

基于 DCC 多元 GARCH 模型的股票收益和交易量相关性分析*

刘国光¹,张 兵²

(1. 河海大学 商学院,江苏 南京 210098;2. 南京大学 工程管理学院,江苏 南京 210093)

摘 要:应用恩格尔提出的 DCC 多元 GARCH 模型对股票市场上股指和交易量变化之间关系进行探讨。结果发现各个市场之间的动态相关系数存在较大的差异,各个市场总体正相关机会远大于负相关。除了我国深圳股市 A、B 股市场外,其它市场支持条件相关系数动态变动的论断。

关键词:DCC 多元 GARCH 模型;动态相关系数;股票收益;交易量

中图分类号:F830 文献标识码:A 文章编号:1671—5322(2005)03—0019—04

价格和交易量是证券市场的基础变量,对股价和交易量关系的分析可追溯到 Osborne^[1],他提出了交易量和价格绝对变化之间存在正相关关系。后来 Karpoff 对价格和交易量的研究进行了综述,支持两者之间存在正相关的结论^[2]。在 Granger 提出因果关系检验方法后^[3],众多的学者将因果关系检验方法应用于价格和交易量关系分析,对此进行线性因果关系和非线性因果关系检验。近年来,一些学者应用 GARCH 模型探讨交易量对收益变动影响,实证研究进一步证明价格和交易量之间存在显著正相关。

上述众多研究大多是从静态角度探讨股价和交易量之间关系,很显然这种研究有一定局限性,为了进一步探索它们之间关系,需要从动态角度,即从时间变动角度进行分析。若相关性涉及了时间上的变动,仅纯粹计算样本相关系数是不适当的,因为如此计算的相关系数忽略了条件相关系数可能具有的随时间变动信息。近几年由 Bollerslev、恩格尔等人提出的多元 GARCH 模型为从事这一研究提供了较好的分析工具^[4]。应用多元 GARCH 模型对股价和交易量之间关系进行分析国内外还较少有人进行,而本文认为为了进一步探索股票市场信息结构、分析衍生产品价

格实际分布、对未来价格进行预测进行这方面研究是很有必要的。之所以选用 DCC 多元 GARCH 模型是由于该模型能够从动态角度分析多个变量之间相关关系,和其它多元 GARCH 模型相比,其参数估计较为简单^[5-6]。

2 恩格尔 DCC 多元 GARCH 模型

2.1 理论模型

设 r_i 为具有零均值的随机变量, $i=1,\dots,n$ 。条件相关系数定义为

$$\rho_{ij,t} = \frac{E_{t-1}[r_i \cdot r_{j,t}]}{\sqrt{E_{t-1}[r_{i,t}^2]E_{t-1}[r_{j,t}^2]}} \tag{1}$$

设 $\sigma_{i,t}^2 = E_{t-1}[r_{i,t}^2]$,则标准化残差 $z_{i,t} = r_{i,t}/\sigma_{i,t}$,这样相关系数可以写成

$$\rho_{ij,t} = E[z_{i,t}z_{j,t}] \tag{2}$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \tag{3}$$

α_i 和 β_i 分别为上述单变量 GARCH 模型中的前期原始变量平方的系数和前期条件异方差系数。

Engle 将多元 GARCH 过程的动态异方差定义如下

$$q_{ij,t} = \overline{\rho_{ij}} + \alpha(z_{i,t-1}z_{j,t-1} - \overline{\rho_{ij}}) + \beta(q_{ij,t-1} - \overline{\rho_{ij}}) \tag{4}$$

其中 $\overline{\rho_{ij}}$ 为根据标准化残差计算出的非条件相关系数, α 和 β 分别为多元 GARCH 模型中前期标准

* 收稿日期:2005—08—05
作者简介:刘国光(1966—),男,江苏南京人,FRM(金融风险管理师),河海大学在读博士,研究方向:计量金融理论与方法。万方数据

化残差平方系数和前期条件异方差系数,满足 $\alpha \geq 0, \beta \geq 0$, 并且 $\alpha + \beta < 1$, 并且有一致性和渐近正态的性质。

这样 DCC 多元 GARCH 模型则为

$$\begin{aligned} r_t | \phi_{t-1} &\sim N(0, D_t R_t D_t) \\ D_t &= \text{diag}(\sigma_{i,t}, \dots, \sigma_{n,t}) \\ z_t &= D_t^{-1} r_t \\ Q_t &= (q_{ij,t}) \\ R_t &= (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \end{aligned} \tag{5}$$

其中 ϕ_{t-1} 为截至 $t-1$ 期, 所有可能获得的信息集合, R_t 为动态条件相关系数(Dynamic conditional correlation)矩阵, 这是本文研究对象, $(\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} = \text{diag}(1/\sqrt{q_{11,t}}, \dots, 1/\sqrt{q_{nn,t}})$ 。 z_t, r_t 为向量。

2.2 两阶段参数估计

设 θ 为 D_t 中需要估计的参数, ϕ 为 R_t 中需要估计的参数。 这样对数似然函数可以写成

$$l(\theta, \phi) = \sum_{t=1}^T l_t(\theta, \phi) \tag{6}$$

省略不变项 $\text{nlog}(\pi)$ 后

$$l(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} (\log |D_t R_t D_t| + r_t' R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \tag{7}$$

为了使最大似然估计程序简单化, (7) 变化为

$$\begin{aligned} l(\theta, \phi) = & -\frac{1}{2} (2\log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t \\ & - z_t' z_t + \log |R_t| + z_t' R^{-1} z_t) \end{aligned} \tag{8}$$

这样就将似然函数分解为变动性部分

$$l_v(\theta) = -\frac{1}{2} (2\log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \tag{9}$$

以及相关系数部分

$$l_c(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} (\log |R_t| + z_t' R_t^{-1} z_t - z_t' z_t) \tag{10}$$

因此 $l(\theta, \phi) = l_v(\theta) + l_c(\theta, \phi)$ 。

上述式(9)和式(10)即为所谓的两阶段估计。 首先运用单变量 GARCH 模型估计出(9)式中参数 θ , 然后将估计出的 θ 代入式(10), 运用最大似然估计方法估计参数 ϕ 。

2.3 假设检验

对 R_t 进行假设检验, 判定其是否为固定相关性。 使用的方法为:

$$H_0: R_t = \bar{R} \qquad H_1: R_t \neq \bar{R}$$

运用 Engle 提出分布方法进行检验, 同时给出相应的 p 值。

3 实证分析

3.1 数据及资料处理

本文中道琼斯和纳斯达克股指和交易量数据均来源于雅虎财经网站。 包括 1930 年 1 月 2 日至 2005 年 3 月 12 全部道琼斯工业收盘指数和交易量日数据以及 1984 年 11 月 12 日至 2005 年 3 月 12 日全部纳斯达克收盘股指和交易量日数据。 有关中国的股指和交易量日数据从乾隆软件中导出。 包括 1991 年 4 月 3 日至 2005 年 3 月 12 日全部深成指收盘指数和交易量日数据、1990 年 12 月 19 日至 2005 年 3 月 12 日全部上证综指收盘指数和交易量日数据、1996 年 7 月 2 日至 2005 年 3 月 12 日全部深圳 B 股收盘指数和交易量日数据、1992 年 2 月 21 日至 2005 年 3 月 12 日全部上海 B 股收盘指数和交易量日数据。 股指日收益 R_t 和日交易量 V_t 定义如下

$$\begin{aligned} R_t &= \ln(\text{INDEX}_t / \text{INDEX}_{t-1}) \\ V_t &= \ln(\text{TRDVL}_t / \text{TRDVL}_{t-1}) \end{aligned}$$

计算过程参照了 Kevin Sheppard 的 USCD_GARCH 工具箱。

3.2 DCC 多元 GARCH 模型估计

出于简化分析的需要, 在第一阶段估计中采用 GARCH(1,1)模型, $\omega_1, \alpha_1, \beta_1$ 分别为有关指数日收益 R_t 的 GARCH(1,1)参数, $\omega_2, \alpha_2, \beta_2$ 分别为日交易量 V_t 的 GARCH(1,1)参数。 (3) 式中有关参数估计结果见表 1, 其中沪深 A、B 股市场 GARCH(1,1)模型 ω_1 参数值明显小于道琼斯市场和纳斯达克市场相应的 ω_1 参数值项, 且 T 检验值较大, 具有高度显著性, 而 ω_2 值却刚好相反。 而所有 GARCH(1,1)的 α 和 β 均显著异于零, 从表 1 中参数的 T 检验值看出即使在 0.005 的显著性水平上均具有统计显著性, 由此可见模型具有相当的精度。 同时还发现除了道琼斯工业指数外其它所有市场的日交易量 V_t GARCH(1,1)模型参数估计 T 检验值均明显大于日收益 R_t GARCH(1,1)模型参数估计 T 检验值, 说明日交易量 GARCH(1,1)模型具有更高的估计精度。 这样就完成了第一阶段估计。

同样出于简化分析目的, 对于动态相关系数分析部分, 本文选择多元 GARCH(1,1)进行分析。 运用上述单变量 GARCH 分析结果和恩格尔提供的两阶段估计方法对(4)式中参数 α 和 β 估计见表 2, 同时还给出了对动态相关系数的检

表 1 各个市场 GARCH(1,1)参数估计结果

Table 1 Estimation results of the GARCH(1,1) for the six stock markets

上证 A 股市场				深圳 A 股市场		
	系数	标准差	T 值	系数	标准差	T 值
ω_1	1.598E-05	8.19E-09	1 951.758	7.82E-05	1.22E-08	6 431.917
α_1	0.251 866 5	0.008 397	29.996 82	0.272 476	0.047 816	5.698 39
β_1	0.748 109 5	0.013 092	57.142 21	0.613 042	0.047 458	12.917 52
ω_2	0.000 737 2	1.52E-07	4 858.521	0.001 098	6.29E-07	1 744.894
α_2	0.045 814 3	1.59E-05	2 887.71	0.046 947	5.86E-05	801.349 1
β_2	0.950 022 5	2.47E-08	3 844 105	0.946 258	4.32E-08	21 924 507

上海 B 股市场				深圳 B 股市场		
	系数	标准差	T 值	系数	标准差	T 值
ω_1	2.906E-05	1.68E-09	17 283.35	6.813E-05	2.75E-09	24 788.31
α_1	0.306 162 5	0.010 013	30.576 02	0.297 303	0.010 276	28.932 49
β_1	0.685 147 8	0.006 139	111.589 5	0.626 641	0.008 982	69.770 1
ω_2	0.045 638 5	8.09E-05	563.584 4	0.040 324	5.48E-05	736.059
α_2	0.133 939 4	0.000 575	233.920 1	0.051 090	0.000 926	55.160 2
β_2	0.731 715 8	0.000 20	3 603.167	0.798 231	0.001 311	609.04

道琼斯市场				纳斯达克市场		
	系数	标准差	T 值	系数	标准差	T 值
ω_1	0.001 5	4.64E-08	32 360.03	0.021 166	1.489E-05	1 426.717
α_1	0.110 4	3.04E-05	3 632.226	0.322 471	0.002 209	145.158 6
β_1	0.867 6	3.17E-06	274 028.8	0.032 955	0.002 014	27.429 91
ω_2	1.63E-04	7.07E-09	23 138.2	1.96E-06	4.286E-09	458.714 5
α_2	0.077 2	0.001 35	56.992 74	0.152 996	0.010 972	13.941 0
β_2	0.916 5	0.001 03	888.074 8	0.843 318	0.007 3965	114.015 3

验结果。表 2 中的 P 值为假设动态相关系数为不变的概率,卡方值为相应 P 值的卡方检验值。其中深成指和深圳 B 股指数日收益和日交易量动态相关系数的 P 值分别为 0.590 6 和 0.557 0,即动态相关系数有 59.06%和 55.70%概率稳定不变,其卡方检验值分别为 9.338 4 和 9.705 7,在显著性水平为 0.005 水平下具有统计显著性。

表 2 DCC 多元 GARCH 模型参数估计

Table 2 Estimation results of the DCC multivariate GARCH models

	上证综指	沪 B 股指数	深成指	深 B 股指数	道琼斯	纳斯达克
α	0.004 112 6	0.034 114	0.012 816	0.031 161 6	0.061 6	0.027 612
β	0.991 948 5	0.852 370	0.000 002	0.735 974 5	0.806 8	0.899 29
P 值	0.063 180 9	0.061 100	0.590 680	0.557 0320	0	0.010 03
卡方值	18.885 374	19.001 90	9.338 467	9.705 752 8	180.96	24.715 0

图 1 为 6 个市场股指日收益和日交易量动态相关系数图,即本文(5)式中 R_t 估计值。首先,日收益和日交易量之间并不支持不变正相关的结论,特别是道琼斯工业指数日收益和日交易量以及纳斯达克股指日收益和日交易量之间明显存在较多的负相关,道琼斯市场动态相关系数最小值为-0.862 6,5%分位数为-0.143 2,平均值为 0.102 6。纳斯达克市场动态条件相关系数最小值为-0.254 4,5%分位数为-0.049 9,平均值 0.076 8。上海 B 股市场的动态条件相关系数和美国股市较为接

近,上海 B 股市场的动态条件相关系数最小值为-0.497 3,5%的分位数为-0.016 2,平均值为 0.127 1,深圳 B 股市场动态条件相关系数仅有极个别值小于 0,而国内的两个 A 股市场动态条件相关系数所有值均大于零。其次,各个市场股指日收益和日交易量之间的相关系数平均来说都为正值,但数值较低。其中国内 A 股市场上证综指和深成指各自动态条件相关系数均值分别为 0.224 6 和 0.258 3 远高于 B 股市场相关值,更高于纳斯达克和道琼斯市场相关数值。最小的是纳斯达克

市场值,为 0.049 9。第三,从动态条件相关系数的变动性来看,上证综指市场的动态条件相关系数变动最大,明显区别于其它 5 个市场,纳斯达克市场次之,深圳成份股市场最小,其变动介于 0.2 至 0.3 之间。这也可以从表 2 中 β 参数值看出,

这也可以从表 2 中的 β 值看出, β 值越大,越接近 1,其相关系数受到前期的影响就越大。上证综指市场 β 参数值为 0.9919,接近于 1,说明其变动持续性越大,深成指 β 值最小,动态条件相关系数变动就最小。

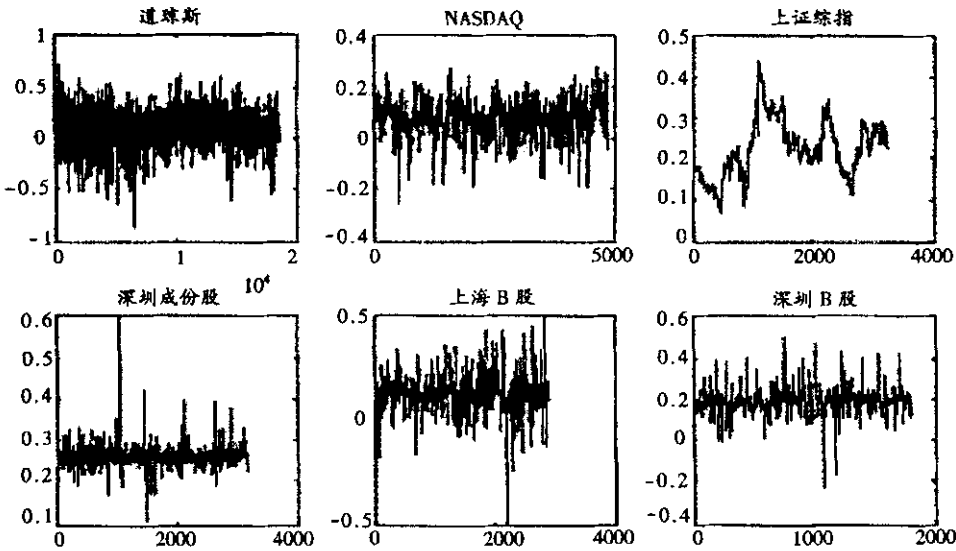


图 1 股价和交易量动态相关系数

Fig. 1 Estimated Dynamic conditional correlations

4 结论

本文分别以中国 A 股市场、中国 B 股市场、道琼斯市场和纳斯达克市场的指数日收益和日交易量为研究对象,将样本分位六组,运用恩格尔提出的 DCC 多元 GARCH 模型探讨各个市场的日收益和日交易量之间条件相关系数的动态特性。结果发现各个市场之间的动态相关系数存在较大的差异,其中中国 B 股市场日收益和日交易量之

间动态条件相关系数比较接近于道琼斯和纳斯达克市场的动态条件相关系数,而中国的 A 股市场收益和交易量之间的动态条件相关系数明显区别于道琼斯和纳斯达克市场。除了我国深圳股市 A、B 股市场外,其它市场支持条件相关系数动态变动的论断。各个市场总体正相关机会远大于负相关。作为研究的进一步拓展,可以考虑用高频数据进行研究,研究更多国家和地区股市收益和交易量之间的动态相关性。

参考文献:

[1] Osbourne M F M. Brownian Motion in the Stock Market, [J]. Operations Research, 1959,7 (2):145—73.
[2] Karpoff J. The relation between price changes and trading volume: A survey [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,1987, 22, 109—126.
[3] Bollerslev T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach [J]. Review of Economics and Statistics,1990,72,498—505.
[4] Engle R F. Dynamic conditional correlation- A simple class of multivariate GARCH models[J]. Journal of Business and Economic Statistics,2002,20, 339—350.
[5] 邱建良. 台湾股市与国际股市共移性之研究[J]. 商管科技季刊, 2000,(3):263—285 .
[6] 樊智,张世英. 多元 GARCH 建模及其在中国股市分析中的应用[J]. 管理科学学报,2003,(4): 68—73.

The Analyses of Factors and the Influencing Mechanism of Watercourses Siltation Under Tide-blocking Floodgates in the Coastal Regions in Northern Jiangsu Province

ZHEN Hua-mei, WANG Jun-ming

(Dongtai Water Conservancy Bureau of Jiangsu Province, Jiangsu Dongtai 224200, China)

Abstract: The major factors of watercourse siltation under tide-blocking floodgates in the coastal regions in northern Jiangsu province are tide, wind, the curving degree of watercourses, rainfall, and inning. To take necessary measures effectively at the right moment and enable floodgates to exert and their engineering benefit, we must analyze these factors and master their influencing mechanism.

Keywords: watercourses siltation under tide-blocking floodgates; the factors of siltation; the influencing mechanism

(上接第 22 页)

The Correlational Analyses of Share Return and Transaction Volume Based on DCC Multivariate CARCh Model

LIU Guo-guang¹, ZHANG Bing²

(1. Business School of Hohai University Nanjing, Jiangsu Nanjing 210098, China
2. School of Engineering and Management, Nanjing University, Jiangsu Nanjing 210093, China)

Abstract: This paper examines the dynamic relationship between return and the transaction volume within four international markets by using generalized positive definite multivariate GARCH models. It is found that there exists a positive dynamic relationship between return and the transaction volume. But the dynamic relationship is different among different markets.

Keywords: Generalized Multivariate GARCH model; dynamic correlation coefficient; share return; transaction volume.

(上接第 28 页)

LABORATORIAL RESEARCHING ON GRINDING Empirical Study of ZrO₂ Ceramic Ferrule Bore

DENG Zeng-jun, GUO Shu-juan

(School of Mechanical and Electrical Engineering, Central South University, Hunan Changsha 410083, China)

Abstract: Ceramic Ferrule is the key component of Optical Connector. With the extensive application of WDM, its market demand is growing. To get high quality ceramic sinter, we use PSZ to manufacture the ferrule. To ensure the reliability of levelling the ferrules and get low inserting wastage, it is vital to gain high precision and stability. This paper mainly introduces a method (Grinding and polishing) to machining the ferrule roughcast and studies different technologic parameters' influence on machining quality (mainly Roughness).

Keywords: 万方数据 ceramic ferrule; surface quality; roughness; grinding