

中国与国际、区域股市联动研究：1997-2011

李丹

(上海证券交易所, 上海, 200135)

摘要:面对当前不断深化的经济全球化和金融自由化趋势,研究中国与国际及区域股市之间的联动效应及变化趋势,将为监管部门制定跨市场监管政策、防范金融风险以及投资者建立资产组合、进行跨市避险等提供重要参考。本文采用多变量 NADCC-EGARCH 模型考察中国与世界成熟、区域成熟及新型股市的联动性,并在此基础上利用 Bai and Perron 结构性变化检验对它们之间的动态联动关系是否存在结构性改变进行分析。实证结果显示:中国与世界及区域股市的联动关系尽管仍相对较小,但近年尤其是 2006 年以来有逐渐增强的趋势,且受区域发达市场负面消息的冲击影响较大;中国股市与世界及区域股市的联动性近年来多次发生结构性变化,其发生的时点与中国及世界市场所发生的重大市场事件相一致。

关键词: 动态联动性 多元 GARCH 模型 不对称讯息 Bai and Perron 检验

引言

股票市场的联动效应是指不同股票市场之间的收益率变化显著相关,即一个市场风险增加会引起另一个市场风险的加剧。对于某个国家或地区的股票市场而言,即使自身基本面未发生改变,也没有受到大量国际资金的影响,仅仅是区域金融市场或者全球金融市场的宏观环境发生变化,所带来的冲击也会引起该国家或地区市场的波动,使得该市场与国际市场间原有的联动性发生变化。联动效应是资本市场形成以来普遍存在的现象,它的影响远远高于各市场基本面因素所能解释的程度。

从 20 世纪 90 年代开始,随着经济全球化和金融自由化趋势的不断深化,以及国际互联网技术的高速发展,全球资本市场之间资金流动与信息传播方面的联系不断加强,使得各个市场之间的关联与互动日益加深。例如,2007 年由次贷危机演变而成的金融危机以及 2010 年以来持续发酵的欧债危机重创美国和欧洲经济,使得美国和欧盟股市出现连续性的大跌,并迅速波及日本、香港、台湾以及澳大利亚等世界主要金融市场,导致全球股市深度下挫。中国股市价格也随之下跌,且跌幅超过上述股市。目前上证综指距离 2007 年 10 月 16 日 6124 点的历史高位已缩水近 2/3,几十万亿元市值灰飞烟灭。我国的监管层以及广大投资者在经历了这样的全球股市跌宕起伏后,逐渐认识到准确把握各国资本市场联动效应的重要性。

本文将从事实出发,选用上证综合指数、MSCI 区域指数为研究对象,通过多元 NADCC-EGARCH 模型和 Bai and Perron 结构性检验,分析我国和国际及区域主要金融市场间的联动关系并进行微观结构的深层次探讨。相对于现有研究成果,本文着重考虑了市场的负面冲击对各国金融市场联动关系影响的不对称性。本研究的成果将不仅有助于对金融市场相关性和经济一体化程度进行评价,有利于分析与研究股市的结构和判断股市的走势及风险传递,还有助于为相关金融政策的制定提供依据,为跨市场投资者有效地进行国际资产组合配置、防范金融风险等提供重要的参考。

一、文献回顾

基于监管部门对金融风险在国际间扩散风险的控制以及个体部门建立国际间分散性投资组合进行套利和避险的双重需要,对国际市场间联动性的研究近年来逐渐升温。

近年来随着中国金融自由化进程的加快,QDII, QFII 的引入,中国与国际股票市场之间的互动逐渐增强。中国与国际股市之间是否存在联动,以及联动性的趋势如何,已经成为备受关注的热点问题。国内已有许多学者研究过中国与国际股市的联动性。研究发现,中外股市之间的联动在不同的时期强度不同。2003 年之前,中国资本市场处于相对封闭状态,Huang 等(2000)、俞世典等(2001)、陈守东等(2003)以及汪素南,潘云鹤(2004)均得

出我国股票市场与国际市场相分离的结论。2003 年中国引入 QFII，促进了境内外资本的流动，改善了中国资本市场的国际化进程。张福、赵华等(2004)实证分析发现在 B 股市场向境内投资者开放以后，中美两国的股市股价走势相近，存在长期协整关系以及美国股市对上海股市的单向引导关系。陈漓高等(2006)研究包括中国在内的新兴证券市场和发达证券市场(美国、日本)的联动关系发现：美国对中国股市具有短期的 Granger 信息引导作用；日本与中国股市间的互动关系在亚洲金融危机后逐渐加强；中国股市仍具有很强的外生性。周珺(2007)分别对 2000 年-2002 年和 2003 年-2006 年两个样本区间上海证券市场与周边主要证券市场的长期动态均衡关系进行了实证分析发现，中国股票市场与台湾、日本证券市场之间不存在协整关系，但是与香港股市之间却存在协整关系和格兰杰因果关系，并且研究结果还表明中国内地股票市场的国际化程度仍然较低。杨毅(2007)对我国与美国股票市场间溢出效应及其最新整合趋势进行实证研究发现，2000-2006 年间沪深两市与美国市场间波动传导性较弱，相互影响不大，中国股票市场表现出较强的独立性。而对 2005-2006 年间的分析表明近期中国与美国市场间显示出显著的双向波动溢出效应，市场一体化程度正在提高。李晓广，张岩贵(2008)考察了次贷危机前后我国股票市场与世界股票市场联动性的动态变化过程，并且与巴西股票市场进行了比较分析，从而对我国市场与国际市场的互动进行了客观的评价。蔡义杰等(2009)研究了“次贷危机”影响下全球主要股票市场的联动反应，实证显示，中国虽受到美国股市负面影响的冲击，但是国内股票市场结构仍相对稳定。

通过梳理文献可以得出，国内文献对于中国与国际股市的相关性研究所得结果基本一致，即认为中国股市与国际股市之间的相关性仍然相对较小，是国际分散投资的理想选择，但近几年来随着金融自由化的进程不断加快，中国与国际股市的联动性有不断增大的趋势，特别是次贷危机以来有显著的提高。从研究方法上来看，目前对我国股市与国际市场联动性研究的主要方法包括：Granger 因果检验、Johansen 协整检验、VAR 模型以及多元 GARCH 模型等。

二、研究方法

国外文献表明，Engle(2002)所提出的多元 DCC-GARCH 是研究多个市场间动态相关性的一个很有效的工具。近年来 Cappiello 等(2006)、Li 和 Zou(2008)等基于股市之间的联动关系对负向和正向冲击所呈现出不对称反应的特点，针对 DCC-GARCH 模型分别进行了扩展，提出了消息组合非对称冲击动态条件相关系数 GARCH 模型(AG-DCC-GARCH)和混合消息的非对称 DCC-GARCH 模型(MADCC-GARCH)。因此本文选用了 NADCC (Negative Asymmetric Dynamic Conditional Correlation) -EGARCH 模型对此中国和国际及区域市场间的动态联动关系进行研究，该模型是针对上述扩展模型的一个改进。此外，在此基础上本文还采用 Bai and Perron(2003)结构性检验对我国与国际、区域市场间的动态关系是否发生了结构性变化，以及变化具体发生的时间点进行分析检验。

NADCC (Negative Asymmetric Dynamic Conditional Correlation) -EGARCH 模型是针对标准 DCC-GARCH 模型的扩展，该模型考虑到各股票市场间可能存在的不对称性以及负面消息带来的不对称影响，更符合金融市场实际情况，能更准确把握各市场联动关系的特征。

1、 NADCC-EGARCH 模型设定

首先，模型将描述各国股市的收益率。本文将考虑负面消息对各国股票市场的波动可能产生的不对称影响，构建基于条件正态分布的 EGARCH 模型捕捉各国股票市场收益率序列 $r_{k,t}$ 的特性。具体如式(11)、(12)。

$$r_{k,t} = c_{0k} + c_{1k}r_{k,t-1} + c_{2k}r_{k,t-2} + c_{3k}r_{k,t-3} + h_{k,t}^{1/2}\varepsilon_{k,t}, \varepsilon_{k,t}|\Omega_{t-1} \sim N(0, h_{k,t}) \quad (11)$$

其中 $k=SH, MXWO, MXMS$

$$\log(h_{k,t}) = \omega_k + \alpha_k \frac{|\varepsilon_{k,t-1}|}{\sqrt{h_{k,t-1}}} + \gamma_k \frac{\varepsilon_{k,t-1}}{\sqrt{h_{k,t-1}}} + \beta_k \log(h_{k,t-1}) \quad (12)$$

条件均值方程如式 (11) 所示。 $r_{k,t}$ 为第 k 个股票市场的收益率序列，其残差服从条件正态分布。条件均值可表示为 $r_{k,t} = c_{0k} + c_{1k}r_{k,t-1} + c_{2k}r_{k,t-2} + c_{3k}r_{k,t-3}$ 。均值方程中的 AR 项用于消除收益率序列的自相关，本文根据 BIC 准则对 AR 项的数目进行选择。条件方差方程如式 (12) 所示，我们选用 EGARCH 模型突出负面消息可能带来的波动不对称冲击。

模型通过建立条件相关系数矩阵，模拟市场间的联动关系。考虑到各股票市场间可能存在的不对称性以及负面消息带来的不对称影响，本文选用不对称对角向量相关系数模型对条件相关系数矩阵进行衡量，具体如式 (13)、(14) 所示。

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \mathbf{D}_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{1,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{pmatrix} \text{ 且 } \mathbf{R}_t = (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-1} \mathbf{Q}_t (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-1} \quad (13)$$

在式 (13) 中， $\mathbf{H}_t$ 表示为条件协方差矩阵， $\mathbf{R}_t$ 为条件相关系数矩阵。两收益率序列条件方差组成的对角矩阵表示为 $\mathbf{D}_t$ 。因此，条件相关系数 $\mathbf{R}_t$ 可以通过条件协方差矩阵 $\mathbf{Q}_t$ 计算得出， $\mathbf{Q}_t$ 的一般形式如式 (14) 所示。

$$\begin{aligned} \mathbf{Q}_t &= (\bar{\mathbf{Q}} - \mathbf{A}'\bar{\mathbf{Q}}\mathbf{A} - \mathbf{B}'\bar{\mathbf{Q}}\mathbf{B} - \mathbf{G}'\bar{\mathbf{Z}}\mathbf{G}) + \mathbf{A}'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\mathbf{A} + \mathbf{B}'\mathbf{Q}_{t-1}\mathbf{B} + \mathbf{G}'\mathbf{z}_{t-1}\mathbf{z}'_{t-1}\mathbf{G} \\ \text{其中 } \mathbf{Q}_t &= \begin{bmatrix} q_{11,t} & q_{12,t} \\ q_{12,t} & q_{22,t} \end{bmatrix}, \bar{\mathbf{Q}} = E(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) = \begin{bmatrix} 1 & \bar{\rho}_{12} \\ \bar{\rho}_{12} & 1 \end{bmatrix} \\ \mathbf{z}_{i,t} = \mathbf{z}_{i,t}^- &\equiv I(\varepsilon_{i,t} < 0) \circ \varepsilon_{i,t}, \bar{\mathbf{Z}} = E(\mathbf{z}_t\mathbf{z}'_t) = \begin{bmatrix} E(z_{1,t}z_{1,t}) & E(z_{1,t}z_{2,t}) \\ E(z_{1,t}z_{2,t}) & E(z_{2,t}z_{2,t}) \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} \bar{z}_{11} & \bar{z}_{12} \\ \bar{z}_{12} & \bar{z}_{22} \end{bmatrix} \\ \mathbf{A} &= \begin{bmatrix} a_1 & 0 \\ 0 & a_2 \end{bmatrix}, \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 \\ 0 & b_2 \end{bmatrix}, \mathbf{G} = \begin{bmatrix} g_1 & 0 \\ 0 & g_2 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (14)$$

由式 (14) 计算可得，两收益率序列的条件相关系数表示为 $\rho_{12,t} = q_{12,t} / (\sqrt{q_{11,t}}\sqrt{q_{22,t}})$ 。

观察式 (14) 的结构，可将影响条件协方差 $\mathbf{Q}_t$ 的因素分成两部分：一部分是矩阵 $\mathbf{B}$ 反映的落后一期条件协方差 $\mathbf{Q}_{t-1}$ 的遗留影响，体现市场间联动的持续性；另一部分为矩阵 $\mathbf{A}$ 和 $\mathbf{G}$ 反映的前期两个市场收益消息冲击组合对它们之间联动性的影响。矩阵 $\mathbf{G}$ 表示前期两个市场收益负面消息组合可能带来的不对称影响效果。模型采用二阶段最大似然估计方法进行估计。

式 (11) ~ (14) 构成了 NADCC-EGARCH 模型。通过适当的条件限制，该模型可以进一步简化。当 $a_1 = a_2 = \sqrt{a}, b_1 = b_2 = \sqrt{b}, g_1 = g_2 = 0$ 时，模型简化为 Engle (2002) 中介绍的标量 DCC-GARCH。此时，模型认为两个股票市场间没有不对称特性。市场间的联动关系由两个市场共同决定，具体表达如式 (15) 所示，其中 $a > 0, b > 0$ 。

$$\mathbf{Q}_t = (1-a-b)\bar{\mathbf{Q}} + a\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + b\mathbf{Q}_{t-1} \quad (15)$$

当 $g_1 = g_2 = 0$ 时，模型简化为对角向量 DCC-GARCH，该模型仅仅考虑各市场自身结构不同而引起的不对称性。此时，模型认为两市场间的联动关系对正面消息和负面消息的冲击具有一致性的影响，不存在负面消息组合带来的不对称性。具体表达如式（16）所示。

$$\mathbf{Q}_t = (\bar{\mathbf{Q}} - \mathbf{A}'\bar{\mathbf{Q}}\mathbf{A} - \mathbf{B}'\bar{\mathbf{Q}}\mathbf{B}) + \mathbf{A}'\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}'\mathbf{A} + \mathbf{B}'\mathbf{Q}_{t-1}\mathbf{B} \quad (16)$$

2、模型设定检验

我们发现不同的模型假设旨在捕捉不同的消息组合对两个股票市场间联动关系的不同冲击影响。标量 DCC-EGARCH 模型假设两市场完全对称，两市场消息对市场间联动关系的冲击影响是完全相同的；对角向量 DCC-EGARCH 模型假设两市场对市场间的联动性存在不对称冲击，但这种不对称主要由两市场自身特性不同而形成；因此，模型选择不同，所反应的联动关系的变化也将不同。我们选用 Wald 大样本检验作为模型设定检验，检查股票市场间的联动关系是否存在上述不对称性。模型设定检验的一般形式如式(17)所示。其中 $\mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mathbf{q}$ 为一组限制条件。表 1 总结了本文所进行的模型设定检验的主要内容。

$$\text{Wald} = [\mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mathbf{q}]' \left(\text{Asy.Var}[\mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mathbf{q}] \right)^{-1} [\mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) - \mathbf{q}] \quad (17)$$

表 1 模型设定检验列表

序号	模型设定假设	模型限制条件	自由度 数
模型设定 检验 1	零假设 H_0 : 标量 DCC-EGARCH; 对立假设 H_1 : 对角向量 NADCC-EGARCH	$a_1 = a_2, b_1 = b_2$ $g_1 = 0, g_2 = 0$	4
模型设定 检验 2	零假设 H_0 : 对角向量 DCC-EGARCH; 对立假设 H_1 : 对角向量 NADCC-EGARCH	$g_1 = 0, g_2 = 0$	2

3、Bai and Perron(2003) 检验

当通过上述 DCC 模型得到不同样本之间的时变条件相关系数之后，本文将基于 Bai and Perron(2003) 检验对时变相关系数是否存在结构性变化，以及这种变化发生的次数和时间点进行研究。

假设研究对象在研究区间存在 m 个结构变化点 $(n_1, \dots, n_m)$ ，则寻找和检验结构性变化发生时间点的问题相当于找出断点 $(\bar{n}_1, \dots, \bar{n}_m)$ 来最小化公式(18)所示的目标方程：

$$(\bar{n}_1, \dots, \bar{n}_m) = \arg \min_{(n_1, \dots, n_m)} \text{RSS}_n(n_1, \dots, n_m) \quad (18)$$

其中， RSS_n 为基于公式(19)所列的 m 个回归方程式的残差项平方和：

$$y_t = \beta x_t' + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (t=1, \dots, n)$$

(19)

其中, y_t 为时间 t 所要研究的时变条件相关系数序列, $x_t = (1, y_{t-1})'$ 为由常数项 1 及被解释变量的落后一期值 y_{t-1} 所组成的 2×1 向量; β 为由常数项及自相关系数所组成的 1×2 回归系数向量; 参数 ε_t 假设服从均值为 0 方差为 σ^2 的条件正态分布。Bai and Perron(2003) 检验的原假设为“不存在结构性变化”而相对假设为“存在结构性变化”, 对检验结果可以根据 BIC 最小化准则进行选择。根据现有实证研究的结果, 本文假设最大结构性变化数目为 5 个。

三、实证结果

(一) 数据及基本统计结果

本文选取上证综合指数 (SH), MSCI 世界指数 (MXWO), MSCI 亚太成熟市场指数 (MXPC) 以及 MSCI 亚洲新兴市场指数 (MXMS) 为对象研究中国与世界、区域成熟以及区域新兴股票市场之间的动态联动关系。

MSCI 世界指数 (MXWO) 是旨在描述全球成熟市场股票市场运行状况的市值加权指数。其包含 24 个成熟国家或地区股票市场的指标: 澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、香港、爱尔兰、以色列、意大利、日本、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、新加坡、西班牙、瑞典、瑞士、英国以及美国。

MSCI 指数数据来自于该公司网站 (www.msci.com), 上证综指数数据来自于万德数据库。考虑到中国股市建立初期存在过度投资与股价过度波动现象以及时区问题对动态相关性分析的影响, 本文选取从引入涨跌幅限制之后 1997 年 1 月 2 日到 2011 年 12 月 31 日的各市场周数据为研究对象, 收益率的计算方法为 $r_t = 100 \times \log(p_t^{close} / p_{t-1}^{close})$ 。由于 MSCI 指数是以

美元为单位的, 而上证综指是以人民币为单位的, 因此我们用美元对人民币汇率对上证综指进行调整, 汇率资料来源于国家外汇管理局网站 (www.safe.gov.cn)。依据 Hamao et al. (1990) 对各市场节假日与停牌日期不一致的处理方法本文得到 725 个样本值, 列于图 1。

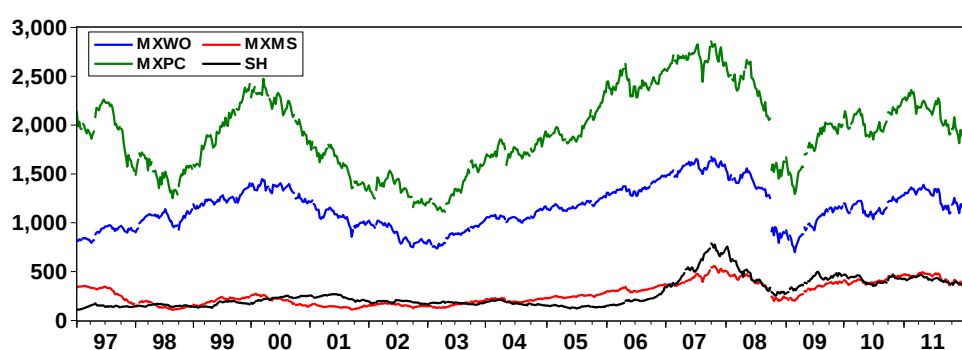


图 1 各市场的收益率序列

注: MXWO 表示 MSCI 世界指数, MXPC 表示 MSCI 亚太成熟市场指数、MXMS 表示 MSCI 亚洲新兴市场指数以及 SH 表示上证综合指数

表 1 进一步给出了各市场收益率的基本统计描述, 可以发现: (1) 上证指数, MSCI 亚洲新兴市场指数的周平均收益率和标准差明显高于世界成熟市场 MSCI 世界指数和亚洲成熟市场 MSCI 亚太指数, 这表明相对于成熟资本市场而言, “高风险高收益”的分布特征在新兴

市场依然存在；(2)四个市场的峰值均大于 3，偏度均异于 0，呈现明显的“尖峰厚尾”现象。JB 统计量表明，在 1%显著水平下各市场收益率都显著异于正态分布。因此应采用准似然最大法则对研究样本进行模型估计；(3)在至少 1%的显著水平下，Q(6)统计量表明出 MXWO 外，其他各序列均存在显著的序列相关现象，建模时在均值方程中应对相关性进行调整。条件异方差检验统计量表明各序列均在 1%的显著性水平存在波动聚集效应，GARCH 类模型适用于各收益率序列。(4)为避免非平稳序列可能引起的伪回归 (spurious regression) 问题，本文选用 ADF 和 PP 单根检验对序列平稳性进行检验。结果显示各序列的 ADF 和 PP 统计量都远远小于 1%的临界值，表明收益率序列均具有平稳性。

表 1 收益序列统计信息

	SH	MXWO	MXPC	MXMS
均值	0.161	0.051	-0.016	0.017
中位数	0.156	0.247	0.001	0.359
最大值	13.945	11.636	9.342	17.912
最小值	-14.898	-31.738	-29.387	-24.635
标准差	3.581	2.794	3.058	3.891
偏度	0.058	-2.119	-1.189	-0.557
峰度	4.473	26.695	14.513	6.681
JB 检验	65.866** *	17479.540***	4168.924** *	446.275* **
Q(6)	17.480** *	9.713	16.327***	14.239** *
ARCH 效 应检验	16.902** *	2.931**	2.000***	6.969***
ADF 单根 检验	-25.714* **	-28.684***	-29.900***	-26.286* **
PP 单根 检验	-26.294* **	-28.635***	-29.751***	-26.837* **

注：MXWO 表示 MSCI 世界指数，MXPC 表示 MSCI 亚太成熟市场指数、MXMS 表示 MSCI 亚洲新兴市场指数以及 SH 表示上证综指。JB 正态检验统计量为 $JB = \frac{T}{6}[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2]$ ，S 为偏度，K 为峰度，T 为样本数。Q = $T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\tau_j^2}{T-j}$ 为 Ljung-Box 自相关性检验统计量， τ_j 为滞后 j 期的自相关系数，T 为样本数。ARCH 检验为 Engle (1982) 提出的序列条件异方差检验。ADF 和 PP 单根检验在 1%和 5%显著水平下拒绝原假设(存在单根)的 t 值分别为-3.440 和-2.866。***，**分别表示统计量在 1%和 5%的显著水平下显著。

(二) NADCC-EGARCH 模型实证结果

本文首先，利用式 (17) 的 Wald 检验来衡量消息组合对市场间动态相关性的冲击是否具有非对称性，即 NADCC-EGARCH 模型相对于标量 DCC-EGARCH 和对角向量 DCC-EGARCH 模型是否具有更好的解释能力。表 2 给出检验结果。“SH-MXPC”组合在 1%置信区间显著拒绝检验 1 与检验 2 的原假设，这说明选用 NADCC-GARCH 模型估计该组合的联动性将优于选用标量及对焦向量 DCC-EGARCH 模型。而其余组合无法拒绝检验 1 和 2 的原假设，表明使用标量 DCC-EGARCH 模型对其进行估计是适合的。

表 2 模型设定检验结果

	模型设定检验 1		模型设定检验 2	
	检验统计量	P 值	检验统计量	P 值
SH-MXWO	2.292	0.682	1.450	0.484
SH-MXPC	158.431***	0.000	196.738***	0.000
SH-MXMS	1.338	0.855	0.489	0.783

注：MXWO 表示 MSCI 世界指数，MXPC 表示 MSCI 亚太成熟市场指数、MXMS 表示 MSCI 亚洲新兴市场指数以及 SH 表示上证综合指数。***, **和*分别表示在 1%, 5%和 10%显著性水平下拒绝零假设。

根据上述检验结果，我们分别选择最合适的 (NA) DCC-EGARCH 模型对中国与世界、区域成熟以及区域新兴股票市场之间的动态联动关系进行估计，结果如表 3 所示。

根据 BIC 最小准则，本文对均值方程中 AR 项的个数进行选择，表 3 (A) 中的回归结果显示大多数市场收益率的 AR 项回归系数均在至少 10%的显著水平之下统计显著，同时对四个方程残差项进行 Ljung-Box 相关性诊断检验的结果证实残差项不再存在自相关性，均值方程的设定是合理的。

本文选取 EGARCH (1, 1) 模型对各市场收益率的波动性进行分析，结果列于表 3 (B)。同时对上述模型残差项进行 ARCH 效应诊断检验的结果表明四个市场的残差序列均已不存在波动聚集性，说明模型条件方差方程的设定是合理的。表 3 (B) 中绝大多数模型参数估计值均统计显著，表明各市场波动都具有很强的持续性。从系数 γ 的估计值我们可以发现，世界成熟 (MXMO)、亚太成熟 (MXPC) 和亚太新兴 (MXMS) 股票市场的波动均对负面消息体现出很强的不对称性，上述市场放出的负面消息均不同程度地引发本国股票市场更大的波动。而中国市场对负面消息的不对称冲击影响最小。将各市场条件标准差的图形绘于图 2 可以明显看出，条件方差是随时间而改变的，很好的验证了之前我们关于股市波动时变性的假设。从图中还可以看出，受美国次贷危机的影响，2007 年以来各个股票市场波动均出现了一个较大的峰值。而 1998 年的亚洲金融危机，对于亚洲新兴市场的影响很大，从图上可以明显的看到在此期间波动的显著增大。1999 年是中国股市改革调控很频繁的一年，再加上“5. 19 行情”与《证券法》的正式实施，可以说 1999 年是中国股市波动大、风险高的一年，从图中看到一个突出的峰值就出现在这一年。另外受到美国 IT 泡沫的影响，中国股票市场在 2000 年也同时出现了一个突出的峰值。总体来看，中国和亚洲新兴市场比世界成熟市场、亚太成熟市场呈现出更大的风险。

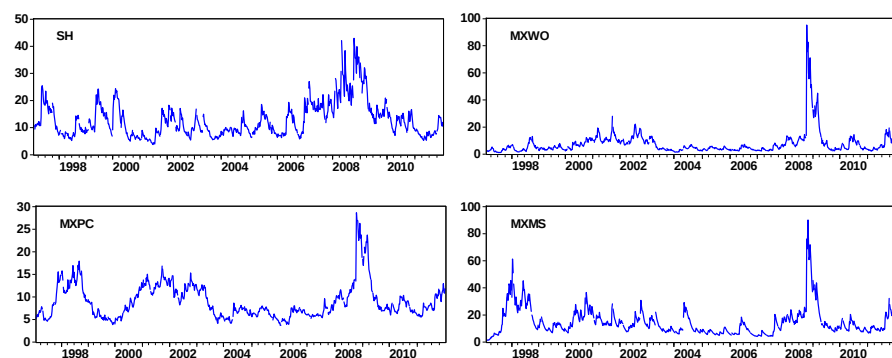
表 3 NADCC-EGARCH 估计结果

A: 均值方程参数估计结果				
	SH	MXWO	MXPC	MXMS
c	0.158[1.031]		-0.009[-0.076]	0.012[0.071]
AR(1)	0.040[1.064]		-0.093**[-2.494]	0.019[0.520]
AR(2)	0.091***[2.458]		0.088**[2.386]	0.094**[2.535]
B: GARCH 模型参数估计结果				
ω	-0.054[-0.880]	0.068**[1.998]	0.060**[2.143]	0.037[1.002]
α	0.228***[4.147]	0.034[0.798]	0.011[0.022]	0.134***[3.025]
γ	-0.017[-0.422]	-0.199***[-3.881]	-0.087**[-2.317]	-0.128***[-3.661]
β	0.950***[31.987]	0.951***[108.841]	0.968***[100.780]	0.946***[54.735]
C: DCC 模型参数估计结果				

	sh-mxwo	sh-mxpc	sh-mxms	
a_1	0.011[1.492]	0.021*[1.634]	0.015**[2.527]	
a_2		0.264***[45.257]		
b_1	0.984***[64.568]	0.996***[108.531]	0.985***[127.107]	
b_2		0.963***[443.353]		
g_1		0.212***[36.010]		
g_2		0.169**[2.903]		
D: 残差检验结果				
Q(6)	7.739	4.397	3.317	5.885
arch(6)	1.077	0.086	0.099	0.887

注：MXWO 表示 MSCI 世界指数，MXPC 表示 MSCI 亚太成熟市场指数、MXMS 表示 MSCI 亚洲新兴市场指数以及 SH 表示上证综合指数。***, **和*分别表示在 1%, 5%和 10%显著性水平下拒绝零假设。

图 2 各市场的条件标准差序列



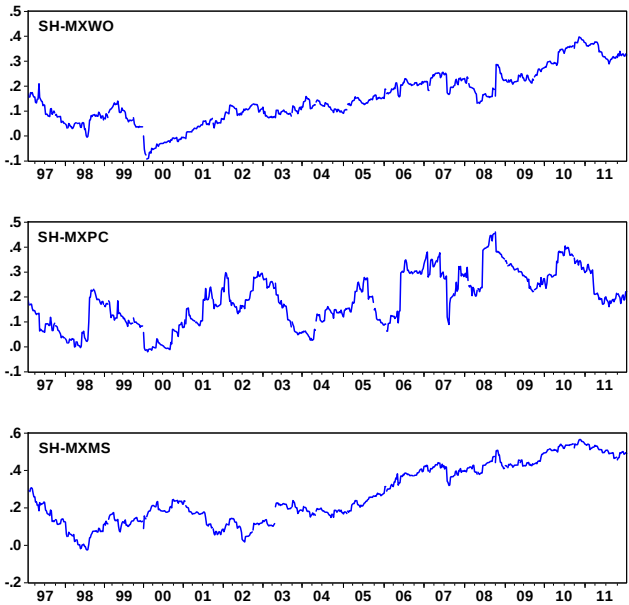
注：MXWO 表示 MSCI 世界指数，MXPC 表示 MSCI 亚太成熟市场指数、MXMS 表示 MSCI 亚洲新兴市场指数以及 SH 表示上证综合指数。

表 3 (C) 的估计结果表明，大多数参数 a 和 b 的估计值均显著异于零，其中参数 b 均接近于 1，反映出市场间的相关性具有非常强的持续性特征。从 SH-MXPC 的条件相关系数矩阵方程中可知， g_1 和 g_2 的统计结果表明亚太成熟市场的负面消息对中国市场与其之间联动关系带来的影响是非常显著的。我们认为，近年来中国市场同亚太成熟市场的联动逐渐密切，且亚太成熟市场占据着主导地位。因此亚太成熟市场的负面消息很容易跨市扩散到中国市场，从而引发中国市场的波动，而中国股票市场无法迅速有效地屏蔽从亚太成熟市场溢出的负面冲击。

我们进一步计算出中国与世界成熟、亚太成熟及亚太新兴股票市场间的动态联动关系，并绘于图 3。从图中可以发现：第一，在整个样本期，中国与世界成熟、亚太成熟及亚洲新兴股票市场之间的条件相关系数均表现出较强的随时间变化的特征，即时变性显著，并且相关性有不断增强的趋势；第二，样本区间内，中国股市与世界成熟、亚太成熟及亚洲新兴市场间动态条件相关系数的均值分别为 0.150, 0.188, 0.272。这与以往文献的研究结果基本一致，说明我国股票市场与国际及区域市场的联动性仍然较低，仍有很强的外生性，还处

于一个相对封闭的状态；第三，中国作为亚洲新兴市场之一，与区域市场的相关性更大，尤其是与亚洲新兴市场的联动要远大于与亚太成熟市场和国际成熟市场的联动。第四，进一步分析可知，在 1997-1998 年亚洲金融危机时期，中国与亚洲新兴市场之间的相关性明显下降，因为当时中国金融自由化程度不高，资本项目尚未开放，躲过了这场金融危机。2000 年美国网络经济泡沫破灭对于中国与国际及区域成熟市场之间的相关系数影响显著，这一时间段动态相关系数呈快速下降特征甚至出现了短期的负值。而且很明显可以发现，2003 年后，中国与国际股市之间的相关系数开始出现上升的趋势。说明金融市场化之后，我国与国际市场之间的联动性增强。中国与国际和区域股市间的相关系数在 2006 年后增速加快，这一现象可部分归因于 2006 年 4 月份 QDII 机制的引入。次贷危机期间，中国与世界、区域股市的动态相关系数进一步走高，说明危机时期内各市场间存在明显的传染效应，并且在危机之后仍然保持很高的相关性，如中国与世界成熟市场、亚太成熟市场和亚太新兴市场的相关性在这一阶段的最大值分别达到 0.397、0.461 和 0.566。

图 3 动态相关系数图



注：MXWO 表示 MSCI 世界指数，MXPC 表示 MSCI 亚太成熟市场指数、MXMS 表示 MSCI 亚洲新兴市场指数以及 SH 表示上证综合指数。

四、结论

本文将世界发达国家作为“世界因素”，亚太地区发达和亚洲新兴市场作为“区域因素”，采用多变量 NADCC-EGARCH 模型分别考察中国股市与它们的联动性，并在此基础上利用 Bai and Perron 结构性变化检验对它们之间的动态联动关系是否存在着结构性改变进行分析。

研究结果表明，中国股市与世界及区域股市的联动性仍相对较小；中国作为新兴市场的一份子，受区域因素的影响更大，其与亚洲新兴市场的联系要远远大于与国际发达股票市场；随着中国经济的不断开放，中国股票市场与世界及区域各股票市场的联动性有逐渐增强的趋势，尤其是美国次贷危机席卷全球以来，它们之间的动态相关系数明显增大；亚太发达市场的负面消息很容易跨市扩散到中国股市并引发股市波动，而中国股票市场无法迅速有效地屏蔽区域市场溢出的负面冲击。研究进一步发现，样本期间内，中国股市与世界及区域股市的

联动性发生了多次结构性变化。该变化发生的时间点与中国及世界市场所发生的重大事件例如金融危机及经济体制改革相一致。

本文的研究结果可以为投资者和政策制定者提供一定的参考。通过本文的实证分析可以得出,不论是个人投资者还是机构投资者,在关注国内风险的同时,也需要对来自国际市场的风险加以关注,而且还要时刻关注风险形成机制的结构性变化特征。投资者可以根据掌握的市场间动态相关系数的变化,随时调整投资组合内相关资产的投资比例,以期在同样的风险水平下获得最大的收益,或者在相同的收益水平下使得风险最小。对政策制订者而言,随着全球资本市场一体化程度的提高,风险在全球范围内传递的速度、广度和深度都进一步提高,同时风险对世界各国经济的冲击变得更加剧烈,政府在制订相关政策时需要国内外股市市场变化的趋势特别是结构性变化发生所带来的影响特别加以关注。

参考文献:

- [1] Arouri M, Jawadi F, Nguyen D. International Stock Return Linkages: Evidence from Latin American Markets[J]. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 2008, (11):57-65
- [2] Bai J and Perron P., 2003, Computation and analysis of multiple structural change models [J], Journal of Applied Econometrics, 18, 1-22
- [3] Balázs Égerta b, c , Kočenda E. Interdependence between Eastern and Western European stock markets: Evidence from intraday data[J]. Economic Systems, 2007, 31 (2): 184-203.
- [4] Brian M. Lucey ,Qiyu Zhang. Integration Analysis of Latin American Stock Markets 1993-2007[J]. Working paper, 2005
- [5] Cappiello L., Engle R.F., and Sheppard K., 2006, Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns [J], Journal of Financial Econometrics, 4, 537-572.
- [6] Chiang TC, Jeon BN, Li H. Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Countries[J]: Journal of International Money and Finance, 2007, 26 (7): 1206-1228.
- [7] Chou. R. Y. L, J.L. and Wu, C. Modeling the Taiwan Stock Market and International Linkages[J]. Pacific Economic Review 1999, 4(1): 305-320.
- [8] 蔡一杰, 周雨田, 李丹. 次贷危机下美国 and 全球股市之联动[J]. 国际金融研究, 2009, 9:
- [9] 陈漓高, 吴鹏飞, 刘宁. 国际证券市场联动程度的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 1
- [10] 陈守东, 韩广哲, 荆伟. 主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2003, 1 (5).
- [11] 李晓广, 张岩贵. 我国股票市场与国际市场的联动性研究——对次贷危机时期样本的分析[J]. 国际金融研究, 2008, 11: 1066-1029.
- [12] 汪素南, 潘云鹤. 美国股市与中国股市间溢出效应的实证研究[J]. 浙江大学学报工学版, 2004, 38(11)
- [13] 杨毅. 中美股票市场间溢出效应与整合趋势研究[J]. 海南大学学报: 人文社会科学版, 2007, 1 (3).
- [14] 俞世典, 陈守东. 主要股票指数的联动分析[J]. 统计研究, 2001, 1 (8)
- [15] 张福, 赵华, 赵媛媛. 中美股市协整关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2004, 1 (2): 93-94.
- [16] 周琨. 我国大陆股票市场与周边主要股票市场的联动分析[J]. 证券经纬, 2007, 1 (1).

**The study of co-movements of China and international,
regional equity markets: 1997-2010**

Li Dan

(Shanghai Stock Exchange, Shanghai , 200135)

Abstract: Facing the deepening trend of economic globalization and financial liberalization, the study on effect and change trend of the market co-movement between China and international mature and emerging stock markets will supply some important suggestions for government policy makers and diversification investors. This paper investigates the market co-movement between China and international mature and emerging markets by employing the NADCC-EGARCH model, and traces out the structure change of the dynamic interdependence between them by Bai and Perron test. The empirical results indicate that although the linkage between them is relatively small, it increases dramatically in recent year, especially since 2006; the negative information of international mature markets has effect on the linkage; there exists several obvious structure change in dynamic correlations. The breakpoints are found to coincide with some important market events in China and world markets.

Keywords: Dynamic Interdependence; Multivariate GARCH; Asymmetric Information; Bai and Perron test

收稿时间: 2012-09-12

作者简介: 李丹, 上海证券交易所