

中国股市量价线性、非线性关系研究

刘建和 金雪军¹

(浙江财经学院金融学院, 310018; 浙江大学经济学院, 310027)

摘要: 本文利用 ARCH 模型对中国股市量价关系进行了分阶段的实证检验。一方面, 通过对收益率和成交量数据的时间效应分析, 本文对收益率和成交量波动进行了时间效应的剔除; 另一方面, 本文同时对成交量进行了可预期部分和不可预期部分的划分。实证检验结果发现中国股市量价关系受到股市交易制度变动的影响, 同时不可预期部分成交量与股价波动之间不仅存在着线性关系, 同时还存在着非线性关系。

关键词: 中国股市、量价关系、GARCH

Abstract: This paper examines the relationship between trade price and volume in Chinese stock market. We study time factors which influence the price and volume fluctuation, then we adjust this influence. On the other hand, we divide volume into two parts: the volume which can be anticipated and the volume which can not. And there exist linear and nonlinear relationships between volume which can not be anticipated and price fluctuation.

Key Words: Chinese stock market、The relationship between price and volume、GARCH model

一、理论综述

要了解中国股市的量价波动特点, 仍需要从前期学者们的研究成果中加以归纳。从以往的文献来看, 关于中国股市量价波动的实证主要可以分成收益分布的研究、价格波动的研究和成交量与价格之间的关系研究三个方面。

1. 收益分布

闫冀楠、张维 (1998) 对上海股市收益用 GED、ARCH 和 TPN 三种模型进行了实证拟合, 发现这三种模型的拟合结果都强于正态分布, 其中 TPN 的拟合结果最好, 说明上海股市收益有非正态分布的特征; 封建强 (2001) 在对上证指数的日指数、周指数和月指数进行考察后发现在对数据方差的变动情况进行考虑以后, 指数的收益率分布具有对称特征; 李亚静、朱宏泉 (2002) 再度证明了股市收益率分布的非正态特征, 同时他们发现收益率分布的均值时变性不明显但方差具有明显的时变性, 因此可作为拒绝沪深股市收益率独立同分布的理由; 何建敏、朱林和常松 (2003) 通过对股市价格波动的概率密度函数的研究, 认为我国股市价格波动存在多概率密度函数特征; 封建强、王福新 (2003) 通过对收益率尾部的考察, 发现可以用 Paretian 分布来描述全样本数据的分布特征; 陈梦根 (2003) 对股指的周收益率分布特性用修正 R/S 方法进行分析, 发现股价虽然不服从正态分布, 但具有非线性迹象。

2. 价格波动

张思奇、马刚和冉华 (2000) 利用 ARMA 和 ARCH 模型对上证股指收益率进行考察后发现上海股票市场存在着明显的 ARCH 现象, 周末效应对上海股市的收益率影响明显, 但上海股市日收益序列的序列相关性比较弱; 史永东 (2000) 利用 R/S 模型对沪深股指周收益率进行考察后发现我国股市收益率具有分形概率分布的持久性序列, 具有循环和趋势特征; 刘海军、罗俊明和任国彪 (2001)

¹ 刘建和, 博士, 浙江财经学院教师, 现在浙江大学经济学院从事博士后研究工作; 金雪军, 博导, 教授, 浙江大学经济学院副院长。

也发现深沪股指的变动具有周期性；周少甫、陈千里（2002）在对上证指数进行 ARCH 模型检验后发现中国股市收益率波动具有不对称性，坏消息比引起的波动比同等程度的好消息引起的波动更大；黄后川、陈浪南（2003）利用 ARIMA 模型对上证 A、B 指数进行模型后发现上证 A、B 指均有明显对上期收益和本期收益的不对称性，波动率和相关度具有明显的持续性和长期记忆特征；陈梦根（2003）利用修正 R/S 分析和 ARFIMA 模型研究却发现股价指数并不存在长期记忆效应，个股中也仅有少数存在长期记忆行为；宋逢明、江婕（2003）通过对沪深股指波动性的研究发现股价波动性在 1997 年以后有明显的下降趋势，同时在 1998、1999 年开始股市的波动性与 S&P500 持平，2000 年还要低，说明中国股市的总体风险并不比海外市场高。但中国股市波动性的相对稳定性比较差，可能与证券市场尚未具备通过市场交易来评价上市公司价值的功能有关。

3. 量价关系研究

张维、闫冀楠（1998）利用 Granger 因果关系和 Baek-Brock 非参数方法对股票量价关系进行了检验，发现上海股市收益对交易量有显著的因果关系，而交易量对收益不具备线性因果关系，但长期却存在非线性因果关系；陈怡玲、宋逢明（2000）发现中国股市日价格变动绝对量与日交易量呈现线性正相关，并且量价关系存在不对称性；吴冲锋、王承炜和吴文锋（2002）通过对国内外有关交易量的文献研究，提出一种交易量驱动的价格变化的研究模型；王承炜、吴冲锋（2002）对沪深股市的线性和非线性量价关系进行了研究，发现量价之间存在着双向的非线性关系，但在经过周末效应和 GARCH 调整后，这一非线性关系则不再存在；赵留彦、王一鸣（2003）通过对收益率和交易量之间的相关性进行 GARCH 模型的实证检验，发现交易量对收益率并没有确定一致的解释作用和先导作用，但非预期交易量却对波动存在预测信息；张永东、黎荣舟（2003）则对上海股市的日内波动性与成交量之间关系进行了研究，发现日内波动性与成交量变动率之间存在双向线性引导关系；而芮萌、孙彦丛和王清河（2003）却发现上证 A、B 股和深圳 A、B 股四个市场中交易量均不是股票市场收益的 Granger 原因。

总体来看，中国股市的量价波动主要具有三个方面的特征：一是股价变动并不服从正态分布。这一点陈汉文、陈向民（2002）就此曾做过详细的分析，对比我国股市收益率的三种模型收益率分布，与正态分布均有差异。不过相比而言均值调整模型结果较为稳定，而且检验统计量以较大的幅度接近正态性。这也是笔者在本文中非正常收益率和非正常成交量的计算以均值调整模型为主的主要原因；二是股指波动具有一定的记忆效应。股指收益率可能具有一定的周期和循环变动特征，但 1997 年以后波动性有降低的迹象。从刘建和、缪仁炳（2005）对周内非正常收益率和非正常成交量的考察中也可以发现，阶段不同，股价收益率也有所变化，说明 T+1 制度和涨跌停制度对股价波动有着相应的影响。相比而言，T+1 制度使得股价的波动性平移，而涨跌停制度使得股价的波动性减小；三是成交量和股价之间可能存在相关性，这种相关性可能是双向的、也可能是非线性的。如果我们假设成交量对收益率的关系是双向的，那么也就是说股价涨时成交量趋向于放大，而股价跌时成交量也可能放大。

不能忽略的是，一方面，时间效应可能使得股价收益率和成交量的关系中出现不和谐因素。事实上，王承炜、吴冲锋（2002）认为在经过周末效应和 GARCH 调整后，量价之间的非线性关系有所消失。但是我们在平时的研究中发现，虽然对数收益率对时间效应的敏感度不高，但对数成交量却受到时间效应相当程度的影响。因此，时间效应对成交量和收益率的变动影响有必要进行考虑，如 Gallant、Rossi 和 Tauchen（1992）在考察量价关系时均对此进行了处理，剔除时间趋势对量价的影响。从上述笔者所归纳的这些国内学者的成果来看，对该问题有所注意的并不多见，仅有王承炜、吴冲锋（2002）和赵留彦、王一鸣（2003）进行了相应的关注；另一方面，内地股市发展时间短、制度变动明显，各阶段收益率和成交量变动的规律差异较大，实证检验中分阶段的确定也比较重要。一般来说，把 1997 年以后作为一个阶段的看法异议不大，而且这一阶段的实证结果普遍认为股价波动性有所减少，受涨跌停制度的影响比较大。但是 1997 年前各个阶段的股价变动规律变化却很大，

对其进行分阶段考察也具有一定的必要性。从前期的结果来看，量价变动关系分阶段考察并不多见。因此，我们认为有必要从这两个方面对量价关系加以进一步的实证。

二、数据处理

笔者选取了 1991 年 4 月 3 日至 2003 年 12 月 1 日的上证指数交易数据进行考察。在这一段时间内，共有沪市 3317 个样本数据。根据 T+0 制度和涨跌停制度把上海股市分为 1991 至 1992 年、1993 至 1994 年、1995 至 1996 年以及 1997 年以后这四个阶段分别考察，同时以全部数据的考察结果进行对比。

1.方法

在这里，指数收益率应用了对数差分的方法。即收益率为：

$$R_t = 100 * (\log P_t - \log P_{t-1}) = 100 * \log(P_t / P_{t-1}) \quad (1)$$

成交量则直接选取对数成交量，即成交量为：

$$v_t = \log V_t \quad (2)$$

其中 P 和 V 分别代表指数的收盘价和相应成交量。

2.数据处理

在进行实证之前，有必要对数据进行一定的处理，以满足去除时间效应和时间趋势的影响。虽然本节主要考虑进行收益率的波动研究，但考虑到对称性，对成交量也同时进行数据的预处理。

(1) 对数收益率的时间效应剔除

我们发现对数收益率与时间趋势的关系并不是特别密切，即使是在整个区间的时间效应考察中，也只发现对数收益率仅与周内效应有着一定的关系。

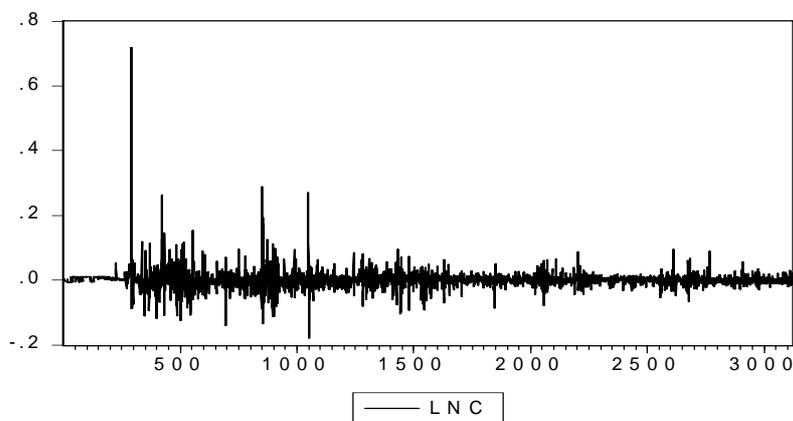


图 1 原始对数收益率分布

从图 1 中我们可以发现对数收益率的图形分布相对比较平稳，除了在初期有大幅的波动以后，越到后期的波动越小。考虑到与成交量处理的对应关系，笔者仍然考虑对对数收益率进行时间趋势的消除，以进一步增强实证的有效性。利用虚拟变量的拟合，回归结果显示周一和周五的周内效应以及五月和十一月的月效应对对数收益率的影响最为显著。利用这几个虚拟变量对收益率进行回归，最终发现周五效应与五月效应的回归结果最为显著有效，因此以这两个变量作为自变量可以得到

$$\ln c_t = \alpha_1 dweek5 + \alpha_2 dmont5 + \varepsilon \quad (3)$$

这一形式的时间效应回归模型，对其进行 OLS 回归求得的残差估计值即是剔除时间趋势后的对数收益率序列 p 。图 2 是对对数收益率进行时间效应调整后的分布结果。

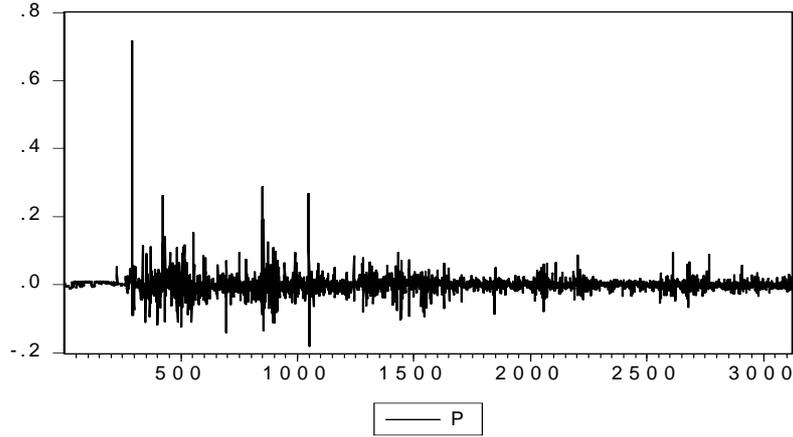


图 2 时间效应调整后的对数收益率分布

(2) 对数成交量的时间效应剔除

可能是未经过差分处理的关系，对数成交量受时间效应的影响十分显著，周五效应、假日效应、月效应和时间趋势等多个时间虚拟变量检验的结果均为显著有效。从图 3 中我们也很容易发现对数成交量随着时间的递进变动很大，有相当明显的时间效应趋势。

仍利用虚拟变量的拟合，回归结果中周五的周内效应，三月、四月、五月和八月的月效应，GAP1 和 GAP3 的假日效应，以及截距、线性时间趋势和非线性时间趋势对对数成交量的影响均相当显著。最终检验的结果发现周五效应的有效性稍差，将其去除后以这些虚拟变量作为自变量进行回归即可得到

$$\ln v_t = c + \sum \beta_i dmonti + \sum \phi_i gap_i + t + t^2 + \varepsilon \quad (4)$$

这一形式的时间效应回归模型，对其进行 OLS 回归求得的残差估计值即是剔除时间趋势后的对数成交量序列 v 。

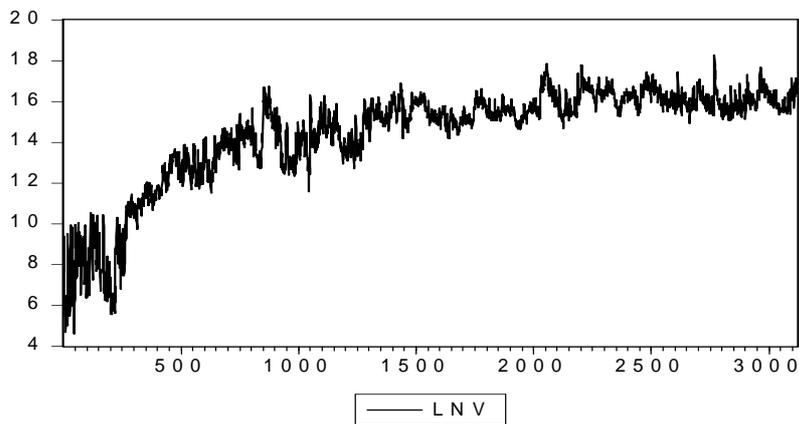


图 3 原始对数成交量分布

图 4 是对数成交量进行时间效应调整后的分布结果，对数成交量的分布相对而言已没有明显时间趋势的表现，但前期的波动还是比较明显的。

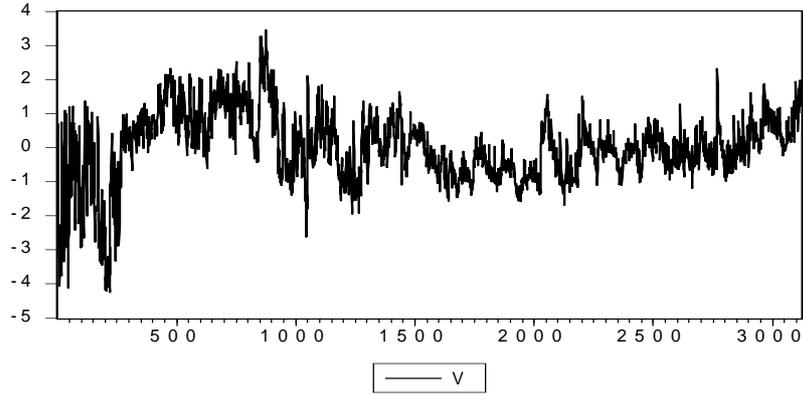


图 4 时间效应调整后的对数成交量分布

对进行处理后的数据进行 ADF 检验,检验结果显示剔除时间效应的对数收益率和成交量均不含单位根。实际上笔者分别测试了滞后阶数为 1-6 时的情况,结果均显著有效,充分说明两个序列是平稳序列,不含单位根。也就是说我们的数据预处理还是相当成功的。

三、收益率与成交量的线性关系

首先我们对收益率 p 序列进行自相关检验。从自相关检验结果分析,当期的对数收益率可能与滞后一、二、三期的对数收益率有一定的相关关系。利用这一检验结果,我们进一步对收益率与成交量之间的线性关系进行研究。

1. 收益率自回归 ARCH 检验

根据收益率自回归的检验结果,笔者考虑将滞后 1 期收益率、滞后 2 期收益率和滞后 3 期收益率作为自回归的自变量因素。同时,考虑到 1996 年年底实行涨跌停制度前,收益率波动幅度相对较大。因此以涨跌停幅度为限设立两个虚拟变量, $d1$ 和 $d2$ 。其中前者在对数收益率大于 0.042 (对应涨停幅度) 时为 1,后者在对数收益率小于 -0.046 (对应跌停幅度) 为 1,其余时刻均为 0。并且选择其 ARCH(1)和 GARCH(1,1)模型如下:

$$p_t = c + \alpha_1 ar(1) + \alpha_2 ar(2) + \alpha_3 ar(3) + \varepsilon \quad (5)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 \quad (\text{ARCH})$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} \quad (\text{GARCH})$$

经过 ARCH 模型计算后,发现滞后 1 期和滞后 2 期的收益率对当期收益率的影响不再显著有效。自相关检验的结果与 ARCH 模型的结果不同来看,主要有两个方面的原因。一方面是自相关检验未考虑其他因素,只是在不同期的收益率间进行关系考察。这些不同期的收益率有可能都受到同一其他的变量的影响,如成交量;另一方面是条件异方差的应用。这说明当期收益率的变动可能与前期收益率变动有一定的联系,这一关系可以用条件异方差来表示。从最终的结果来看,收益率的变化具有较为明显的 GARCH 现象,说明收益率的波动不仅与短期的波动和波动变化有关,与较为长期的波动变化也有相应的联系,显示收益率的变动具有一定的记忆效应。而 $d1$ 和 $d2$ 的回归系数均为显著有效,说明暴涨和暴跌对股价收益率的波动影响比较显著。值得注意的是,检验再度显示第三阶段的股价波动与前后各阶段的波动有所不同。可见, $T+1$ 制度的实施对股价的运行有着很大程度的影响。从整体上来看,回归模型的各项系数虽然显著有效,但拟合程度并不是很高,显示收益率的波动除了前期变化的影响以外,仍有其他因素的影响。

表 1 收益率自回归 GARCH 模型检验

| 项目 | 总体 | I | II | III | IV |
|----------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 均值方程 | | | | | |
| D1 | 0.0888* | 0.1040* | 0.0758* | 0.0711* | 0.0631* |
| D2 | -0.0691* | -0.0733* | -0.0718* | -0.0676* | -0.0643* |
| AR(3) | 0.0929* | 0.3550* | 0.0892* | - | 0.0608* |
| 条件方差方程 | | | | | |
| C | 0.0000* | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| ARCH(1) | 0.2731* | 0.8780* | 0.1710* | 0.0332 | 0.1298* |
| GARCH(1) | 0.7773* | 0.5455* | 0.7922* | 0.7537* | 0.8154* |
| 残差检验 | | | | | |
| D-W 检验 | 1.9973 | 1.96 | 2.13 | 1.98 | 1.93 |
| ARCH LM | 0.3044 | 0.1738 | 0.7467 | 4.32 | 1.55 |
| R ² | 0.4936 | 0.3496 | 0.6571 | 0.5157 | 0.3472 |

注：*表示在 0.01 水平下显著。

2. 收益率与成交量

股价的波动与成交量有一定的联系。一般来说，非正常成交量的出现往往伴随着非正常收益率出现，但是这种非正常收益率可能是正向的，也可能是负向的。从理论上讲，信息到达投资者，投资者再根据所到达的信息进行判断并采取行动，直接影响到成交量的变化，最终影响到股价的波动。而且也有大量的实证显示交易量与股价的变动之间呈正相关关系，与股价的波动幅度也呈正相关（Karpoff, 1987）。事实上，成交量的变化也成为技术分析者分析股市变化的一个重要指标。从非正常收益率和非正常成交量的周内效应变动来看，成交量与收益率的变动可能是一种双向的变动关系。

我们首先对收益率及其绝对值与成交量进行协整关系检验。从各自残差的单根检验和与成交量的回归结果来看，收益率的绝对值与成交量之间的关系应该比收益率与成交量之间的关系更为密切。这说明收益率与成交量之间并非是一种相应的单向关系，而是我们在上文中曾假设的一种双向关系。股价上扬，成交量也可能同步放大；股价下跌，成交量也仍有可能放大。从收益率和收益率绝对值这两个序列与成交量之间的线性拟合来看，拟合系数并不高。显然两者之间的关系有必要进一步地考察。而且既然我们证明了收益率和成交量具有协整关系，那么显然可以应用误差修正模型进行回归。

需要注意的是，滞后期为 3 的收益率对当期收益率的影响更为显著，因此其中用滞后期为 3 的收益来代替滞后期为 1 的收益率进行迭代。同时，直接回归所得方程的 ARCH LM 检验表明方程都具有比较严重的时变方差现象，因此同时应用 GARCH 模型进行了考察。

表 2 收益率成交量 GARCH 模型检验

| 项目 | 总体 | I | II | III | IV |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 均值方程 | | | | | |
| V | 0.0035* | -0.0003 | 0.0109* | 0.0253* | 0.0084* |
| V(-1) | -0.0043* | -0.0017* | -0.0108* | -0.0234* | -0.0073* |
| AR(3) | -0.0022* | -0.0145 | 0.0890* | 0.0321- | 0.0096 |
| 条件方差方程 | | | | | |
| C | 0.0000* | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| ARCH(1) | 0.4631* | 1.2981* | 0.2513* | 0.1206* | 0.2120* |

| 项目 | 总体 | I | II | III | IV |
|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| GARCH(1) | 0.7091* | 0.5216* | 0.7344* | 0.8277* | 0.7434* |
| 残差检验 | | | | | |
| D-W 检验 | 1.8979 | 1.6690 | 2.18 | 2.1064 | 2.0903 |
| ARCH LM | 0.2816 | 0.0812 | 2.1336 | 5.9714 | 1.5741 |
| R ² | 0.0000 | 0.3496 | 0.0556 | 0.1592 | 0.0502 |

注：*表示在 0.01 水平下显著。

表中结果再度证明了几个阶段股价收益率波动具有不尽相同的特点。结合表 1 的结果，上证收益率的波动还是比较符合 GARCH 模型的，但是从模型的拟合程度来看，拟合度并不高。因此，收益率与成交量之间不仅仅存在线性关系，还有非线性关系的可能。同时，线性关系的 GARCH 检验显示各阶段滞后 3 期的收益率系数回归值并非特别显著，可以认为收益率自相关在很大程度上是由前期的波动变化和成交量变化所导致的。

四、收益率与成交量非线性关系

在上文中我们已经把收益率和成交量的时间因素进行了剔除，这里笔者试图对成交量进行进一步的处理，区分成可预期部分和不可预期部分。

1. 成交量的处理

成交量首先需要考虑自相关因素，即前期成交量对本期成交量的影响程度。其次必须考虑的是股价收益率的影响。理论上而言，股价的变化可能引起投资者的心理变化，这种心理变化如果转化为投资者的市场行为，势必直接形成成交量的变化。因此从这两个方面的因素所引起的成交量的变化可以归类于可预期的成交量²，而其他部分的成交量暂时事先不能估计，因而归类于不可预期的成交量。通过成交量在调整前的自相关检验和调整为不可预期部分成交的自相关检验对比，我们发现成交量的自相关程度远远强于收益率的自相关表现，从数据来看明显有自相关的影响。考虑到滞后前 3 期的成交量自相关系数相对较大，结合股价收益率因素，笔者设定了滞后前 3 期成交量和当前股价收益率这四个变量作为自变量因素。同时由于回归方程的时变方差现象较为明显，所以同时选取了 GARCH 模型。不过实际结果显示滞后 2 期的成交量回归结果并不显著，所以将其省略。

表 3 成交量的回归结果

| 项目 | 当期成交量 | Prob |
|----------|-----------|--------|
| 均值方程 | | |
| V(-1) | 0.764589* | 0.0000 |
| V(-3) | 0.175325* | 0.0000 |
| P | 0.723787* | 0.0000 |
| 条件方差方程 | | |
| C | 0.000863 | 0.0000 |
| ARCH(1) | 0.039541 | 0.0000 |
| GARCH(1) | 0.953888 | 0.0000 |
| 残差检验 | | |
| D-W 检验 | 2.0557 | |

² 实际上时间效应所引起的成交量变化也应该归类于可预期的成交量，但由于在此前已经剔除时间效应的影响，因此在这里不再考虑。

| 项目 | 当期成交量 | Prob |
|----------------|--------|------|
| ARCH LM | 4.5219 | |
| R ² | 0.8211 | |

注：*表示在 0.01 水平下显著。

回归结果显示，成交量线性的 GARCH 模型回归拟合效果不错，这一回归方程的所得残差即可视为是不可预期部分的成交量，调整为不可预期部分成交量以后比起调整以前自相关性大大减小。而图 5 则是调整为不可预期部分成交量的分布图，对比图 4 中只剔除时间效应的对数成交量分布图，很显然成交量显得更为平稳和有序。

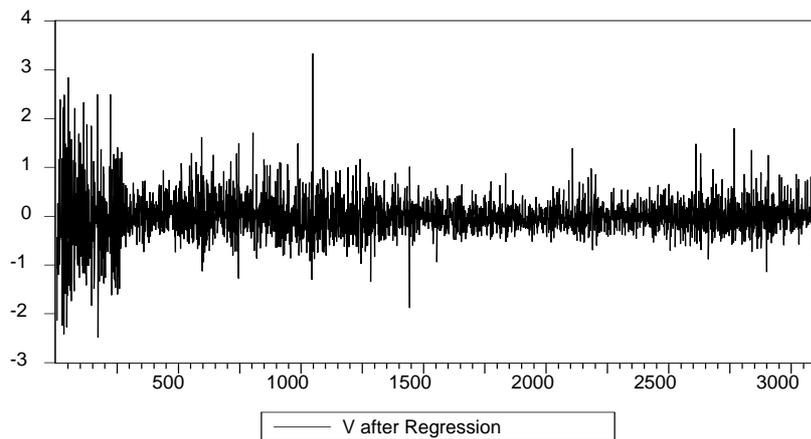


图 5 经调整后的对数成交量分布

2. 非线性回归 GARCH 检验

一方面，虽然自变量系数呈现出非常强的有效性，但线性的 GARCH 拟合效果并不是很好，说明仍有影响股价波动的其他因素存在；另一方面，成交量与收益率之间的强相关关系是一种双向关系，即形成一种股价下降成交量放大、股价上涨成交量也放大的现象。这说明有可能存在影响股价波动的非线性因素。所以，笔者试图加入不可预期成交量的平方这一变量。同时，可预期部分成交量也仍作为辅助的自变量进行参考。

回归拟合后发现一是方差具有相当强的时变性，二是原来回归显示显著有效的滞后期成交量出现显著性下降的现象。因此，继续进行非线性回归方程的 GARCH 模型检验。最终结果在显示出滞后期成交量显著性依然不高的同时，滞后 3 期的收益率也出现了显著性不高的现象。在加入可预期成交量的平方进行检验时，也同样发现了回归显著性不高的现象。值得注意的是，在成交量与收益率之间，从线性关系到非线性关系的考察及 OLS 检验到 GARCH 模型的检验，当期收益率的滞后期因素影响力度出现逐步消失的迹象。因此，我们有理由判断收益率的自相关是由于成交量影响因素和方差的时变性所引起的，而且成交量的自相关性性质与方差的时变性也有着相应的联系。最终笔者选择了可预期成交量因素、非预期成交量因素、非预期成交量的平方三个自变量进行考察。

表 4 是将成交量分为可预期和不可预期两部分并加入非线性成交量因素后的 GARCH 回归结果。我们不难发现，其一，受交易制度和其他因素的影响，所划分的各个阶段股价波动特点并不一致。第二阶段收益率与成交量之间的相关性最差，可见 T+1 制度对股价运行影响机制影响很大；其二，股价波动的变化符合 GARCH 模型，即我国股市的收益率方差具有明显的时变性特点；其三，从各个阶段来看，可预期成交量对股价收益率变动的的影响不大。虽然总体回归具有一定的显著性，但是与收益率之间也是一种负向影响关系；其四，不可预期成交量对股价收益率变动具有相当显著的影响效果，这与赵留彦、王一鸣（2003）所得到的结论明显一致。需要指出的是，不可预期成交量对收益率变动的的影响不仅具有线性的影响，还具有非线性的影响；其五，收益率和成交量的自相关因

素的影响在引入到非线性因素和方差时变性后回归结果出现非显著有效的现象，说明二者的自相关因素可能是由非线性因素和方差时变性所引起。值得注意的是，无论是成交量的线性回归还非线性回归，即使是在各自变量回归系数非常显著有效有情况下，模型的拟合效果也并不是很好，说明收益率的短期波动中还存在着其他的影响因素。

表 4 收益率非线性回归的 GARCH 检验结果

| 项目 | 总体 | I | II | III | IV |
|-----------|-----------|---------|---------|---------|---------|
| 均值方程 | | | | | |
| V_1 | 0.0027* | -0.0029 | 0.0082 | 0.0137* | 0.0058* |
| V_2 | -0.0008* | -0.0019 | -0.0005 | 0.0011 | -0.0009 |
| $(V_1)^2$ | 0.0018* | -0.0008 | 0.0007 | 0.0152* | 0.0119* |
| 条件方差方程 | | | | | |
| C | 0.0000* | 0.0005* | 0.0000* | 0.0001* | 0.0000* |
| ARCH(1) | 0.4492* | 0.3732* | 0.2595* | 0.2861* | 0.1646* |
| GARCH(1) | 0.0.7198* | 0.6007* | 0.7329* | 0.4229* | 0.7913* |
| 残差检验 | | | | | |
| D-W 检验 | 1.9067 | 1.6664 | 2.1490 | 1.9828 | 2.0684 |
| ARCH LM | 0.2259 | 0.0016 | 1.9721 | 6.3643 | 1.9527 |
| R^2 | 0.0155 | -0.0109 | 0.0224 | 0.2079 | 0.0690 |

注：*表示在 0.01 水平下显著。

五、结论

从我们对量价变动关系的实证中不难归纳出以下有关股价波动的结论：

1.交易制度变化对股价的波动有相当程度的影响。根据 T+0 制度和涨跌停制度所划分的四个时间子阶段来看，成交量与收益率之间的关系都表现出不尽相同的特征。这显然说明各个时间阶段股价收益率的波动并不相同，从而可以理解这些交易制度对于股价的波动存在着比较强的影响力度。相比之下，T+1 制度使得 1995 年和 1996 年的股价波动特征与其他年份有着很大程度的不同。而涨跌停制度则在一定程度上使得股价的波动幅度有所减小；

2.股价波动与成交量之间是一种双向关系。这种双向关系体现在收益率的绝对值序列比收益率序列与成交量之间的相关性更强上。因此，股价波动与成交量之间既存在着线性关系，也存在着一定的非线性关系。事实上，这已经被上文的实证所证实；

3.一方面，收益率波动变化有着明显的 GARCH 现象，说明收益率方差具有明显的时变效应。另一方面，收益率受到成交量的影响，而且这种影响主要是由不可预期部分成交量的影响所致。在我们利用回归方程将成交量分成可预期和不可预期两个部分后。实证检验发现在各时间阶段可预期部分对收益率的影响并不显著，而不可预期部分的影响却相当显著。同时，不可预期部分的成交量影响包含线性影响和非线性影响；

4.收益率与成交量都存在着一定的自相关性，而且成交量的自相关现象更为明显。从实证的结果来看，收益率的自相关性性质和滞后期成交量对收益率的影响随着成交量因素、GARCH 因素和不可预期部分成交量的非线性因素的引入而发生显著性明显下降的现象，说明收益率的自相关性性质和滞后期成交量对收益率的影响可能是由方差的时变性和成交量的非线性影响因素有关；

5.股价波动具有复杂特征，但由于交易成本的存在，把握股价波动有必要关注长期趋势，而不是中短期波动。一方面，股价波动具有复杂特征。虽然不可预期部分成交量的线性因素和非线性因素及收益率的方差时变性对收益率的回归结果显著有效，但拟合度并不强，显示除了成交量因素的

影响和方差时变性的影响之外，仍有其他因素对股价的波动形成影响作用。另一方面，股价的波动如此复杂，但对于这些中短期的波动特征并没有过分关注的必要。从上海股市和深圳股市的实证结果来看，由于交易成本的存在，关注股价长期趋势远远强于关注股价的中短期波动。正是如此，在股价的形成机制中，有必要化繁为简，把重点放到关注宏观经济和上市公司的基本面上来。

值得注意的是，股价的波动特征随着时间的变化也处于不断变化之中，而现有的四个时间阶段里股价波动就存在着不同的特征。正是如此，随着内地股市规模的不断扩大，有必要对股价的波动进行进一步的实证检验。

参考文献：

- [1] Ronald Gallant, Peter Rossi, George Tauchen. Stock Prices and Volume. *The Review of Financial Studies*, 1992(2):199-242
- [2] Karpoff, J. The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1987:109-126
- [3] 陈汉文,陈向民. 证券价格的事件性反应——方法,背景和基于中国证券市场的应用. *经济研究*, 2001(1):40-47
- [4] 陈梦根. 股票价格分形特征的实证研究:修正 R/S 分析. *统计研究*, 2003(4):57-61
- [5] 陈梦根. 中国股市长期记忆效应的实证研究. *经济研究*, 2003(3):70-78
- [6] 陈怡玲,宋逢明. 中国股市价格变动与交易量关系的实证研究. *管理科学学报*, 2000(2):62-68
- [7] 封建强. 上海证券市场收益率分布的对称性研究. *统计研究*, 2001(7):29-32
- [8] 封建强,王福新. 中国股市收益率分布函数研究. *中国管理科学*, 2003(2):14-21
- [9] 何建敏,朱林,常松. 中国股票市场价格波动的尺度特性. *中国管理科学*, 2003(1):1-5
- [10] 黄后川,陈浪南. 中国股票市场波动率的高频估计与特性分析. *经济研究*, 2003(2):75-82
- [11] 李亚静,朱宏泉. 沪深股市收益率分布的时变性. *数学的实践与认识*, 2002(3):228-232
- [12] 刘海军,罗俊明,任国彪. 时间序列与证券价格周期. *郑州大学学报(自然科学版)*, 2001(9):42-45
- [13] 刘建和,缪仁炳. 中国股市价格形成机制. 经济管理出版社, 2005
- [15] 芮萌,孙彦丛,王清河. 中国股票市场交易量是否包含预测股票收益的信息研究. *统计研究*, 2003(3):54-59
- [16] 史永东. 中国证券市场股票收益持久性的经验分析. *世界经济*, 2000(11):29-33
- [17] 宋逢明,江婕. 中国股票市场波动性特性的实证研究. *金融研究*, 2003(4):13-21
- [18] 王承炜,吴冲锋. 中国股市价格-交易量的线性及非线性因果关系研究. *管理科学学报*, 2002(8):7-12
- [19] 吴冲锋,王承炜,吴文锋. 交易量和交易量驱动的股价动力学分析方法. *管理科学学报*, 2002(2):2-11
- [20] 闫冀楠,张维. 关于上海股市收益分布的实证研究. *系统工程*, 1998(1):21-25

- [21] 张思奇,马刚,冉华.股票市场风险、收益与市场效率：-ARMA-ARCH-M 模型.世界经济,2000(5):19-28
- [22] 张维,闫冀楠.关于上海股市量价因果关系的实证探测.系统工程理论与实践,1998(6):111-114
- [23] 张永东,黎荣舟.上海股市日内波动性与成交量之间引导关系的实证分析.系统工程理论与实践,2003(2):19-23
- [24] 赵留彦,王一鸣.沪深股市交易量与收益率及其波动的相关性：来自实证的证据.经济科学,2003(2):57-67
- [25] 周少甫,陈千里.中国股市收益波动的实证研究.华中科技大学学报(自然科学版),2002(9):48-50