

我国股市的对外溢出效应与国际影响力 研究 —— 基于 Copula-DCC-GARCH 模型^{*}

李红权^{1,2} 何敏园^{1,2,3}

(1. 湖南师范大学商学院, 长沙 410081; 2. 湖南师范大学数学与计算机科学学院, 长沙 410081;

3. 湘南学院数学与金融学院, 郴州 423000)

摘要 随着经济全球化与中国经济的不断发展, 我国在世界经济中的地位和影响力日益提升, 在此背景下本文旨在考察我国资本市场的溢出效应与国际影响力. 文章基于 Copula-DCC-GARCH 模型和一种新的结构变点检测方法, 对于入世以来我国股市国际影响力的总体特征、结构特征、时变性及突变性进行了全面考察, 结论如下: 1) 总体上而言, 我国股市对于国际股市的影响力是逐步提升的; 从国别结构上看, 与亚洲股市的联动最为紧密, 其次是金砖国家, 对于欧美股市也有比较显著的影响力. 2) 我国股市的溢出效应和国际影响力具有时变性, 并存在 3-4 个变点, 这些特征与我国的经济金融基本面因素相关. 这表明我国股市承载了经济体的相关信息, 并具有影响国际市场的能力.

关键词 溢出效应, Copula-DCC-GARCH, 时变性, 结构突变.

MR(2000) 主题分类号 91B28, 60E05

The Spillover Effect and International Influence of China's Stock Market: Based on the Copula-DCC-GARCH Model

LI Hongquan^{1,2} HE Minyuan^{1,2,3}

(1. School of Business, Hunan Normal University, Changsha 410081; 2. Mathematics and Computer Science, Hunan Normal University, Changsha 410081; 3. School of Mathematics and Finance, Xiangnan University, Chenzhou 423000)

Abstract With the economic globalization and the development of China's economy, China's status and influence in the world economy is growing. In this context, this article aims to study the spillover effects and international influence of China's

* 国家自然科学基金资助项目 (71473081), 教育部人文社会科学研究规划基金项目 (14YJA790025) 资助课题.

收稿日期: 2017-01-18, 收到修改稿日期: 2017-03-13.

通信作者: 何敏园, Email: 731830958@qq.com.

编委: 房勇.

《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社编者注: 本文中涉及香港的“国别”均应为“国别(地区)”, “国外”均应为“境外”, “国家”均应为“国家(地区)”, “national”均应为“national (regional)”.

capital market. The general characteristics, structural characteristics, time variation, and structural breaks of China's stock market's international influence since its accession to the WTO have been fully studied in this article based on Copula-DCC-GARCH and a new detection method of breakpoints, and the conclusion is as follows: 1) Generally speaking, the influence of China's stock market on the international market is gradually improved; from the point of view of national structure, its comovement with Asia's stock markets is the most closely, next is the BRIC, and also has a significant influence in the European and U.S. stocks. 2) The spillover effect and international influence of China's stock market has time variation and there are 3-4 structural change points, which are associated with China's economic and financial fundamentals. All these indicate that China's stock market bears the relevant information of the economy and has the ability to influence the international market.

Keywords Spillover effect, Copula-DCC-GARCH, time variation, structural change.

1 引言

金融是一国经济体系的血液. 在经济和金融活动全球化背景下, 金融市场对于一个主权国家的重要性不仅体现在国内, 更关乎一国的国际业务与国际地位. 由 2007-2008 年美国次贷危机引发的全球金融危机, 一方面再次表明了美国金融市场对于全球的重要影响力, 同时也警醒着世界各国重新审视国内金融市场以及同国际金融市场间的复杂关联. 我国已经是世界第二大经济体, 金融市场的规模也越来越大, 截至 2016 年 8 月底, 我国上海证券交易所股票总市值达 27.06 万亿元, 在最新的世界交易所联合会 (WFE) 排名中排名全球第 4. 全方位揭示国内外金融市场间的关联关系, 对于我国金融市场的“双开放”建设乃至国内经济政策、国际战略定位都有着重要的决策参考价值.

相关国际研究多集中在主要发达金融市场间的溢出关系^[1-11], 国内对于国内外金融市场关系的研究多集中在检验国际发达金融市场对于我国的溢出关系^[12-20], 然而对于我国金融市场的对外溢出效应与国际影响力国内外文献均考察不够. 在研究方法上多采用向量自回归 VAR 方法、Granger 因果检验、多元 GARCH 方法、协整与误差修正模型 ECM 方法等. 其中, Engle^[21] 提出的 DCC-GARCH 模型是国内外文献中经常采用的标准模型. 但是此模型有三个缺陷, 首先, 对模型进行估计时, 通常假设金融资产收益率序列的联合分布服从多元正态分布, 而大量的实证研究表明, 金融资产收益率的分布是呈非正态的, 具有尖峰厚尾等“典型事实”的特征. 再次, 模型中的动态条件相关系数是线性相关的, 而金融资产收益率间常常是非线性或尾部相依的. 最后, 模型的估计过程虽分两个步骤来估计, 但仍不能很好地解决多元相依结构中设定的每个单变量序列的分布和联合分布假设之间的显著差异. 为了弥补模型的不足, 我们在此引入 Copula 函数, 使用新模型 Copula-DCC-GARCH. 新模型有三个优势: 第一, Copula 能度量非线性或非对称相依性, 避免线性相关系数可能带来的误导; 第二, Copula 能将边缘分布和联合分布相分离. 新模型 Copula-DCC-GARCH 中, 边缘分布可以是任意的分布, 联合分布使用一个 Copula 来建立. 第三, Copula 有一个重要的“不变性” (invariance property) 的性质. 即在单调变换下, 变量间的相依结构不变. 所以在建立各金融资产间的相依结构时, 我们可以将各金融资产的收益率序列经过 GARCH 族模型过滤后, 将得到的标准残差经过单调变换变成新序列, 原来的标准残差的相依结构与这些新序列的

相依结构相同. 由此可见, 新模型能够更好地刻画金融资产间的复杂相依结构.

鉴于此, 本文的目的在于采用新的模型 Copula-DCC-GARCH 来准确刻画国内外金融市场间的相依结构, 特别是考察我国金融市场的对外影响力与国际地位; 另外, 本文还考察了联动关系的时变性与突变性, 我们对时变联动性是否存在结构突变点进行了检验, 并确定了突变点的个数及突变点发生的时间. 本文的研究弥补了我国资本市场信息溢出与对外影响力的研究不足, 更全面地揭示了国内外资本市场间的关联关系, 这无论对于我国的宏观审慎监管以及经济金融开放决策, 还是对于企业的微观操作均具有重要的指导价值.

2 模型与方法

2.1 DCC-GARCH 模型

多元 GARCH 模型实际上是对条件协方差矩阵进行建模. Engle^[22] 提出的 ARCH 模型开启了波动率研究的新篇章, 然而在我们进行资产组合投资时, 需要我们对资产组合的总体风险进行考虑, 也就需要我们考虑资产收益率波动之间的联动性, 此时, 单个资产的波动性已相对不重要. 实证研究发现, 金融市场时间序列的条件相关系数往往是时变的, 因此, Engle 提出了 DCC-GARCH 模型, 该模型能够很好地刻画波动溢出效应和信息传递过程. 设 r_t 为收益率序列, 则 DCC-GARCH 模型为

$$r_{i,t} = \mu_i + \phi_i r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} + \varphi_i \varepsilon_{i,t-1}, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (2.1)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}} e_{i,t}, \quad e_{i,t} \sim SkT(v_i, \lambda_i), \quad (2.2)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + b_i h_{i,t-1} + \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2 1(\varepsilon_{i,t-1} < 0), \quad (2.3)$$

$$e_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{i,t}}}, \quad (2.4)$$

$$q_{ij,t} = (1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{ij,t} + \alpha e_{i,t-1} e_{j,t-1} + \beta q_{ij,t-1}, \quad (2.5)$$

$$Q_t = (q_{ij,t}), \quad Q_t^* = \text{diag}(q_{ij,t}), \quad (2.6)$$

$$R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1}, \quad (2.7)$$

其中, v_i 和 λ_i 分别是偏斜 t 分布中的自由度和偏度参数, 1 是示性函数, a_i, b_i 分别是前一期残差平方系数和前一期条件异方差系数, γ_i 为杠杆系数, 满足, $a_i, b_i > 0, a_i + b_i + \frac{1}{2}\gamma_i < 1$. α 和 β 是 DCC 模型的系数满足 $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$. $\bar{q}_{ij,t}$ 为标准化残差 $e_{i,t}$ 和 $e_{j,t}$ 的无条件协方差矩阵. R_t 为动态条件相关系数, Q_t 是对称正定矩阵.

2.2 Copula-DCC-GARCH 模型

由前面 DCC-GARCH 模型, 我们可以得到标准化残差向量 $(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t})$. 设 $(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t})$ 联合分布函数为 F , 联合密度函数为 f , 边缘分布函数分别为 F_1, F_2, \dots, F_k , 边缘密度函数分别为 f_1, f_2, \dots, f_k . 由 Sklar 定理, 则存在一个 K 维的 Copula 函数 C , 使得

$$F(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t}) = C(F_1(e_{1,t}), F_2(e_{2,t}), \dots, F_k(e_{k,t})). \quad (2.8)$$

令 $u_{i,t} = F_i(e_{i,t})$, 则

$$F(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t}) = C(u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{k,t}). \quad (2.9)$$

设 Copula 函数 C 的密度函数为 c , 则对 (2.8) 式两边求偏导数可得

$$f(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t}) = c(u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{k,t}) \times \prod_{i=1}^k f_i(e_{i,t}). \quad (2.10)$$

本文中选用 Normal Copula, t -Copula, Clayton Copula, Frank Copula, Gumbel Copula, SJC Copula 拟合中国与世界其它股市的相依结构, 由 AIC 信息准则得出, t -Copula 拟合效果最好, 同时 t -Copula 函数与经验 Copula 函数的平方欧式距离也是最小的. 对于 Copula 函数在度量相依结构方面, Kole 等^[23] 研究也发现 t -Copula 能很好地描述金融资产的相依性; Huang 等^[24] 在使用常数相依结构做分析时也指出 t -Copula 效果更好. 因此, 我们选取 t -Copula 作为相依结构. 从而标准化残差向量联合分布函数可表示为

$$F(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t}) = C_{R,v}^t(u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{k,t}). \quad (2.11)$$

这里 R 和 v 分别表示为 t -Copula 的相关系数矩阵和自由度. 本文将 Copula 模型与 DCC-GARCH 相结合, 构建 Copula-DCC-GARCH 模型. 从而 (2.11) 式变为

$$F(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t}) = C_{R_t,v}^t(u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{k,t}). \quad (2.12)$$

这里 R_t 为由 DCC-GARCH 模型建立的动态条件相关矩阵. 因此, Copula-DCC-GARCH 模型的对数似然函数为

$$\begin{aligned} LL_{t-Copula}(\theta) = & -T \log \frac{\Gamma(\frac{v+k}{2})}{\Gamma(\frac{k}{2})} - kT \log \frac{\Gamma(\frac{v+1}{2})}{\Gamma(\frac{k}{2})} - \frac{v+k}{2} \sum_{t=1}^T \log \left(1 + \frac{\tilde{u}_t' R_t^{-1} \tilde{u}_t}{v} \right) \\ & - \sum_{t=1}^T \log |R_t| + \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^k \log \left(1 + \frac{\tilde{u}_{i,t}}{v} \right), \end{aligned} \quad (2.13)$$

其中 $\tilde{u}_{i,t} = F_i^{-1}(u_{i,t})$, $\theta = (v, \alpha, \beta)$ 为 Copula-DCC-GARCH 中的参数.

Copula-DCC-GARCH 模型可以通过两个步骤来进行估计. 第 1 步, 用 GJR-GARCH (1, 1) 模型估计单一收益率序列的波动性, 获得各收益率边缘分布参数的极大似然估计值, 得到标准化残差向量 $(e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{k,t})$; 第 2 步, 使用第一步骤所估计出各边缘分布参数, 将标准化残差通过概率积分变换转化成 $U[0, 1]$ 分布, 并代入 Copula-DCC-GARCH 似然函数中, 估计动态条件相关系数. 在这里我们同样使用 DCC-GARCH 模型中的动态结构来设定估计的相关参数, 然后通过 t -Copula 函数, 最大化对数似然函数, 从而得到要估计的参数. Copula-DCC-GARCH 模型与 DCC-GARCH 模型的区别在于, 我们用 t -Copula 函数估计动态条件相关系数, 因为 Copula 函数能将边缘分布和联合分布相分离.

2.3 结构突变的检测方法

结构突变是指在一个序列的某个时刻, 当反映其特征的变量受重大事件 (如金融危机、货币危机、石油危机、战争等) 的冲击时, 其趋势发生了结构性变化, 这种突然的变化往往会导致事物某种质的改变. 在新兴金融市场的发展过程中普遍存在结构突变问题, 这主要来自于国内外经济政策的出台、金融监管制度的改革或不定期发生的国内外各种重大经济事件的冲击, 这同时也可能导致市场间的相依关系发生改变. 因此, 对结构突变问题的研究有利于更详尽地揭示我国股市与世界各股市之间的联动关系及其时变性.

不同于经典的 Chow 检验, 对于结构断点的研究本文采用的是 Bai 和 Perron^[25] 提出的新方法. 该方法基于动态规划思想, 采用全局最小化残差平方和的循序检验法, 能够准确搜

寻最优断点数目并判定断点位置,克服了以前需要先主观设定断点位置再开展检验的弊端. 本文运用 Bai 和 Perron 提出的新方法对动态相关系数进行均值突变点检测. 其主要步骤为: 第 1 步, 先检验是否存在结构突变, 原假设为不存在结构突变, 备则假设为在给定结构突变点最多不超过 M 个情形下有未知个数的突变点. 若拒绝原假设, 则进行第 2 步. 第 2 步, m 个结构突变点与 $m+1$ 个结构突变点的检验, 记为 $SupF(m+1|m)$, 即第 $m+1$ 个突变点的检测是建立在已经检测出的第 m 个突变点的条件下进行的. 如果假设存在 $m+1$ 个突变点的条件下, 模型所有分段区间的残差平方和的最小值比存在 m 个突变点下模型中的残差平方和的值足够小的话, 就拒绝 m 个突变点的假设, 接受存在 $m+1$ 个突变点的假设, 则样本分成 $m+2$ 个子样本, 然后用最小二乘法再估计子样本是否存在突变点. 重复以上过程, 直到检测不出结构突变点为止.

设 y_t 为动态条件相关系数, 假设 y_t 有 m 个突变点 ($m+1$ 个区域), 线性回归方程定义如下

$$y_t = c_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, T_{j-1} + 2, \dots, T_j, \quad (2.14)$$

其中, $j = 1, 2, \dots, m+1$, c_j 为条件动态相关系数的均值, 突变点 (T_1, T_2, \dots, T_m) 是未知的. 为使用方便, 令 $T_0 = 1$, $T_{m+1} = T$, T 为条件动态相关系数的观察数目. 我们的目标是找出突变点 $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$, 使得

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, T_2, \dots, T_m} RSS_T(T_1, T_2, \dots, T_m). \quad (2.15)$$

Bai 和 Perron 指出在大多数实证应用中 $M = 5$ 已足够. 因此我们也设定最大突变点个数设为 5, 若检测出的最大突变点个数等于 5, 则我们会调整最大的突变点数, 这样就能检测出所有可能的突变点. 最后, 根据最小化贝叶斯信息准则 BIC 来确定突变点个数.

3 实证研究与结果分析

3.1 样本数据及其基本特征

本文选取上证综合指数 (SSEC) 作为我国股票市场的考察对象, 世界其他主要股票市场选取了 11 个国家 (地区) 中具有广泛市场代表性的股票指数: 美国道琼斯工业平均指数 (DJI), 德国法兰克福指数 (DAX)、英国伦敦富时 100 指数 (FTSE100)、法国 CAC40 指数 (CAC40)、俄罗斯莫斯科指数 (RTS)、印度孟买 SENSEX30 指数 (SENSEX)、巴西 BOVESPA 指数 (BVSP)、日本日经指数 (N225)、韩国综合指数 (KOSPI)、新加坡海峡时报指数 (STI)、中国香港恒生指数 (HSI). 这 11 个股票指数可以分为 4 组: 北美地区市场指数 (美国道琼斯工业平均指数)、欧洲地区 (德国法兰克福指数、英国伦敦富时 100 指数、法国 CAC40 指数)、金砖国家 (俄罗斯莫斯科指数、印度孟买 SENSEX30 指数、巴西 BOVESPA 指数)、亚洲地区 (我国周边国家或地区的代表性指数, 如中国香港恒生指数、新加坡海峡时报指数、日本日经指数、韩国综合指数). 我国于 2001 年 12 月 11 日加入世界贸易组织, 因此本文选取 2001 年 12 月 11 日至 2015 年 12 月 2 日之间世界主要股票市场的股票指数日收盘价作为研究样本. 由于各个国家或地区股票市场交易规则的差异, 以及股市开盘、收盘时间和节假日不一致等因素, 我们对数据进行预处理, 一是消除了“日历黑洞”的影响, 二是对于时差的处理 (相

近时区主要是亚洲市场, 采用同一交易日数据; 对于欧美市场也是采用同一交易日数据, 这实际上衡量的是国外市场对于中国金融市场波动信息的反应). 数据来源为 WIND 数据库.

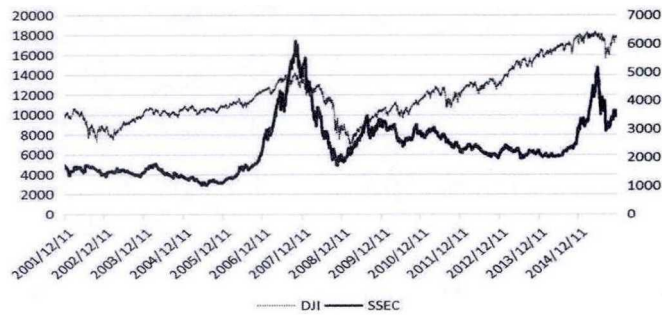


图 1 中国 SSEC 指数与美国 DJI 指数图示
(Figure 1 China SSEC Index and U.S. DJI Index)

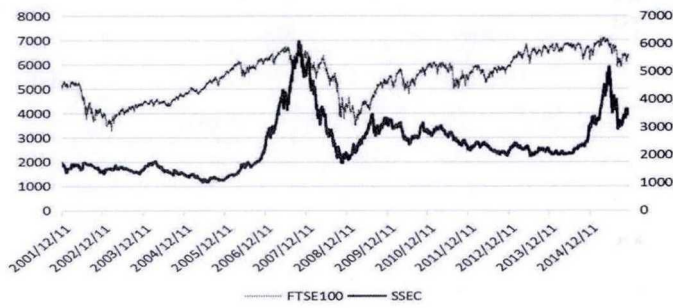


图 2 中国 SSEC 与英国 FTSE100 指数图示
(Figure 2 China SSEC Index and U.K. FTSE100 Index)

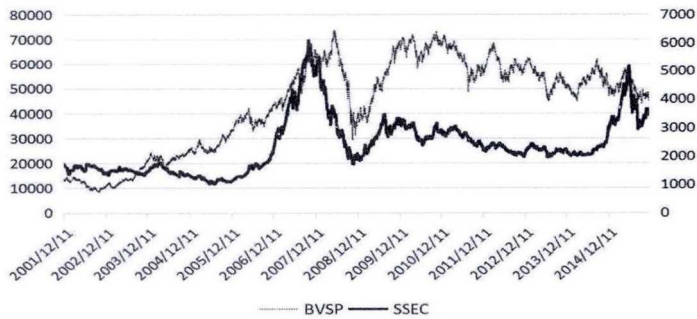


图 3 中国 SSEC 与巴西 BVSP 指数图
(Figure 3 China SSEC Index and Brazil BVSP Index)

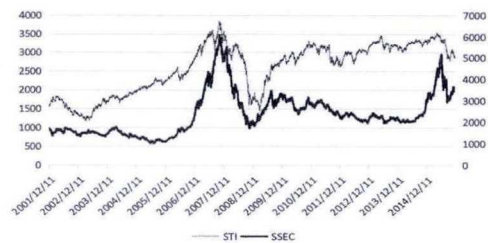


图 4 中国 SSEC 与新加坡 STI 指数图
(Figure 4 China SSEC Index and Singapore STI Index)

图 1-4 是中国与美国、英国、巴西、新加坡四国的股市指数走势图. 这 4 个国家的股指分别代表北美, 欧洲, 金砖国家以及亚洲股市. 在样本时间开始起, 我国与这 4 个国家股市的走势明显趋同, 特别是在我国上证综合指数达到最高点 (2007 年 10 月) 至 2010 年初这段时期, 指数的波动趋势更加一致. 此外, 在这 4 个国家中, 我国与新加坡股指走势最接近, 说明在这四国中我国与新加坡股市联系最为密切 (后文中表 4 的统计结果也证实了这一点).

表 1 各股市日收益率序列的描述性统计量
(Table 1 Descriptive statistics for stock market returns)

| | 均值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 | JB 统计量 | ADF | Q(10) | ARCH-(10) |
|------|--------|--------|------------|----------|------------|-----------|----------|-----------|
| 中国 | 0.0002 | 0.0073 | -0.3280*** | 7.41*** | 2143.36*** | -56.41*** | 16.64* | 321.75*** |
| 美国 | 0.0002 | 0.0050 | -0.1631*** | 10.54*** | 6137.77*** | -46.05*** | 35.43*** | 958.08*** |
| 德国 | 0.0003 | 0.0066 | -0.1837*** | 6.79*** | 1559.53*** | -60.65*** | 28.38*** | 682.96*** |
| 英国 | 0.0001 | 0.0052 | -0.3529*** | 8.72*** | 3586.82*** | -28.68*** | 16.88*** | 851.47*** |
| 法国 | 0.0111 | 0.6445 | -0.2738*** | 6.80*** | 1585.99*** | -29.96*** | 12.42*** | 662.22*** |
| 俄罗斯 | 0.0004 | 0.0096 | -0.6376*** | 13.85*** | 12866.6*** | -53.31*** | 22.26*** | 580.24*** |
| 印度 | 0.0004 | 0.0066 | -0.0547*** | 12.77*** | 10303.1*** | -54.91*** | 27.12*** | 411.96*** |
| 巴西 | 0.0001 | 0.0076 | -0.2161*** | 6.74*** | 1526.21*** | -58.82*** | 12.90*** | 916.95*** |
| 日本 | 0.0002 | 0.0067 | -0.4755*** | 10.31*** | 5855.43*** | -60.61*** | 32.62*** | 911.71*** |
| 韩国 | 0.0003 | 0.0061 | -0.7738*** | 8.19*** | 3167.70*** | -57.28*** | 7.63*** | 789.43*** |
| 新加坡 | 0.0002 | 0.0048 | -0.4224*** | 8.02*** | 2795.86*** | -58.03*** | 17.64*** | 891.92*** |
| 中国香港 | 0.0001 | 0.0062 | 0.1162*** | 11.02*** | 6943.27*** | -59.37*** | 41.95*** | 948.58*** |

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著. ADF 是 Augmented Dickey-Fuller 单位根检验, Q(10) 表示滞后 10 阶序列自相关检验, ARCH-(10) 表示滞后 10 阶的异方差检验.

表 1 为各股市日收益率序列的描述性统计量, 从表 1 可以看出, 各股票市场日收益率的均值都大于 0, 就标准差而言, 最大的为法国 CAC40 股票指数收益率, 最小的为新加坡 STI 股票指数收益率, 法国股票指数收益率的标准差将近其它市场的 100 倍. 就收益分布形态而言, 除中国香港 HSI 股票指数的日收益率分布偏度大于 0, 其它市场的股票指数日收益率分布偏度均小于 0, 但是它们的峰度均远远大于 3, 呈现典型的“尖峰厚尾”分布特征, 较大的 JB 统计量的值再次印证了这一点, 这说明研究样本具备使用偏斜 t 分布的条件. 在估计 Copula-DCC-GARCH 模型之前, 我们首先要对数据进行序列相关性检验和异方差性检验. 另外在实践中大多数时间序列都会受到时间影响, 呈现序列不平稳现象, 所以还对序列进行平稳性检验, 因各序列都在均值 0 上下波动, 所以选择不包含常数项和时间趋势项的检验方

程. 从 ADF 单位根检验结果来看, 各收益率序列都是平稳. Q 统计量结果表明, 收益率序列均存在自相关性. ARCH 效应统计量在滞后 10 阶下都显著, 则收益率序列都存在异方差.

3.2 我国股市的对外溢出效应与国际影响力

由于各股市的收益率均存在厚尾、尖峰、自相关、波动聚集和非对称性等非正态分布特征, 因此我们用 ARMA-GRACH 模型来刻画收益率序列的特征. 在运用 GARCH 模型之前, 我们先分析各收益率序列的条件均值, 由参数的显著性检验以及 AIC 准则, 我们得出 ARMA 模型的最优滞后阶数. 又大多金融实证表明, 金融市场的波动具有杠杆效应. 为了确定描述异方差的最佳模型, 以及刻画波动的杠杆效应, 我们对比了各股市在均值方程下 GARCH(1, 1) 模型和 GJR-GARCH(1, 1) 模型分别设定标准残差项服从正态分布 (Normal)、 t 分布和偏斜 t 分布 (SkT) 下的结果. 由 AIC 信息准则, 从中选择最优的模型来拟合各股市的收益率分布 (对比结果见附录 1). 结果表明, GJR-GARCH(1, 1)-SkT 拟合各股市的收益率的分布是最合适. 边缘分布估计结果如表 2 所示.

表 2 各收益率序列的分布估计结果

(Table 2 The results of the estimation of stock market returns distribution)

| | μ | ϕ | φ | ω | a | b | γ | λ | v |
|------|---------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|----------|
| 中国 | -0.0001 | 0.9934*** | -0.9773*** | 0.0000*** | 0.0452*** | 0.9209*** | 0.0455** | -0.0486* | 4.51*** |
| 美国 | 0.0001 | -0.0400** | - | 0.0000*** | 0.0109 | 0.8744*** | 0.1861*** | -0.0921*** | 7.09*** |
| 德国 | 0.0002 | - | - | 0.0000*** | 0.0217*** | 0.9257*** | 0.1159*** | -0.1116*** | 8.77*** |
| 英国 | 0.0000 | - | 0.4622** | 0.0000*** | 0.0062 | 0.8822*** | 0.1764*** | -0.1421*** | 12.86*** |
| 法国 | 0.0007 | 0.6438*** | -0.6784*** | 0.0071*** | 0.0032 | 0.8912*** | 0.1676*** | -0.1280*** | 11.51*** |
| 俄罗斯 | 0.0002 | -0.6173*** | 0.6522*** | 0.0000*** | 0.0403*** | 0.8937*** | 0.0763*** | -0.1052*** | 6.70*** |
| 印度 | 0.0002 | 0.9780*** | -0.9702*** | 0.0000*** | 0.043*** | 0.8573*** | 0.1316*** | -0.0998*** | 7.47*** |
| 巴西 | 0.0001 | 0.5739*** | -0.6072*** | 0.0000*** | 0.0231*** | 0.9033** | 0.0871*** | -0.0649*** | 13.36*** |
| 日本 | 0.0000 | -0.0455** | - | 0.0000*** | 0.0418*** | 0.8665*** | 0.1163*** | -0.1229*** | 11.97*** |
| 韩国 | 0.0001 | - | - | 0.0000*** | 0.0411*** | 0.9323*** | 0.0627*** | -0.1260*** | 7.98*** |
| 新加坡 | 0.0001 | 0.0950*** | -0.9430*** | 0.0000*** | 0.0398*** | 0.9079*** | 0.0824*** | -0.1423*** | 8.04*** |
| 中国香港 | 0.0000 | 0.9499*** | -0.9430*** | 0.0000** | 0.0278*** | 0.9272*** | 0.0672*** | -0.0597** | 7.99*** |

注: *, **, *** 分别表示估计的系数在 10%、5%、1% 显著性水平下显著.

从表 2 中, 我们可知, 各股市的收益率序列的条件方差的参数在 10% 显著性水平上都显著, 且均接近于 1, 说明各股市的波动具有持续性. 非对称参数均在 5% 显著性水平下显著, 说明各股市均存在非对称的波动特征, 具有杠杆效应. 偏度参数都为负且在 10% 显著性水平下显著, 说明各股市收益率序列具有非对称性, 呈现左偏. 收益率经过 GJR-GARCH(1, 1)-SkT 模型拟合后, 对标准化后的残差进行自相关和异方差检验, 结果显示在 5% 的显著性水平下, 均不存在自相关和异方差, 且标准残差通过了服从 SkT 分布的 K-S 检验, 说明所设定的 GJR-GARCH(1, 1)-SkT 模型能很好的拟合各股市的收益率序列 (检验结果见附录 3). 下面选择中国与世界其它股市间的相依结构. 在这我们选择 6 种常见的 Copula 函数, Normal Copula, t -Copula, Clayton Copula, Frank Copula, Gumbel Copula, SJC Copula 来拟合 (拟合结果见附录 2). 由 AIC 信息准则 t -Copula 拟合得最好, 所以选取 t -Copula 作为相依结构. Copula-DCC-GARCH 模型估计结果如表 3 所示.

表 3 Copula-DCC-GARCH 参数估计结果
(Table 3 The results of the estimation of Copula-DCC-GARCH model parameters)

| | 中美 | 中德 | 中英 | 中法 | 中俄 | 中印 |
|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| α | 0.0056 | 0.0026** | 0.0030** | 0.0027** | 0.0229** | 0.0059 |
| β | 0.8787*** | 0.9960*** | 0.9961*** | 0.9962*** | 0.9112*** | 0.9910*** |
| ν | 7.1545*** | 7.9513*** | 8.3523*** | 8.3870*** | 6.4978*** | 7.3325*** |
| | 中巴 | 中日 | 中韩 | 中新 | 中香 | |
| α | 0.0172* | 0.0060*** | 0.0071*** | 0.0145 | 0.0078*** | |
| β | 0.8524*** | 0.9931*** | 0.9919*** | 0.9790*** | 0.9915*** | |
| ν | 8.5203*** | 8.7660*** | 7.3081*** | 7.1647*** | 7.4250*** | |

注: *, **, *** 分别表示估计的系数在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

由表 3 可知, Copula-DCC-GARCH 模型参数 β 、 ν 均在 1% 显著性水平下显著, 而 α 大都在 5% 显著性水平下显著, 说明我国内地与其它各股市收益率序列间存在明显的时变联动性, α 接近于 0, 说明上期收益率的冲击对相关系数的影响较小, β 接近于 1, 说明股市间的联动具有很强的持续性特征. 图 5 为根据 Copula-DCC-GARCH 模型估计出来的动态条件相关系数图.

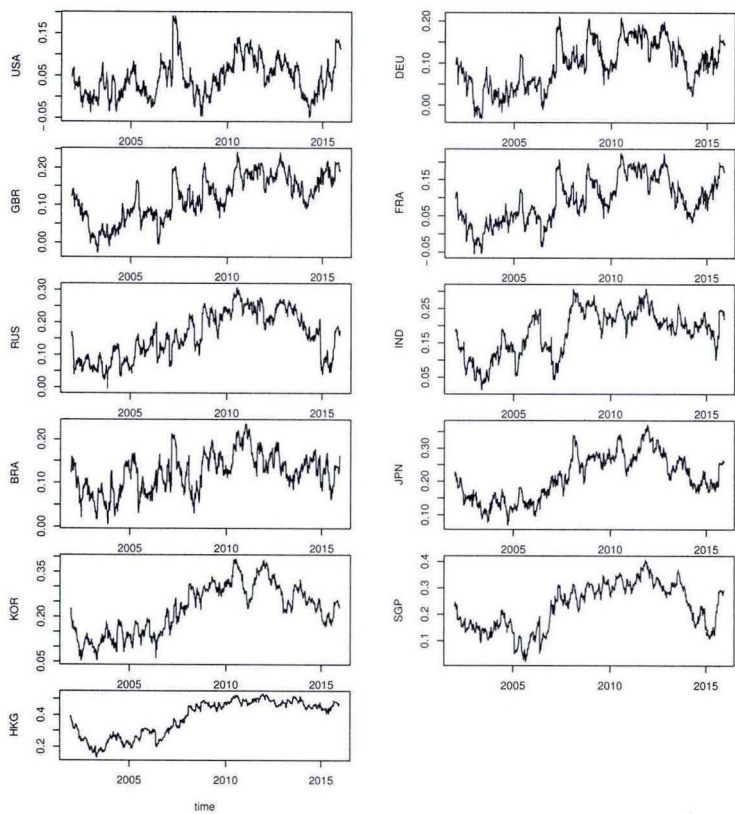


图 5 动态条件相关系数图
(Figure 5 Dynamic conditional correlations)

从动态相关系数图可以看出, 中国股市与世界其它主要股市之间的联动性总体上是增强的, 且在 2008 年美国爆发次贷危机后有短暂而显著的增加. 具体而言, 2003 年中国与美国关联度逐渐增加, 2007 年大幅度增加. 此外在 2006 年中国牛市的行情时, 2015 年 6 月份的股灾的时刻, 中美的联动性也有所增强. 中国与欧洲三个国家, 英国、德国、法国的动态相关系数的走势大致相同, 都从 2006 年第三季度起增强. 中国与中国香港的动态联动性从 2003 年底开始就一直是增加的, 在 2006 年第三季度到美国次贷危机期间增加显著, 2008 年之后便稳定在较高的水平. 中国与日本、韩国和新加坡的动态相关系数的走势大致相同, 从 2002 年后整体上一一直是增加的趋势. 中国与巴西的动态联动性比较平滑, 整体呈现增加的趋势. 中国与俄国的动态联动性从 2003 年开始整体上是—直增加, 但在 2013 年第三季度开始就减少, 直到 2015 年又开始上升. 中国与印度的动态联动性分别在 2003 年、2006 年以及 2007 年都大幅增加.

3.3 对外溢出效应的结构突变点检验

表 4 是由 Copula-DCC-GARCH 模型得到的我国内地股市与国际股市的动态条件相依性的均值.

表 4 动态条件相关系数统计特征

(Table 4 Descriptive statistics for dynamic conditional correlations)

| | 中美 | 中德 | 中英 | 中法 | 中俄 | 中印 |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| R | 0.0446*** | 0.0960*** | 0.1204*** | 0.0941*** | 0.1588*** | 0.1817*** |
| | 中巴 | 中日 | 中韩 | 中新 | 中香 | |
| R | 0.1229*** | 0.2133*** | 0.2247*** | 0.2283*** | 0.3809*** | |

注: *** 表示在 1% 显著性水平显著异于零.

从表 4 可以看出, 中国股市与美国、欧洲、金砖国家、东南亚等国家股市的动态相关系数均显著大于 0, 这说明中国与这些股市之间存在一定程度的相关性. 然而从相关性程度而言, 各股市之间又有所差异. 具体而言, 中国与美国的相关性系数最小, 不到 0.05, 在 2007 年 4 月达到最大值 0.192. 中国与欧洲股市 (英、法、德) 的相关性系数也不大, 都差不多在 0.1 左右. 中国与金砖四国中的巴西、印度、俄国股市的相关系比欧美国家要高一点, 在 0.15 左右. 中国与东南亚 (中国香港、日本、韩国、新加坡) 股市的相关系数最高, 在 0.2 到 0.4 左右, 其中我国内地股市与中国香港股市的相关系数最大, 最大值达到了 0.53. 直观来看, 距离中国越近的国家, 其股市与中国股市的关联度也就更强.

接下来运用 Bai 和 Perron 提出的全局最小化残差平方和方法对动态相关系数进行均值突变点检测. 结果如表 5 所示.

表 5 中国内地股市与世界主要股市的突变点数的确定

(Table 5 Determine the number of structural change points of China and World's stock markets)

| DCC 准则 | $m = 0$ | $m = 1$ | $m = 2$ | $m = 3$ | $m = 4$ | $m = 5$ | 突变点数 |
|--------|---------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|------|
| 中美 | RSS | 5.269 | 4.257 | 3.863 | 3.510 | 3.259 | 4 |
| | BIC | -8677.21 | -9213.43 | -9449.11 | -9681.14 | -9857.56 | |
| 中德 | RSS | 8.142 | 3.472 | 2.921 | 2.506 | 2.451 | 4 |
| | BIC | -7550.95 | -9740.79 | -10172.22 | -10552.92 | -10595.53 | |

续表 5 中国内地股市与世界主要股市的突变点数的确定

(Table 5 Determine the number of structural change points of China and World's stock markets (Continued))

| DCC | 准则 | $m = 0$ | $m = 1$ | $m = 2$ | $m = 3$ | $m = 4$ | $m = 5$ | 突变点数 |
|-----|-----|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------|
| 中英 | RSS | 9.462 | 3.820 | 3.027 | 2.780 | 2.602 | 3.071 | 4 |
| | BIC | -7162.02 | -9493.72 | -10080.31 | -10284.91 | -10440.03 | -9995.89 | |
| 中法 | RSS | 10.414 | 4.424 | 3.961 | 2.901 | 2.755 | 3.433 | 4 |
| | BIC | -6914.05 | -9113.99 | -9383.97 | -10174.32 | -10292.80 | -9706.97 | |
| 中俄 | RSS | 13.424 | 6.523 | 4.176 | 2.886 | 2.880 | 2.976 | 3 |
| | BIC | -6256.90 | -8109.13 | -9247.55 | -10188.28 | -10177.75 | -10076.99 | |
| 中印 | RSS | 11.127 | 4.663 | 3.925 | 3.214 | 3.209 | 3.703 | 3 |
| | BIC | -6742.47 | -8977.92 | -9407.63 | -9909.09 | -9897.25 | -9511.29 | |
| 中巴 | RSS | 5.303 | 3.502 | 3.046 | 2.642 | 2.629 | 2.649 | 3 |
| | BIC | -8660.69 | -9718.85 | -10063.83 | -10416.28 | -10413.41 | -10378.37 | |
| 中日 | RSS | 11.882 | 4.517 | 2.987 | 2.687 | 2.476 | 2.756 | 4 |
| | BIC | -6572.61 | -9060.18 | -10114.58 | -10372.48 | -10569.25 | -10275.91 | |
| 中韩 | RSS | 17.895 | 5.424 | 4.069 | 3.387 | 3.167 | 3.378 | 4 |
| | BIC | -5512.94 | -8586.63 | -9314.60 | -9773.41 | -9931.90 | -9749.42 | |
| 中新 | RSS | 20.837 | 8.250 | 5.127 | 4.202 | 3.572 | 3.557 | 4 |
| | BIC | -5119.02 | -7501.00 | -8716.64 | -9215.69 | -9620.03 | -9615.78 | |
| 中香 | RSS | 32.643 | 4.614 | 3.559 | 3.344 | 3.061 | 3.477 | 4 |
| | BIC | -3957.18 | -9004.85 | -9661.37 | -9806.54 | -10019.94 | -9674.32 | |

从表 5 我们可以知道, 中国内地与世界主要股市间的动态条件相关系数存在 3-4 个结构突变点. 各结构突变点对应时间如表 6 所示.

表 6 中国内地股市与世界主要股市的突变点对应的的时间

(Table 6 The structural change points corresponding to the time)

| 突变点对应时间 | | | | |
|---------|------------|------------|------------|------------|
| 中美 | 2006-01-13 | 2008-03-09 | 2010-04-27 | 2013-09-26 |
| 中德 | 2005-02-02 | 2007-02-27 | 2010-05-06 | 2013-01-17 |
| 中英 | 2004-07-22 | 2007-02-27 | 2010-04-27 | 2013-04-23 |
| 中法 | 2004-05-17 | 2007-02-26 | 2010-04-27 | 2013-01-11 |
| 中俄 | 2005-04-01 | 2008-09-19 | | 2013-11-28 |
| 中印 | 2004-04-23 | 2007-10-18 | | 2012-04-18 |
| 中巴 | 2004-09-01 | 2008-09-19 | | 2012-09-28 |
| 中日 | 2005-10-26 | 2007-11-14 | 2010-04-09 | 2012-12-06 |
| 中韩 | 2004-05-14 | 2007-08-16 | 2009-11-30 | 2012-11-01 |
| 中新 | 2004-11-05 | 2006-10-04 | 2009-07-30 | 2013-10-28 |
| 中香 | 2005-08-18 | 2007-11-14 | 2009-12-18 | 2013-10-28 |

从表 6 中我们可以看出, 我国内地股市与世界股市的动态联动性大都存在 3-4 个结构

突变点, 且突变点发生的时间具有阶段性, 大都集中在 2004、2005、2007、2010、2013 这 5 年. 我们

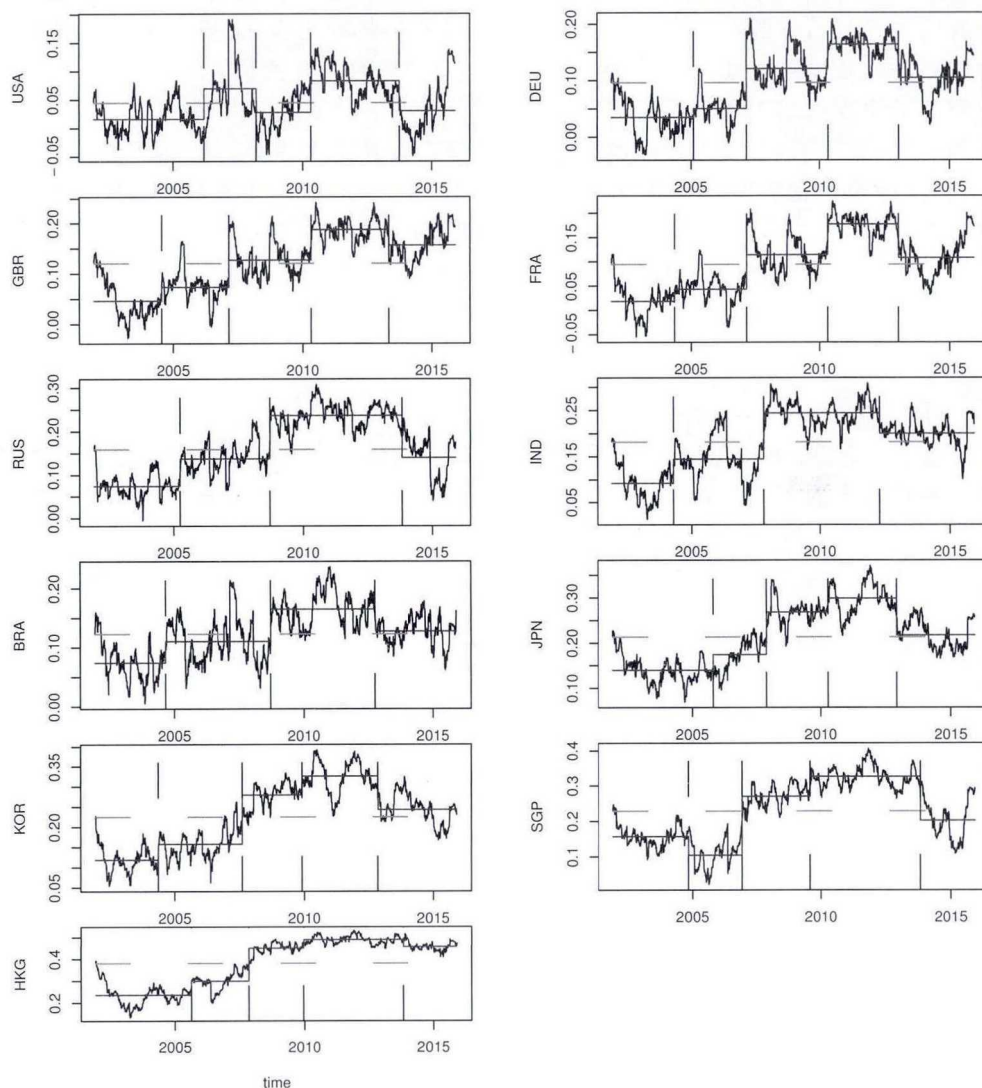


图 6 中国内地股市与世界股市的动态联动性的结构突变点特征图

(Figure 6 The Characteristic of the breakpoints of the dynamic linkages among China and World's stock markets)

可从我国金融市场开放程度及风险传染这两个方面来解释突变点发生的时间. 巴曙松^[26]认为分析中国资本市场开放的路径和趋势, 可以从服务开放、投资开放两个角度来考察. 2001 年我国加入 WTO, 并承诺在过渡期内逐步开放金融服务业, 这标志着我国资本市场服务业的开放. 2003 年我国正式引入 QFII 制度, 允许国外合格机构投资者投资国内资本市场, 这进一步开放了我国资本市场, 推动了中国证券市场国际化, 截至 2013 年 6 月底, 共有 229 家境外机构获得 QFII 资格, 已批额度为 432.6 亿元. 2006 年我国开始实施 QDII 制度, 允许国内

投资者往国外资本市场进行投资,加速了我国资本市场的开放.2005年7月,我国的人民币汇率改革实际是将我国资本市场推向国际化.风险传染方面,2008年的美国次贷危机,蔓延到全球,从而也影响了我国的股市.2010年欧债危机,也对我国经济 and 股市有一定的影响.从图6中我们可以更清楚的看到我国股市与世界主要股市的动态变化.图6中的水平虚线为整个时期动态联动性的均值,垂直虚线为动态联动性结构突变点的位置,阶梯状的水平线则为每个突变子样本内动态联动性的均值.

从图6中,我们可以更清晰地看我国与世界主要股市联动性的阶段性特征.在2004–2011年期间,我国股市与其它股市在每一子样本的动态条件相关系数均值大都是增加的,而从2013年左右结构突变点发生的年份开始,我国与世界主要股市的联动性开始减弱,这与2013年以后国际经济的不确定性增强以及我国经济增速下滑、地方政府债务、产能过剩等问题相关.

4 结束语

本文基于 Copula -DCC-GARCH 模型研究了我国内地股市与世界其它主要股市之间的关联结构特征以及对外溢出效应.研究发现在2004–2011年间我国内地股市与世界股市的联动性总体上呈上升趋势,2008年有显著的增加,从2013年开始,出现下降趋势.均值突变点检验还发现了一些更为细致的特征,结果表明我国内地股市与世界其它主要股市之间的相关性突变点主要集中于2004年、2005年、2007年、2010年、2013年,这些年份大都伴随一国或多国的金融危机或经济前景变化,但总的来说入世以来我国股市的对外溢出效应逐步增强,金融市场开始成为承载我国国际影响力的平台.

参 考 文 献

- [1] Eun C S, Shim S. International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1989, **24**(2): 241–256.
- [2] Hamao Y, Masulis R W, Ng V. Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 1990, **3**(2): 281–307.
- [3] Theodossiou P, Lee U. Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence. *Journal of Financial Research*, 1993, **16**(4): 337–350.
- [4] Koutmos G, Booth G G. Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 1995, **14**(6): 747–762.
- [5] Forbes K J, Rigobon R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 2002, **57**(5): 2223–2261.
- [6] Baele L. Volatility spillover effects in European equity markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2005, **40**(2): 373–401.
- [7] Sadorsky P. Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies. *Energy Economics*, 2012, **34**(1): 248–255.
- [8] Diebold F X, Yilmaz K. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 2012, **28**(1): 57–66.

- [9] Skintzi V D, Refenes A N. Volatility spillovers and dynamic correlation in European bond markets. *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 2006, 16(1): 23-40.
- [10] Tsai I C. Spillover of fear: Evidence from the stock markets of five developed countries. *International Review of Financial Analysis*, 2014, 33(5): 281-288.
- [11] Akca K, Ozturk S S. The effect of 2008 crisis on the volatility spillovers among six major markets. *International Review of Finance*, 2016, 16(1): 169-178.
- [12] 韩非, 肖辉. 中美股市间的联动性分析. 金融研究, 2005, (11): 117-129.
(Hang F, Xiao H. The study on co-movement between China stock market and America stock market. *Journal of Financial Research*, 2005, (11): 117-129.)
- [13] 张兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究. 经济研究, 2010, (11): 141-151.
(Zhang B, Fang Z Z, Li X D. Comovement between China and U.S.'s stock markets. *Economic Research Journal*, 2010, (11): 141-151.)
- [14] 李红权, 洪永淼, 汪寿阳. 我国 A 股市场与美股, 港股的互动关系研究: 基于信息溢出视角. 经济研究, 2011, (8): 15-25.
(Li H Q, Hong Y M, Wang S Y. Information spillover among China's A-shares market, US stock market and HK stock market. *Economic Research Journal*, 2011, (8): 15-25.)
- [15] 陈潇, 杨恩. 中美股市杠杆效应与波动溢出效应基于 GARCH 模型的实证分析. 财经科学, 2011, (4): 17-24.
(Chen X, Yang E. The study of leverage and volatility spillover effects in Chinese and U.S. stock market an empirical analysis based on GARCH model. *Finance & Economics*, 2011, (4): 17-24.)
- [16] 黄飞雪, 寇玲, 杨德礼. 金融危机前后中英美股票市场间波动溢出效应比较. 数理统计与管理, 2012, 31(4): 751-760.
(Huang F X, Kou L, Yang D L, Comparison of stock market volatility spillover effect before and after financial crisis in China, UK and USA. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2012, 31(4): 751-760.)
- [17] 苏木亚, 郭崇慧. 全球主要股票市场对我国股市的多渠道协同波动溢出效应—欧债危机背景下基于中证行业指数视角的研究. 管理评论, 2015, 27(11): 21-32.
(Su M Y, Guo C H. Multi-channel common volatility spillover from global main equity markets to Chinese equity markets based on the CSI industry indices during the European debt crisis perspective. *Management Review*, 2015, 27(11): 21-32.)
- [18] 闻岳春, 王婕, 程天笑. 国内股市与国际股市, 大宗商品市场的溢出效应研究. 国际金融研究, 2015, (8): 31-43.
(Wen Y C, Wang J, Cheng T X. Spillover effect on among Chinese domestic stock market, international stock markets and international commodity markets. *Studies of International Finance*, 2015, (8): 31-43.)
- [19] 何德旭, 苗文龙. 国际金融市场波动溢出效应与动态相关性. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(11): 23-40.
(He D X, Miao W L. Spillovers Effect and dynamic correlation among international financial market. *Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2015, 32(11): 23-40.)
- [20] 柴尚蕾. 金融危机期间跨市场波动风险预警的遗漏跨境期现货市场间波动溢出. 系统工程, 2015, 33(6): 97-103.
(Chai S L. Omission of cross-market volatility risk early-warning in financial crisis volatility spillover from futures market to spot market. *Systems Engineering*, 2015, 33(6): 97-103.)
- [21] Engle R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 339-350.
- [22] Engle R F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1982, 50(4): 987-1007.
- [23] Kole E, Koedijk K, Verbeek M. Selecting copulas for risk management. *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31(8): 2405-2423.
- [24] Huang J J, Lee K J, Liang H, et al. Estimating value at risk of portfolio by conditional copula-GARCH method. *Insurance: Mathematics and Economics*, 2009, 45(3): 315-324.
- [25] Bai J, Perron P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 2003, 18(1): 1-22.

- [26] 巴曙松. 中国资本市场开放的路径选择. 经济研究参考, 2003, (31): 15-16.
(Ba S S. The path choice of China's capital market opening. *Review of Economic Research*, 2003, (31): 15-16.)

附 录

附录 1 在均值方程下 GARCH(1, 1) 与 GJR-GARCH(1, 1) 模型的对比

| 模型 | | GARCH(1, 1) | | | GJR - GARCH(1, 1) | | |
|------|-----|-------------|----------|----------|-------------------|----------|----------------|
| | | Normal | <i>t</i> | SKT | Normal | <i>t</i> | SKT |
| 中国 | LL | 9365.98 | 9459.55 | 9461.23 | 9367.98 | 9461.03 | 9462.64 |
| | AIC | -7.2349 | -7.3065 | -7.3070 | -7.2357 | -7.3068 | -7.3073 |
| 美国 | LL | 10593.51 | 10636.01 | 10642.22 | 10629.46 | 10666.28 | 10675.92 |
| | AIC | -8.1828 | -8.2148 | -8.2189 | -8.2098 | -8.2375 | -8.2441 |
| 德国 | LL | 9770.08 | 9792.31 | 9799.03 | 9806.23 | 9822.02 | 9832.22 |
| | AIC | -7.5472 | -7.5636 | -7.5680 | -7.5744 | -7.5858 | -7.5929 |
| 英国 | LL | 10480.54 | 10500.22 | 10513.53 | 10514.50 | 10531.62 | 10548.10 |
| | AIC | -8.0955 | -8.1099 | -8.1194 | -8.1209 | -8.1334 | -8.1454 |
| 法国 | LL | -2110.50 | -2088.57 | -2082.14 | -2071.51 | -2052.58 | -2042.70 |
| | AIC | 1.6341 | 1.6179 | 1.6137 | 1.6047 | 1.5909 | 1.5840 |
| 俄罗斯 | LL | 8830.99 | 8893.49 | 8900.42 | 8845.53 | 8902.32 | 8909.56 |
| | AIC | -6.8207 | -6.8682 | -6.8728 | -6.8312 | -6.8743 | -6.8791 |
| 印度 | LL | 9832.11 | 9826.05 | 9832.11 | 9781.28 | 9839.70 | 9845.63 |
| | AIC | -7.5951 | -7.5897 | -7.5936 | -7.5551 | -7.5995 | -7.6033 |
| 巴西 | LL | 9167.11 | 9181.07 | 9182.76 | 9183.68 | 9195.82 | 9198.02 |
| | AIC | -7.0812 | -7.0912 | -7.0918 | -7.0933 | -7.1019 | -7.1028 |
| 日本 | LL | 9625.40 | 9651.47 | 9660.14 | 9643.65 | 9667.88 | 9676.87 |
| | AIC | -7.4354 | -7.4548 | -7.4607 | -7.4487 | -7.4667 | -7.4729 |
| 韩国 | LL | 9930.22 | 9957.16 | 9968.42 | 9946.20 | 9970.22 | 9982.70 |
| | AIC | -7.6710 | -7.6910 | -7.6989 | -7.6825 | -7.7003 | -7.7092 |
| 新加坡 | LL | 10565.18 | 10612.66 | 10624.67 | 10582.11 | 10623.69 | 10636.58 |
| | AIC | -8.1617 | -8.1976 | -8.2061 | -8.1740 | -8.2053 | -8.2145 |
| 中国香港 | LL | 9945.61 | 9980.48 | 9983.01 | 9958.60 | 9989.52 | 9992.20 |
| | AIC | -7.6829 | -7.7090 | -7.7102 | -7.6921 | -7.7152 | -7.7165 |

附录2 各 Copula 函数估计结果

| Copula 参数估计 | | Gaussian | Student-t | Frank | Gumbel | Clayton | SJC |
|-------------|------|----------|----------------|---------|---------|---------|----------------|
| 中美 | Par1 | 0.045 | 0.043 | 0.25 | 1.10 | 0.07 | 0.00 |
| | Par2 | | 9.20 | | | | 0.00 |
| | LL | 2.63 | 15.79 | 2.26 | 11.71 | 6.00 | 7.06 |
| | AIC | -3.26 | -27.58 | -2.52 | -21.42 | -10 | -10.12 |
| 中德 | Par1 | 0.098 | 0.097 | 0.56 | 1.10 | 0.12 | 0.00 |
| | Par2 | | 14.60 | | | | 0.02 |
| | LL | 12.68 | 18.11 | 10.96 | 4.82 | 15.70 | 17.35 |
| | AIC | -23.36 | -32.22 | -19.92 | -7.64 | -29.4 | -30.7 |
| 中英 | Par1 | 0.12 | 0.12 | 0.70 | 1.10 | 0.16 | 0.00 |
| | Par2 | | 8.67 | | | | 0.05 |
| | LL | 19.03 | 34.78 | 17.17 | 16.39 | 26.41 | 29.30 |
| | AIC | -36.06 | -65.56 | -32.34 | -30.78 | -50.82 | -54.6 |
| 中法 | Par1 | 0.10 | 0.10 | 0.56 | 1.10 | 0.13 | 0.00 |
| | Par2 | | 12.56 | | | | 0.032 |
| | LL | 13.14 | 21.15 | 11.09 | 6.14 | 18.24 | 20.14 |
| | AIC | -24.28 | -38.3 | -20.18 | -10.28 | -34.48 | -36.28 |
| 中俄 | Par1 | 0.15 | 0.15 | 0.87 | 1.10 | 0.18 | 0.02 |
| | Par2 | | 8.15 | | | | 0.05 |
| | LL | 31.02 | 47.52 | 26.02 | 32.66 | 32.94 | 41.64 |
| | AIC | -60.04 | -91.04 | -50.04 | -63.32 | -63.88 | -79.28 |
| 中印 | Par1 | 0.19 | 0.19 | 1.09 | 1.12 | 0.23 | 0.03 |
| | Par2 | | 10.60 | | | | 0.08 |
| | LL | 49.16 | 58.71 | 41.15 | 43.70 | 50.53 | 59.25 |
| | AIC | -96.32 | -113.42 | -80.3 | -85.4 | -99.06 | -114.5 |
| 中巴 | Par1 | 0.12 | 0.11 | 0.63 | 1.10 | 0.12 | 0.03 |
| | Par2 | | 9.10 | | | | 0.00 |
| | LL | 18.38 | 32.10 | 14.06 | 24.00 | 15.75 | 27.55 |
| | AIC | -34.76 | -60.2 | -26.12 | -46 | -29.5 | -51.1 |
| 中日 | Par1 | 0.23 | 0.23 | 1.32 | 1.13 | 0.29 | 0.02 |
| | Par2 | | 29.50 | | | | 0.13 |
| | LL | 72.31 | 73.71 | 60.01 | 49.60 | 75.00 | 79.02 |
| | AIC | -142.62 | -143.42 | -118.02 | -97.2 | -148 | -154.04 |
| 中韩 | Par1 | 0.23 | 0.23 | 1.38 | 1.14 | 0.29 | 0.03 |
| | Par2 | | 12.40 | | | | 0.13 |
| | LL | 70.61 | 77.75 | 64.75 | 56.36 | 72.64 | 80.00 |
| | AIC | -139.22 | -151.5 | -127.5 | -110.72 | -143.28 | -156 |
| 中新 | Par1 | 0.25 | 0.25 | 1.51 | 1.17 | 0.33 | 0.05 |
| | Par2 | | 7.37 | | | | 0.15 |
| | LL | 84.90 | 105.61 | 75.91 | 75.01 | 87.84 | 102.18 |
| | AIC | -167.8 | -207.22 | -149.82 | -148.02 | -173.68 | -200.36 |
| 中香 | Par1 | 0.40 | 0.40 | 2.48 | 1.31 | 0.56 | 0.16 |
| | Par2 | | 6.79 | | | | 0.27 |
| | LL | 224.71 | 247.96 | 196.56 | 202.95 | 208.80 | 249.63 |
| | AIC | -447.42 | -491.92 | -391.12 | -403.9 | -415.6 | -495.26 |

注: 除中国内地与印度、日本、韩国、中国香港拟合得好的是 SJC Copula, 其它的拟合最好的

都是 student-*t* copula, 而且 SJC Copula 拟合最好的 4 个国家的 AIC 值与用 student-*t* Copula 拟合的 AIC 值很接近, 所以本文选取 Student-*t* copula 作为中国与其它国家的相依结构.

附录 3 GJR-GARCH(1, 1)-SkT 模型的检验

| | 中国 | 美国 | 德国 | 英国 | 法国 | 俄国 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $Q(10)$ | 12.154 | 15.385 | 13.351 | 16.896 | 11.676 | 7.163 |
| ARCH - LM(10) | 5.167 | 9.407 | 8.989 | 7.283 | 15.023 | 6.598 |
| $K - S$ | 0.9305 | 0.4073 | 0.3124 | 0.1226 | 0.9305 | 0.7196 |
| | 印度 | 巴西 | 日本 | 韩国 | 新加坡 | 中国香港 |
| $Q(10)$ | 16.674 | 10.286 | 10.329 | 11.448 | 16.880 | 10.763 |
| ARCH - LM(10) | 7.267 | 9.659 | 5.544 | 9.618 | 19.183 | 11.536 |
| $K - S$ | 0.9305 | 0.6496 | 0.4686 | 0.4272 | 0.9541 | 0.49 |

注: $K - S$ 检验对应的是标准残差 SKT 分布检验的 p 值.

附录 4 经验 Copula 与下面各 Copula 函数的平方欧氏距离

| d | Gaussian | Student- <i>t</i> | Frank | Gumbel | Clayton | SJC |
|-----|----------|-------------------|--------|---------------|---------------|---------------|
| 中美 | 0.0178 | 0.0136 | 0.0176 | 0.2340 | 0.0168 | NA |
| 中德 | 0.0806 | 0.0734 | 0.0882 | 0.2425 | 0.0616 | NA |
| 中英 | 0.1426 | 0.1327 | 0.1638 | 0.2443 | 0.1369 | NA |
| 中法 | 0.0836 | 0.0780 | 0.0863 | 0.2380 | 0.0756 | NA |
| 中俄 | 0.2610 | 0.1839 | 0.2915 | 0.2391 | 0.2555 | 0.3154 |
| 中印 | 0.4884 | 0.4801 | 0.5187 | 0.3721 | 0.3323 | 0.1874 |
| 中巴 | 0.1373 | 0.1017 | 0.1170 | 0.2350 | 0.2585 | NA |
| 中日 | 0.7753 | 0.7710 | 0.8039 | 0.4371 | 0.5574 | 0.6633 |
| 中韩 | 0.7852 | 0.7793 | 0.9070 | 0.5205 | 0.5670 | 0.7349 |
| 中新 | 0.6872 | 0.6788 | 1.1436 | 0.7985 | 0.7732 | 0.9889 |
| 中香 | 3.0640 | 3.0384 | 3.3037 | 2.4936 | 2.1807 | 2.7075 |

注: 除中国内地与印度、日本、韩国、中国香港外, 其它的股市的经验 Copula 函数都是与 t -Copula 函数的平方欧氏距离是最小的, 所以本文选取 t -copula 作为中国与各国股市的相依结构. 由于中美、中德、中法、中英 SJC-Copula 中估计出的参数是 0, 所以无法计算出 SJC-Copula 与经验似然函数的距离.