点, 它们也会产生向上或向下的大幅度突然变动, 显示出突变性特征。这一现象早已成为相关金融研究领域的共识, 在金融计量理论中一般将这种突变为称之为跳跃(jump)。跳跃行为发生的频率很小, 然而一旦发生, 却会对诸如股票、债券以及衍生品等市场带来巨大的冲击, 这种冲击比连续性波动的影响要大得多。历史上股票市场发生的多次崩盘事件也均是以股票价格向下的大幅度波动开始的。鉴于此, 国外的金融学者非常关注跳跃行为对衍生品定价(Merton, 1976)、风险度量与管理(Duffie, Pan, Singleton, 2001) 以及资产配置 (Jarrow, Rosenfeld, 1984)等带来的影响。

对资产价格及其收益率的波动性进行建模分析主要有两类研究方法, 一是传统的参数化方法, 二是近些年提出的非参数化方法。参数化方法的理论基础是随机过程, 在描述资产的对数收益率方程中用维纳过程描述连续性波动, 再加入一

个具有泊松分布的随机过程来刻画跳跃性波动解释价格和收益率的突变行为。这种方法所利用的数据主要是高度离散化的低频数据，采用的估计方法主要是极大似然法(Chan, Maheu, 2003)和广义矩估计法(Gallent, Tauchen, 1998)。一般而言，参数化方法所需要估计的参数会很多以至于造成参数估计的不可行。此外参数化方法所利用的低频数据过于离散，难以反映价格变动过程中包含的全部有用信息。随着高频数据的获取越来越便利以及计算机处理数据的能力飞速发展，学者们又提出了解决跳跃问题的新方法，即非参数化方法。这一方法利用高频数据将已实现波动率分解为连续性部分和跳跃性部分，分别获取两种波动成分的时间序列，进而可以检验两种成分的不同特征，也可以寻找究竟是哪些微观、宏观因素在影响着这两种不同的波动成分。Bollerslev(2007)等人的研究表明，非参数方法在测度波动成分时利用了高频数据所包含的信息，这样即便是很简单的离散模型也能比那些复杂的参数化波动模型取得更好的效果。国内学者如李胜歌、张世英(2007)讨论了在估计波动率时的有效性问题，王春峰等(2008)以二次幂变差的测量理论为基础，研究了上证综指已实现波动率中的跳跃行为。

本文以非参数化方法为理论基础，利用沪深 300 指数 2006 年至 2008 年的一分钟高频数据，分离出已实现波动率中的连续性波动和跳跃性波动的时间序列，进而检验两种不同波动成分的统计性质，以及收益率的规模效应和杠杆效应是否存在。与其它文献不同的是，在计算跳跃性波动时舍弃了以往的绝对值形式而采用对数比率的这一更为合理的度量形式，因而能揭示出股市连续性波动与跳跃性波动更多的有用信息。除考虑两种波动自身的行为特征外，重点考察收益率序列对两种波动成分产生的影响，这将有益于对波动形成有效的预测。本文的结构如下：第二部分给出非参数方法的理论分析框架；第三部为模型设定，分别针对连续性波动、跳跃性波动和收益率建模，提出检验三个方程间脉冲响应的关系；第四部分为实证分析结果；最后部分进行简要总结，并提出几个有待于深入研究的问题。

2 非参数分析方法的理论框架

跳跃性波动可以理解为，在概率空间 (Ω, F, P) 中存在一个随机过程 $\{X_t\}$ ，若是在区间 $[0, t]$ 中存在时刻 s 使得：

$$X_{s-}(\omega) \neq X_{s+}(\omega), \omega \in \Omega.$$

即可以认为 X_t 在 s 时刻发生了一次幅度为 $\Delta X_s = X_{s+} - X_{s-}$ 的跳跃。一般而言，通常会假定随机过程 $\{X_t\}$ 具有右极限左连续的特征。这一假定暗含着跳跃性波动的发生具有不可预测性^①。在参数化方法中，连续性波动和跳跃性波动分别由布朗运动和泊松过程来刻画，估计出相关参数后就可以得到价格或对数价格的准确运动轨迹。在非参数化方法中，总体的波动是连续性波动与跳跃性波动的二者之和，我们可以利用高频数据找到连续性波动的近似替代变量，然后从总体波动中减去这个替代变量，余下的部分就是跳跃性波动。

Nielsen 与 Shephard (2003, 2004, 2006) 在此领域取得了一系列的成果。他们以随机过程理论(Stochastic Processes)为基础，基于二次幂变差(Bi-power Variation)的方法寻找股市波动中连续变动成分与跳跃成分的渐进统计量，并对渐进统计量的分布性质进行了详尽的考察，证明出当不存在跳跃成分时，二次幂变差是积分波动率(Integrated Volatility)的一致估计量，从而可以将已实现波动率(realized volatility)分解成连续样本路径方差(Continuous Sample Path Variance)和离散跳跃方差(Discontinuous Jump Variation)两部分。为行文方便且不失涵义清晰，我们将这两个不同的方差分别称为连续性波动和跳跃性波动。Andersen、Bollerslev 和 Diebold(2003)在给出跳跃性波动最终表达式的基础上，考察了跳跃性波动时间序列的统计性质。在利用美国各种股指进行实证分析时，发现股市中的绝大部分跳跃是与宏观经济变量的变动相关的。

假定股票的价格变动具有如下的形式：

$$dp(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) + \kappa(t)dq(t). \quad (1)$$

其中 $p(t)$ 为股票的对数价格， $u(t)$ 为漂移过程， $\sigma(t)$ 为连续波动过程， $W(t)$ 为标准的维纳过程， $\kappa(t)$ 为跳跃幅度， $q(t)$ 为具有强度 λ 的泊松计数过程。将第 t 日股票价格的运动轨迹分割成若干个等长的小段，每一段长度为取固定值 Δ ，当 Δ 趋于 0 时，可以计算出离散状况下对数收益率($r_t = \log(P_t / p_{t-1})$)的已实现波动率。

假定股票价格的观测值在时间上是连续的，则其对数收益率具有如下形式的二次变差(Quadratic Variation)：

$$[r, r]_t = \int_0^t \sigma^2(s)ds + \sum_{0 \leq s \leq t} \kappa^2(s). \quad (2)$$

(2) 式右方第一项称为积分波动(Integrated Volatility)，代表二次变差中的连续性部分；第二项代表非连续的跳跃部分。如果能找到二次变差和连续性部分的替代变

^① 资产组合理论经常假定随机过程 $\{X_t\}$ 具有左极限右连续特征，表明跳跃的发生具有可预测性。

量，跳跃部分能够以二者差值的形式计算出来。在现实中所观测到的股票价格是离散的，具有一定的时间间隔，即便是超高频的分笔数据也是如此。因此，我们只能得到离散状态下已实现波动率(Realized Volatility)的估计值，并用它来替代二次变差。已实现波动率得表达式如下：

$$RV_{t+1}(\Delta) \equiv \sum_{j=1}^n r_{t+j\Delta}^2. \quad (3)$$

其中 $n = 1/\Delta$ ，表示每日价格运动轨迹分割成的份数。(3)式的含义是累加 $t+1$ 日内每小段时点对数收益率的平方值，得到离散状态下的已实现波动率，并用它估计连续状态下的二次变差。

根据上述推导不难得出如下公式：

$$RV_{t+1}(\Delta) \rightarrow \int_t^{t+1} \sigma^2(s)ds + \sum_{t < s \leq t+1} \kappa^2(s). \quad (4)$$

定义二次幂变差为：

$$BV_{t+1}(\Delta) \equiv \mu_1^{-2} \sum_{j=2}^{1/\Delta} |r_{t+j\Delta} \parallel r_{t+j-\Delta}|, \mu \equiv \sqrt{2/\pi}, \Delta \rightarrow 0.$$

Nielsen、Shephard (2002)给出证明，当每一分割区间的长度 $\Delta \rightarrow 0$ 时，二次幂变差是连续性波动的一个有效的估计量，即：

$$BV_{t+1}(\Delta) \rightarrow \int_t^{t+1} \sigma^2(s)ds. \quad (5)$$

现在可以从已实现波动率中减去二次幂变差，得到跳跃成分的估计值：

$$J_{t+1}(\Delta) = RV_{t+1}(\Delta) - BV_{t+1}(\Delta) \rightarrow \sum_{t < s \leq t+1} \kappa^2(s). \quad (6)$$

理论上而言，跳跃测度 J_t 必须取正值。而在实证分析中发现，积分波动的值有可能会小于二次幂变差的值，结果使 J_t 的值为负。为避免这种情况，可以进行如下处理，得到跳跃性波动的具体值：

$$J_{t+1}(\Delta) \equiv \max[RV_{t+1}(\Delta) - BV_{t+1}(\Delta), 0]. \quad (7)$$

也有不少学者对跳跃性波动的具体实现形式进行了深入研究，以期找到与现实更为接近、更为合理的跳跃性波动的估计量。如 Huang、Taochen(2005)提出的相对跳跃统计量： $RJ_t = (RV_t - BV_t) / BV_t^{-1}$ ，以及相应的对数比率跳跃统计量：

$$J_t(\Delta) = \log RV_t - \log BV_t. \quad (8)$$

本文接下来的模型设定与实证分析均采用跳跃性波动的对数比率形式，这是因为 Huang、Taochen(2005)研究工作已经证明，跳跃性波动对数比率形式的统计量具有更为稳健的测度。如不特别说明，本文所说的跳跃性波动均指对数形式的相对跳跃性波动。

3 模型设定

下面分别对连续性波动、跳跃性波动和对数收益率的时间序列建立计量模型，检验三种成分的统计特征以及杠杆效应。

1. 连续性波动成分的模型设定

收益率波动中的连续性成分用(5)式中二次幂变差来代表。为考察连续性波动的时序中是否存在自相关效应，我们首先定义如下的变量：

$$(\log BV)_{t+1-k:t} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \log BV_{t-j}, \quad (9)$$

这一变量衡量的是 $\log BV_t$ 在最近 k 日内的平均值，当 k 取值 5 和 22 时分别指最近一个交易周和交易月内的平均值。将其加入到连续性波动成分的回归方程中可以衡量上一交易周、月的连续性波动对当前的连续性波动是否存在着显著的影响以及这种影响的大小。

前一个交易日收益率取值的绝对大小和正负对当前股价的波动可能具有不同的影响，为区分这种影响，我们将由于收益率取值正负对连续性波动或跳跃性波动产生的影响称之为杠杆效应，而收益率取值的绝对大小产生的影响称为规模效应，二者对波动率共同产生的影响则称为联合效应。为检验杠杆效应，可以引入一个虚拟变量 $I[r_{t-1} < 0]$ ：当上一交易日收益率为负时，这一变量取值为 1；上一交易日收益率为正时则取值为 0。它有效的度量滞后收益率取值的正负可能会对当前连续性波动造成的不同效应。具体的二次幂变差方程设置如方程(10)所示。在这一方程中规模效应和联合效应分别由系数 θ_1 和 θ_2 度量。

$$\begin{aligned} \log BV_t &= \alpha_0 + \alpha_d \log BV_{t-1} + \alpha_w (\log BV)_{t-5:t-1} + \alpha_m (\log BV)_{t-22:t-1} \\ &\quad + \theta_1 \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{RV_{t-1}}} + \theta_2 I[r_{t-1} < 0] + \theta_3 \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{RV_{t-1}}} I[r_{t-1} < 0] + \sqrt{h_t} u_t \quad (10) \\ h_t &= \omega_0 + \omega_1 h_{t-1} + \omega_2 u_t^2 \end{aligned}$$

假定信息过程 $\{u_t\}$ 服从正态分布，即 $u_t \sim iidN(0, \sigma_u^2)$ 。不同于 Corsi(2004) 提出的 HAR-RV(Heterogenous-Autoregressive RV)模型，在对收益率用已实现波动率进行标准化的基础上，方程(10)采用的是 HAR-GARCH-RV 模型。

2. 跳跃性波动成分的模型设定

跳跃性波动采用 Huang、Tauchen(2005)提出的对数比率形式。Anderson 等人(2007)的研究表明，采用绝对值形式的跳跃性波动，其自相关性即便不是 0 也是

极其微小的。而采用对数形式的跳跃性波动则可以揭示股价变动过程中所包涵的更多信息。为了保持形式上的一致性，采用对数比率形式的跳跃性波动也对其自相关行进行检验，并为此设定了标准化的自相关模型。为考察跳跃性波动是否存在杠杆效应，如同连续性波动方程一样也设置了相同的虚拟变量。方程具体设置如(11)式所示：

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{RV_t}{BV_t}\right) = & \delta_0 + \sum_{j=1}^n \delta_j \log\left(\frac{RV_{t-j}}{BV_{t-j}}\right) + \psi_1 \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{RV_{t-1}}} \\ & + \psi_2 I[r_{t-1} < 0] + \psi_3 \frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{RV_{t-1}}} I[r_{t-1} < 0] + v_t. \end{aligned} \quad (11)$$

信息过程 $\{v_t\}$ 服从的分布为： $v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ 。

3. 收益率方程

Forsberg、Bollerslev(2002)在针对日收益率进行建模时提出，对数收益率序列不仅具有 d 阶的滞后相关性，而且会依赖于非参数的已实现波动率 RV_t 的大小。根据这一观点，对收益率进行的模型设定具有如下形式：

$$r_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^d \gamma_j r_{t-j} + \sqrt{RV_t} \varepsilon_t \quad (12)$$

其中的新息过程 $\{\varepsilon_t\}$ 服从的分布为： $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。

依据理论假设，上述三个信息过程应该是相互独立，不具有线性相关性的，但并不排除三者之间具有非线性相关性。为检验这种非线性的相关性，需要考察非线性函数 $u_t = u(\varepsilon_t)$ 与 $v_t = v(\varepsilon_t)$ 是否成立。为简化起见，我们检验 u_t 、 v_t 和 ε_t 之间的二次非线性关系，即如下形式：

$$\begin{cases} u_t = u(\varepsilon_t) = u_1 \varepsilon_t + u_2 \varepsilon_t^2 \\ v_t = v(\varepsilon_t) = v_1 \varepsilon_t + v_2 \varepsilon_t^2 \end{cases} \quad (13)$$

4 实证分析

本节中我们将利用沪深 300 指数的一分钟高频数据得出收益率、连续性波动和跳跃性波动的时间序列，分别考察三个序列的统计性质。数据来源于国泰安的 CSMAR 高频数据库，自 2006 年 1 月 4 日至 2008 年 12 月 31 日共计 704 个交易日，数据长度近似于一个牛市与熊市的完整周期。以 2007 年 10 月 16 日为分界线，将这一股指运行周期分为两部分，前一部分代表牛市，后一部分代表熊市，然后分

别考察在总周期内、牛市和熊市不同期间沪深 300 指数的连续性波动和跳跃性波动的特征。

1. 描述性分析

图 1 反映了沪深 300 指数在整个考察周期内的指数变动及其对数收益率的运行轨迹。从图中 1 可以看出，大部分时间内指数运行较为平稳，显示出一定的连续性；同时在某些时点股指会产生较大的变化，与之相对应的收益率也会有较大的变动，这表明股指在运动过程中存在着一些突变行为。此外对数收益率序列存在着明显的波动聚集特征。

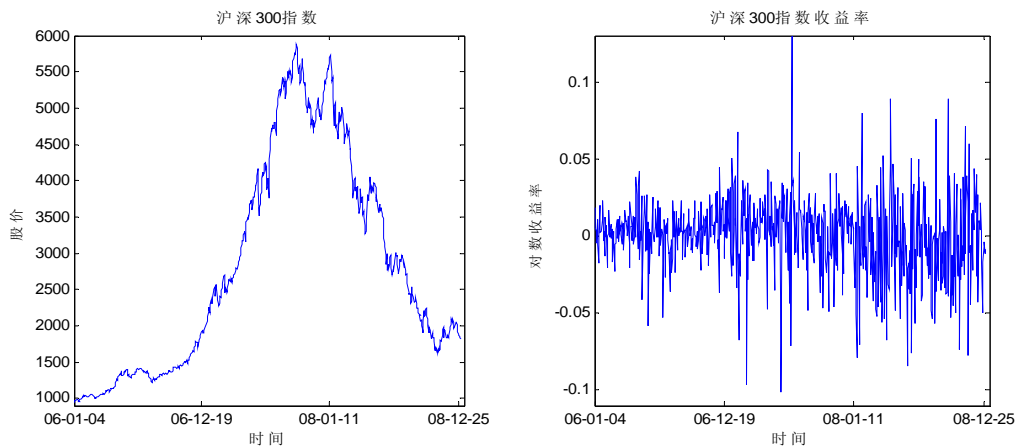


图 1 沪深 300 指数时间序列与相应的对数收益率序列

运用公式(3)、(4)和(8)得到已实现波动、连续性波动和跳跃性波动的时间序列。表 1 给出了各种波动成分的简单统计指标,图 2 给出了各种波动成分的时间序列。

表 1 各种波动成分的统计指标

变 量	均 值	标准差	最小值	最大值	偏 度	峰 度
以实现波动	0.000148	0.000165	5.02E-06	0.001551	3.146498	19.8769
连续性波动	0.000175	0.000189	5.79E-06	0.001809	2.733961	16.09973
跳跃性波动	-0.17194	0.185937	-0.36473	1.375223	4.187832	27.15525

从对数跳跃波动率的时间序列中可以看出，在 2006 年初到 2007 年 10 月份的牛市期间，对数跳跃波动率的取值相对较小，在一个窄幅区间内变动。同样在 2008 年 1 月底到 2008 年的熊市期间，对数跳跃波动率的取值也是较为平稳的，很少有巨幅的跳跃波动产生。但在牛市与熊市转换的 2007 年 10 月至 2008 年 1 月份，跳跃幅度明显放大，股市在一个运行周期内的绝大部分巨幅跳跃均集中于牛熊市转换的这一时期。

此外对数形式的跳跃性波动序列呈现出一定的周期性，检验其自相关系数和偏自相关系数可以验证这一点。如图 3 所示，对数跳跃波动率的偏自相关系数在

滞后 3 期时仍然显示出较显著的相关性。与对数形式相比，图 3 中绝对形式跳跃性波动的偏自相关函数是根据 (7) 式计算所得，它在滞后一期时便迅速的趋于 0 而不再显著。这也可以说明采用对数形式的跳跃性波动能揭示出股票指数变动过程中所含有的更多信息。

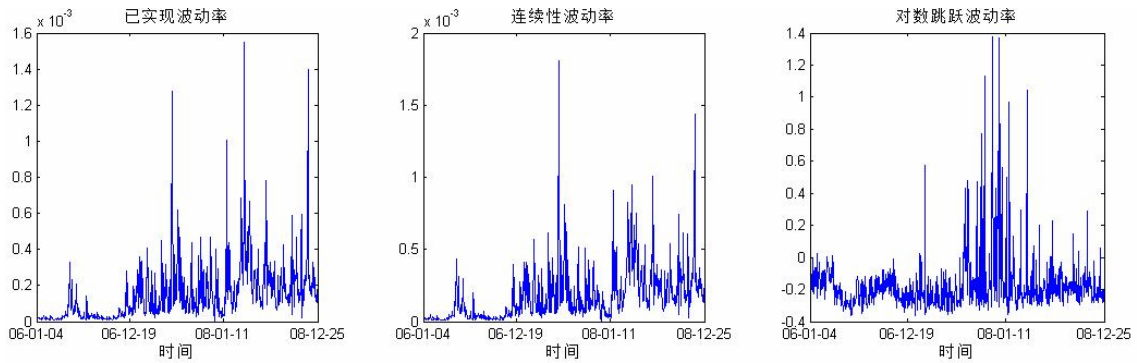


图 2 已实现波动、连续性与跳跃性波动时间序列

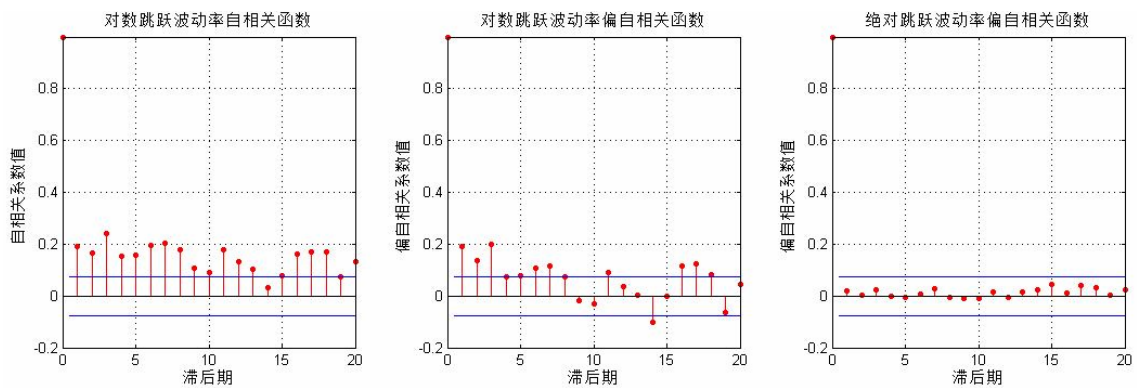


图 3 跳跃时间序列的自相关系数与偏自相关系数

鉴于对跳跃波动的关注，我们分别考察在牛市与熊市行情中跳跃性波动时间序列的特征。从图 4 可以看出跳跃性波动在熊市中要比在牛市中的变化更为剧烈，特别是在牛市向熊市转化过程中这一特征尤为明显。在牛市行情中自相关系数仅具有 1 期显著的滞后相关性，而在熊市行情中显著的滞后自相关系数要更长一些。

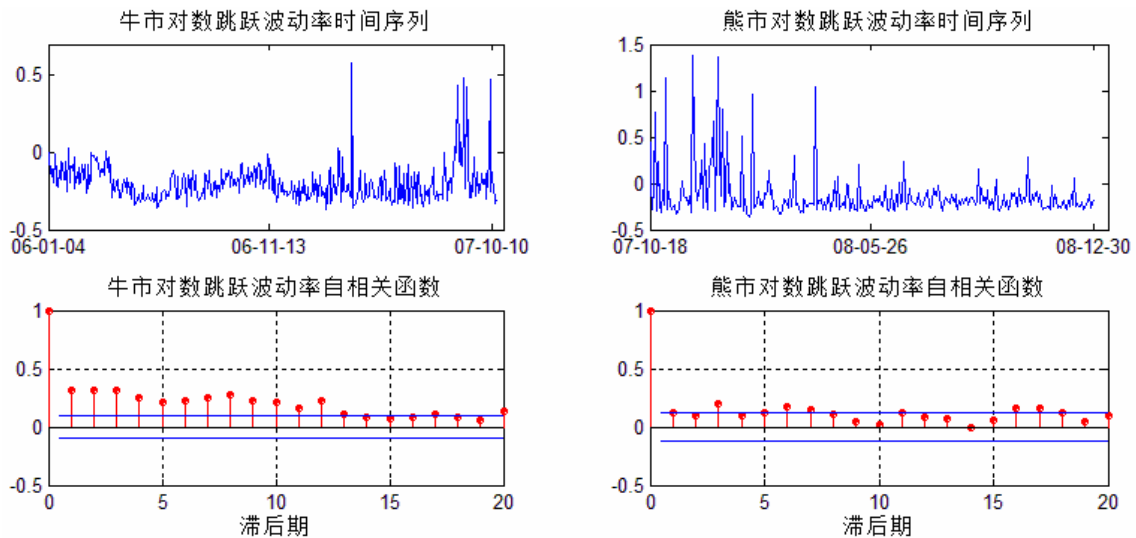


图4 牛市与熊市中跳跃波动的自相关特征

2. 回归分析

下面分别给出连续性波动方程、对跳跃波动方程和收益率方程的估计结果。

1) 连续性波动方程估计结果

根据(10)式，运用极大似然法可以得到连续性波动方程的估计结果，如表2所示。

表2 连续性波动方程估计结果

完整周期			牛 市			熊 市		
系数	估计值	t 值	系数	估计值	t 值	系数	估计值	t 值
α_0	-0.6603	-2.9365	α_0	-0.6660	-1.8074	α_0	-1.3239	-2.6361
α_d	0.4728	10.076	α_1	0.4616	6.8721	α_1	0.6579	9.1053
α_w	0.2917	4.3024	α_w	0.2245	2.1980	α_w	0.1693	2.1746
α_m	0.1817	3.4055	α_m	0.2589	3.2861	α_m	0.0366	0.5071
θ_1	0.0874	4.7324	θ_1	0.0963	3.4620	θ_1	0.0703	2.3971
θ_2	-0.0548	-0.7564	θ_2	-0.1043	-0.9220	θ_2	-0.0692	-0.8169
θ_3	0.0720	2.1380	θ_3	0.0351	0.6007	θ_3	0.1168	2.7334
ω_0	0.0041	1.9422	ω_0	0.0064	6.6543	ω_0	0.1408	4.4704
ω_1	0.0229	2.2484	ω_1	0.0509	2.8801	ω_1	0.3864	4.6927
ω_2	0.9643	69.054	ω_2	0.7142	3.0072	ω_2	0.0778	0.6438
$R^2: 0.74$			$R^2: 0.69$			$R^2: 0.59$		

系数 α_d 、 α_w 和 α_m 分别衡量了前一交易日、前一个交易周以及前一个交易月内平均的连续性波动值，我们将其对当前连续性波动造成的影响分别称之为日效应、周效应和月效应。在一个完整的股市运行周期内，连续性波动方程中系数 α_d 的值为0.4728，并且是高度显著的。由于数据均采用对数形式，系数值具有弹性的概念，其含义是当前连续性波动1%的变化会导致未来一日连续性波动以相同方

向变化0.47%。系数 α_w 的值为0.29并具有显著性，表明上一交易周内连续波动的均值具有1%的变化会导致当前交易日产生相同方向近0.3%的变动。系数 α_m 的值同样具有显著性。上述日效应、周效应和月效应的系数之和大于90%，即当前连续性波动90%以上的变化可以由上一交易日、上一交易周以及上一交易月的连续性波动解释，表明连续性波动具有很长的滞后相关性，这也体现了连续波动自身具有高度连续性的固有特征。

与之相对应，在牛市中三个系数同样显著，前一个交易月内的数据同样对当前的连续性波动具有90%以上的解释能力。而在熊市中，日效应和周效应显著，二者之和能解释当前波动的80%左右，但月度效应并不显著，这表明熊市中连续波动的相关性要短于其他时期。详细对比牛市和熊市中的日效应与周效应可以发现，周效应由牛市的0.22降低到到0.17，日效应却由0.46迅速上升到0.66左右，这反映出在熊市中，短期数据比长期数据更能解释当前连续性波动的变化，长于一个交易周的数据对当前连续性波动并没有解释力。

度量杠杆效应的系数 θ_1 无论在哪个周期内均不显著，综合效应系数 θ_3 在一个完整股市运行周期内以及在熊市中具有显著性，而规模效应系数 θ_2 无论在哪个时期内均呈显著性，这表明在我国的A股市场，大部分时间内收益率取值的绝对大小要比取值的正负更能对当前的连续性波动产生影响，原因可能在于投资者行为更多的受到前期收益率变动幅度的影响，而不是收益率方向性的变动。

2) 跳跃性波动方程估计结果

根据(11)式估计的结果如表3所示。

表3 跳跃性波动方程估计结果

完整周期			牛市			熊市		
系数	估计值	t 值	系数	估计值	t 值	系数	估计值	t 值
C	-0.0636	-3.6530	C	-0.0477	-2.6764	C	-0.0824	-2.7685
δ_1	0.1084	2.8498	δ_1	0.1955	3.7601	δ_1	0.1374	2.3432
δ_2	0.0767	2.0271	δ_2	0.1489	2.8824	δ_3	0.1875	3.1256
δ_3	0.1622	4.2428	δ_3	0.1668	3.3013	δ_6	0.1647	2.7274
δ_6	0.1020	2.6674	δ_8	0.1679	3.2748	φ_1	0.0022	0.1884
δ_7	0.1291	3.4049	φ_1	-0.0109	-2.4713	φ_2	0.0317	0.7478
φ_1	-0.0064	-1.1219	φ_2	0.0039	0.2085	φ_3	-0.0121	-0.6419
φ_2	0.0118	0.5377	φ_3	0.0009	0.0996			
φ_3	-0.0051	-0.5090						
R ² : 0.13			R ² : 0.22			R ² : 0.11		

根据表3可知，在股市运行的一个完整周期内，跳跃性波动到滞后7期时仍能对当前的跳跃行为产生显著的影响，在牛市与熊市中相应的最长滞后期分别为8期与6期。Bollerslev等人(2007)对美国股市分析时得出的结论是，能影响美国股市当前跳跃波动的最长滞后期仅为5期。这种对比显示出我国A股市场的跳跃行为更多的受到过去历史数据的影响，我国A股市场跳跃性波动的影响力更为长久。

实证结果也表明，我国A股市场的跳跃波动除具有较长时期的滞后相关性外，前期跳跃性波动对当前跳跃行为影响的强度也较大。在一个完整的股市运行周期内，衡量滞后跳跃波动影响力的系数 δ_1 至 δ_7 的累积之和为0.58。这一数据意味着当前跳跃波动变化的近60%可以由滞后1期至7期的数据解释，跳跃性波动具有很强的短期相关性。相应的在牛市中当前跳跃波动变化的近68%可以由滞后8期的数据来解释。虽然在熊市行情中影响跳跃性波动的滞后期数较短，仅为6期，但依然有49%的部分可以由过去的的数据解释。综合而言，在股市运行的各个周期内，跳跃性波动变化的很大部分能由过去的跳跃性波动来解释，这一效应在牛市中最为明显。Anderson(2003)等人认为，股市中跳跃性波动产生的根源在于包括货币政策、财政政策在内的宏观经济政策变动。我国A股市场跳跃性波动的长期滞后相关性表明宏观政策对股票市场的波动会产生较长时间的影响，或说政策对股市造成的影响具有长期有效性。

系数 $\varphi_1 \sim \varphi_3$ 分别考察了上交易日的收益率对当前跳跃波动的规模效应、杠杆效应和综合效应。在牛市行情中规模效应显著，其估计值为-0.01，这表明在牛市行情中如果上一交易日的收益率绝对值较大，则有向相反方向发生跳跃的可能，即股价具有均值回归倾向。除此之外其他效应均不显著，这也从一个侧面反映出跳跃行为除具有自身的相关性外，很难用其他变量予以解释，其发生具有很强的随机性。这一分析结果同Tauchen(2007)利用标准普尔(S&P 500)的高频数据对美国股市的分析结论一致。

3) 收益率方程估计结果

根据(12)式可以得出对收益率方程估计的结果，如表4所示。

表4 收益率方程估计结果

完整周期			牛市			熊市		
系数	估计值	t 值	系数	估计值	T 值	系数	估计值	t 值
c	0.0005	0.5086	c	0.0033	2.9709	c	-0.0038	-2.1655
γ_4	0.0756	2.0019	γ_{13}	0.1480	2.8621	γ_1	-0.0121	-0.2030
γ_{11}	0.0793	2.0936	γ_{15}	0.1295	2.4846			

γ_{13}	0.1023	2.7083		
γ_{15}	0.1039	2.7278		
R^2 : 0.035			R^2 : 0.036	R^2 : 0.0002

对不同时间窗口的收益率方程进行估计的结果如表4所示，在一个完整周期以及牛市行情中，能够对当前收益率产生影响的最大滞后期为15期。Tauchen等人(2007)对美国股市的研究发现收益率仅有3期的滞后效应。我国A股市场收益率的这种长期滞后效应表明运用以往交易数据预测未来收益率具有可能性，同时也体现了市场有效性的相对较弱。值得关注的是熊市期间收益率的表现，实证结果显示熊市中的收益率不存在滞后相关性，即在此阶段收益率更具有随机性。

检验各个新息过程之间的关系，可以考察连续性波动、跳跃性波动和收益率之间是否具有相关性，包括线性相关性和非线性相关性。较为直观的方法是考察残差项的QQ图。以牛市为例，三个残差变量的QQ图如图4所示。

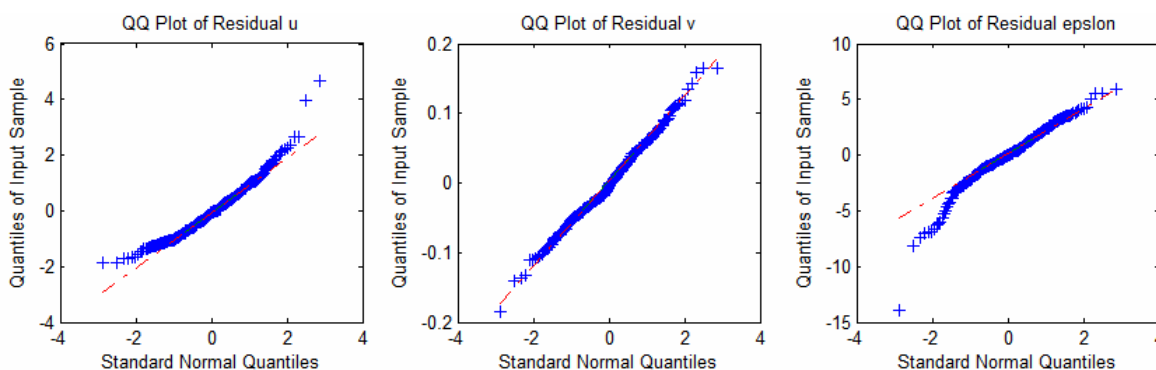


图4 残差序列 u, v, ε 的QQ图

运用方程(13)可以检验三个残差序列之间是否具有非线性相关性。对整个周期内的数据进行检验得出如表5所示的结果。新息过程 $\{u_t\}_{t \geq 0}$ ， $\{v_t\}_{t \geq 0}$ 针对信息过程 $\{\varepsilon_t\}_{t \geq 0}$ 进行回归的系数均不显著，这说明三者之间的确不具有非线性相关性，更验证了本文初始时的分析是建立在合理的假设基础之上的。

表5 完整周期内新息过程回归结果

连续波动脉冲方程估计			跳跃脉冲方程估计		
	系数	t 值		系数	t 值
u_0	0.0200	0.2979	v_0	-0.0004	-0.0143
u_1	0.0140	0.4621	v_1	0.0231	1.7857
u_2	-0.0042	-0.9818	v_2	0.0004	0.2188

5 简要结论

本文以非参数化方法为理论基础，利用沪深300指数2006年至2008年的一分钟

高频数据，分离出已实现波动率中的连续性波动和跳跃性波动的时间序列，进而检验两种不同波动成分的统计性质，以及收益率的规模效应和杠杆效应是否存在。实证结果得出如下的主要结论：

1. 在本文考察期间，我国股票市场的连续性波动与跳跃性波动均具有显著的自相关性，这种滞后相关性较美国股票市场要更为长久。

2. 在牛市与熊市行情中这种相关性具有不同表现。在一个完整周期和牛市行情中，连续性波动存在着明显的月效应，而牛市行情中滞后相关性较弱，仅存在周效应，这反映了连续性波动的平稳性。跳跃性波动的滞后效应明显，在一个完整周期内具有7期的滞后相关性，在牛市和熊市中的最长滞后期分别为8期和6期。从政策角度考虑，旨在刺激股市的财政、货币政策对股票市场的短期波动产生较大强度的影响，这种影响并不会马上消失，而是以连续性波动的形式逐渐消失。

3. 收益率对连续性波动具有明显的规模效应和综合效应，却没有杠杆效应。这反映出我国股票市场中收益率的取值范围较取值的正负更能对连续性波动产生影响，而且这一特征在牛市行情比在熊市行情中更为明显。收益率对和跳跃性波动没有明显的杠杆效应和规模效应，这反映了跳跃行为的发生具有很强的不可预测性。

本文主要探讨两种波动成分的统计特征，对造成这些波动特征的宏观、微观经济因素则没有予以关注。在进一步探讨各种影响因素时，如对跳跃波动方程而言，可以在其回归方程中加入相关的经济变量，并以无套利为条件找到那些影响股票市场波动幅度较大的显著性因素。本文对各个新息过程之间的相关性进行了探讨，可以将连续性波动方程、跳跃性波动方程和收益率方程作为一个系统进行估计，根据极大似然法得出相应系数的估计值，这样处理能更加真实准确的反映股票市场的波动特征，特别是三个新息过程之间相互影响的真实关系。

参考文献:

- [1] Andersen, T. G. and Bollerslev. (1997). Heterogeneous information arrivals and return volatility dynamics: uncovering the long-run in high frequency returns. *Journal of Finance*, 52, 975–1005.
- [2] Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. and Ebens, H. (2001). The distribution of realized stock returns volatility. *Journal of Financial Economics*, 61, 43–76.
- [3] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard. (2002). Econometric analysis of realised volatility and its use in estimating stochastic volatility models. *Journal of the Royal Statistical Society*, 64, 253-280.
- [4] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard. (2003). Realized power variation and stochastic volatility. *Bernoulli* 9, 243-265.
- [5] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard. (2004). Econometric Analysis of Realised Covariation: High Frequency Covariance, Regression and Correlation in Financial Economics. *Econometrica* 72, 885-925.
- [6] Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard (2006). Impact of Jumps on Returns and Realised Variances: Econometric Analysis of Time-deformed Levy Processes. *Journal of Econometrics* 131, 217-252.
- [7] Barndorff-Nielsen, O. E. and Shephard, N. (2001). Realised power variation and stochastic volatility. *Working Paper*.
- [8] Bollerslev, Kretschmer, Pigorsch, Tauchen. (2007). A Discrete-Time Model for Daily S&P500 Returns and Realized Variations: Jumps and Leverage Effects. *Working paper*.
- [9] Gallant, Tauchen. (1996). Which Moments to Match? *Econometric Theory*, 12, 657-681.
- [10] Duffie, Pan, Singleton. (2001). Analytical Value-At-Risk with Jumps and Credit Risk. *Finance and Stochastics*, 5, 155-180.
- [11] Forsberg, Tim Bollerslev. (2002). Bridging the Gap between the Distribution of Realized (ECU) Volatility and ARCH Modelling (Of the Euro): The GARCH-NIG Model. *Journal of Applied Econometrics*, Sep.-Oct., 535-548
- [12] Gallant, A. R. and Long, J. R. (1997). Estimating stochastic differential equations efficiently by minimum chisquare. *Biometrika*, 84, 125–141.
- [13] Huang, Tauchen. (2005). The Relative Contribution of Jumps to Total Price Variance. *Journal of Financial Econometrics*, 2005 3:456-499.
- [14] Jarrow, Rosenfeld. (1984). Jump risks and the intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Business* 57, 337–351.
- [15] Robert C. Merton. (1976). The Impact on Option Pricing of Specification Error in the Underlying Stock Price Returns. *The Journal of Finance*, 31, 333-350.
- [16] Wing H. CHAN, John M. MAHEU. (2003). Conditional Jump Dynamics in Stock Market Returns. *Journal of Business and Statistics*, 20, 377-389.
- [17] 李胜歌, 张世英. “已实现”双幂次变差与多幂次变差的有效性分析[J]. 系统工程学报, 2007.06: 280-286.
- [18] 王春峰, 姚宁, 房振明, 李晔. 中国股市已实现波动率的跳跃行为研究[J]. 系统工程, 2008,02: 1-6.