

文章编号:1000-582X(2005)01-0093-04

深市波动率特征分析*

陈维云¹,黄曼慧²,吴永¹

(1. 重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400030;2. 广东商学院信息学院,广东 广州 510088)

摘要:股价与成交量是股市中的两个重要变量,研究股票市场的波动率,掌握股票市场的主要波动性特征,进而有效管理市场,具有重要的理论意义和实践价值。采用计量经济分析技术,采集深市交易数据,分析了深市日收益率序列和波动率序列的每周不同天效应和记忆性。分析认为,深市日收益率序列不存在每周不同天效应,但存在1~2星期的记忆性;波动率序列则存在每周不同天效应和持续性;同时,交易量对波动率具有很好的解释作用,而波动率则不对交易量具有解释作用。

关键词:股票市场;收益率;波动率;Granger检验;持续性

中图分类号:F840.40

文献标识码:A

股价与成交量是股市中两个最重要的变量,对价量关系的研究是资本市场有效性研究的重要内容,同时也是资本市场参与者关注的重要内容之一。Copeland(1976)^[1]率先研究了股票价格和成交量间的关系,随后,Karpoff(1987)^[2]总结性地指出价格的变化与成交量成正相关关系,Epps(1976)^[3]及Harris(1986)^[4]用混和分布理论或模型(MDH)解释了股票的这种价量关系。之后,西方学者对价量关系进行了深入的研究,并提出了各种解释模型^[5-6]。

对中国股市价量关系研究的文献不多^[7-9]。从查阅的文献资料来看,盛建平、高芳敏(2000)^[7]首先对沪深股市成交量与回报率的关系进行了研究,认为回报率与成交量正相关;随后,张永东、何荣天(2002)^[8]又深入地研究了深市波动性与成效量的关系,认为深市成指波动性与成交量具有显著正相关性。Cheng Kenneth Xu(2000)^[10]对沪深股市的波动性与成交量的关系进入了详细的研究,但是其所取样本区间为1993年至1995年。中国股市近几年发展相当快,文章将在他们的研究基础上,进一步研究深市价量关系。

1 研究模型

考虑收益的每周不同天效应(day-of-the-week effect)及收益的自相关性(这两个特征已为大量的研

究文献所证实,直接采用其结果),采用条件均值方程:

$$R_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \beta_j R_{t-j} + u_t \quad (1)$$

R_t 是以收盘价 P_t 计算出的日回报,定义为:

$$R_t = 100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$$

D_{it} 是每周不同天哑变量,以捕获平均回报中的差异,检验每周不同天效应。比如,周一时哑元变量 D_{1t} 取1,否则取0。此回归式的残差是第 t 天的未预期回报,本文视为第 t 天波动性的度量。

Schwert(1989,1990)^[11-12]发现条件波动性方程可由如下回归式估计出:

$$|\hat{u}_t| = \sum_{i=1}^5 \sigma_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \rho_j |\hat{u}_{t-j}| + e_t \quad (2)$$

文采用如上式定义的均值方程和波动性方程。

2 实证研究

研究样本为深市1991-04-03至2003-04-08日收盘指数

2.1 模型估计及结论

估计方法采用最小二乘法,并进行White协方差修正。

方程(1)的估计结果见表1。周五回报系数最高

* 收稿日期:2004-10-08

基金项目:中国博士后科学基金资助项目(2004035521);重庆市自然科学基金资助项目(8651)

作者简介:陈维云(1963-),男,重庆人,重庆大学博士研究生,主要研究方向为金融、管理。

(周五哑元系数值为 0.175 838),周二回报系数最低(为 -0.017 830);但是研究发现,在 5% 显著性水平下,深市不存在每周不同天效应,因为没有一周不同天哑元变量是显著的。

表 1 均值方程(方程 1)估计结果

| 变量 | 系数 | 系数标准误差 | 系数 T 检验值 | P 值 |
|----------|--------|--------|------------|-------|
| $D1$ | -0.065 | 0.104 | -0.624 | 0.533 |
| $D2$ | -0.018 | 0.103 | -0.174 | 0.862 |
| $D3$ | 0.113 | 0.103 | 1.096 | 0.273 |
| $D4$ | -0.020 | 0.103 | -0.198 | 0.843 |
| $D5$ | 0.176 | 0.104 | 1.695 | 0.090 |
| $Y(-1)$ | 0.054 | 0.018 | 2.907 | 0.004 |
| $Y(-2)$ | 0.038 | 0.018 | 2.072 | 0.038 |
| $Y(-3)$ | 0.026 | 0.018 | 1.385 | 0.166 |
| $Y(-4)$ | 0.067 | 0.018 | 3.643 | 0.000 |
| $Y(-5)$ | 0.027 | 0.018 | 1.436 | 0.151 |
| $Y(-6)$ | -0.035 | 0.018 | -1.913 | 0.056 |
| $Y(-7)$ | 0.035 | 0.018 | 1.908 | 0.057 |
| $Y(-8)$ | -0.004 | 0.018 | -0.229 | 0.819 |
| $Y(-9)$ | 0.029 | 0.018 | 1.591 | 0.112 |
| $Y(-10)$ | -0.028 | 0.018 | -1.506 | 0.132 |
| $Y(-11)$ | -0.026 | 0.018 | -1.409 | 0.159 |
| $Y(-12)$ | 0.050 | 0.018 | 2.694 | 0.007 |

说明: $R^2=0.020$, 调整 $R^2=0.015$

为了进一步验证深市不存在每周不同天效应这个结论,文章采用了 2 种 F 检验。第一个 F 检验的零假设是“每周不同天回报相等”(equal weekday means)。 F -统计量是 0.97, p 值是 0.42,较小的 F 值表明每周不同天哑元变量的系数在统计上是相同的。第二个 F 检验的零假设是“每周不同天回报联合为 0”。 F 统计量是 0.91, p 值是 0.48,较小的 F 值表明每周不同天哑元变量的系数是联合为零的。两组 F 检验都表明,股票回报不存在每周不同天效应。

另一方面,过去的滞后回报对未来的回报也不能较好地解释,只有滞后 1、2、4、12 处的统计系数是显著的。同时,回归模型的总体拟和性是很差的,调整后 R^2 仅为 0.015。

方程(2)的估计结果见表 2。可见,回报的条件波动性显示出非常强的每周不同天效应及某种程度的持续性(persistence)。

由方程(2)的估计结果可见(表 1),每周不同天哑元变量系数非常显著。其中,周一的波动性最高,周一哑元系数的估计值为 0.913; t 值也相当显著,为 10.414。周二至周五的系数的均值只相当于周一系数

的 45.18%。每周不同天哑元变量中的差异更进一步由较大的 F 值(即 7.653)得到证实,有把握拒绝每周不同天哑元变量系数相等的零假设。

表 2 均值方程(方程 2)估计结果

| 变量 | 系数 | 系数标准误差 | 系数 T 检验值 | P 值 |
|----------|--------|--------|------------|-------|
| $D1$ | 0.913 | 0.088 | 10.414 | 0.000 |
| $D2$ | 0.426 | 0.088 | 4.828 | 0.000 |
| $D3$ | 0.407 | 0.088 | 4.599 | 0.000 |
| $D4$ | 0.470 | 0.088 | 5.358 | 0.000 |
| $D5$ | 0.347 | 0.088 | 3.939 | 0.000 |
| $E(-1)$ | 0.204 | 0.018 | 11.020 | 0.000 |
| $E(-2)$ | 0.176 | 0.019 | 9.343 | 0.000 |
| $E(-3)$ | 0.078 | 0.019 | 4.095 | 0.000 |
| $E(-4)$ | 0.019 | 0.019 | 1.003 | 0.316 |
| $E(-5)$ | 0.047 | 0.019 | 2.430 | 0.015 |
| $E(-6)$ | 0.076 | 0.019 | 3.957 | 0.000 |
| $E(-7)$ | -0.007 | 0.019 | -0.371 | 0.711 |
| $E(-8)$ | 0.032 | 0.019 | 1.686 | 0.092 |
| $E(-9)$ | 0.022 | 0.019 | 1.145 | 0.252 |
| $E(-10)$ | -0.008 | 0.019 | -0.428 | 0.669 |
| $E(-11)$ | 0.018 | 0.019 | 0.949 | 0.343 |
| $E(-12)$ | 0.018 | 0.018 | 0.960 | 0.337 |

说明: $R^2=0.181$, 调整 $R^2=0.177$

另一方面,回报波动性显示了某种程度的持续性,因为最先两个滞后波动性的估计系数较大(分别为 0.204 和 0.176),并且统计显著(t 值分别为 11.02 和 9.343)。调整后 R^2 也为 0.177,表明波动性被其方程右边的变量解释较好。这些结果与美国市场情况一致^[12,14]。

2.2 波动性与交易量

大量的文献认为,波动性和交易量存在正相关关系。在美国资本市场上,不论是对单支股票或是不同数据频率如月、周、小时甚至分钟的证券组合,研究都证明了此结论^[2,4,11]。Karpoff(1987)^[2]总结性地提出,至少有 3 种理论模型来解释波动性和交易量之间的正相关关系:①信息流(main stream)理论。它认为,交易是由于信息不对称引起的,交易的规模(交易量)反映交易者之间所拥有的对证券价值的信息的不对称程度。因此,交易量和证券价格的变化存在正的相关关系。②种模型则假设投资者利用价格变化作为投资决策的信号。结果,大的价格变化导致大的交易量。③种模型假定一个导致“价格压力”的临时相对不流动市场,大的交易量(不论是压倒优势的买或卖),都导致价格变化。

对于中国股市中波动性和交易量间可能存在的关系,这些理论模型或许适用。中国股市具有新兴市场的一些特征,比如,信息渠道不发达(指信息披露差)、宏观经济信息控制较紧,因此,那些具有获取信息优势的人就能利用股市获利。这种信息的非对称性显然影响市场的波动性。另一个例子是由于相对较小的股市规模,中国的机构投资者的造市(front-running)行为为严重,小投资者的跟风行为会导致使此情况变得更差,投机心理引致他们仅仅根据某时期的交易量进行交易决策。因此,增加一个变量——交易量来修正波动性方程,回归式为:

$$R_t = \alpha + \sum_{j=1}^{12} \beta_j R_{t-j} + u_t \quad (3)$$

$$|u_t| = \sum_{i=1}^5 \sigma_i D_u + \sum_{j=1}^{12} \rho_j |\hat{u}_{t-j}| + \gamma V_t + e_t \quad (4)$$

均值方程没有考虑每周不同天效应的影响,因为不存在每周不同天效应,这在前面已讨论过。

中国股市增长很快,交易量也增长很快。因此有必要采用如下回归式剔除时间趋势:

$$\ln(v_{0t}) = c + AR(1) + \varepsilon_t \quad (5)$$

ε_t 是残差。从回归式中选取了残差 ε_t 来替换方程(4)中的 V_t 。

方程(4)的估计结果见表 3。从对表 3 可见,交易量系数是高度显著的,其 t 值为 11.89。在对数程度上,日交易量 1% 的上升导致日交易中回报的波动性 0.923% 上升。同时,在回归式(2)中增加了调整后交易量项的结果,调整 R^2 上升了 6%,从 18% 到 22%。

表 3 方程(4)估计结果

| 变量 | 系数值 | T 检验值 | P 值 |
|--------|--------|--------|-------|
| D1 | 0.888 | 10.348 | 0 |
| D2 | 0.443 | 5.130 | 0 |
| D3 | 0.337 | 3.884 | 0 |
| D4 | 0.407 | 4.741 | 0 |
| D5 | 0.254 | 2.936 | 0.003 |
| E(-1) | 0.194 | 10.754 | 0 |
| E(-2) | 0.21 | 0.782 | 0 |
| E(-3) | 0.072 | 3.850 | 0 |
| E(-4) | 0.033 | 1.768 | 0.077 |
| E(-5) | 0.048 | 2.538 | 0.011 |
| E(-6) | 0.079 | 4.223 | 0 |
| E(-7) | -0.01 | -0.55 | 0.582 |
| E(-8) | 0.032 | 1.711 | 0.087 |
| E(-9) | 0.023 | 1.200 | 0.230 |
| E(-10) | -0.001 | -0.058 | 0.954 |
| E(-11) | 0.014 | 0.738 | 0.461 |
| E(-12) | 0.017 | 0.951 | 0.342 |
| v | 0.923 | 11.885 | 0 |

$R^2 = 0.219$, 调整 $R^2 = 0.215$

交易者实际上常常以交易量进行交易决策。为进一步探究交易量与波动性间的可能存在的因果关系,这里采用 Granger 因果关系检验。

假定两个稳定的随机时间序列 $|u_t|$ 和 V_t 遵从如下向量自回归过程(VAR):

$$\begin{pmatrix} |u_t| \\ V_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A(L) & B(L) \\ C(L) & D(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} |u_t| \\ V_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

变量的定义同上。 $|u_t|$ 是方程(1)的残差, V_t 是对其自身的均值和时间趋势调整后的交易量。 L 是变量的滞后算子。 $A(L), B(L), C(L), D(L)$ 是相应的系数向量, C_1, C_2 是截矩项。Granger 因果关系检验是对 $B(L)$ 或 $C(L)$ 联合为 0 的一个 F 检验。如果 $B(L)$ 联合为 0 而 $C(L)$ 不,则交易量由波动性 Granger 因果关系引起,相反, $C(L)$ 联合为 0, 而 $B(L)$ 不,则波动性由交易量 Granger 因果关系引起。如果 $B(L), C(L)$ 同时联合为 0, 则说明交易量和波动性是独立的。

表 4 交易量与波动性 Granger 因果关系检验结果

| 零假设: | 样本数 | F(统计值) | P(概率) |
|---------------------|-------|--------|-------|
| E 不是 V 的 Granger 原因 | 2 954 | 21.460 | 0.000 |
| V 不是 E 的 Granger 原因 | | 0.610 | 0.544 |

检验结果不能拒绝“交易量不是波动性的 Granger 原因”,却拒绝了“波动性不是交易量的 Granger 原因”。表明,交易量的变化推动了波动性的变化,交易量对波动性具有较好的解释作用;但波动性却并未推动交易量的变化,波动性对交易量的解释效果较差。

3 结束语

1) 市场的回报不存在统计上显著的每周不同天效应,这与世界其他重要市场发现的情形相反。

2) 在捕获回报与市场的特征关系时,可采用 AR 模型;在解释波动性时,通过增加交易量一项作为解释变量,此模型的效力得到增加,这与世界其他主要市场发现的情形相同。

3) 对 SZCI,在 VAR 体系下,交易量对波动性具有较好的解释作用,而波动性对交易量的解释作用却较差。

参考文献:

[1] COPELAND T. A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival[J]. Journal of Finance, 1976, 31(1): 135-155.
 [2] KARPOFF J M. The Relation Between Price Changes and Trading Volume: a Survey[J]. Journal of Financial Quanti-

- tative Analysis, 1987, 22(1):109-126.
- [3] EPPS T, EPPS M. The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture of Distribution Hypothesis[J]. *Econometrica*, 1976,44(5):305-321.
- [4] HARRIS L. Cross-security Tests of the Mixture of Distribution Hypothesis[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1986,21(1):39-46.
- [5] JAIN P, JOHN G. The Dependence Between Hourly Prices and Trading Volume[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1988,23(2):269-283.
- [6] SMIRLOCK M, STARTKS L. An Empirical Analysis of the Stock Price-volume Relationship[J]. *Journal of Banking and Finance*, 1988,12(1):31-42.
- [7] 盛建平,高芳敏. 成交量与回报率相关性实证研究[J]. *预测*, 2000,17(5):69-71.
- [8] 张永东,何荣天. 深圳股市波动性与成交量关系的实证分析[J]. *系统工程*, 2002,13(5):24-28.
- [9] 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[J]. *管理科学学报*, 2000,3(2):62-69.
- [10] CHENG KENNETH XU. The Microstructure of the Chinese Stock Market[J]. *China Economic Review*, 2000,11(1):79-97.
- [11] SCHWERT W. Why Does Stock Market Volatility Change over Time[J]. *Journal of Finance*, 1989,44(5):1115-1153.
- [12] SCHWERT W. Stock Volatility and the Crash of ' [J]. *Review of Finance Study*, 1990,3(1):77-102.
- [13] CLARK P. A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices[J]. *Econometrics*, 1973,41(5):135-155.
- [14] FAMA E. The Behavior of Stock Market Prices[J]. *Journal of Business*, 1965,38(4):34-105.

Empirical Analysis on Return Distribution and Price-volume of SZCI

CHEN Wei-yun¹, HUANG Man-hui², WU Yong¹

(1. College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China;

2. Guangdong Business College, Guangzhou 510088, China)

Abstract: This paper focuses on the day-of-the-week effect and contingency/persistency of the return rate series and the volatility in shenzhen stock index. It argues that there is not the day-of-the-week effect in return rate series but one to two weeks of contingency, while there is the day-of-the-week effect and persistency in volatility, and the trading volume is helpful to interpret the volatility.

Key words: stock market; return series; volatility; Granger test; persistency

(编辑 成孝义)