



# 中外股市收益率的非对称动态相关性研究

陈云

华南师范大学 经济与管理学院, 广州 510006

**摘要:** 基于2002年1月1日至2012年7月31日美国道琼斯工业平均指数、香港恒生指数、上证综合指数的样本数据, 构建 AG-DCC-MVGARCH 模型, 运用拟极大似然估计法和 LR 检验, 实证研究中外股市收益率之间的相关性, 探讨其是否具备动态特征和非对称性特征。研究结果表明, 美国与香港股市收益率之间存在正向的动态条件相关关系, 但在2007年以后这一相关性有所减弱; 香港与中国内地股市收益率之间存在稳定的正向的动态条件相关关系, 且在2005年之后这一相关性大大增强; 美国与中国内地股市收益率之间的相关关系不显著。股市收益率的波动对美国、香港和中国内地股市收益率之间的动态相关性产生显著的非对称冲击效应, 且负向冲击效应更大, 美国股市收益率的波动对3个股市收益率之间的相关性影响最大, 这意味着股市下跌时3个股市收益率之间的相关性增强, 尤其是美国股市下跌会对其他股市产生较强的波动溢出和风险传染效应。

**关键词:** 股市收益率; 动态条件相关性; 非对称冲击; AG-DCC-MVGARCH 模型

**中图分类号:** F830.91

**文献标识码:** A

**doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2013.04.008

**文章编号:** 1672-0334(2013)04-0079-10

## 1 引言

不同金融市场收益率的相关性是金融领域的重要研究课题。市场收益率的相关性包括两个层面, 一是条件均值的相关性, 即一个市场收益率的变化是否会对另一个市场的收益率产生影响, 或称价格溢出效应; 二是条件方差的相关性, 即两个市场的波动是否受共同因素的影响存在相关性, 一个市场收益率的波动是否会对另一个市场产生波动溢出效应。

20世纪70年代以来, 在金融全球化浪潮下, 各国纷纷开放本国的证券市场, 各国股市之间的联动性增强。与此同时, 不同股市之间的波动溢出和风险传染加剧了全球经济的波动性。2007年美国次贷危机引发全球股市震荡, 进而冲击各国实体经济, 是1929年大萧条以来影响最广泛和最深远的, 这引起学界对各国股市相关性的重新思考。

就中国而言, 1978年改革开放后创造了经济持续

高速增长奇迹, 根据国际货币基金组织公布的数据, 2011年中国的 GDP 达到 72 981.470 亿美元, 位居美国之后, 成为全球第二大经济体。与经济的飞速发展相比, 中国股市的发展较为滞后, 1990年上海证券交易所和1991年深圳证券交易所成立后, 中国股市才得以形成, 并逐步发展起来。21世纪以来, 伴随着中国融入全球经济一体化的程度不断加深, 金融市场逐步对外开放, 中外股市之间的联系日益紧密。在此背景下, 深入探讨中外股市收益率的相关性问题, 对于投资者更好地预测股市收益和风险并进行合理的资产配置和风险管理具有重要的现实意义。在研究方法的选择方面, Cappiello 等<sup>[1]</sup> 提出广义非对称动态条件相关多元 GARCH 模型, 即 AG-DCC-MVGARCH 模型, 考虑了金融时间序列相关性的动态特征, 并引入金融市场的非对称冲击, 对政策、信息的反应较灵敏, 能较好地描述正向和负向冲击下金融市场的反应, 特别适合分析新兴市场。考虑到中国

**收稿日期:** 2013-01-04 **修返日期:** 2013-07-30

**基金项目:** 国家自然科学基金(71203067); 国家社会科学基金(11CJY098, 09CJY013); 广东省哲学社会科学规划项目(09E-02)

**作者简介:** 陈云(1978-), 女, 湖北黄冈人, 毕业于中山大学, 获经济学博士学位, 现为华南师范大学经济与管理学院讲师, 研究方向: 金融经济学和货币经济学等。E-mail: anna\_chenyun@126.com

股市的特殊性,如不确定性因素较多、各项金融政策出台频繁、股市受政策影响较大、面临正向和负向冲击时的反应不同,本研究采用 AG-DCC-MVGARCH 模型考察中外股市收益率的非对称动态相关性,以期得到更为稳健可靠的研究结论。

## 2 相关研究评述

已有大量研究探讨各国股市收益率之间的相关性。理论研究方面主要有两种假说,一是经济基础假说,该假说基于投资者完全理性的传统金融理论,认为不同股市收益率的相关性根源之一是经济基本面之间的联系,如 Adler 等<sup>[2]</sup>的研究;二是市场传染假说,该假说以投资者行为或金融市场的行为作为研究的重点,认为股市收益率的相关性不能完全由可观察的宏观经济联系解释,股市之间还存在市场传染效应,如 King 等<sup>[3]</sup>的研究。

实证研究方面,由于金融时间收益率序列通常表现出波动集聚和时变方差特点,通常采用 GARCH 模型刻画其波动性和风险, Bollerslev 等<sup>[4]</sup>从单变量 GARCH 模型扩展出多元 GARCH (MVGARCH) 模型,能较好地研究多个市场不同金融资产收益率的均值和方差的相关性。随着计量方法和估计技术的不断改进, MVGARCH 模型也不断发展,广泛应用于不同股市收益率的相关性分析中。Engle 等<sup>[5]</sup>提出 BEKK-MVGARCH 模型, Chuang 等<sup>[6]</sup>采用该模型考察 6 个东亚国家股市收益率之间的波动相关性及溢出效应。Tse 等<sup>[7]</sup>和 Engle<sup>[8]</sup>考虑到金融事件序列之间的相关性往往具有时变特征,在 Bollerslev<sup>[9]</sup>常条件相关多元 GARCH (CCC-MVGARCH) 模型的基础上,提出动态条件相关多元 GARCH (DCC-MVGARCH) 模型。基于这一模型, Kearney 等<sup>[10]</sup>考察 5 个最大的欧元区股市收益率的动态相关性; Gupta 等<sup>[11]</sup>研究印度和另外 3 个亚洲国家股市收益率之间的动态条件相关性; Neaime<sup>[12]</sup>研究 2007 年金融危机下中东和北非地区股市收益率与波动的动态相关性。

由于中国股市起步较晚,且在发展初期与外部资本市场基本隔绝,关于中外股市收益率相关性的研究相对欠缺。Qiao 等<sup>[13]</sup>运用 FIVECM-BEKK GARCH 模型考察中国内地 A 股市场、B 股市场与香港股市之间的相关性及波动溢出效应;董秀良等<sup>[14]</sup>运用 BEKK-MVGARCH 模型检验美、日、港和沪市之间的波动溢出效应;谷耀等<sup>[15]</sup>运用 DCC-(BV) EGARCH-VAR 模型考察沪、深、港股市收益率及其波动的动态相关性;张兵等<sup>[16]</sup>运用 DCC-MVGARCH 模型考察中美股市收益率的波动溢出效应。

从已有的研究看, DCC-MVGARCH 模型虽然能较好地刻画不同股市收益率的动态相关性特征,却不能捕捉到股市冲击的非对称性特征,而且除对重大信息和政策具有敏感性外,对一般的信息和政策冲击反应并不敏感。而 AG-DCC-MVGARCH 模型则克服了以上缺点,通过引入非对称冲击,能更好地刻画不同股市收益率相关性的动态特征和非对称性特

征。Kearney 等<sup>[10]</sup>同时采用 DCC-MVGARCH 和 AG-DCC-MVGARCH 模型检验 5 个欧元区股市收益率的动态相关性,结果证实了非对称冲击效应的存在; Milunovich 等<sup>[17]</sup>采用 AG-DCC-MVGARCH 模型考察伦敦、法兰克福和巴黎的股市收益率的非对称动态相关性; Hyde 等<sup>[18]</sup>采用 AG-DCC-MVGARCH 模型研究包括美国在内的 13 个亚太和欧洲国家股市收益率的非对称动态相关性。中国国内少数学者采用 AG-DCC-MVGARCH 模型研究中国不同金融市场之间的动态相关性,证实该模型具有更好的拟合效果,袁超等<sup>[19]</sup>考察股票和债券市场收益率的动态相关性;吴吉林等<sup>[20]</sup>考察股票、债券和外汇市场收益率的动态相关性和市场一体化程度。然而,目前尚未检索到基于 AG-DCC-MVGARCH 模型研究中外股市收益率的动态相关性的文献。为弥补这一研究领域的不足,本研究采用 AG-DCC-MVGARCH 模型,深入研究中外股市收益率的非对称动态相关性。考虑到美国的国际金融中心地位以及美国股市对其他股市的影响,本研究选择美国股市作为国外股市的代表,鉴于香港股市在中美股市关系中的作用,将香港股市也纳入其中,综合考察美国、香港和中国内地 3 个股市收益率之间的动态相关性及波动溢出效应。

## 3 实证方法和模型

AG-DCC-MVGARCH 模型的基本结构如下。

$r_t$  为  $t$  期  $n$  种资产收益率,为  $n$  维列向量,假设  $r_t$  服从条件均值为 0、条件方差协方差矩阵为  $H_t$  的多元正态分布,即

$$r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

其中,  $\Omega_{t-1}$  为截止到  $(t-1)$  期所有可获得的信息集。  $H_t$  可分解为

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2)$$

其中,  $D_t$  为资产收益率的波动性,是  $n \times n$  的对角矩阵,  $D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{i,t}}\}$ , 对角线上第  $i$  个元素为  $\sqrt{h_{i,t}}$ ,  $h_{i,t}$  为从单变量 GARCH 模型中得到的时变方差,  $\sqrt{h_{i,t}}$  为时变标准差。  $R_t$  为资产收益率之间的相关性,是  $n \times n$  的时变条件相关系数矩阵,其结构满足

$$R_t = Q_t^*{}^{-1} Q_t Q_t^*{}^{-1} \quad (3)$$

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - C' \bar{N} C) + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' Q_{t-1} B + C' \eta_{t-1} \eta_{t-1}' C \quad (4)$$

其中,  $Q_t^*$  为对角矩阵,其元素为矩阵  $Q_t$  对角线上相应元素的平方根,  $Q_t^* = [\sqrt{q_{i,i,t}}]$ ;  $A, B, C$  均为  $n \times n$  的参数矩阵;  $\varepsilon_{i,t}$  为标准化残差,  $\varepsilon_{i,t} = \frac{r_{i,t}}{\sqrt{h_{i,t}}}$ ;  $\bar{Q}$  为  $\varepsilon_{i,t}$  的无条件协方差矩阵;  $\bar{N}$  为  $\eta_t$  的无条件协方差矩阵,  $\eta_{i,t} = I[\varepsilon_{i,t}] \circ \varepsilon_{i,t}$ ,  $I[\cdot]$  为示性函数,当  $\varepsilon_{i,t} < 0$  时取值为 1,否则为 0,  $\circ$  为 Hadamard 乘积,该项能捕捉条件相关性的非对称特征。

$\bar{Q}$  和  $\bar{N}$  满足如下结构,即

$$\bar{Q} = E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = T^{-1} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i \varepsilon_i' \quad (5)$$

$$\bar{N} = E[\eta_t \eta_t'] = T^{-1} \sum_{i=1}^T \eta_i \eta_i' \quad (6)$$

要保证  $Q_t$  为正定矩阵, 则截距项  $(\bar{Q} - A'\bar{Q}A - B'\bar{Q}B - C'\bar{N}C)$  必须为半正定矩阵, 且初始协方差矩阵  $Q_0$  为正定矩阵。

如果  $A, B, C$  均为对角矩阵, 则 AG-DCC-MVGARCH 模型中的矩阵  $Q_t$  可表示为

$$Q_t = \bar{Q} \circ (\mathbf{i}\mathbf{i}' - \mathbf{a}\mathbf{a}' - \mathbf{b}\mathbf{b}') - \bar{N} \circ \mathbf{g}\mathbf{g}' + \mathbf{a}\mathbf{a}' \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \mathbf{b}\mathbf{b}' \circ Q_{t-1} + \mathbf{g}\mathbf{g}' \circ \eta_{t-1} \eta_{t-1}' \quad (7)$$

其中,  $\mathbf{i}$  为单位向量,  $\mathbf{a}$  为包含矩阵  $A$  对角元素的向量,  $\mathbf{b}$  为包含矩阵  $B$  对角元素的向量,  $\mathbf{g}$  为包含矩阵  $C$  对角元素的向量。此时要保证  $Q_t$  为正定矩阵, 则截距项  $\bar{Q} \circ (\mathbf{i}\mathbf{i}' - \mathbf{a}\mathbf{a}' - \mathbf{b}\mathbf{b}') - \bar{N} \circ \mathbf{g}\mathbf{g}'$  必须为半正定矩阵, 且初始协方差矩阵  $Q_0$  为正定矩阵。

如果  $G = 0$ , 则上述 AG-DCC-MVGARCH 模型就变成 GDCC-MVGARCH 模型, 矩阵  $Q_t$  可表示为

$$Q_t = \bar{Q} \circ (\mathbf{i}\mathbf{i}' - \mathbf{a}\mathbf{a}' - \mathbf{b}\mathbf{b}') + \mathbf{a}\mathbf{a}' \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \mathbf{b}\mathbf{b}' \circ Q_{t-1} \quad (8)$$

同样, 此时要保证  $Q_t$  为正定矩阵, 则截距项  $\bar{Q} \circ (\mathbf{i}\mathbf{i}' - \mathbf{a}\mathbf{a}' - \mathbf{b}\mathbf{b}')$  必须为半正定矩阵, 且初始协方差矩阵  $Q_0$  为正定矩阵。

如果对角矩阵  $A, B, C$  分别以标量代替, 则 AG-DCC-MVGARCH 模型就退化成一般的 ADCC-MVGARCH 模型, 矩阵  $Q_t$  可表示为

$$Q_t = (\bar{Q} - \mathbf{a}^2 \bar{Q} - \mathbf{b}^2 \bar{Q} - \mathbf{g}^2 \bar{N}) + \mathbf{a}^2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \mathbf{b}^2 Q_{t-1} + \mathbf{g}^2 \eta_{t-1} \eta_{t-1}' \quad (9)$$

此时要保证  $Q_t$  为正定矩阵, 只需  $\mathbf{a}^2 + \mathbf{b}^2 + \delta \mathbf{g}^2 < 1$ ,  $\delta$  为  $[\bar{Q}^{-\frac{1}{2}} \bar{N} \bar{Q}^{-\frac{1}{2}}]$  最大的特征根。

如果  $G = 0$ , 且对角矩阵  $A, B$  均为标量, 则 AG-DCC-MVGARCH 模型就退化成为标准的 DCC 模型, 矩阵  $Q_t$  可表示为

$$Q_t = (1 - \mathbf{a} - \mathbf{b}) \bar{Q} + \mathbf{a} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \mathbf{b} Q_{t-1} \quad (10)$$

此时要保证  $Q_t$  为正定矩阵, 只需  $\mathbf{a} + \mathbf{b} < 1$ 。

根据 AG-DCC-MVGARCH 模型, 还可得到  $t$  期序列  $i$  与序列  $j$  之间的时变条件相关系数  $\rho_{i,j,t}$ , 即

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t} q_{j,j,t}}} \quad (11)$$

其中,  $q_{i,j,t}, q_{i,i,t}$  和  $q_{j,j,t}$  均为矩阵  $Q_t$  的元素。

对 AG-DCC-GARCH 模型的估计借鉴 Engle<sup>[8]</sup> 对 DCC-MVGARCH 模型的估计方法, 采用拟极大似然法, 估计量的对数似然函数为

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [n \log(2\pi) + \log |H_t| + \mathbf{r}_i' H_t^{-1} \mathbf{r}_i] \\ = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [n \log(2\pi) + \log |D_t R_t D_t| +$$

$$\mathbf{r}_i' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \mathbf{r}_i] \quad (12)$$

由于标准化残差  $\varepsilon_t = \frac{\mathbf{r}_t}{\sqrt{h_t}} = D_t^{-1} \mathbf{r}_t$ , 上述对数似然函数可表示为

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + \log |R_t| + \mathbf{r}_i' D_t^{-1} D_t^{-1} \mathbf{r}_i - \varepsilon_i' \varepsilon_i + \varepsilon_i' R_t^{-1} \varepsilon_i] \\ = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [n \log(2\pi) + \log |D_t| + \mathbf{r}_i' D_t^{-2} \mathbf{r}_i] - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [\log |R_t| + \varepsilon_i' R_t^{-1} \varepsilon_i - \varepsilon_i' \varepsilon_i] \quad (13)$$

由(13)式可以看出, 对数似然函数中包括两部分, 一部分是包括  $D_t$  的波动性部分, 另一部分是包括  $R_t$  的相关性部分。因此, 可以分两阶段估计。第一步, 从单变量 GARCH 模型中估计出与  $D_t$  有关的参数; 第二步, 运用  $\varepsilon_t = D_t^{-1} \mathbf{r}_t$  估计出余下参数。两步估计出的 AG-DCC-MVGARCH 模型参数是一致的。

## 4 实证分析步骤和结果

### 4.1 变量和数据说明

本研究探讨中外股市收益率的非对称动态相关性, 涉及美国、香港和中国内地股市。美国股市选择道琼斯工业平均指数作为代表, 香港股市选择恒生指数作为代表, 中国内地股市选择上证综合指数作为代表, 研究的样本区间为2002年1月1日至2012年7月31日, 分别选取各股指的每日收盘价, 原始数据均来自于雅虎财经。由于美国、香港、中国内地的节假日不同, 还有因台风等原因导致休市, 3个市场的交易日期存在不重合。删去不同市场交易日期不重合的数据, 得到3个市场均可获得的完整数据, 共2 415组观察值。根据3个市场的股指数据, 可计算得到相应的股市收益率序列, 即

$$RDJ_t = 100 \cdot \ln\left(\frac{DJCL_t}{DJCL_{t-1}}\right) \quad (14)$$

$$RHS_t = 100 \cdot \ln\left(\frac{HSCL_t}{HSCL_{t-1}}\right) \quad (15)$$

$$RSS_t = 100 \cdot \ln\left(\frac{SSCL_t}{SSCL_{t-1}}\right) \quad (16)$$

其中,  $RDJ_t$  为  $t$  期美国的股市收益率,  $RHS_t$  为  $t$  期香港的股市收益率,  $RSS_t$  为  $t$  期中国内地的股市收益率, 均为从前一日收盘到本日收盘的收益率;  $DJCL_t$  为  $t$  期美国股市的每日收盘价;  $HSCL_t$  为  $t$  期香港股市的每日收盘价;  $SSCL_t$  为  $t$  期中国内地股市的每日收盘价。美国、香港和中国内地股市收益率序列如图1~图3所示, 3个收益率序列均表现出波动集聚特征。

### 4.2 变量的描述性统计分析

美国、香港和中国内地股市收益率序列的描述性统计分析见表1。从均值和中位数看, 3个股市收

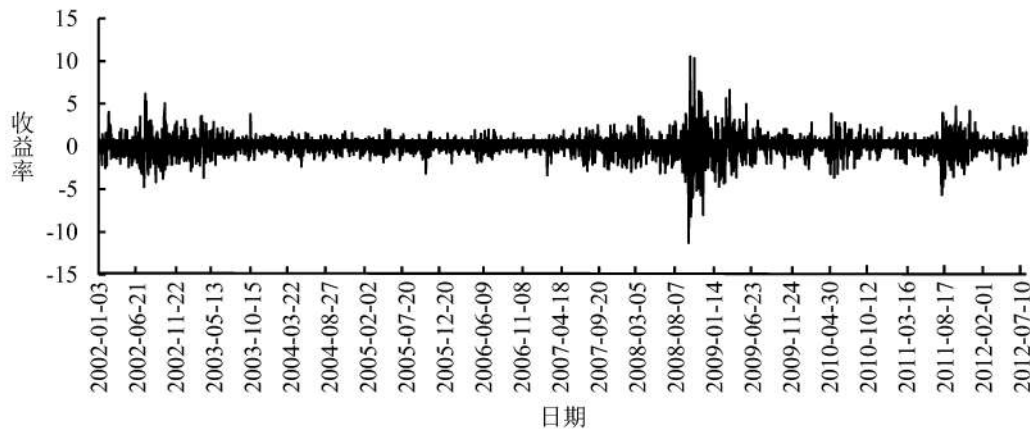


图1 美国股市收益率序列

Figure 1 Stock Returns Series of the US

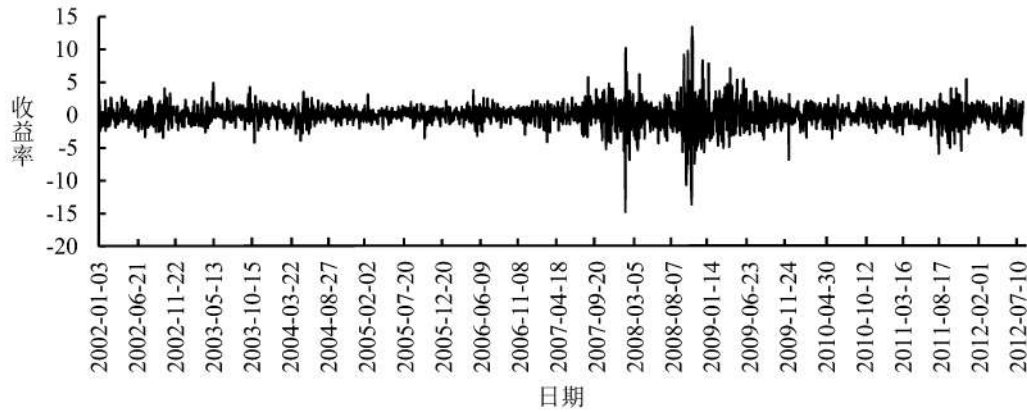


图2 香港股市收益率序列

Figure 2 Stock Returns Series of the Hongkong

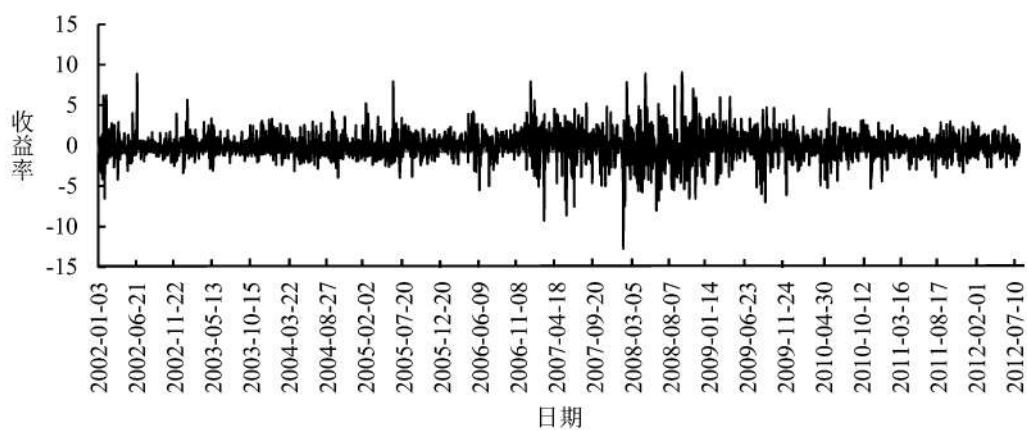


图3 中国内地股市收益率序列

Figure 3 Stock Returns Series of the Mainland China

益率均为正值,香港股市收益率略高,美国和中国内地股市收益率接近。从标准差看,中国内地股市收益率的标准差最大,香港股市收益率的标准差次之,美国股市收益率的标准差最小,由于标准差在一定程度上可反映出收益率的波动特征,所以这也反映

出中国股市的波动性较大。从偏度和峰度看,3个股市收益率序列均为负偏,且峰度均大于3,表明中外股市收益率序列均符合尖峰厚尾特征。JB检验统计量表明,3个股市收益率序列均为非正态分布。针对各股市收益率序列进行回归,检验其残差是否存在

表1 描述性统计  
Table 1 Descriptive Statistics

	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	<i>JB</i>	<i>ARCH</i>	<i>ADF</i>
<i>RDJ</i>	0.011	0.044	1.327	-0.142	12.240	8 596.242***	512.722***	-52.382***
<i>RHS</i>	0.022	0.051	1.672	-0.208	13.778	11 701.580***	490.512***	-51.383***
<i>RSS</i>	0.011	0.045	1.770	-0.244	7.268	1 856.353***	104.576***	-50.075***

注:\*\*\*为在1%水平上显著,下同;*JB*为Jarque-Bera统计量,用来检验序列是否服从正态分布,\*\*\*为在1%的显著性水平上拒绝正态分布的原假设;*ARCH*为检验序列是否存在异方差的 $\chi^2$ 统计量,最优滞后阶数的选择根据统计量的显著性判断,\*\*\*为在1%的显著性水平上拒绝不存在异方差的原假设;*ADF*为检验序列平稳性的*ADF*单位根检验统计量,具体检验形式(*c,t,k*)的选择根据相应系数估计值的显著性判断,\*\*\*为在1%的显著性水平上拒绝单位根序列的原假设。

表2 单变量GJR-GARCH模型系数估计结果  
Table 2 GJR-GARCH Model Coefficients Estimation Results of Single Variables

	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$
<i>RDJ</i>	0.017*** (23.962)	-0.016** (-2.032)	0.920*** (102.836)	0.170*** (9.715)
<i>RHS</i>	0.027*** (4.146)	0.032*** (3.531)	0.919*** (96.960)	0.073*** (4.777)
<i>RSS</i>	0.030*** (2.876)	0.047*** (5.075)	0.934*** (84.382)	0.022* (1.852)

注:括号内的数据为系数估计值的*t*值;\*\*为在5%水平上显著,\*为在10%水平上显著,下同。

异方差,ARCH检验结果表明,3个股市收益率序列均存在显著的异方差。进一步对股市收益率序列进行*ADF*单位根检验,结果表明,3个股市收益率序列均为平稳序列。

计算美国、香港、中国内地股市收益率之间的无条件相关系数,初步判断3个股市收益率之间的相关关系。计算结果表明,美国、香港、中国内地股市收益率之间均呈正相关关系,美国与香港股市收益率相关系数为0.265,美国与中国内地股市收益率相关系数仅为0.070,中国内地与香港股市收益率相关系数为0.419。这反映了香港与中国内地股市之间的联系较为紧密,香港股市与美国股市也存在一定的相关性,而中国内地股市与美国股市的相关性较弱。

### 4.3 AG-DCC-MVGARCH模型估计

前文对各股市收益率序列的基本统计分析显示,适宜运用AG-DCC-MVGARCH模型进一步分析中外股市收益率之间的动态条件相关性。AG-DCC-MVGARCH模型的参数估计分为两步,第一步,运用考虑非对称效应的单变量GARCH(GJR-GARCH)模型得到 $D_t$ ;第二步,运用标准化残差 $\varepsilon_t = D_t^{-1}r_t$ 估计余下的参数。本研究的估计过程运用Rats 7.0软件编程实现。

GJR-GARCH模型的条件方差 $h_t$ 的结构为

$$h_t = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma u_{t-1}^2 I(u_{t-1}) \quad (17)$$

其中, $u_{t-1}$ 为误差滞后项; $I(u_{t-1})$ 为示性函数,当 $u_{t-1} < 0$ 时为1,否则为0,由此体现非对称冲击效应; $\omega$ 为截距项; $\alpha$ 为误差平方滞后项系数; $\beta$ 为条件方差

滞后项系数; $\gamma$ 为负向误差平方滞后项系数,用来衡量非对称冲击的大小。若 $\gamma$ 显著不等于0,表明存在非对称冲击;若 $\gamma > 0$ ,表明负向冲击效应大于正向冲击效应;若 $\gamma < 0$ ,表明正向冲击效应大于负向冲击效应。

中外股市收益率序列单变量GJR-GARCH模型估计结果见表2。由表2可知,3个股市收益率的方差方程中,几乎所有的系数估计值均显著不为0, ( $\alpha + \beta$ )均趋于1,表明3个股市收益率波动均具有持久性。美国和香港股市收益率方差方程中,负向冲击系数分别为0.170和0.073,且十分显著(显著性水平为1%),表明美国和香港股市收益率的波动均存在显著的非对称冲击效应,且负向冲击效应大于正向冲击效应,在面临负向冲击时,美国股市所受影响比香港股市所受影响更大。中国内地股市收益率方差方程中的负向冲击系数为0.022,但显著性水平仅为10%,表明中国内地股市收益率波动的非对称冲击效应较弱,显著性较弱。

在GJR-GARCH模型估计结果的基础上,继续进行DCC-MVGARCH模型估计。分别选取美国、香港、中国内地股市收益率,构建三元MVGARCH模型。另外,考虑到股市收益率之间的动态条件相关关系可能存在不同形式,分别选择DCC、ADCC、GDCC、AG-DCC 4种不同的DCC模型形式。第1种为最简单的标准DCC模型(见(10)式),不含非对称项,对角矩阵*A*和*B*为标量;第2种为ADCC模型(见(9)式),包含非对称项,对角矩阵*A*、*B*、*G*为标量;第3种为GDCC模型(见(8)式),*A*和*B*为对角矩阵, $G = 0$ ;

表3 4种DCC模型的对数似然值  
Table 3 Log-likelihood Values of Four DCC Models

模型形式	DCC	ADCC	GDCC	AG-DCC
对数似然值	-11 882.250	-11 850.494	-11 837.778	-11 834.539
条件方差方程中的估计参数个数	2	3	6	9
贝叶斯信息准则	23 896.914	23 841.193	23 839.127	23 856.017

表4 AG-DCC-MVGARCH模型参数估计值  
Table 4 Parameter Estimation Results of AG-DCC-MVGARCH Model

参数	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$g_1$	$g_2$	$g_3$
估计值	-0.518*** (-4.379)	0.050*** (3.895)	0.125*** (4.952)	0.162 (0.656)	0.996*** (443.093)	0.994*** (399.144)	0.513*** (2.666)	0.065*** (2.449)	0.107*** (2.587)

第4种为AG-DCC模型(见(7)式),  $A, B, G$ 为对角矩阵。据此得到4种DCC模型的对数似然值,见表3。

从对数似然值的结果看,对角矩阵的AG-DCC-MVGARCH模型明显优于其他3种模型形式。而贝叶斯信息准则的结果也表明,对角矩阵的AG-DCC-MVGARCH模型优于DCC-MVGARCH模型。进一步进行似然比检验(LR),LR检验统计量为

$$LR = -2[\ln L_1 - \ln L_2] \quad (18)$$

其中,  $\ln L_1$ 为有约束模型的对数似然值,  $\ln L_2$ 为无约束模型的对数似然值。LR检验统计量渐进服从  $\chi^2(n)$ 分布,  $n$ 为约束条件的个数。分别计算对角矩阵的AG-DCC模型与DCC、ADCC、GDCC模型的LR检验统计量,得到的结果分别为95.420、31.910、6.477。由于3个LR检验统计量分别满足  $\chi^2(7)$ 、 $\chi^2(6)$ 和  $\chi^2(3)$ 分布,查找  $\chi^2(n)$ 分布的临界值表,  $\chi^2(7)$ 在1%显著性水平上的临界值为16.010,  $\chi^2(6)$ 在1%显著性水平上的临界值为14.450,  $\chi^2(3)$ 在10%显著性水平上的临界值为6.250,结果显示3个LR检验统计量分别在1%、1%和10%的水平上显著,这表明AG-DCC模型优于另外3种DCC模型形式。因此,最终选择AG-DCC-MVGARCH模型,相应的参数估计结果见表4,表4中  $a_i (i=1,2,3)$ 为对角矩阵  $A$ 的对角元素,为条件方差协方差矩阵的一阶滞后项系数,反映新息的冲击,可称为新息系数;  $b_i (i=1,2,3)$ 为对角矩阵  $B$ 的对角元素,为自回归矩阵系数,反映波动的持久性,可称为衰减系数;  $g_i (i=1,2,3)$ 为对角矩阵  $G$ 的对角元素,为负向方差协方差矩阵系数,用来衡量非对称冲击对金融市场动态相关性的影响,可称为非对称系数。

从估计结果看,除  $b_1$ 外,所有的系数估计值显著性水平均为1%。 $a_1$ 为-0.518,  $a_2$ 为0.050,  $a_3$ 为0.125,

均显著不为0,表明美国、香港和中国内地股市都容易受到新息的冲击,美国股市收益率受新息冲击的影响为负向的,香港和中国内地股市收益率受新息冲击的影响均为正向的。 $b_2$ 为0.996,  $b_3$ 为0.994,均十分显著,表明香港和中国内地股市收益率波动均具有较强的持久性。 $g_1$ 为0.513,  $g_2$ 为0.065,  $g_3$ 为0.107,均十分显著,表明非对称冲击对美国、香港和中国内地股市收益率之间的动态相关性具有显著影响,且负向冲击效应大于正向冲击效应。当市场处于下跌行情时,3个股市收益率之间的动态相关性更高;从非对称冲击的影响效果看,美国股市收益率波动对3个股市收益率之间的动态相关性影响最大,中国内地股市收益率波动的影响次之,香港股市收益率波动的影响最小。

#### 4.4 动态相关性分析

根据上述AG-DCC-MVGARCH模型的估计结果,分别计算得到美国、香港、中国内地股市收益率序列两两之间的动态条件相关系数,其描述性统计分析见表5,相应的股市收益率序列动态条件相关系数见图4~图6。

表5 动态条件相关系数的描述性统计分析  
Table 5 Descriptive Statistics Analysis of Dynamic Conditional Correlation Coefficients

	均值	标准差	最小值	最大值
$RDJ - RHS$	0.241	0.051	-0.074	0.334
$RHS - RSS$	0.352	0.183	0.015	0.633
$RDJ - RSS$	0.093	0.053	-0.432	0.330

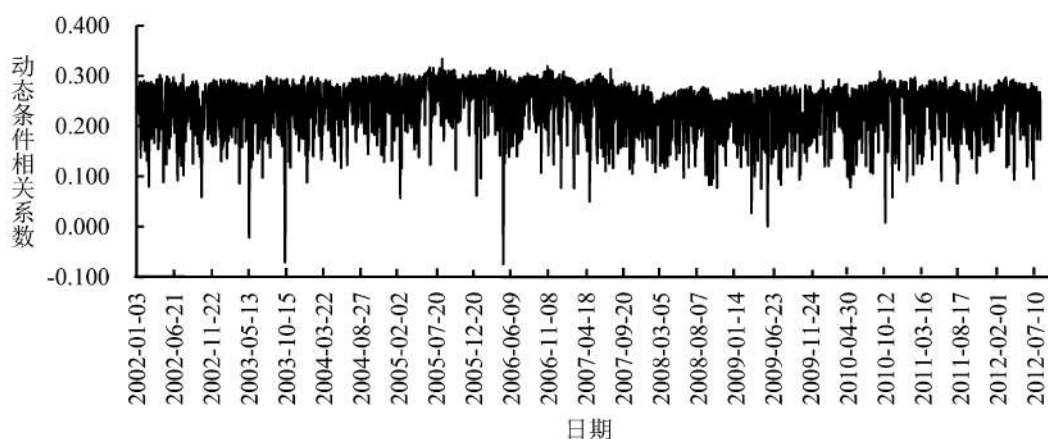


图4 美国与香港股市收益率之间的动态条件相关系数  
Figure 4 DCC between Stock Returns of the US and Hong Kong

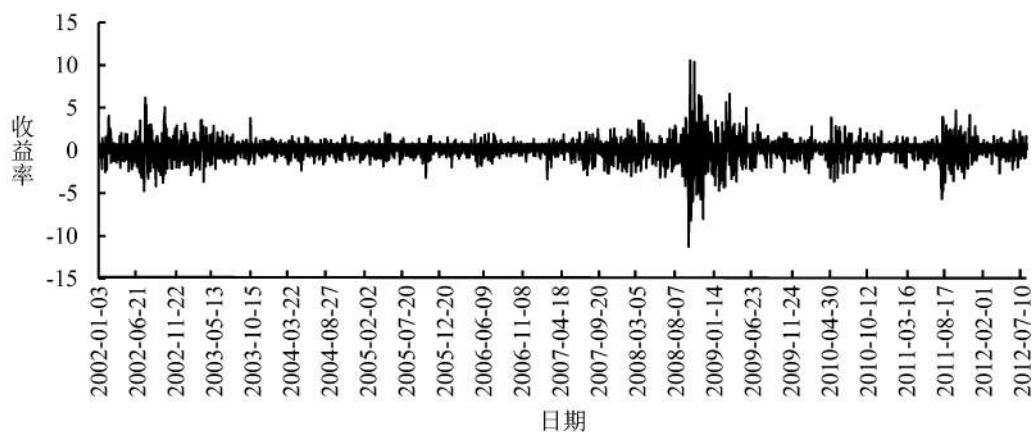


图5 香港与中国内地股市收益率之间的动态条件相关系数  
Figure 5 DCC between Stock Returns of the Hong Kong and Mainland China

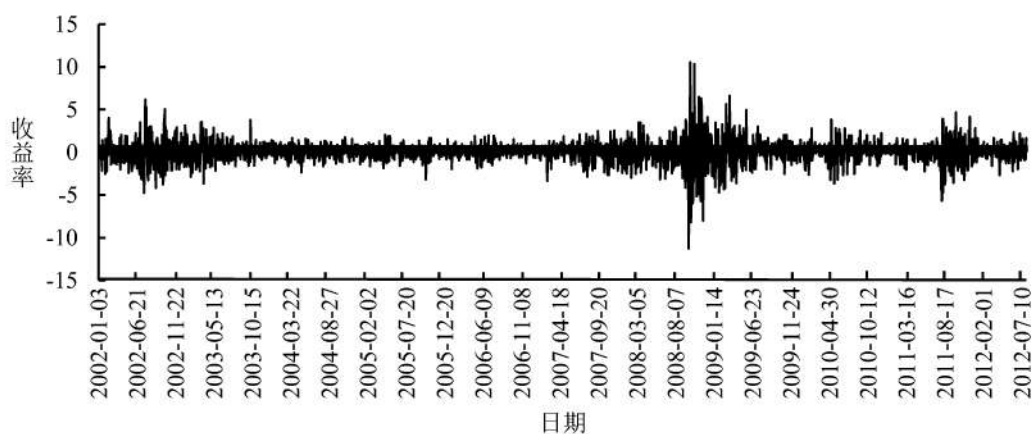


图6 美国与中国内地股市收益率之间的动态条件相关系数  
Figure 6 DCC between Stock Returns of the US and Mainland China

研究结果显示,①美国股市收益率与香港股市收益率之间呈正相关关系,除了3个异质点为负值外,二者之间的动态条件相关系数均为正数,且波动频繁。2007年之前,该系数数值多在0.200以上波动,2007年之后,这一系数值有所下降,这反映出美国股

市与香港股市具有一定的联动性,但在2007年二者关系出现了一些变化。

美国股市是一个成熟的市场,股市波动与宏观经济发展密切相关。2002年全球经济萧条,同时受“9·11”事件、安然和世界通信等上市公司的财务丑

闻、伊拉克和中东局势等不利因素影响,美国股市低迷;2003年3月以来,随着全球经济复苏以及降息、减税等扩张性宏观经济政策的出台,美国经济增长速度加快,上市公司赢利增加,推动了美国股市持续上扬;2007年下半年,次贷危机爆发并引发全球经济危机,美国股市持续大幅下跌;直至2009年3月,随着一系列财政刺激方案和定量宽松货币政策出台,美国经济走向复苏,美国股市也开始反弹。香港股市的国际化 and 市场化程度较高,一方面容易受美国等外部市场的影响,另一方面,由于香港与中国内地之间特殊的经济和政治关系,香港股市也会受到内地经济发展和股市波动的影响。2002年以来,全球经济好转,同时中国加入世贸组织给香港经济带来新机遇,中央政府力推支持香港经济发展的多项举措,香港经济走向复苏并快速增长,香港股市自2003年以来持续大幅上涨。2007年上半年香港股市受次贷危机冲击出现下跌,但下半年更多地受内地放宽 QDII 和“港股直通车”等利好政策的影响,香港股市大幅上涨。由于2002年至2006年美国 and 香港股市的趋势大体一致,美国 and 香港股市收益率的动态相关性稍高,而2007年以后,香港股市的“内地化”程度加强,使美国 and 香港股市收益率的动态相关性有所下降。

②香港股市收益率和中国内地股市收益率之间呈稳定的正相关关系,二者之间的动态条件相关系数的波动较大,均值为0.352。2002年至2005年5月,二者的动态条件相关系数先后出现下降-上升-下降-上升4个阶段,2003年9月22日该系数值达到最低点0.015,最高点约0.300;自2006年6月以来,该系数值持续大幅上升,2008年以后基本在0.500以上波动,2010年4月19日达到最大值0.633。这反映出香港股市和内地股市的发展变化。

2002年至2005年,中国内地经济持续快速发展,与此同时,中国内地股市改革逐步推进,市场化和国际化进程加快,一系列旨在规范和促进股市发展的政策措施频频推出,如叫停国有股减持、提高新股增发门槛、降低股市交易成本、实施 QFII 制度、颁布资本市场发展的“国九条”等。然而,良好的经济基本面和积极的政策导向未能改变股市的熊市行情。这一阶段,香港和内地经济联系日益密切,尤其是《内地与香港关于建立更紧密经贸关系安排》(CEPA)协议的签署,极大地推动了香港经济的发展,香港股市呈现上涨行情。由于两地股市行情不太一致,股市收益率之间的动态相关性变化较大。

2005年4月,中国内地股市启动股权分置改革,在这一重大利好政策的刺激下,加之中国经济的强势发展和人民币持续升值等因素,股市进入疯狂上涨阶段,直到2007年10月,上证综指创下6124的最高点。而在此之后,受“大小非”减持、美国次贷危机冲击以及政府从紧的货币政策的影响,股市一路暴跌,至2008年10月上证综指降至1664的最低点。2009年以来,为应对国际金融危机,政府相继出台产业和区域振兴政策,资本市场新股发行制度改革、创

业板推出、IPO 重启、机构监管加强,这些利好消息一度推动股市新一轮上涨,但随后受国内高通胀和国际债务危机等不利因素影响,市场恐慌情绪蔓延,股市呈现震荡下行。中国内地股市改革加强了内地与香港股市之间的联系,尤其是2007年“港股直通车”开通,使两地股市互动增强,香港股市受内地因素影响日益加深,香港股市与中国内地股市收益率的相关性也大大提升。

③美国股市收益率与中国内地股市收益率之间交替呈现正相关和负相关关系,且波动频繁,二者之间的动态条件相关系数在0.090上下波动,表明中、美两国股市之间的联动性较弱。这反映了两国股市之间的差异,即与美国股市不同,中国内地股市的市场化和国际化程度还不够高,且受政府干预和政策影响较大,因此中国内地股市行情受外部市场影响较小,而受政府出台的各项政策影响较大。由于中、美两国股市的行情不一致,美国股市与中国内地股市收益率之间的动态相关性也很低。

## 5 结论

本研究基于2002年1月1日至2012年7月31日的数据,运用 AG-DCC-GARCH 模型,实证分析美国、香港、中国内地股市收益率之间的关系,得到研究结论如下。

美国、香港、中国内地股市之间存在密切联系,主要体现为收益率和波动的相关性。美国与香港股市收益率之间存在正向的动态条件相关关系,但在2007年之后二者的相关性有所减弱;香港与中国内地股市收益率之间存在稳定的正向的动态条件相关关系,且在2005年之后两个市场之间的相关性大大增强;美国与中国内地股市收益率之间的动态条件相关性较弱,且不稳定。股市收益率波动对3个市场之间的动态条件相关性产生显著的非对称冲击效应,且负向冲击效应大于正向冲击效应,即市场行情下跌时3个股市收益率之间的动态相关性增强。美国股市收益率波动对3个股市收益率的动态相关性产生的影响最大,反映了美国股市对外部股市具有较强的波动溢出和风险传染效应。

以上研究结论较好地反映了中外股市收益率和波动相关性的动态特征和非对称性特征。美国作为国际金融中心,美国股市会对其他国家和地区的股市产生一定的影响。目前中国内地股市发展不够完善,对外开放程度也不高,因此中国内地股市与国外股市的相关性不强。但由于香港的金融开放度高,与国外金融市场具有一定的联动性,而随着中国内地与香港之间的经济和金融关系日益密切,两地股市的联动性不断增强,因此中国内地股市会以香港股市为中介,间接地受到来自国外股市的影响。此外,股市行情上升和下跌对中外股市之间的动态相关性会产生非对称冲击,股市下跌时中外股市之间的相关性增强,这意味着危机时期股市之间的波动溢出和风险传染效应增强,尤其是美国股市的风险



会传递到中国内地股市,进而对中国国内经济造成巨大冲击。

随着经济和金融全球化的不断深入,中国的资本市场必将进一步对外开放,国内外股市的联系会更直接、更密切,相互之间的影响也会更加深远。为此,政府当局应不断完善资本市场的制度和环境建设,确保股市健康快速发展,不断提升中国内地股市在国际金融市场的影响力;与此同时,要注意加强法律监管,不断增强中国内地股市对外部风险和危机冲击的防范和应对能力。对于微观投资主体,要准确把握中外股市之间的动态关系,合理配置资产,不断提高投资预测能力和风险管理能力。

#### 参考文献:

- [1] Cappiello L, Engle R F, Sheppard K. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 4(4): 537-572.
- [2] Adler M, Dumas B. International portfolio choice and corporation finance: A synthesis [J]. *The Journal of Finance*, 1983, 38(3): 925-984.
- [3] King M A, Wadhvani S. Transmission of volatility between stock markets [J]. *The Review of Financial Studies*, 1990, 3(1): 5-33.
- [4] Bollerslev T, Engle R F, Wooldridge J M. A capital asset pricing model with time-varying covariances [J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96(1): 116-131.
- [5] Engle R F, Kroner K F. Multivariate simultaneous generalized ARCH [J]. *Econometric Theory*, 1995, 11(1): 122-150.
- [6] Chuang I Y, Lu J R, Tswei K. Interdependence of international equity variances: Evidence from East Asian markets [J]. *Emerging Markets Review*, 2007, 8(4): 311-327.
- [7] Tse Y K, Tsui A K C. A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 351-362.
- [8] Engle R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 339-350.
- [9] Bollerslev T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1990, 72(3): 498-505.
- [10] Kearney C, Poti V. Correlation dynamics in European equity markets [J]. *Research in International Business and Finance*, 2006, 20(3): 305-321.
- [11] Gupta R, Guidi F. Cointegration relationship and time varying co-movements among Indian and Asian developed stock markets [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2012, 21: 10-22.
- [12] Neaime S. The global financial crisis, financial linkages and correlations in returns and volatilities in emerging MENA stock markets [J]. *Emerging Markets Review*, 2012, 13(3): 268-282.
- [13] Qiao Z, Chiang T C, Wong W K. Long-run equilibrium, short-term adjustment, and spillover effects across Chinese segmented stock markets and the Hong Kong stock market [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2008, 18(5): 425-437.
- [14] 董秀良, 曹凤岐. 国内外股市波动溢出效应: 基于多元 GARCH 模型的实证研究 [J]. *数理统计与管理*, 2009, 28(6): 1091-1099.  
Dong Xiuliang, Cao Fengqi. Volatility spillover effects and risk contagious: Evidence from the domestic and foreign stock markets based on the MGARCH mode [J]. *Application of Statistics and Management*, 2009, 28(6): 1091-1099. (in Chinese)
- [15] 谷耀, 陆丽娜. 沪、深、港股市信息溢出效应与动态相关性: 基于 DCC-(BV) EGARCH-VAR 的检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, 23(8): 142-151.  
Gu Yao, Lu Lina. Information spillover effects between HU, SHEN, GANG stock markets and dynamic conditional correlation [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2006, 23(8): 142-151. (in Chinese)
- [16] 张兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究 [J]. *经济研究*, 2010, 45(11): 141-151.  
Zhang Bing, Fan Zhizhen, Li Xindan. Comovement between China and U. S. 's stock markets [J]. *Economic Research Journal*, 2010, 45(11): 141-151. (in Chinese)
- [17] Milunovich G, Thorp S. Valuing volatility spillovers [J]. *Global Finance Journal*, 2006, 17(1): 1-22.
- [18] Hyde S J, Bredin D, Nguyen N. Correlation dynamics between Asia-Pacific, EU and US stock returns [C] // Kim S J, McKenzie M D. *International Finance Review*. Bradford: Emerald, 2007: 39-61.
- [19] 袁超, 张兵, 汪慧建. 债券市场与股票市场的动态相关性研究 [J]. *金融研究*, 2008(1): 63-75.  
Yuan Chao, Zhang Bing, Wang Huijian. On the correlation of securities market and bond market [J]. *Journal of Financial Research*, 2008(1): 63-75. (in Chinese)
- [20] 吴吉林, 原鹏飞. 信息、政策冲击和中国股票、债券及外汇市场一体化: 基于 AG-DCC 模型的金融市场动态相关性分析 [J]. *南方经济*, 2009(11): 12-21.  
Wu Jilin, Yuan Pengfei. Information, policy shocks

and integration of Chinese stock, bond and exchange markets; Based on AG-DCC model dynamic correlation analysis of financial markets [J]. South China

Journal of Economics, 2009(11): 12-21. (in Chinese)

## Empirical Study on Asymmetric Dynamic Correlations among Stock Returns in the US, Hong Kong and Mainland China

Chen Yun

School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510006, China

**Abstract:** Based on the data of Dow Jones Industrial Average, Hang Seng Index and Shanghai composite index from January 1<sup>st</sup>, 2002 to July 30<sup>th</sup>, 2012, this study investigates the asymmetric and dynamic correlations among stock returns in the US, Hong Kong and Mainland China with the AG-DCC-MVGARCH model, Quasi-Maximum Likelihood estimation and LR test. The empirical results show that: there exists notable positive dynamic conditional correlation between stock returns in the US and those in Hong Kong, yet the significance of the correlation falls after 2007, there exists notable positive dynamic conditional correlation between stock returns in Hong Kong and those in Mainland China, and the significance of correlation rises a lot after 2005, however, there is no significant correlation between stock returns in the US and those in Mainland China. The volatility of stock returns has substantial asymmetric shock effects on dynamic correlations among stock returns in these three markets, and the negative shock effects are greater than positive ones. In addition, the volatility of stock returns in the US has the most enormous effects on dynamic correlations among stock returns in these three markets. The correlations among stock returns in the US, Hong Kong and Mainland China enhance during the bear markets; particularly, the falling stock market of the US brings gigantic effects on volatility spillover and risk contagion to other markets.

**Keywords:** stock returns; dynamic conditional correlations; asymmetric shock; AG-DCC-MVGARCH model

**Received Date:** January 4<sup>th</sup>, 2013      **Accepted Date:** July 30<sup>th</sup>, 2013

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(71203067), the National Social Science Foundation of China(11CJY098,09CJY013) and the Guangdong Provincial Social Science Foundation Project(09E-02)

**Biography:** Dr. Chen Yun, a Hubei Huanggang native(1978 - ), graduated from Sun Yat-sen University and is a Lecturer in the School of Economics and Management at South China Normal University. Her research interests include financial economics and monetary economics, etc.

E-mail: anna\_chenyun@126.com

□