

中国股票价格跳跃实证研究^①

欧丽莎, 袁琛, 李汉东
(北京师范大学管理学院, 北京 100875)

摘要: 利用基于 BN-S 方法的已实现波动测度构造出跳跃统计量, 用该统计量检验分析了中国股票市场股票价格的跳跃现象. 检验结果不仅证实了股票市场价格跳跃存在普遍性, 而且发现单支股票的跳跃主要是异质跳跃而不是共同跳跃. 这表明单支股票的价格跳跃更多地受到自身市场信息的影响, 而共同信息对单支股票的影响是非常有限的. 单支股票的共同跳跃大多被异质跳跃及市场微观结构噪声所掩盖.

关键词: 股票价格; 已实现波动; BN-S 方法; 共同跳跃; 异质跳跃

中图分类号: C812 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2011)09-0060-07

0 引言

基于高频数据的金融资产价格跳跃现象的研究已经成为现代计量经济学研究的重要领域. 近年来的实证研究表明, 金融资产价格普遍存在跳跃现象, 这与传统的资产价格服从连续时间路径的经典假定不一致. 资产价格跳跃违背了无套利定价理论和衍生资产定价理论的假设条件, 即资产价格服从连续变化路径. 在这种情况下很难用来自基础资产、现金和其他的衍生资产的组合来对冲风险.

诊断金融资产价格跳跃的一类重要方法是基于已实现波动 (RV) [1-2] 测度构造的非参数检验方法. 已实现波动测度来自于二次变差理论 [3-6], 即如果基础资产对数价格服从由一个连续变化的扩散过程和一个跳跃过程组成的半鞅随机微分方程, 则随着收益观测值的抽样频率增加, 由收益观测值二次变差组成的估计量将依抽样频率收敛到价格过程的条件方差. 已实现波动测度是基于事后观测值构造的非参数估计量, 它既包含了更多

的历史信息 (高频数据), 又免除了参数化设定的约束, 而且在隐含条件波动的统计特征描述和波动预测方面也表现出了优于参数化模型的特点 [7-8].

基于高频数据的价格跳跃检验方法是建立在 Barndorff-Nielsen 等 [9-11] 的工作基础上的, Huang 和 Tauchen [12] 进一步完善了这个检验方法, Bollerslev 等 [13] 利用该方法研究了美国股票市场收益的跳跃现象, 得到了有益的结论.

中国股票市场作为新兴市场, 深刻反映了中国资本市场的发展变化过程, 具有鲜明的特点和特有的变化规律. 因此, 对于中国股票价格的跳跃现象的研究具有重要的实际意义 [14], 而当今被广泛研究的建立在高频数据基础之上的非参数波动测度理论为其提供了有力的研究方法.

本文检验了中国深证市场成分指数以及上证综合指数与单支股票价格的跳跃现象, 即检验了共同跳跃 (指数跳跃) 和异质跳跃 (单支股票跳跃), 并分析了二者之间的相互关系.

① 收稿日期: 2009-10-16; 修订日期: 2010-11-29.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70971023; 70832002).

通信作者: 李汉东 (1965—), 男, 河北保定人, 博士, 副教授. Email: lhd@bnu.edu.cn

1 理论模型与检验统计量

1.1 资产价格过程

给定概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}_t, P)$, 其中 $\{F_t: t \in [0, T]\}$ 是市场参与者的信息滤波 (information filtration) P 是概率测度. 设资产 i 的连续对数价格过程为 $p_i(t)$, 则有连续时间变化的集合 $\{p_i(t)\}_{t=1}^n$. 假设对数价格过程 $p_i(t)$ 是半鞅过程. 当有跳跃存在时 $p_i(t)$ 满足

$$dp_i(t) = \mu_i(t) dt + \sigma_i(t) dw_i(t) + dL_{i,j}(t) \quad (1)$$

其中 $\mu_i(t)$ $\sigma_i(t)$ 分别是漂移项和局部波动, $w_i(t)$ 是标准布朗运动. 并且 $\mu_i(t)$ 和 $\sigma_i(t)$ 是可测过程 $\mu_i(t)$ 是一有限变差过程, 而是严格正且平方可积过程, 即

$$E\left(\int_0^t \sigma_s^2 ds\right) < \infty \quad (2)$$

因此 $\mu_i(t)$ 和 $\sigma_i(t)$ 分别表示收益在同一时刻的条件均值和条件波动. $L_{i,j}(t)$ 是跳跃 Levy 过程, 一般认为它是复合泊松过程, 其中跳跃密度是常数并且跳跃幅度是个独立同分布随机变量.

1.2 单变量二次变差理论

以交易日作为时间单元, 则 $\{p_i(t-1+s)\}_{s \in [0,1]}$ 表示交易日 t 天内连续的对数价格, 其中整数 $t = 1, 2, 3, \dots$ 与当天结束时间保持一致.

令 $M+1$ 表示日内等间距的价格观测值的数量, 即 $p_i(t-1), p_i(t-1+1/M), \dots, p_i(t)$, 则一天内总共 M 次收益, 第 j 个日内收益被定义为

$$r_{i,j} = p_i\left(t-1 + \frac{j}{M}\right) - p_i\left(t-1 + \frac{j-1}{M}\right), \quad j = 1, 2, \dots, M \quad (3)$$

Andersen 等^[15] 定义已实现方差

$$RV_{i,t} = \sum_{j=1}^M r_{i,j}^2 \quad (4)$$

并指出当 $M \rightarrow \infty$ $RV_{i,t}$ 依概率一致收敛于总方差, 它包括综合方差加上一致跳跃的总量, 即

$$\lim_{M \rightarrow \infty} RV_{i,t} = \int_{t-1}^t \sigma_i^2(s) ds + \sum_{k=1}^{N_{i,t}} \kappa_{i,t,k}^2 \quad (5)$$

其中 $N_{i,t}$ 代表在第 t 天的日内跳跃的数量, 而 $\kappa_{i,t,k}$ 则表示第 k 次跳跃幅度.

Barndorff-Nielsen^[9,11] 定义双幂变差测度为

$$BV_{i,t} = \mu^{-2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{i,j-1}| |r_{i,j}| \quad (6)$$

其中 $\mu = \sqrt{2/\pi} \approx 0.7979$. 并指出在一定的假设条件下, 有

$$\lim_{M \rightarrow \infty} BV_{i,t} = \int_{t-1}^t \sigma_i^2(s) ds \quad (7)$$

所以, 即使在跳跃存在的情况下 $BV_{i,t}$ 也可以看作第 i 个价格过程的综合方差的一致估计. 此时跳跃对总体方差的贡献则可以被估计为 $RV_{i,t} - BV_{i,t}$, 而 Huang 和 Tauchen^[12] 则提出相对跳跃测度

$$RJ_{i,t} = \frac{RV_{i,t} - BV_{i,t}}{RV_{i,t}} \quad (8)$$

1.3 跳跃检验统计量

BN-S 方法由 Barndorff-Nielsen 和 Shephard^[9] 首先提出. 他们提出的检验统计量为

$$z_{i,t} = \frac{RJ_{i,t}}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \max\left(1, \frac{TP_{i,t}}{BV_{i,t}^2}\right)}} \quad (9)$$

其中 $v_{qq} = 2$ $v_{bb} = (\pi/2)^2 + \pi - 3 \approx 2.6090$. 统计量中涉及到 $4/3$ 分位数 $TP_{i,t}$, 它被定义为

$$TP_{i,t} = \mu_{4/3}^3 M \left(\frac{M}{M-2} \right) \times \sum_{j=3}^M |r_{i,j-2}|^{4/3} |r_{i,j-1}|^{4/3} |r_{i,j}|^{4/3} \quad (10)$$

而 $\mu_{4/3} = 2^{2/3} \frac{\Gamma(7/6)}{\Gamma(1/2)} \approx 0.8309$. 并且有

$$z_{i,t} \xrightarrow{D} N(0, 1) \quad (11)$$

2 股票价格跳跃的实证研究

本文所选择的原始数据集为深证成指中的 36 支成分股 (深证成指一共包含 40 只股票, 但是由于其中 4 只股票数据缺失比较多, 故舍去) 和上证综指中的 25 支股票 (随机选择权重比较大且数据比较全的 25 支股票) 的每分钟收盘价. 样本时段为 2006-8-1 至 2008-3-31, 总共有 6 079 160 个数据.

本文所选择的时间单元是交易日, 并对缺失的数据点进行了线性差值处理, 以保证实证结果是建立在自然日之上.

2.1 最优抽样频率确定

由于BN-S跳跃检验方法是基于 $M \rightarrow \infty$ 的假定,也就是说统计量是建立在被连续抽样的高频收益的基础之上的,因此抽样频率越高 RV 的方差越小,统计量的测量误差就越小.但是,市场微观结构的复杂性无法十分频繁地抽样来保持前面理论所提及的基本半鞅假设,因为抽样频率增大将不可避免地伴随着市场微观噪声的增加,这同样会影响实证结果,因此需要考虑寻找最佳抽样频率来保持二者的平衡.

McAleer¹和Medeiros^[16]市场微观噪声是由交易机制的特点所引起的.交易的竞-要价跃动(bid-ask bounce),不同步交易(asynchronous trading),闭市效应(market closing effects)等带来的市场微观摩擦均会引起高频收益率的序列相关从而导致相关指标偏离真实的信息,它表现为价格上下变动,于是在选取高频数据序列作估计时,往往会由于自相关系数增大而带来更大误差,这也就是微观结构噪声带来的误差.

本文借鉴并改进了Andersen等^[16]提出的标点法.该方法将 RV 估计量的样本均值在一个长时间的范围内看作抽样频率的函数.长时间的尺度减轻了抽样变化的影响,因此在不存在微观结构噪音的条件下,图形应当接近水平线.这个方法可以用可视化的方式来选择合适的抽样频率,而不用经过复杂的计算来实现.本文计算不同抽样频率下的平均跳跃天数,并在图上标注出来,从中选择最优抽样频率.图1为所有36支股票的跳跃天数和跳跃天数的平均值在各个抽样频率下的变化图,其中,横轴为抽样频率,纵轴为跳跃天数,36支股票的跳跃天数随抽样频率变动情况用散点表示,而粗线则为每个抽样频率下各支股票跳跃天数的均值.

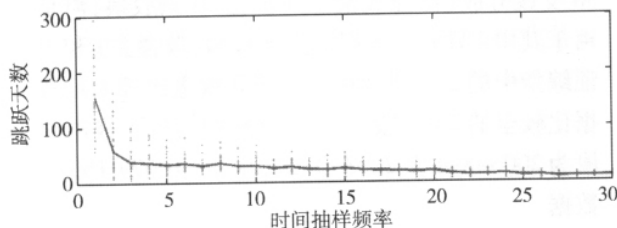


图1 36支股票的跳跃天数及其均值随抽样频率变动图

Fig. 1 Numbers of jump days and the average value for the 36 stocks in different sampling

从图1中可以看到,当抽样频率为4 min时,平均跳跃天数的标记线趋于平坦,这表明市场微观结构噪声减少.因此,以下所有的实证工作都是以4 min作为抽样间隔的.

2.2 跳跃和共同跳跃

本文选择了股票中金岭南(以下用其证券代码SZ000060作为它的简称)来做为第1步分析的样本,图2给出了已实现方差(RV)、双幂变差(BV)、相关跳跃贡献值(RJ)以及 Z 统计量.把在最后一张图的 Z 统计量与图内对于99%置信水平的水平参照线进行比较,可以看到SZ000060在整个样本区间内总共发生了29次跳跃(对于标准正态分布,99%置信水平下的临界值为2.325).

随后,把标准BN-S方法应用于深证成指和所选36支股票.图3给出了在2006年至2008年的抽样区间内,深圳成指和组成此指数的36支样本股所发生的跳跃的天数以及36支样本股跳跃天数的均值(如果 Z 统计量超过了高斯分布在99%置信水平下的临界值,那么定义该天内发生了至少一次跳跃).从图3中发现,深证成指出现跳跃的天数远远小于它的组成部分,深圳成指的跳跃天数为3天,而单支股票的平均跳跃天数为36天.图4给出的是405天内指数 Z 统计量与各股 Z 统计量均值的散点关系图,它表明这两者间的相关性非常弱.

对于单支股票,设它为第 i 支,则已实现双幂变差 $BV_{i,t}$ 表示的是同日内方差的连续部分的共同和异质成分,已实现方差 $BV_{i,t}$ 表示的是除此在内还加上共同跳跃和异质跳跃的贡献值.依据组合投资理论,对于一个大的股票组合,可以认为异质跳跃被对冲掉,只剩下共同跳跃.对深证成指这个由多支股票经过加权平均后得到的组合,可以认为是一个充分对冲的组合,因此,检验出的跳跃可认为是共同跳跃,则它的跳跃天数当然小于还会发生异质跳跃的单支股票的跳跃天数.

这里一个令人感兴趣的问题是共同跳跃对单支股票的影响.一般而言,共同跳跃源自市场重要的信息变化或大的偶然事件的影响,其对绝大部分股票的价格变化当然也会发生影响.所以希望识别出单支股票的价格变化中,哪些跳跃是共同跳跃,哪些是异质跳跃,以及共同跳跃与异质跳跃的关系.

下面分析在股票指数中被检验出来跳跃(假定为共同跳跃)的那些天里,它的成分股是否也会发生跳跃的情况。结果如图 5 所示。横轴表示股票的编号,纵轴为当天各支股票 Z 统计量,它给出了在指数发生跳跃的日子里其余 36 支成分股发生跳跃的情况。

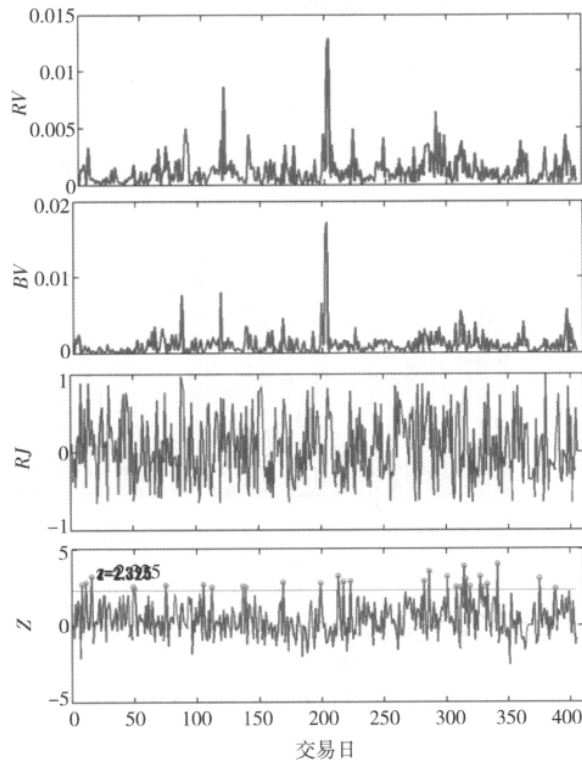


图 2 SZ000060 的 RV, BV, RJ 以及 Z 统计量, 2006-08 ~ 2008-03, M = 59

Fig. 2 Realized Variance, Bipower Variation, Relative Jump, and Z-statistic for SZ000060 from 2006.08 to 2008.03, M = 59

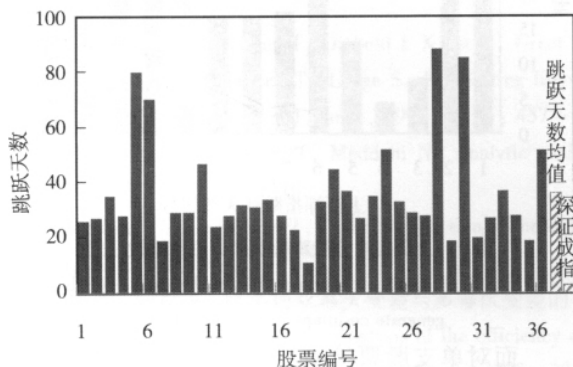


图 3 深证 36 支股票跳跃天数及均值、深证成指跳跃天数

Fig. 3 Numbers of jump days for SZCI and the 36 individual stocks

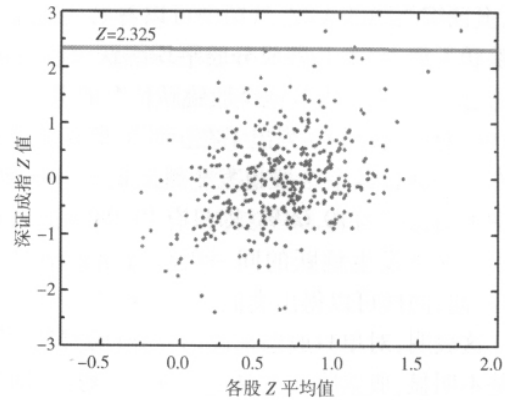


图 4 405 天各支股票的 Z 统计量的均值与对应的指数 Z 统计量的散点图

Fig. 4 Scatter plots of average Z-statistics for the individual stocks and the corresponding for SZCI during 405 days

用 BN-S 方法对深证成指进行跳跃检验,发现在 405 天中发生了 3 次跳跃。根据本文的假设,这 3 次跳跃可以认为是受到了市场共同因素影响而产生的跳跃。显然,市场共同因素对所有的股票都是有影响的。但有意思的是,在发生共同跳跃的日子里,36 只股票的表现却并不相同。从图 5 可以看出,第 1 次共同跳跃发生在 2007 年 5 月 30 日,但 36 只股票中只有 15 只股票当天发生了跳跃,21 只股票没有跳跃;第 2 次共同跳跃发生在 2008 年 2 月 5 日,但同日只有 6 只股票发生了跳跃,而 30 只股票当日没有跳跃;第 3 次共同跳跃发生在 2008 年 3 月 28 日,当日只有 2 支股票发生了跳跃,34 只股票没有发生跳跃。

图 6(a) 和 (b) 分别给出了深证市场深证指数平均日内 RV 与 BV 的变化情况以及深证市场单支股票平均的 RV 和 BV 的变化情况。由于将指数跳跃定义为市场共同跳跃,从图 6(a) 可以看到, RV 与 BV 的差异比较小,表明共同跳跃对波动的影响是比较小的。图 6(b) 给出的是深证成指成分股票的 RV 与 BV 的日内平均值,可以看出二者的差异与指数的差异相比明显增大,表明跳跃成分当中包含更多的异质跳跃。

同样考察了上证综指及其 25 只成分股的情况。由于上证综指是以上海证券交易所挂牌上市的全部股票为计算范围,以发行量为权数的综合体现,这里为便于实证,只随机选用了其权重较大且数据较全的 25 支股票作为样本股。样本时段依然为 2006-8-1 至 2008-3-31,总共为 2482760 个数据。图 7 是上证各支股票跳跃天数及均

值、上证综指跳跃天数. 从图中可以看出上证综指的跳跃天数为 14 d,各成分股平均跳跃次数为 41 d. 通过对这 14 天内其他个股跳跃情况的考察,以统计图的形式(图 8)列出了在上证综指发生跳跃的这 14 天内,其余个股也发生跳跃的统计比率,其中平均比率为 19.08%,即只有 19.08%的股票在上证综指发生跳跃的同一天也有跳跃情况产生. 因此,同样可以得出类似以上的结论.

这表明,对单只股票来说,共同市场因素的影响并不明显,股票跳跃主要受自身信息影响,即单只股票的跳跃是异质跳跃.

通过上面的分析发现,股票指数跳跃统计量与单支股票的跳跃统计量之间几乎没有相关性.

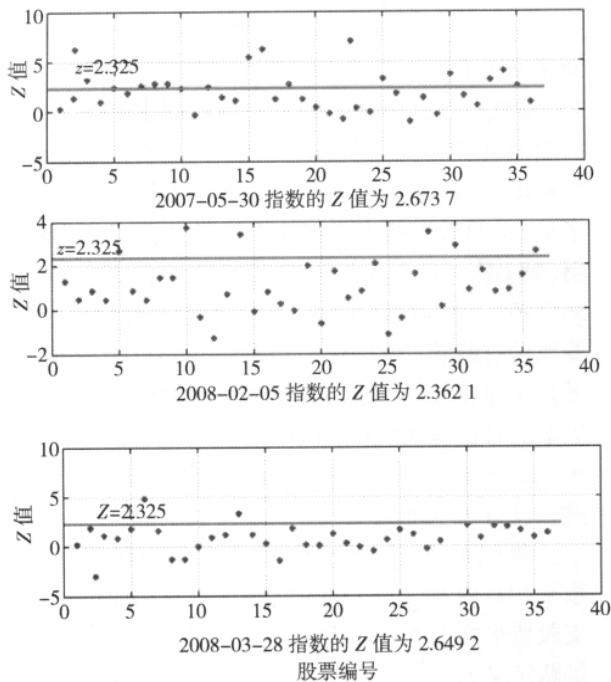


图 5 各支股票的 Z 统计量与对应的深证成指 Z 统计量的散点图

Fig. 5 Scatter plots of Z-statistics for the individual stocks and the corresponding Z-statistic for SZCI

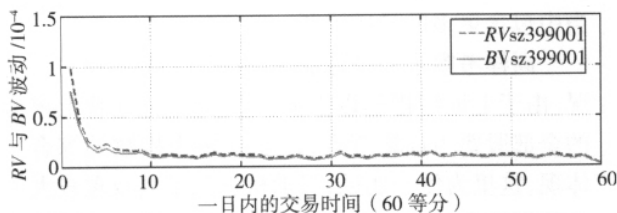


图 6(a) 深证市场单支股票平均日内 RV 与 BV 变化图

Fig. 6 (a) Average value of the SZ399001 Intraday Realized and Bipower Variation

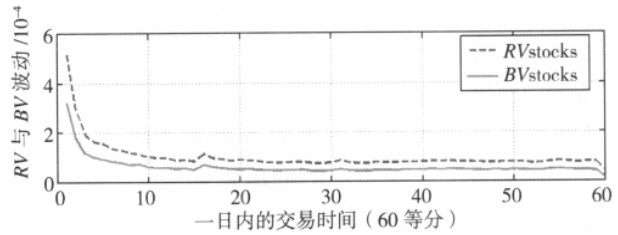


图 6(b) 深证市场成指股票平均日内 RV 与 BV 变化图

Fig. 6 (b) Average value of the 36 stocks Intraday Realized and Bipower Variation

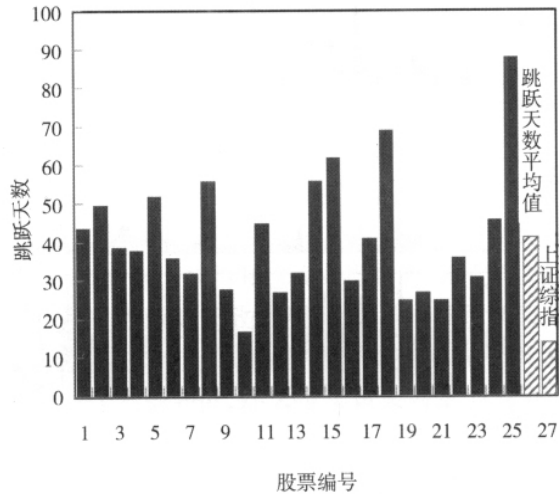


图 7 上证 25 支股票跳跃天数及均值、上证综指跳跃天数

Fig. 7 Numbers of flagged jump days for SSCI and the 25 individual stocks

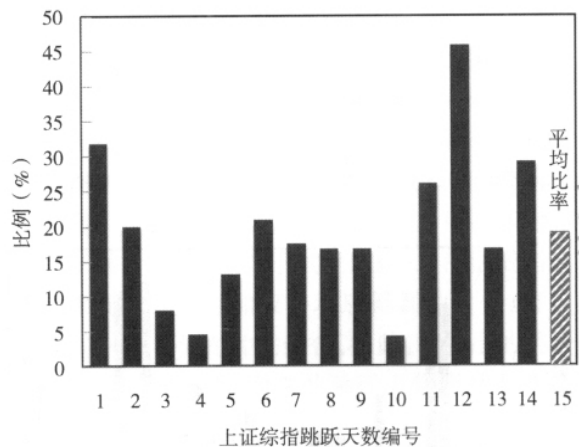


图 8 上证各成分股跳跃次数占总股票数比例

Fig. 8. Proportion of the numbers of the stocks which generate co-jumps in the total stocks

而对单支股票检验出的跳跃中,却很少有共同跳跃. 这表明对单支股票的检验很难识别出系统风险,或者共同跳跃. 而检验统计量的低关联度是由于在单支股票收益中的大量异质噪声的存在

在. 这些噪声可能掩盖了共同跳跃, 使得共同跳跃在单支股票中几乎不可观测出来. 也就是说, 共同跳跃本身可以体现出指数和多支股票的相关与一致性, 但是却被异质跳跃和噪声所掩盖. 而异质跳跃又由于价格序列为离散状态, 而无法体现出与股票指数的相关性. 因此, 实证结果与理论上的推测并不一致.

下面进一步分析产生这些结论的原因. 首先, 统计量检验出来的指数的跳跃是遍及整个股市的共同跳跃, 而单支股票被统计量检验出来的主要是异质跳跃. 共同跳跃和异质跳跃产生的原因不一样, 从而它们发生的时间和幅度也不一样.

其次, 共同跳跃是遍及整个股市的跳跃, 但大多数股票却并不能检验出它们的存在. 这在于单支股票的价格变动幅度大于指数变动幅度, 单支股票的价格相比于指数有更大的不稳定性 and 突变性, 这是因为单支股票收益中存在着大量的异质噪声, 而正是这些掩盖了共同跳跃, 让其无法从单支股票中被统计量捕捉到.

同时, 由于单支股票的价格变动多于指数, 因此会导致检测出的异质跳跃的次数多于指数中的跳跃次数, 而指数由于通过股票组合对冲掉了异质跳跃, 因而检验出的指数的跳跃频率明显小于单支股票的跳跃频率. Andersen 等^[18], Barndorff-Nielsen 和 Shephard^[11], Eraker 等^[19] 以及 Huang 和 Tauchen^[12] 等的文献提出, 许多股票

指数大的跳跃与一些可识别的宏观信息有关, 如存款准备金率的变化, 印花税的调整, 商品价格变动, 汇率变动, 外交政策变动, 国内外形势以及破坏性灾难等. 虽然宏观经济事件也影响单个公司, 但是单支股票价格更多地会被突然出现的无法预知的公司的信息影响, 这些信息能导致公司股票经常地出现价格跳跃.

3 结束语

利用已实现波动测度构造的跳跃检验统计量对中国股票市场波动进行了分析, 发现中国股票市场普遍存在价格跳跃, 并且单支股票价格跳跃的检验结果和股票指数的检验结果并不一致, 即单支股票发生跳跃的频率高于指数发生跳跃的频率, 并且指数发生跳跃时, 单支股票几乎没有发生跳跃. 这表明, 单支股票价格跳跃普遍存在, 且主要受自身信息的影响, 共同市场信息的对单支股票的价格跳跃影响非常有限.

最后需要说明的是, 本文使用的检验方法具有一定的可信度和有效性. 它不仅识别出了中国股票市场中出现的跳跃, 并且能够分别识别出指数的跳跃和单支股票的跳跃, 即共同跳跃和异质跳跃, 这对帮助区分出两种不同的跳跃, 进而为分析两种跳跃不同的生成机制提供了实证支持.

参考文献:

- [1] Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. Modeling and forecasting realized volatility [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (2): 579 - 625.
- [2] Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. Great realizations [J]. *Risk* 2000, (13): 105 - 108.
- [3] Andersen T G, Bollerslev T, Lange S. Forecasting financial market volatility: Sample frequency vis-a-vis forecast horizon [J]. *Journal of Empirical Finance*, 1999, 6(5): 457 - 477.
- [4] Andersen T G, Bollerslev T, Meddahi N. Analytic evaluation of volatility forecasts [J]. *International Economic Review*, 2004, 45(4): 1079 - 1110.
- [5] Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. The distribution of stock return volatility [J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 61(1): 43 - 76.
- [6] 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*, 2010, 22(3): 280 - 286.
Li Sheng-ge, Zhang Shi-ying. Analysis of the efficiency of realized bipower variation and realized multipower variation [J]. *Journal of Systems Engineering*, 2010, 22(3): 280 - 286. (in Chinese)
- [7] 魏宇. 沪深300股指期货的波动率预测模型研究 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(2): 66 - 76.
Wei Yu. Volatility forecasting models for CSI300 index futures [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(2): 66 - 76. (in Chinese)

- [8]李阳洪,李汉东. 基于非参数波动测度的上海股票市场异质性研究[J]. 北京师范大学学报, 2009, 45(3): 323-327.
Li Yang-yang, Li Han-dong. Heterogeneity of shanghai stock market based on nonparametric volatility measurements[J]. Journal of Beijing Normal University, 2009, 45(3): 323-327. (in Chinese)
- [9]Barndorff-Nielsen O E, Shephard N. Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps[J]. Journal of Financial Econometrics, 2004, 2(1): 1-37.
- [10]Barndorff-Nielsen O E, Shephard N. Econometric analysis of realized covariation: High-frequency covariance, regression and correlation in financial econometrics[J]. Econometrica, 2004a, 72(3): 885-925.
- [11]Barndorff-Nielsen O E, Graversen S E, Jacod J, et al. A Central limit theorem for realised power and bipower variations of continuous semimartingales[R]. Nuffield College, Oxford University 2005.
- [12]Huang X, Tauchen G. The relative contributions of jumps to total price variance[J]. Journal of Financial Econometrics, 2005, 3(4): 456-499.
- [13]Bollerslev T, Tzuo H L, George T. Risk, jumps, and diversification[J]. Journal of Econometrics, 2008, 144(1): 234-256.
- [14]陈 晖, 谢 赤. 包含 Jump-Arch 过程的利率模型及其应用[J]. 管理科学学报, 2008, 11(2): 80-90.
Chen Hui, Xie Chi. Diffusion model including the Jump-Arch process and its application[J]. Journal of Management Sciences in China, 2008, 11(2): 80-90. (in Chinese)
- [15]Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X. Parametric and Nonparametric Volatility Measurement[M]// Ait-Sahalia Y, Hansen L P. Handbook of Financial Econometrics, Amsterdam: North-Holland, 2008.
- [16]McAleer M, Marcelo C M. Realized volatility: A review[J]. Econometric Reviews, 2008, 27(1-3): 10-45.
- [17]Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. Exchange rate returns standardized by realized volatility are (nearly) Gaussian[J]. Journal of the American Statistical Association, 2001, 96(453): 42-55.
- [18]Andersen T, Bollerslev T, Diebold F. Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling and forecasting of return volatility[J]. Review of Economics and Statistics, 2007, 89(4): 701-720.
- [19]Eraker B, Johannes M, Polson N. The impact of jumps in volatility and returns[J]. Journal of Finance, 2003, 58(3): 1269-1300.

Empirical research on jumps in stock price in Chinese stock markets

OU Li-sha, YUAN Chen, LI Han-dong

School of Management, Beijing Normal University, Beijing 100875, China

Abstract: Based on the realized volatility measurement, we investigate the jumps of stock price in the Chinese stock markets using Z-statistics by BN-S approach. The results show the ubiquity of jumps of stock price in the stock markets. Further more, we find that the jumps of individual stocks are mostly heterogeneous jumps rather than co-jumps which can be seen at the level of the stock index. These results indicate that the jumps of individual stocks tend to be influenced by stock-specific news while the influences generated by market-level news are very limited. Co-jumps of individual stocks are likely to be covered by heterogeneous jumps and market microstructure noise.

Key words: stock price; realized volatility; BN-S approach; co-jump; heterogeneous jump