

中国主要股指收益相关性研究

郑振龙, 张 蕾

(厦门大学 金融系, 福建 厦门 361005)

摘要: 在许多金融计量问题中, 例如衍生产品定价、风险管理、套期保值和最优投资组合选择等, 模拟各个市场收益之间波动性的动态相关关系有很重要的意义。运用 ADCC-MGARCH (Asymmetry Dynamic Conditional Correlation-Multivariate GARCH) 模型对中国四个主要股票指数市场的收益相关性进行实证分析, 实证结果表明中国主要股指市场的相关性是时变的, 并且是非对称的; 特别是政府开放了对 A 股和 B 股的购买群体以后, A 股和 B 股市场的分割性逐渐缓和, 市场之间的相关性日益增强。

关键词: ADCC-MGARCH ; 相关性; 主要股指市场

中图分类号: F830 **文献标识码:** A

一、引言

对于金融市场波动特性的研究, 是分析资本资产定价、金融风险防范等问题的基础, 国内外学者对这方面已经有大量的研究。那么, 一个市场的波动性对另外一个市场的波动性有无影响? 资产收益的相关性是随时间可变的吗? 从长期来看, 资产收益的相关性是逐渐增加的吗? 特别是对于国内股票市场, 中国的 A、B 股市场并存与分割是我国有别于境外或成熟规范市场的一个主要特点, 那么研究中国各个股指市场收益的相关性随着中国发展的时变性特点具有重要的意义。

然而, 现有的对相关性的研究还略显不足。Chui 和 Kwork (1998)^[1] 研究了中国股票市场 A 股和 B 股之间的因果关系, 从而忽略了相关性的时变性特征。樊智和张世英 (2003)^[2] 重点介绍了利用遗传算法来了上证综指和深圳成指的相关性, 但是由于估计上的困难, 从而没有把中国四个主要股指市场的动态相关性放在一个统一的框架中进行相关性分析。

对于多个资产收益的投资组合相关性的计算, 历史上已有很多方法来处理, 例如历史移动平均法, 指数移动平均法, 蒙特卡罗模拟法等等。但是目前人们普遍认为, 使用特定的时间序列模型可以成功地估计单个金融资产收益率的方差。国外学者研究表明, Bollerslev^[3] 提出的广义自回归条件异方差模型和 Engle^[4] 提出的自回归条件异方差模型, 在拟合金融资产收益率波动性方面是最成功的。那么随后这些学者提出的各种多维时间序列模型为我们估计投资组合相关性提供了理论支持。譬如, Bollerslev^[5] (1988) 提出了 VECH-GARCH 模型; Engle 和 Kroner^[6] (1995) 提出的多维 GARCH(1, 1)-BEKK 模型。由 Engle 提出的动态条件相关的多维 GARCH 模型的其中一种 ADCC (Asymmetric Dynamics Conditional Correlation) 多维 GARCH 模型 (下文为简便起见, 均用 ADCC 代替), 这个模型是由 Capiello, Engle 和 Shepard^[7] (2003) 提出的, 用来模拟全球债券和

收稿日期: 2007-03-15

基金项目: 教育部人文社科基地重大项目 (05JJD790026)

作者简介: 郑振龙 (1966-), 男, 福建平潭人, 厦门大学金融系教授、博士生导师, 金融学博士; 张蕾 (1979-), 女, 河南郑州人, 厦门大学金融系博士研究生。

股票收益的非对称性。Lin^[8] (2004)用此模型研究了中国股指与世界其他共 13 个市场之间的相关性及溢出效应。

本文利用 ADCC-MGARCH 模型对于中国主要股指市场收益进行动态条件相关性分析,从而表明了各个股指市场收益相关系数不仅是时变的,并且这种变化与中国日益放开的政策的关系。

二、相关矩阵模型及数据

(一) 数据的特征

本文使用的样本是上证A股、上证B股、深综A指、深综B指股价指数每日收盘的数据,样本区间是从1992年12月28日起至2006年3月31日,共3049个数据,取其对数收益率:

$$x_t = 100 \times (\ln P_t - \ln(P_{t-1}))$$

共有3049个数据。其数据的描述统计量见表1。

表1 描述统计量

	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera
上证 A 股 (sha)	0.003592	2.380739	1.488071	27.29316	68811.84
上证 B 股 (shb)	0.015034	2.332258	1.225764	24.11885	51925.33
深综A指 (sza)	-0.009563	2.234408	0.346519	7.862732	2771.528
深综B指 (szb)	0.016808	2.311948	0.365589	10.00474	5697.915

此外,上证 A 股、上证 B 股、深综 A 指和深综 B 指的收益率序列都通过了单位根检验,符合 GARCH 时序分析对变量序列平稳性的要求。同时四个市场的收益序列全部通过了异方差的 LM 检验。这里就不再赘述。

(二) ADCC模型

ADCC模型具体的描述为

$$\mathbf{r}_t \sim N(0, \mathbf{H}_t)$$

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t$$

$$\mathbf{Q}_t = (\bar{\mathbf{Q}} - \mathbf{A}'\bar{\mathbf{Q}}\mathbf{A} - \mathbf{B}'\bar{\mathbf{Q}}\mathbf{B} - \mathbf{C}'\bar{\mathbf{N}}\mathbf{C}) + \mathbf{A}'\mathbf{u}_{t-1}\mathbf{u}'_{t-1}\mathbf{A} + \mathbf{B}'\mathbf{Q}_{t-1}\mathbf{B} + \mathbf{C}'\mathbf{n}_{t-1}\mathbf{n}'_{t-1}\mathbf{C}$$

$$\bar{\mathbf{Q}} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{u}_t \mathbf{u}'_t \quad \bar{\mathbf{N}} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{n}_t \mathbf{n}'_t \quad \text{其中 } \mathbf{n}_{i,t} = 1_{[u_{i,t} < 0]} \mathbf{u}_{i,t}$$

设 $\mathbf{A} = \mathbf{a}_1$, $\mathbf{B} = \mathbf{b}_1$, $\mathbf{C} = \mathbf{c}_1$ 。

$$u_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{i,t}}} \quad i=1, 2, 3, 4,$$

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{Q}_t^{-1} \mathbf{Q}_t \mathbf{Q}_t^{-1}$$

$$\mathbf{Q}_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{1,1,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{2,2,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{q_{n,n,t}} \end{bmatrix}, n=4$$

其中 \mathbf{H}_t 是方差协方差矩阵, $\mathbf{D}_t = \text{diag}[\sqrt{h_{i,t}}]_{(4,4)}$, $h_{i,t}$ 是第 i 个市场的方差, \mathbf{Q}_t 是正定矩阵, \mathbf{R}_t 是相关系数矩阵, \mathbf{r}_t 是残差向量, $\mathbf{u}_{i,t}$ 是标准残差, \mathbf{n}_t 是 $n_{i,t}$ 组成的向量, a_1 , b_1 和 c_1 为参数值。 $\mathbf{n}_{t-1}\mathbf{n}'_{t-1}$ 表示了动态条件相关系数的非对称性。由于中国股指市场在数据样本的取值区间经历了国际形势和国内政策的变化影响, 因此本文在估计单个市场的波动率时设置了两个虚拟变量, x_1 代表了 1997 年亚洲金融危机对于中国主要股指市场条件方差的影响的虚拟变量, x_2 代表了 2001 年 2 月 16 日公布 B 股市场向国内购买者开放对于中国主要股指市场条件方差的影响的虚拟变量, 当然我们也选取了代表其他重要政策变动的虚拟变量, 但是结果并不显著, 没有在此列出。单个市场的波动率估计等式为:

$$h_{i,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \phi \varepsilon_{i,t-1}^2 d_{t-1} + \theta h_{i,t-1}^2 + c_1 x_1 + c_2 x_2$$

其中, 反映杠杆效应的变量 $d_t = \begin{cases} 1 & \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $x_1 = \begin{cases} 1 & \text{1997年7月1日之后} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, 和

$$x_2 = \begin{cases} 1 & \text{2001年2月16日之后} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$h_{i,t}$ 是第 i 个市场的条件方差, $\varepsilon_{i,t}$ 是第 i 个市场的残差。 α_0 、 α_1 、 ϕ 、 θ 、 c_1 、 c_2 为参数值。

(三) 参数估计方法

估计方法采用 Engle^[9] (2002) 两阶段方法进行估计^①, 似然函数为:

$$\begin{aligned} L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |\mathbf{H}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t| + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t) \\ &= [-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |\mathbf{D}_t|^2 + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-2} \boldsymbol{\varepsilon}_t)] + [-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\eta}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\eta}_t - \boldsymbol{\eta}_t' \boldsymbol{\eta}_t)] \end{aligned}$$

第一步: 估计上式的第一部分, 可得

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |\mathbf{D}_t|^2 + \boldsymbol{\varepsilon}_t' \mathbf{D}_t^{-2} \boldsymbol{\varepsilon}_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^4 (\log(2\pi) + \log(h_{ii,t}^2) + \frac{\varepsilon_{i,t}^2}{h_{ii,t}^2})$$

其实就是单个 GARCH 似然函数的和, n 是市场的个数, 在本文等于 4。

第二步: 对似然函数第二部分进行估计

^① 采用 GAUSS 6.0 编程。

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\eta}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\eta}_t - \boldsymbol{\eta}_t' \boldsymbol{\eta}_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |\mathbf{R}_t| + \boldsymbol{\eta}_t' \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\eta}_t)$$

其中，等号后面的式子是把似然函数中常数去掉。 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 是残差向量， $\boldsymbol{\eta}_t$ 是标准残差向量。

单个市场波动率和四个市场相关系数矩阵的估计结果如表2、表3所示：

表2 四个市场波动率系数估计

	α_0	α_1	ϕ	θ	c_1	c_2
sha	0.97878 (2.3989)	0.083878 (2.9681)	0.12802 (3.3977)	0.78960 (16.468)	-0.84974 (-2.2562)	
sza	0.91096 (2.5093)	0.10645 (3.1543)	0.12015 (3.0241)	0.77248 (15.702)	-0.76621 (-2.2883)	
shb	0.17370 (3.1435)	0.20824 (6.0618)		0.74033 (19.389)	0.40225 (3.2884)	-0.30760 (-2.7207)
szb	0.18459 (2.6453)	0.23937 (4.3490)		0.69988 (10.772)	0.43410 (2.5139)	-0.23617 (-1.6684)

注：无特别说明，表中数字代表参数估计值，下面括弧中的数字代表 t 统计量。

表3 ADCC模型系数估计

	a_1	b_1	c_1
ADCC	0.96594 (790.10)	0.030409 (24.970)	-0.0034888 (-2.0912)

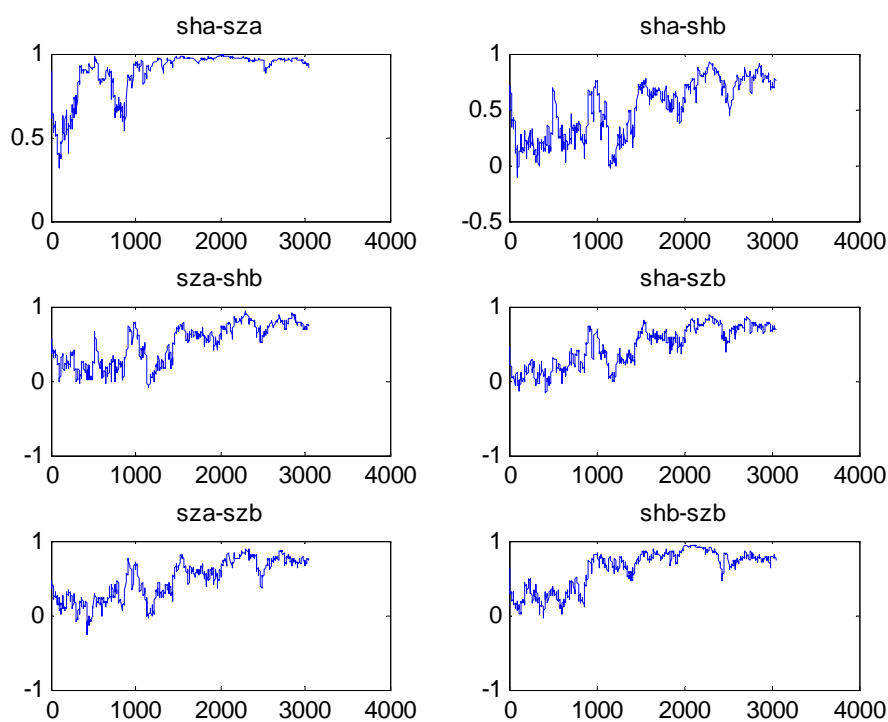


图1 动态条件相关系数图

从图 1 得出了以下结论, 首先, 从 1997 年亚洲金融危机以来中国主要股指市场之间的条件相关性总体上呈现逐渐增强的趋势, 其次, 从图中可以明显的看到, 自从 2001 年 2 月 16 日公布 B 股市场向国内购买者开放, 2003 年 5 月 26 日 A 股市场向国外购买者开放以后, 中国主要股指市场的相关性也明显增强。从上海 A 股和上海 B 股的相关关系和深圳 A 股和深圳 B 股的相关关系来看, A、B 股市场长期分割的现象逐渐得到改善。表明中国主要股指市场的分离程度已经得到缓和。第三, 可以看到但凡国家放宽对 A 股和 B 股市场购买者的政策出台以后, 四个市场间的动态相关系数就有突然的升高, 然后又逐渐呈现下降平稳的趋势。说明中国主要股指市场在得到利好消息后, 各个主要股指市场反应相当, 相关性增强。

三、结论

本文采用 1992 年到 2006 年之间中国主要股指市场的收益数据, 运用 ADCC-MGARCH 方法分析了中国四个主要股指市场之间的动态条件相关, 实证结果揭示了中国主要股指市场收益率的变化在这 14 年间随着中国股市的发展呈现出相关性逐渐增强的时变性特征。当考虑到多资产的投资组合收益和风险时, 这种动态相关性的研究在金融领域中起着重要的作用, 因为它可以用来计算投资组合的收益和投资组合的风险值。通常对于投资者而言, 资产组合中的资产数量往往不止一两种, 因此多个市场动态相关性的研究是投资和风险管理的基础。而目前国内的文献由于估计方法的困扰, 较少涉及到超过二维的资产动态相关性, 本文在多维问题方面处理和估计方面进行了一些尝试和创新, 运用上证 A 股、上证 B 股、深综 A 指和深综 B 指四个市场的数据, 研究了它们之间的动态相关关系, 为进一步扩展到高维资产相关性问题的研究奠定了基础。

参考文献:

- [1] Chui, A.C.W. and Kwon, C.C.Y. Cross-Autocorrelation Between A Shares and B Shares in the Chinese Stock Market[J]. Journal of Financial Research, 1998, 21(3): 333-353.
- [2] 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, 6(2): 68-73.
- [3] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Economics, 1986, 31: 307-327.
- [4] Engle R F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. Inflation[J]. Econometrica, 1982, 50: 987-1008.
- [5] Bollerslev, Tim. Modeling the coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH model[J]. Review of Economics and Statistics, 1990, 72: 498-505.
- [6] Engle, Robert and K. Kroner. Multivariate Simultaneous GARCH[J]. econometric Theory, 1995, 11: 122-150
- [7] Cappiello, L., R.F. Engle and K. Shephard. Asymmetric Dynamics in the correlations of Global Equity and Bond Returns[R]. Technical Report 2004, European Central Bank.
- [8] Lin Kuan-Pin. China and the World Equity Markets: A Review of the First Decade. <http://www.ncer.tsinghua.edu.cn>
- [9] Robert Engle. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class Of Multivariate GARCH models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(3): 339-350.

[责任编辑: 叶颖玫]

Dynamic Correlation Research between Main Chinese stock Indices

Zheng zhenlong, Zhang lei

(Dept. of Finance, Xiamen University, China 361005)

Abstract: Modeling dynamic correlation between return of assets has key relevance in many financial econometric issues such as risk evaluation, derivatives pricing, and optimal portfolio choice, etc. By ADCC-MGARCH(Asymmetry Dynamic Conditional Correlation-Multivariate GARCH) model, empirical analysis is made with main stock indices in China. The result shows that correlation between A share and B share is dynamic and asymmetric. And it becomes stronger especially when B shares open to domestic buyers and A shares open to foreign buyers .

Keywords: ADCC-MGARCH; correlation; main stock indices