中国股市和亚洲国家股市的联动效应研究

张茂军[a,b]， 吴小云[a,b]， 秦文哲[a,b]
（桂林电子科技大学 a. 数学与计算科学学院; b. 广西高校数据分析与计算重点实验室，广西 桂林 541004）

摘要: 利用DCC－GARCH模型，研究中国与亚洲国家股票市场的联动效应。通过实证分析发现，中国股票市场与其他国家的股票市场之间具有较为明显的联动效应，其联动效应大小不同。中国股票市场与菲律宾股市联动效应最强，且长期处于正相关关系，其次是马来西亚、印度尼西亚、新加坡、韩国、新西兰、日本。除了日本股市，中国股市与其他国家的股票市场的动态相关系数大多数情况下呈现正相关关系。贸易作为经济基础的重要组成部分是中国和其他亚洲国家之间股市联动效应的主要原因之一，且贸易交易数量决定了股市之间联动效应的强弱。

关键词: 股票市场; 联动效应; GARCH模型; DCC－GARCH模型
中图分类号: F830.91 **文献标识码**: A **文章编号**: 2095－0098(2018)01－0016－10

一、引言

随着经济全球化的快速发展，不同国家股市之间的变化相互影响。1997年亚洲金融危机席卷泰国、马来西亚、新加坡、日本、韩国和中国等国家股市。2008年美国金融危机，全球股市受到重创。因此，投资者在投资决策中，不仅需要考虑到国内股市的信息，还要综合国际股票市场的反映。当不同的股票市场价格间具有很明显的回报率相关性时，称之为股票市场的联动效应。

目前，学者们对于股票市场联动效应的研究相对较多。1987年的经济大危机爆发之后，国际股票市场之间的联动效应得到了许多学者的关注，因此也诞生了大量股市收益溢出效应的研究文献，其中对于实证分析的研究大多都采用了协整检验、格兰杰因果关系检验等方法。为了研究1975年到1990年发达国家股票市场收益率之间的长期均衡关系，1991年Jeon运用多变量间协整检验方法进行研究[1]，研究结果表明：长期均衡关系确实存在于股票市场收益率之间。对于加拿大、英美德国日等国家股市间的收益溢出效应，1992年Kasa研究得到了美国股市与其他四国股市收益之间存在联动效应的结论[2]。2002年Darrat和Zhong通过对亚太股市与美国、日本股市进行研究[3]，发现亚太股票市场与其他两个邻国之间存在着长期均衡关系，而且其关系的稳定依托于美国股市。Theodossiou和Lee对1980年到1991年加拿大、美国、德国以及英国、日本等国家的波动率溢出效应进行了研究[4]，得出这五个国家之间波动率存在溢出现象。Eun和Shim在研究股票市场收益率联动性时，对9个世界主要股票市场的股价指数建立AR模型，并得到美国作为世界最主要的股票市场，对其他国家股票市场的影响很大的结论[5]。

自上世纪九十年代，我国股票市场成立初期以来，经过几十年的快速发展，股票市场的交易效率及对市场的应变能力正在稳步提升，在经济日益发展的今天扮演着越来越重要的角色。虽然中国的股票市场与发

收稿日期: 2017－07－09
基金项目: 国家自然科学基金项目(71461005); 广西创新项目资助(2016YJCX48, 201510595264, YCSW2017143)
作者简介: 张茂军(1977－)，男，山西忻州人，博士，教授，研究方向为金融统计; 吴小云(1994－)，女，广西南宁人，本科生，研究方向为金融统计; 秦文哲(1990－)，女，广西平乐人，硕士研究生，研究方向为应用统计。

达国家的股票市场相比,起步比较晚,且在很长一段时间都处于封闭性限制阶段,但仍有一部分学者对中国的股票市场与不同国家、地区的股票市场间存在的联动效应做出了相应的研究。如,韩非和肖辉研究中国股票市场与美国股市收益之间的联动效应[6];张兵等研究了中美股票市场的联动性[7];唐齐鸣和韩雪通过 ARCH 效应、VAR 模型来研究中国股市与国际股市联动效应[8]。

综上,本文主要研究中国股票市场与印度尼西亚、新加坡、马来西亚等东南亚国家以及与中国有较多联系的日本、韩国等国家的股票市场的联动效应。采用了由恩格尔在 2001 年提出的 DCC – GARCH 模型(即动态条件相关多变量的 GARCH 模型),该模型是在 GARCH 模型的基础上进行拓展。首先对序列进行一系列的检验,其中包括平稳性检验、正态性检验、自相关性检验、ARCH 效应检验等;随后,在满足 GARCH 模型的建立条件下对 DCC – GARCH 模型进行拟合,并且获得了一系列动态相关系数;最后,通过这些相关系数来分析中国股票市场与亚太地区股票市场存在的联动效应。

二、实证设计

(一) 数据与基本统计检验

选择沪深 300 指数代表中国股票市场,印尼综合指数代表印度尼西亚股票市场,新西兰 NZ50 指数代表新西兰股票市场,富时马来西亚 KLCI 综合指数代表马来西亚股票市场,日经 225 指数代表日本股票市场,韩国综合指数代表韩国股市常用的指数,马尼拉综合指数是代表菲律宾股票市场,富时新加坡海峡时报指数代表新加坡股票市场。选取上述各个国家股市指数从 2006 年 1 月到 2017 年 1 月的月末收盘价,对其进行描述性统计分析,如表 1 所示。

表 1　收盘价描述性统计分析

指数	标准差	均值	最大值	最小值	峰度	偏度
沪深 300 指数	915.704	2875.930	5824.120	941.430	0.742	0.576
印尼综合指数	1344	3425.160	5518.680	1111.390	–1.369	–0.162
富时马来西亚	300.723	1443.140	1892.650	829.410	–0.982	–0.420
南韩综指	277.2573	1779.380	2208.350	938.750	–0.285	–0.892
日经 225 指数	3642.240	13367.400	20868.030	7054.980	–1.309	0.096
新西兰 NZ50	1189.240	4171.780	7571.110	2417.950	0.126	1.002
马尼拉综指	1942.520	4647.930	8121.210	1704.410	–1.400	0.255
新加坡海峡时报	415.150	2926.490	3831.190	1485.750	1.626	–1.195

从表 1 中的结果可以看出,沪深 300 指数的收盘价均值为 2875.930,标准差为 915.704,偏度为 0.576 大于零,所以其分布为右偏分布。股票指数收盘价均值最大的为日经 225 指数,高达 13367.400。近十年来收盘价最高的也是日经 225 指数,最大值为 20868.030,从偏度可知,印尼综合指数、富时马来西亚指数、南韩综合指数以及富时新加坡海峡时报指数收盘价的分布左偏。沪深 300 指数、日经 225 指数、新西兰 NZ50 指数以及马尼拉综合指数收盘价的分布右偏。为了直观地观察沪深 300 指数和其他股票指数价格之间的关系,绘制沪深 300 指数与其他国家指数两两对比的时序图,如图 1 –7 所示。

从图 1 至图 7 可知,沪深 300 指数序列和其他国家股票指数序列都存在趋势,不是平稳的序列。通过两两对比可以直观地看到,沪深 300 指数价格序列与其他国家股票指数价格序列某一时间段有相同的趋势,日经 225 指数的价格高于沪深 300 指数价格,沪深 300 指数价格普遍高于富时马来西亚指数价格、南韩综合指数的价格。此外,在 2008 年全球金融危机中,各个股票指数价格均剧烈下跌。

相对于收盘价序列,资产收益率序列进行数据处理更加方便,具有更好的统计特征。所以从分析收盘价转向于分析股票的收益率。股票指数对数收益率公式为 $r_t = \ln(p_t/p_{t-1})$,其中 p_t 表示 t 时刻的股票指数收盘价格,p_{t-1} 表示 t – 1 时刻的股票指数收盘价格。

(二) 收益率的平稳性检验

计算各个股指的对数收益率序列,并对其进行描述性统计分析,如表 2 所示。

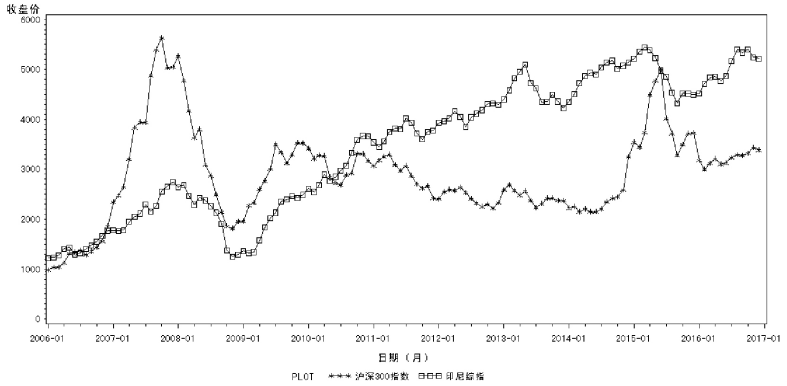

图 1 沪深 300 指数和印尼综指收盘价时序图

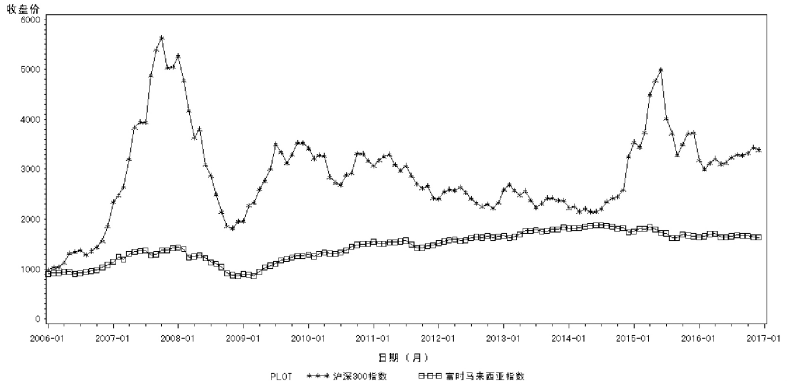

图 2 沪深 300 指数和富时马来西亚指数收盘价时序图

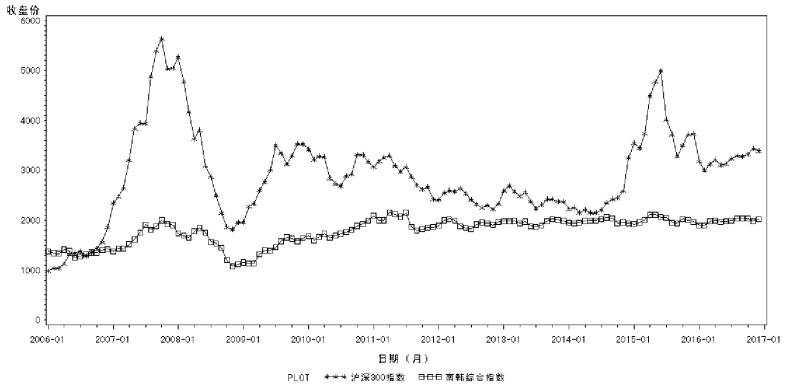

图 3 沪深 300 指数与南韩综合指数收盘价时序图

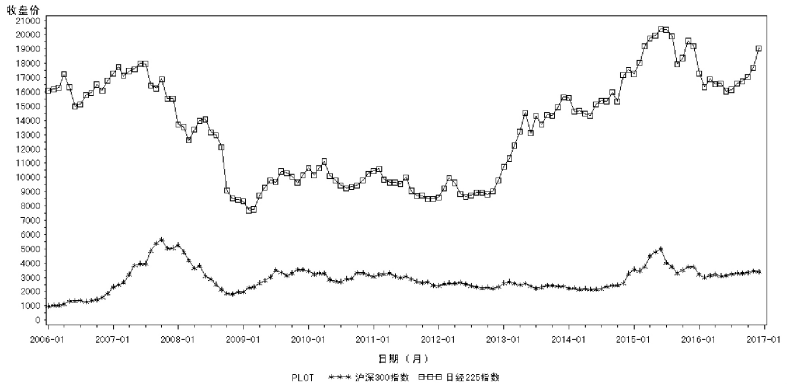

图 4 沪深 300 指数与日经 225 指数收盘价时序图

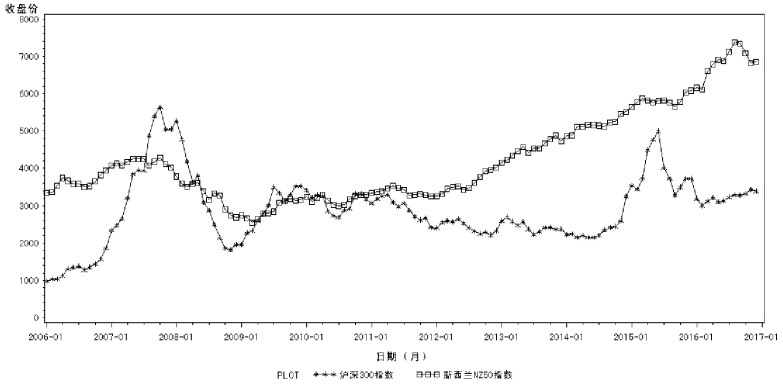

图 5　沪深 300 指数与新西兰 NZ50 指数收盘价时序图

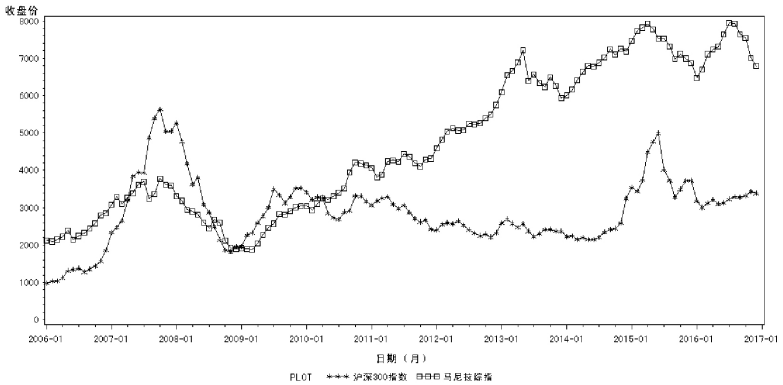

图 6　沪深 300 指数与马尼拉综指收盘价时序图

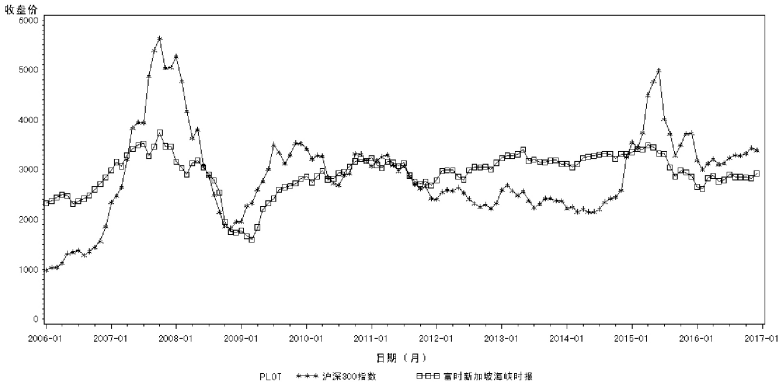

图 7　沪深 300 指数与富时新加坡海峡时报指数收盘价时序图

表 2　股票指数对数收益率描述性统计

指数	标准差	均值	最大值	最小值	峰度	偏度
沪深 300 指数	0.0213	0.0006	0.1055	-0.1338	3.4115	-0.3432
印尼综合指数	0.0162	0.0007	0.0924	-0.1277	9.3945	-0.7504
富时马来西亚	0.0089	0.0003	0.0570	-0.1024	13.3100	-0.8412
南韩综合指数	0.0149	0.0002	0.1128	-0.1117	7.8294	-0.4156
日经 225 指数	0.0181	0.0001	0.1323	-0.1272	7.1931	-0.6340
新西兰 NZ50	0.0082	0.0003	0.0501	-0.0497	5.0663	-0.4085
马尼拉综指	0.0155	0.0006	0.1313	-0.1364	10.3819	-0.4587
富时新加坡海峡时报	0.0139	0.0001	0.1547	-0.1063	14.9784	0.5097

由表 2 可知,沪深 300 指数的均值为 0.0006,收益率最大值为 0.1055,其收益率最小值为 -0.1338,其标准差比其他股市指数都大,这说明沪深 300 指数的波动比其他股票指数波动大。对这些股指收益率均值进行排序可得: 印尼综合指数 > 沪深 300 指数 > 马尼拉综合指数 > 新西兰 NZ50 > 富时马来西亚 > 南韩综合指数 > 富时新加坡海峡时报 > 日经 225 指数,即它们的总体收益率由高到低排序。在研究期间,日经 225 指数的收益率最高,达到了 0.1323; 马尼拉综合指数收益率最低,最小值为 -0.1364。

利用 ADF 单位根检验方法对全部指数对数收益率序列进行平稳性检验,如表 3 所示。

表 3 股票指数 ADF 检验

指数	Dickey - Fuller 值	D 值	Chi - squared 值
沪深 300 指数	-11.235**	0.087528**	169.25***
印尼综合指数	-11.301**	0.098076**	240.53***
富时马来西亚指数	-12.196**	0.096169**	100.63***
南韩指数	-12.644***	0.088992**	552.07***
日经 225 指数	-12.341**	0.078268**	561.24***
新西兰 NZ50 指数	-11.012**	0.067740**	325.76***
马尼拉综指	-11.887**	0.080876**	155.75***
富时新加坡海峡时报	-11.523**	0.096447**	195.35***

注: *,**,*** 分别表示在 10%,5%,1% 的显著水平下。

从表 3 可知,这些指数的 ADF 检验在 5% 显著水平下,拒绝了原假设,因此接受其备择假设,认为它们的对数收益率都是平稳的。

三、联动效应及其原因分析

(一) 联动效应模型

根据以上检验,所有的样本均满足 DCC - GARCH 模型的建立条件。将样本均值方程假设为 $\hat{\mu}_t = \hat{\mu}$,得到样本均值和它们的新息序列为 $\hat{a}_t = r_t - \hat{\mu}_t$,对 8 支股票指数分别拟合 GARCH(1,1) 模型,得到它们各自的参数估计,如表 4 所示。

表 4 GARCH(1,1) 模型参数估计

指数	α_0	α_1	β_1	$\alpha+\beta$
沪深 300 指数	0.000003 (3.25)	0.0691 (7.69)	0.9253 (102.39)	0.9940
印尼综合指数	0.000007*** (4.52)	0.1425*** (7.16)	0.8392*** (41.40)	0.9817
富时马来西亚指数	0.000001*** (4.04)	0.1093*** (6.81)	0.8792*** (52.62)	0.9885
南韩指数	0.000002*** (3.75)	0.0688*** (7.73)	0.9199*** (93.32)	0.9887
日经 225 指数	0.00014*** (4.61)	0.1303*** (6.91)	0.8268*** (35.85)	0.9571
新西兰 NZ50 指数	0.000001** (2.55)	0.0415*** (4.43)	0.9455*** (70.50)	0.9870
马尼拉综指	0.00019*** (5.97)	0.1951*** (6.20)	0.7472*** (24.56)	0.9423
富时新加坡海峡时报	0.000001*** (3.71)	0.0976*** (8.32)	0.9006*** (83.67)	0.9982

注: *,**,*** 分别表示在 10%,5%,1% 的显著水平下,() 的值为 t 值.

从表 4 中参数估计得到的结果可知,各个参数的估计值均非常显著。并且它们的 $\alpha + \beta$ 值十分接近于 1,说明各个股票市场的波动性都存在显著持续性。根据参数估计的结果,很容易就得到各个股票指数对数收益率的 GARCH(1,1) 模型,如下所示。

沪深 300 指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{11,t} = 3 \times 10 - 6 + 0.0691 a_{1,t-1}^2 + 0.9254 \sigma_{11,t-1} \tag{1}$$

印尼综合指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{22,t} = 7 \times 10 - 6 + 0.1425 a_{2,t-1}^2 + 0.8391 \sigma_{22,t-1} \tag{2}$$

富时马来西亚指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{33,t} = 1 \times 10 - 6 + 0.1093 a_{3,t-1}^2 + 0.8792 \sigma_{33,t-1} \tag{3}$$

南韩综合指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{44,t} = 2 \times 10 - 6 + 0.0688 a_{4,t-1}^2 + 0.9199 \sigma_{44,t-1} \tag{4}$$

日经 225 指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{55,t} = 1.4 \times 10 - 5 + 0.1303 a_{5,t-1}^2 + 0.8268 \sigma_{55,t-1} \tag{5}$$

新西兰 NZ50 指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{66,t} = 1 \times 10 - 6 + 0.0415 a_{6,t-1}^2 + 0.9455 \sigma_{66,t-1} \tag{6}$$

马尼拉综合指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{77,t} = 1.9 \times 10 - 6 + 0.1951 a_{7,t-1}^2 + 0.7472 \sigma_{77,t-1} \tag{7}$$

富时新加坡海峡时报指数 GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_{88,t} = 1 \times 10 - 6 + 0.0976 a_{8,t-1}^2 + 0.9006 \sigma_{88,t-1} \tag{8}$$

通过对以上 8 个模型的波动率序列的分析,可以获得边际标准化序列

$$\hat{\eta}_t = (\hat{\eta}_{1t}, \hat{\eta}_{2t}, \hat{\eta}_{3t}, \hat{\eta}_{4t}, \hat{\eta}_{5t}, \hat{\eta}_{6t}, \hat{\eta}_{7t}, \hat{\eta}_{8t}) \ , \ \hat{\eta}_{it} = \hat{a}_{it} / \sqrt{\sigma_{ii,t}}$$

并且利用 $\hat{\eta}_t$ 拟合 DCC - MVGARCH 模型为

$$\begin{cases} Q_t = (1 - 0.9200 - 0.07999)\bar{\rho} + 0.9200 Q_{t-1} + 0.07999 \hat{\eta}_{t-1} \hat{\eta}_{t-1}' \\ \rho_t = J_t Q_t J_t \end{cases} \tag{9}$$

其中 $J_t = diag\{q - 1/2_{11,t}, q - 1/2_{22,t}, q - 1/2_{33,t}, q - 1/2_{44,t}, q - 1/2_{55,t}, q - 1/2_{66,t}, q - 1/2_{77,t}, q - 1/2_{88,t}\}$，$q_{ii,t}^{-1/2}$ 是 Q_t 中的第 (i,i) 个元素，$\bar{\rho}$ 是 $\hat{\eta}_t$ 的样本相关矩阵。系数估计值 $\hat{\theta}_1 = 0.92$，$\hat{\theta}_2 = 0.07999$ 的 t 比率分别是 195.34 和 19.08,并且多元学生 t 分布的新息自由度估计值是 6.17。

通过拟合的 DCC - GARCH 模型,得到了一个 8 × 8 动态相关系数矩阵。沪深 300 指数与其它指数的动态相关系数,如下面图所示。

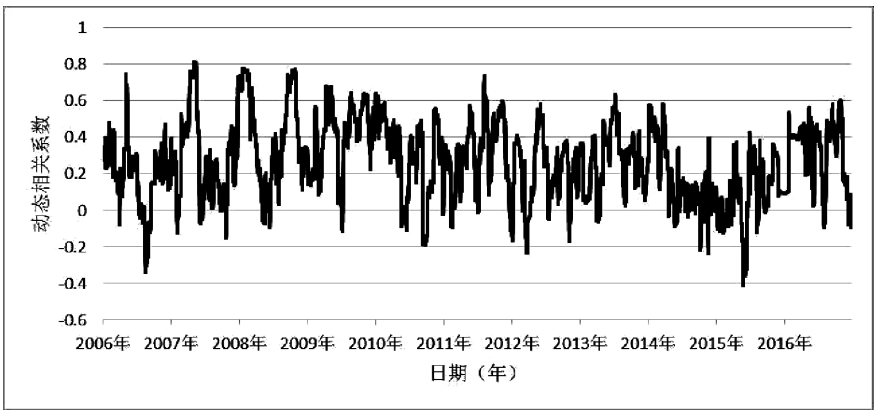

图 8　沪深 300 - 印尼动态相关系数

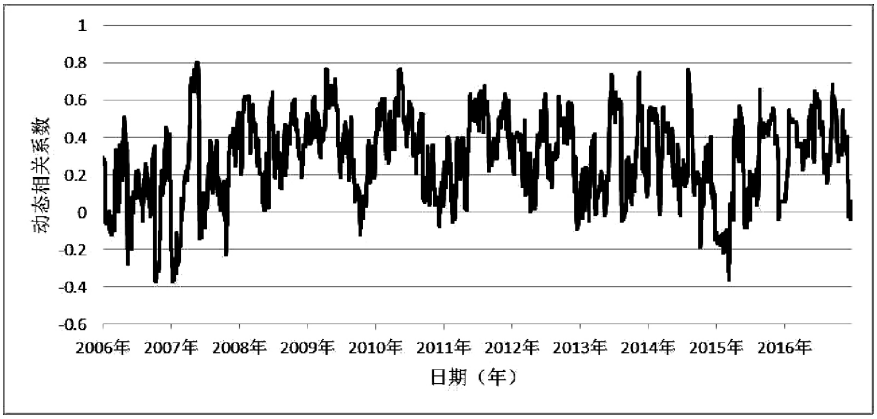

图 9　沪深 300 – 富时马来西亚动态相关系数

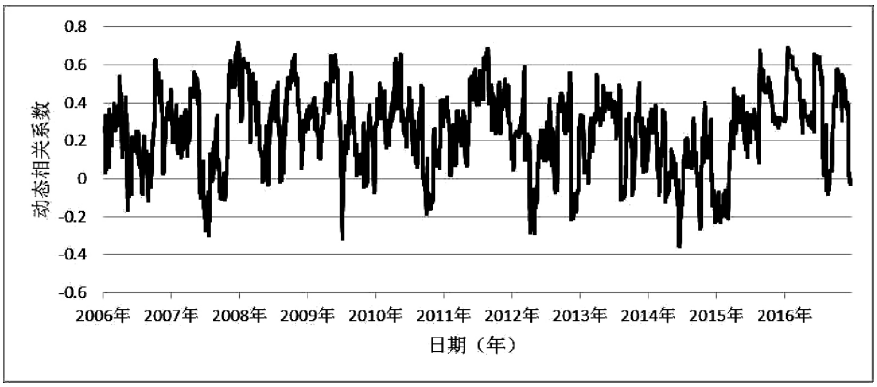

图 10　沪深 300 – 南韩动态相关系数

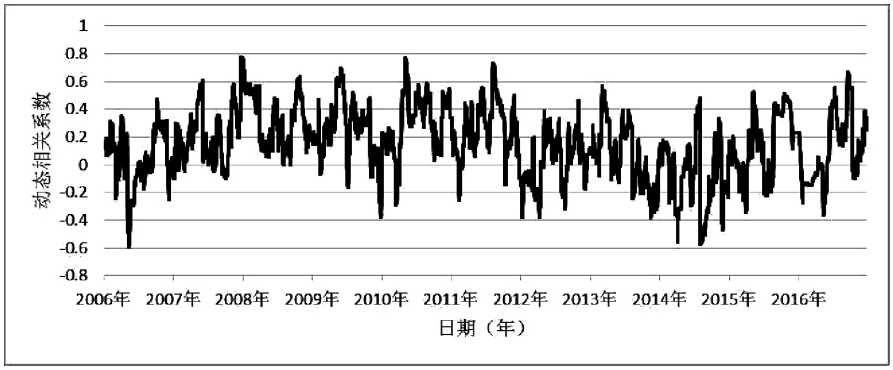

图 11　沪深 300 – 日经 225 动态相关系数

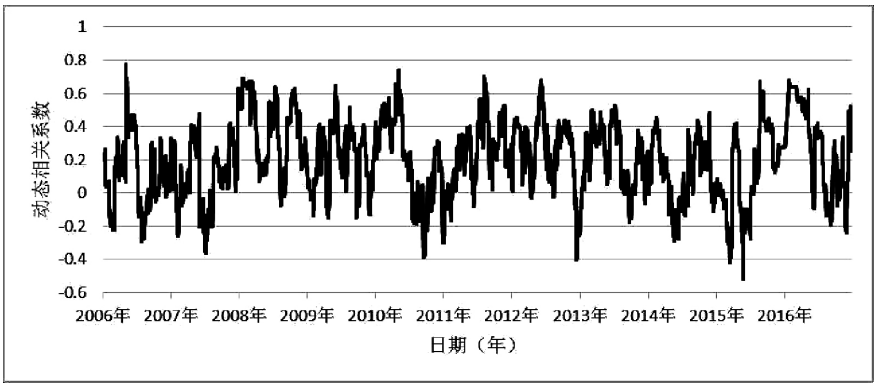

图 12　沪深 300 – 新西兰 NZ50 动态相关系数

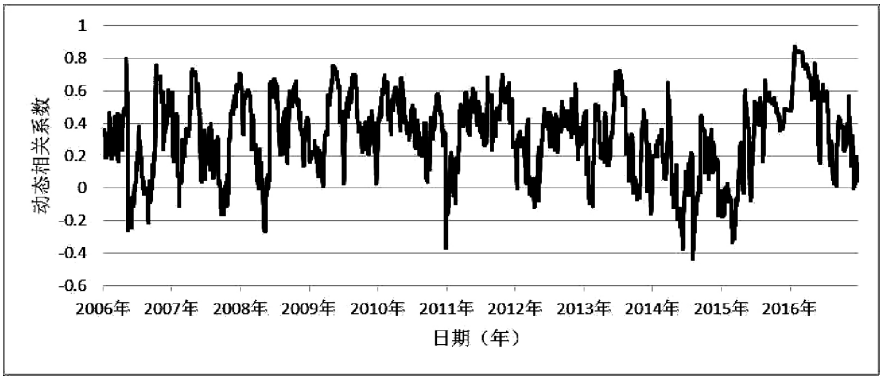

图 13　沪深 300 – 马尼拉综指动态相关系数



图 14　沪深 300 – 富时新加坡海峡时报动态相关系数

分析图 8、图 9 和图 10 可知,沪深 300 指数与印尼综合指数、富时马来西亚指数、南韩综合指数在绝大部分时间内呈现出了正相关关系,这意味着中国股市和这三个国家的股市存在长期同涨同跌现象。从图 11 可得沪深 300 指数与日经 225 指数在 2012 年之前大部分是呈现正相关关系,此时系数在 0 之上,而在 2012 年之后大部分呈现负相关关系,此时系数在 0 之下。图 12 可知沪深 300 指数对于新西兰 NZ50 指数在 2006 年、2007 年以及 2011 年、2015 年前后一些时期呈现负相关关系,其他大部分时期呈现正相关关系。从图 13 可知沪深 300 指数对马尼拉综合指数的影响大部分时期表现了正相关关系。图 14 可知,沪深 300 指数跟富时新加坡海峡时报指数也是在大多数时期内呈现正相关关系。对沪深 300 指数与这些指数的动态相关系数进行描述性统计分析,结果如表 5。

表 5　动态相关系数描述性统计分析

系数	标准差	均值	最大值	最小值	正相关系数个数	负相关系数个数
沪深 – 印尼	0.2174	0.2706	0.813	–0.4098	1886	229
沪深 – 马来西亚	0.2279	0.2956	0.8064	–0.371	1887	228
沪深 – 南韩	0.2106	0.2511	0.7173	–0.3546	1817	298
沪深 – 日经 225	0.249	0.1489	0.7742	–0.5943	1552	563
沪深 – 新西兰 NZ50	0.2303	0.1995	0.7757	–0.5212	1678	437
沪深 – 马尼拉综指	0.2403	0.3148	0.8707	–0.436	1867	248
沪深 – 富时新加坡时报	0.2385	0.253	0.8404	–0.4309	1772	343

根据表 5 分析可知,沪深 300 指数与马尼拉综合指数相关系数均值为 0.3148,是所有动态相关系数中最大的,即沪深 300 指数对马尼拉综合指数影响最大。其次,沪深 300 指数与富时马来西亚指数相关系数均值为 0.2956,说明中国股市对马来西亚股票市场的影响也是较大的。依次可以按照相关系数均值大小,中

国股市对其他国家股市的影响排序如下: 菲律宾 > 马来西亚 > 印度尼西亚 > 新加坡 > 韩国 > 新西兰 > 日本。通过本文研究表明,中国股票市场与其他国家的股票市场之间具有较为明显的联动效应,其联动效应大小不同。从动态相关系数正负个数可知,沪深 300 指数与其他股票指数收益同涨同跌的次数比较多,其中沪深 300 指数与马来西亚同涨同跌次数最多,多达 1887 次。沪深 300 指数与日经 225 指数同涨同跌的次数较少,但是也达到了 1552 次。当沪深 300 指数与其他股票指数相关系数为负时,说明中国股票市场和其他股票股票市场出现跷跷板现象,即一个指数收益上涨,另一个指数收益下跌。

(二) 联动效应原因分析

根据上面的分析发现,中国股市和亚洲其他国家股市之间具有动态联动效应,长时间处于同涨同跌现象,极少部分时间处于跷跷板现象。从理论上,解释这种股票市场联动效应的原因,主要分为经济基础理论和市场传染理论。经济基础理论认为,宏观基本面(如贸易) 是股市联动效应的主要原因之一[9]。市场传染理论则以投资者行为或者金融市场所特有的行为特征作为研究重点,认为股市联动性不能完全由可观察的宏观经济联系解释,而更应该从投资者行为上寻找原因[7]。经济基础理论可以解释中国和其他亚洲国家股市之间的联动效应。中国和文中研究的亚洲国家建立了长期的贸易关系,尤其是东亚国家已经是中国的第三大贸易联盟国,包括菲律宾、马来西亚、印度尼西亚、新加坡。中国和韩国、日本的贸易由于种种政治原因在逐渐减少。所以,贸易作为经济基础的重要组成部分是中国和其他亚洲国家之间股市联动效应的主要原因之一,且贸易交易数量决定了股市之间联动效应的强弱。另外,中国股市目前是一个相对封闭的市场,其他国家的投资者参与中国股市的交易非常少,所以,市场传染理论不能解释这种联动效应。

四、结论

本文通过数据处理,对收盘价进行简单的描述性统计分析以及平稳性检验,并且结合相关文献,选择使用指数对数收益率进行建模。通过对数收益率充分的描述性统计分析,发现序列是存在尖峰、厚尾的特征,并且有着波动聚集效益。在对数据进行平稳性检验、正态性检验、自相关检验以及 ARCH 效应检验后,发现 8 支股票指数对数收益率是平稳的。对 8 支股票指数数据进行 ARCH 效应检验,确认这些指数对数收益率序列具有条件异方差。通过拟合 GARCH(1,1) 模型,发现模型的参数估计均显著,并且得到了模型的波动率序列,对该序列进行计算后,得到了边际标准化序列,并将其应用于 DCC - GARCH 模型中。通过 DCC - GARCH 模型,获得了沪深 300 指数与其他国家指数之间的动态相关系数。分析它们的动态相关系数,可知中国股市与其他国家股市之间的联动效应。

通过对获得的动态相关系数进行描述性统计分析,可知中国股市与菲律宾股市之间的联动效应总体来说最强,并它们是长期处于正相关关系。其次是马来西亚、印度尼西亚、新加坡、韩国、新西兰、日本。在 2008 年期间序列的动态相关系数大部分出现了拐点,说明 2008 年的金融危机对中国股市与其他亚洲国家的股市联动效应有一定冲击。

参考文献:

[1]Jeon B N,Chiang T C. A System of Stock Prices in World Stock Exchange: Common Stochastic Trends for 1975 - 1990 [J]. Journal of Economies and Business,1991,43(4) : 329 - 338.

[2]Kasa K. Common Stochastic Trends in International Stock Markets [J]. Journal of Monetary Economics,1992,29 (1) : 95 - 124.

[3]Darrat A F,Zhong M. Permanent and Transitory Driving Forces in the Asian - Pacific Stock Markets [J]. The Financial Review,2002,37(1) : 35 - 51.

[4]Theodossiou P,Kahya E,Koutmos G,et al. Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets [J]. The Financial Review,1997,32(2) : 205 - 224.

[5]Eun C S,Shim S. International Transmission of Stock Market Movements [J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis,1989,24(2) : 241 - 256.

[6]韩非,肖辉. 中美股市间的联动性分析[J]. 金融研究,2005(11):117 - 129.
[7]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(11):18 - 23.
[8]唐齐鸣,韩雪. 中国股市与国际股市联动效应的实证研究[J]. 工业技术经济,2009,28(1):31 - 34.
[9]McQueen,G. ,Roley V. V. Stock Prices,News,and Business Condition[J]. Review of Financial Studies,1993,6(1):683 - 707.

The Interaction Effect Study between Chinese Stock Market and Some Stock Markets in Asia Countries

ZHANG Maojun[a,b], WU Xiaoyun[a,b], QIN Wenzhe[a,b]
(a. School of Mathematics and Computing Science; b. Guangxi Colleges and Universities Key Laboratory of Data Analysis and Computation, Guilin University of Electronic Technology, Guilin, Guangxi 541004, China)

Abstract: The DCC - GARCH model is used to study the interaction effect between Chinese stock market and some stock markets in Asia countries. Through empirical analysis, China's stock market has an obvious interaction effect with other countries' stock market, and its interaction effect size is different. It is found that there is the strongest interaction effect between the Chinese stock market and the Philippine stock market, and the long term is positive correlation, followed by Malaysia, Indonesia, Singapore, Korea, New Zealand and Japan. In addition to the Japanese stock market, the dynamic correlation coefficient between China's stock market and other countries' stock markets is positively correlated in most case. As an important component of the economic foundation, trade is one of the main reasons for the interaction effect between China and other Asian countries, and the trade volume determines the strength of the interaction effect between the stock market.

Key words: stock market; interaction effect; GARCH model; DCC - GARCH model

(责任编辑: 黎　芳)