

# 中国与世界金融市场从 分割走向整合

——基于 DCC-MGARCH 模型的检验

游家兴<sup>1</sup> 郑挺国<sup>2</sup>

(1. 厦门大学经济学院; 2. 厦门大学王亚南经济研究院)

**【摘要】** 本文结合我国金融自由化进程的变化轨迹和沿革路径, 构建了中国金融自由化指数; 采用非对称 M-GARCH 模型, 并应用 Engle 提出的动态条件相关方法 (DCC) 捕捉资产价格的动态相关系数。在此基础上, 通过对中国与亚洲、欧美 7 个重要的资本市场从 1991~2008 年 18 个年份的实证分析, 我们发现, 伴随着中国金融自由化政策的渐近推进和逐步深化, 中国与这些市场的联动性越来越强, 中国证券市场从最初的、相对独立的分割状态逐渐走向日益紧密的全球整合。

**关键词** 金融自由化 MGARCH 联运性

**中图分类号** F125.1 **文献标识码** A

## Financial Liberalization of China : from Segmented Market to Integrated Market

**Abstract :** In order to trace the time-varying correlations between security markets, this paper applies the asymmetrical Multivariate GARCH (M-GARCH) model and introduces the Dynamic Conditional Correlation (DCC) method of Engle (2002). Based on the financial liberalization index of China, this paper finds that with the gradual financial liberalization policy, the dynamic linkages of eight markets, that is, China, U. S., U. K., Germany, France, Japan, Singapore and Hong Kong, tend to increase over time. Empirical results show that Chinese equity market has tended towards the increasingly close global integration from initial segmented status during 1991~2008.

**Key words :** Financial Liberalization; MGARCH; Linkages

本文获得国家自然科学基金重点项目 (项目批准号: 70632001)、教育部人文社科项目 (批准号: 08JC630073) 资助。作者感谢波特兰州立大学林光平教授在本文写作过程中提出的宝贵建议。

## 引 言

金融自由化是一个涉及广泛的研究热点，在理论上，它发轫于 Mc Kinnon (1973) 和 Shaw (1973) 的金融深化理论，游走在经济自由主义和国家干预主义两大古老经济学命题的讨论框架下，强调放松金融管制对经济增长的推进作用；在实践上，它嵌入于拉美国家和东亚国家自 20 世纪 70 年代蓬勃兴起的金融自由化改革进程中，从金融压抑 (Financial Depression) 走向金融开放 (Financial Opening)。

所谓金融自由化，即在政策上主张放松利率管制，促进银行业竞争，发挥金融市场在资源配置上的基础性作用。与此相契合的金融自由化改革，则以利率汇率自由化、金融业务和机构准入自由化、资本账户自由化为主要内容。对于金融自由化的经济后果，学术界迄今为止还没有形成一致的看法。第一种观点以 Mc Kinnon 和 Shaw 为代表，认为发展中国家封闭的、不成熟的金融制度是经济发展的主要障碍，如用打破金融压抑导致的经济增长缓慢和金融资源配置低效率，正确的途径应是以培育金融开放市场为中心的金融自由化。相关的理论和实证分析也表明，金融自由化能够通过改善和提高金融对经济发展的传导作用来促进经济增长 (Pagano, 1993; Caprio 等, 1994; Levine, 1998; Levine 等, 2000)。然而，在金融自由化方兴未艾的国家，金融体系脆弱性日渐呈现，金融危机发生的概率和频率明显增大，一些发展中国家宏观经济极不稳定。学者们由此形成了金融约束论的第二种观点 (Honohan 和 Stiglitz, 1999; Hellmann 等, 2000)。

在探讨金融自由化正面效应 (经济推进作用) 还是负面效应 (金融危机传染) 形成机理时，学者们普遍认为，其中一个重要原因在于自由化引致不同金融市场间更为紧密的联动性。Schmukler 等 (2004) 归纳了金融自由化在加强经济体之间联系的两种渠道：一方面，金融自由化政策消除了资本自由流动的屏障，推动了国际资本的涌入，也促使国内资本迈入国际市场，从而加强了金融市场的国际间联系 (Bekaert 和 Harvey, 2003)。以中国为例，在 2002 年 7 月和 2007 年 6 月分别正式启动 QFII 制度和 QDII 制度后，截至 2008 年底累计利用投资总额分别达到了 986.19 亿元和 1292.17 亿元，中国与世界其他金融市场的联系日益密切。另一方面，在信息广泛共享和迅速传播的催化下，资本逐利的天性也使得“羊群效应”在跨国投资者中扩散和放大，在加强金融市场间联系的同时，也加大了金融危机传染的可能性 (Calvo 和 Mendoza, 2000)。

就中国而言，以金融自由化为取向的金融改革正处在中国经济转轨的大背景下，围绕放松管制、培育市场化运行机制、消除金融抑制、提升金融效率等展开的各种举措，与促进资源优化配置为目标的市场化改革进程相吻合。如果说在渐进主义模式的引导下，中国的金融体系改革取得了积极的进展，那么，作为金融改革重心的中国证券市场与世界其他市场的联动性表现如何呢？进一步地，在中国金融自由化的历史进程中，这种联动性又将呈现出什么样的时变轨迹？能否说中国金融迈向自由化过程是否正是中国证券市场从区域分割走向全球

金融深化理论指出，利率管制和人为的低利率抑制了储蓄的增长并导致资源配置的低效率，因此，解除对实际利率的限制促使其真实反映储蓄的稀缺性，有助于刺激储蓄，提高投资水平，为经济发展提供一个高效率的金融体系。

经济自由主义主张限制政府在经济事务中的操控，让市场机制发挥调节资源的作用，即亚当·斯密所倡导的“看不见的手”。国家干预主义则反对自由放任，主张扩大政府机能，限制私人经济，由国家对社会经济活动进行干预和控制。

QFII 制度指有限度允许境外投资者投资本国证券市场，QDII 制度指有限度允许境内投资者投资境外证券市场。

整合的过程？

然而，纵观之前的研究，尽管国内许多学者对市场联动性做了大量的实证检验，但很少对其成因展开深入分析，特别是对于金融自由化与市场联动性二者关系的考察仍是空白。基于此，本文以中国与亚洲、欧美 7 个主要证券市场联动性为研究切入点，考察中国金融自由化进程在其中所扮演的角色。本文的研究意义在于：采用非对称 M-GARCH 模型，并应用 Engle (2002) 提出的动态条件相关方法 (DCC) 捕捉时变相关系数，从而能够细致地考察市场间联动性的变化情况。在此基础上，本文将视角转入对单一国家的研究上，采用纵向研究的方法深入剖析金融自由化进程对市场关联度的动态影响，不仅是对国外学者跨国别研究的进一步拓展和延伸，而且有助于我们更加深入理解金融自由化的经济效应。

### 一、M-GARCH 模型及其估计方法

对单一资产收益的波动性模型，我们常用 GARCH 建模。当单一资产扩展至多个资产时，我们不仅要考虑各个资产的波动性，也要考虑不同资产之间的相关性，这需要将单变量 GARCH 模型向多变量 GARCH (即 M-GARCH) 模型拓展。Engle (2002) 引入 M-GARCH 的 DCC 形式，并针对该模型提出了新的参数估计方法：在进行模型估计的时候将似然函数分解为两部分，一部分用来估计一元 GARCH 的参数，另一部分用来估计交互无条件相关系数的参数，即所谓的 DCC 两阶段估计法。这种方法的优点在于它不仅保留了标准 GARCH 模型的主要特征，克服了传统多元 GARCH 模型估计的复杂性，而且可以捕捉方差、协方差和相关系数的动态性。M-GARCH 模型及 DCC 估计方法介绍如下：

首先将各股票指数  $t$  时刻收益率堆积为一个列向量：

$$r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{n,t}) \tag{1}$$

其中  $n$  为市场个数。

假设所有收益率过程为服从 AR (1) 过程：

$$r_{i,t} = \alpha + \beta r_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中  $\epsilon_{i,t}$  为第  $i$  个市场收益率过程的误差扰动项。

假设  $t$  时刻误差向量  $\epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{n,t})$ ，是具有均值为零、协方差矩阵为  $H_t$  的条件正态：

$$\epsilon_t | \mathcal{I}_{t-1} \sim N(0, H_t) \tag{3}$$

其中  $\mathcal{I}_{t-1}$  为包含  $t$  时刻前所有历史收益率的信息集。

对单变量 GARCH 模型，我们考虑 Glosten 等 (1993) 提出的非对称 GARCH 模型或 GJR-GARCH 模型，如下：

$$h_{i,t} = \omega + \alpha_1 \epsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_2 d_{i,t-1} \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{i,t-1} \tag{4}$$

其中  $d_{i,t-1}$  为指示函数，表示当  $\epsilon_{i,t-1} < 0$  时， $d_{i,t-1} = 1$ ，否则为  $d_{i,t-1} = 0$ 。注意，当  $\alpha_2 = 0$  时，模型简化为一个标准的 GARCH 模型。

韩非和肖辉 (2005)、吴世农和潘越 (2005)、谷耀和陆丽娜 (2006)、Lin Kuan-Pin 等 (2008) 对中国与世界其他证券市场是否存在联动性进行了实证检验。

Pretorius (2002)、Johnson 和 Soenen (2003)、Beine 和 Candelon (2007) 等学者以单一时点的跨国截面数据为样本，对金融自由化对市场联动性的影响展开分析。

对每个观测期  $t$ ，条件对数似然定义为：

$$L_t(\theta | I_{t-1}) = -\frac{1}{2} (n \ln 2 + \ln |H_t| + I_{t-1}' H_t^{-1} I_{t-1}) \quad (5)$$

其中  $I_t$  包括  $r_t$  和  $H_t$  中的未知参数。协方差矩阵  $H_t$  可分解为：

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (6)$$

这里  $D_t$  是一个具有时变标准差，即  $\sqrt{h_{i,t}}$  的  $n \times n$  维对称矩阵， $R_t$  为时变相关矩阵：

$$D_t = \begin{bmatrix} h_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & h_{2,t} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & h_{n,t} \end{bmatrix}^{\frac{1}{2}} \quad R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \dots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{21,t} & 1 & \dots & \rho_{2n,t} \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ \rho_{n1,t} & \rho_{n2,t} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

于是，对数似然值可重新表示为：

$$L_t(\theta | I_{t-1}) = -\frac{1}{2} \left( n \ln 2 + \ln |D_t R_t D_t| + I_{t-1}' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} I_{t-1} \right) \quad (8)$$

令  $u_t = D_t^{-1} r_t$ ，并对所有时刻对数似然函数值求和，得到关于模型的对数似然函数值为：

$$L(\theta) = \sum_t L_t(\theta | I_{t-1}) = -\frac{1}{2} \sum_t (n \ln 2 + \ln |D_t|^2 + u_t' u_t) - \frac{1}{2} \sum_t (\ln |R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t - u_t' u_t) \quad (9)$$

分别记

$$L_V(\theta) = -1/2 \sum_t (n \ln 2 + \ln |D_t|^2 + u_t' u_t)$$

$$L_C(\theta) = -1/2 \sum_t (\ln |R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t - u_t' u_t)$$

可见，模型对数似然函数值可分解为似然函数的波动部分和相关性部分。

按照 Engle (2002) 对 DCC 模型的两步估计方法，第一步是对似然函数的波动部分  $L_V(\theta)$  进行估计。我们分别对每个市场单独采用 GJR-GARCH 模型进行极大似然估计，并将各 GARCH 模型的对数似然函数进行求和。第二步是对似然函数的相关性部分  $L_C(\theta)$  进行估计。根据第一步获得的条件波动，只需求出时变相关性矩阵  $R_t$  即可。而对方程 (7) 式相关系数矩阵  $R_t$  中的元素可估计如下：

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1} \text{ 或 } \rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad (10)$$

其中  $i, j = 1, \dots, n$ ，为对应市场。 $Q_t$  由指数平滑获得，即为：

$$Q_t = (1 - \alpha) u_{t-1} u_{t-1}' + Q_{t-1} = (1 - \alpha) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u_{t-1}' + Q_{t-1}$$

$$\text{或 } q_{ij,t} = (1 - \alpha) (u_{i,t-1} u_{j,t-1}) + (q_{ij,t-1}) = (1 - \alpha) \bar{q}_{ij} + \alpha u_{i,t-1} u_{j,t-1} + q_{ij,t-1} \quad (11)$$

这里  $\bar{q}_{ij}$  为  $u_{it}$  和  $u_{jt}$  之间的交互无条件相关系数， $\bar{Q}$  为对应矩阵， $\alpha$  和  $\beta$  为非负参数且满足  $\alpha + \beta < 1$ 。

## 二、研究设计

### 1. 样本选择

本文选取中国、美国、德国、英国、法国、日本、新加坡、中国香港 8 个重要的资本市

场作为研究对象。由于地缘、时差、监管等因素，这些证券市场交易时间存在差异，如果以日为周期考察股指收益，不仅存在时间匹配问题，也容易受诸如非同步交易、买卖价差、价格压力等市场微观结构的影响。因此，本文采用经过对数处理的指数周收益率作为研究样本，时间跨度为1991年初至2008年底18个年份，共计897个周数据。

## 2. 金融自由化指数的构建

我国于1991年开始了以消除金融抑制为目的的金融体制改革，并以利率市场化作为金融自由化进程的开始和核心内容，逐步放开了对银行间拆借利率、债券发行利率、金融机构贷款利率、人民币存贷款利率的管制。在金融业务与金融机构自由化上，我国逐渐放宽了外资银行的准入制度，特别是2006年12月中国给予外资银行以国民待遇，人民币存贷款业务全面开放，标志着外资银行全面进入中国。截至2008年底，我国共有4家国有独资商业银行、13家股份制商业银行、20家外资法人银行、115家城市商业银行。而在资本账户自由化上，在按照IMF划分的7大类43项资本交易项目中，我国已有11项实现自由兑换，22项基本实现或部分实现可兑换，尚有11项不可兑换。

由于金融自由化是针对金融不同领域的制度框架改革，其进程较多体现在政策法规的制定上，国内外许多学者通过整理分析政策法规，配合采用相应的数量方法来度量自由化程度，做了大量富有成效的工作，如Abdul和Mody（2003）、庄晓玖（2007）、范学俊（2008）等等。由于对政策法规效力的分析不可避免地带有主观性，为了保证研究结论的稳健性，我们分别引入了庄晓玖（2007）和范学俊（2008）所构建的中国金融自由化指数。本文延续了上述学者各自的量化标准，标注出各个政策法规颁布的具体月份，在此基础上将金融自由化程度的分值扩展至1991~2007年度，并细化到各个季度。

图1列示了1991~2007年中国金融自由化指数趋势图，其中实线为依据庄晓玖（2007）研究而量化的金融自由化指数（ $CFLI_1$ ），虚线为依据范学俊（2008）研究而量化的金融自由化指数（ $CFLI_2$ ）。从中可以看出，随着信贷管制的放松、经常账户的开放以及银行自治等政策的逐步推进，中国金融自由化程度在不断提高。

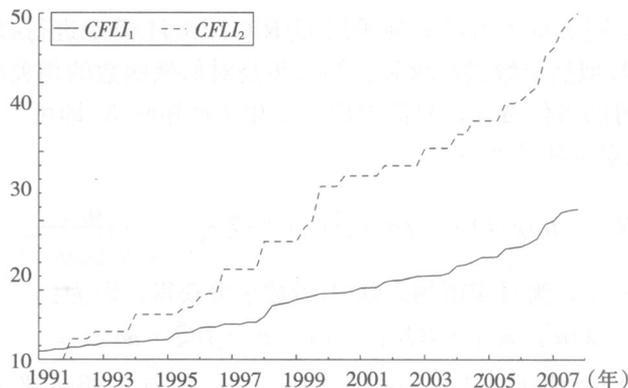


图1 中国金融自由化指数（1991~2007年）

庄晓玖（2007）从市场利率化、信贷控制、进入壁垒、银行自治、银行产权多元化、证券市场改革、资本和经常账户7个层面来度量中国金融自由化程度；而范学俊（2008）则从信贷控制、利率控制、进入障碍、金融规则、金融部门国家所有权、对国际金融交易的限制6个政策范畴进行量化。事实上，仔细比照二者所涵盖的各个子项目和对相关政策事件的选择，我们发现其中的差异很小。

### 3. 金融自由化与市场联动性

我们采用下列回归模型对金融自由化与市场联动性二者关系进行检验。由于研究样本为多国别跨年份的混合数据，我们采用均衡的面板数据回归分析方法，并通过建立固定截面效应模型以控制不同国别的影响。由于时变相关系数存在序列相关，导致采用普通最小二乘法估计的回归参数不再是有效的。因此，本文采用误差项一阶序列相关修正模型进行估计：

$$\begin{aligned} \text{Corr}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{CFLI}_{t-p} + \alpha_2 \text{GDP}_t + \alpha_3 \text{Inf}_t + \alpha_4 \text{IR}_t + \alpha_5 \text{Trade} + \alpha_6 \text{Asia}_{i,t} \\ & + \alpha_7 \text{Europe}_{i,t} + \alpha_8 \text{Dum} + \alpha_9 \text{Year} + \text{AR}(1) + (\text{fixed\_effects}) + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\mu_{i,t} = \rho_1 \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中  $\text{Corr}_{i,t}$  为通过 DCC 方法捕捉的第  $t$  周中国股市与  $i$  股市之间的动态相关系数。 $\text{CFLI}$  为中国金融自由化指数的季度数据，考虑到政策效应的滞后性，本文对其采用滞后一年的数值。此外，为了控制其他因素对股市之间联动性的影响，本文借鉴 Chinn 和 Forbes (2004)、Dellas 和 Hess (2005)、Beine 和 Candelon (2007) 等学者的研究成果，在上述检验模型中引入了以下控制变量：GDP 增长率差异 ( $\text{GDP}$ )、通货膨胀率差异 ( $\text{Inf}$ )、利率差异 ( $\text{IR}$ )、贸易依存度 ( $\text{Trade}$ )、时间趋势变量 ( $\text{Year}$ )、市场所处经济区域的哑变量 ( $\text{Asia}$  和  $\text{Europe}$ ) 以及金融危机发生时间的哑变量 ( $\text{Dum}$ )。对各控制变量的计算和解释如表 1 所示。

表 1 控制变量的定义与说明

变 量	变量定义	解 释
利率差异 ( $\text{IR}$ )	中国一年期存款利率与全球平均水平之差，并取绝对值	从股票价格等于公司未来发放股利折现值的基本思想出发： $P = (1 + g) D_0 / (k - g)$ ，利率、GDP 增长率和通货膨胀率会通过影响股价行为进而作用于股市之间的联动性 (Pretorius, 2002)
GDP 增长率差异 ( $\text{GDP}$ )	中国 GDP 增长率与全球平均水平之差，并取绝对值	
通货膨胀率差异 ( $\text{Inf}$ )	中国通货膨胀率与全球平均水平之差，并取绝对值	
贸易依存度 ( $\text{Trade}$ )	中国进出口贸易总额占同期 GDP 的比重	贸易依存度越高，意味着本国与世界经济一体化程度越高 (Chinn 和 Forbes, 2004)
时间趋势变量 ( $\text{Year}$ )	当年份从 1991 年推移至 2008 年，对 $\text{Year}$ 的取值也从 1 递增至 18	市场动态相关系数可能随着时间的推移呈现出有规律的变化趋势。并且，通过引入该变量可以控制其他制度变迁因素对联动性的潜在影响
市场所处经济区域的哑变量 ( $\text{Asia}$ 和 $\text{Europe}$ )	当该市场处于亚洲区域， $\text{Asia}$ 取值为 1，否则为 0；当该市场处于欧洲区域， $\text{Europe}$ 取值为 1，否则为 0	同一个地域的经济交流会更密切，由此导致市场间更强的收益同步性

如果采用普通最小二乘法进行估计，Durbin-Watson 检验值接近于 0，表明残差存在严重的正相关性；当采用一阶序列相关修正模型进行估计，Durbin-Watson 检验值在 2 附近，表明已经消除了残差的自序相关性。

(续)

变 量	变量定义	解 释
金融危机 发生 时间哑变量 (Dum)	金融危机发生期间取 1, 其他取 0	金融危机爆发往往引发金融风险传染, 加剧了股市间的联动性 (Forbes 和 Rigobon, 2002)

注: 国际货币基金组织仅报告 GDP 增长率和通货膨胀率的世界平均水平。因此, 对于利率, 本文以美国利率作为全球平均利率的替代值; 表 1 公式中,  $P$  为股票价格,  $g$  为股利增长率,  $D_0$  为股利,  $k$  为折现率。

#### 4. 数据来源和描述性统计分析

8 个市场的股票指数分别是中国上证综合指数、美国标准普尔 500 指数、德国 DAX 指数、英国伦敦指数、法国 CAC40 指数、日本日经 225 指数、新加坡海峡时报指数、香港恒生指数, 具体数据来自雅虎财经网站; 有关中国宏观经济的数据来自中经网经济统计数据库, 有关其他国家宏观经济的数据来自国际货币基金组织网站。

表 2 列示了控制变量的描述性统计分析结果。结合它们的时间变化趋势来看 (未在表中列示), 随着时间的推移, 中国宏观经济主要指标 (利率、GDP 增长率和通货膨胀率) 的表现与世界平均水平差异越来越小, 并且对外贸易依存度呈现出逐年提高的明显趋势, 说明了中国经济与世界经济的一体化水平正在不断加强。

表 2 控制变量描述统计

	均值	中值	标准差	最小值	最大值	样本数
$CFL I_1$	8.372	8.425	5.995	0	21.70	72
$CFL I_2$	19.410	17.000	14.470	0	50.00	72
$IR$	2.851	1.925	2.26	7.725	0.415	18
$GDP$	6.884	6.264	2.355	3.694	12.173	18
$Inf$	6.275	3.412	8.388	0.117	30.974	18
$Trade$	0.445	0.391	0.128	0.318	0.665	18

注:  $GDP$ 、 $Inf$ 、 $IR$  采用的是百分比的数值。

### 三、实证结果与分析

#### 1. 非对称 M-GARCH 的 DCC 模型估计

表 3 和表 4 分别给出了 1991~2008 年期间和 2000~2008 年期间 8 个市场各收益率的非对称 M-GARCH 模型估计结果。

首先, 在波动性部分中,  $\omega$  和  $\alpha_1$  分别为自回归模型 AR(1) 的常数和一阶参数。  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  分别为常数项、ARCH 参数、GARCH 参数和非对称反应参数。从  $\alpha_1$  的估计结果

1991~2007 年期间金融危机主要有: 墨西哥货币危机 (1994 年 12 月 22 日)、亚洲金融危机 (1997 年 10 月 23 日)、俄罗斯金融动荡 (1998 年 3 月 3 日)、巴西金融动荡 (1999 年 1 月 14 日)、美国“9·11”事件 (2001 年 9 月 11 日)、美国次贷危机 (2007 年 3 月 13 日), 我们将危机发生期间定义为自危机发生始的三个月。

可以看出, 美国和日本股市存在着明显的动量效应, 新加坡股市存在着明显的反转效应; 而在其他市场, 这两种效应的表现都不明显。和用来捕捉股市收益的 ARCH 效应和 GARCH 效应, 各个市场的参数估计值几乎都达到了 5% 以上的显著性水平, 说明了这些市场都存在着明显的收益波动集聚效应。非对称参数用来捕捉“杠杆效应”。所谓“杠杆效应”是指负向冲击比正向冲击引发的条件波动更大, “坏消息”比“好消息”引发的市场波动更大。我们发现, 除了中国、美国、中国香港股票市场外, 其余 5 个国家的值都通过了显著性检验, 说明了这些市场存在着较为明显的杠杆效应。

其次, 在相关性部分中, 和是 DCC 模型估计的常数项, 而中国与其他 7 国股票指数的交互无条件 (或平均) 相关系数是本文所关注的关键参数。从 1991 ~ 2008 年期间的估计结果可以看出, 中国与亚洲三个市场的股票指数表现出微弱的正相关, 而与欧美四国则表现出负相关。然而, 当将研究窗口推至 2000 ~ 2008 年期间时, 我们发现中国与这些市场股票指数的相关性都有了非常显著的提高。

表 3 非对称 MGARCH 的 DCC 模型估计结果 (1991 ~ 2008 年)

	波动性估计						相关性估计	
	0	1						
								0.012*** (7.759)
中国	-0.001 (-0.632)	0.009 (0.136)	1.287** (2.430)	0.447** (2.264)	0.602*** (8.121)	0.213 (1.019)		0.984*** (401.3)
日本	-0.001 (-1.084)	-0.064* (-1.865)	0.167*** (3.745)	-0.043*** (-2.978)	0.982*** (147.2)	0.085*** (4.141)	中日	0.077 (1.005)
新加坡	0.000 (0.355)	0.093** (2.371)	0.131 (1.335)	0.015 (0.589)	0.917*** (19.40)	0.111** (2.207)	中新	0.060 (0.751)
中国香港	0.003*** (2.675)	0.012 (0.327)	0.181 (1.425)	0.062*** (3.638)	0.894*** (26.77)	0.068 (1.231)	中港	0.106 (1.368)
德国	0.002** (2.340)	-0.040 (-1.033)	0.355** (2.231)	0.010 (0.348)	0.861*** (22.36)	0.179** (2.480)	中德	0.038 (0.398)
法国	0.001 (1.109)	-0.050 (-1.381)	0.181* (1.792)	0.023 (1.249)	0.892*** (33.47)	0.135** (2.370)	中法	-0.041 (-0.443)
英国	0.001 (1.537)	-0.032 (-0.864)	0.134*** (2.944)	-0.014 (-0.811)	0.892*** (33.48)	0.197*** (3.265)	中英	-0.024 (-0.281)
美国	0.002*** (3.137)	-0.135*** (-3.435)	0.078 (1.043)	0.010 (0.481)	0.898*** (14.76)	0.163 (1.491)	中美	-0.026 (-0.323)
估计效果	极大似然 函数值	17397.021	AIC	-38.615	SC	-38.198		—

注: 括号中数值为 t 统计量。\*\*\*、\*\*和\* 分别表示参数在 1%、5% 和 10% 显著性水平显著; AIC 和 SC 分别表示 Akaike 信息准则和 Schwartz 准则; 下同。

这里以表 3 的估计结果展开分析, 如果将研究窗口截取至 2000 ~ 2008 年, 参数估计值会有所不同 (见表 4), 但总体而言基本保持一致。

表4 非对称MGARCH的DCC模型估计结果(2000~2008年)

	波动性估计						相关性估计	
	0	1						0.014 (1.569)
中国	0.000 (0.294)	0.023 (0.461)	0.243** (2.430)	0.064** (2.264)	0.911*** (12.55)	0.020 (0.657)		0.770*** (8.295)
日本	-0.002 (-1.271)	-0.141* (-1.950)	0.262*** (3.274)	-0.098*** (-3.198)	1.011*** (12.37)	0.097*** (2.903)	中日	0.142** (2.457)
新加坡	-0.001 (-0.467)	0.058 (1.036)	0.650 (1.580)	-0.004 (-0.110)	0.773*** (7.504)	0.297** (2.328)	中新	0.178*** (3.535)
中国香港	0.001 (0.389)	-0.009 (-0.157)	0.459 (1.298)	0.014 (0.579)	0.824*** (9.655)	0.237* (1.904)	中港	0.238*** (4.956)
德国	-0.000 (-0.310)	-0.088 (-1.619)	0.195* (1.723)	-0.131 (0.256)	1.008*** (17.48)	0.189** (2.155)	中德	0.114** (1.976)
法国	-0.000 (-0.300)	-0.123 (-2.482)	0.537** (1.993)	-0.118 (-4.321)	0.832*** (10.13)	0.428** (1.975)	中法	0.097* (1.743)
英国	-0.000 (-0.114)	-0.002 (-0.028)	0.186*** (3.695)	-0.138*** (-4.266)	0.919*** (26.07)	0.350*** (3.254)	中英	0.090 (1.565)
美国	0.000 (0.564)	-0.098 (-1.454)	0.111*** (2.759)	-0.077* (1.851)	0.945*** (40.99)	0.207** (2.425)	中美	0.063 (1.071)
估计效果	极大似然 函数值	8958.778	AIC	-40.276	SC	-39.552	—	

注：同表3。

具体而言，中国与日本、新加坡、中国香港、德国、法国的股指收益相关性不仅为正，而且在统计上都显著；中国与美国、英国的股指收益相关性也从之前的负相关逆转为正，虽然显著性水平还不高。对照这一期间的中国金融自由化进程，进入2000年以后，中国金融自由化步骤持续加快，主要表现在：利率进一步市场化（金融机构贷款利率自主浮动区间加大）、信贷管制进一步放松（内地可在香港发行金融债券）、银行业进入壁垒进一步被打破（外资银行明显增加，且业务范围逐渐扩大）、银行产权多元化（9家银行在沪或赴港上市）以及资本和经常账户进一步开放（允许内地居民投资B股，允许境外机构投资内地股市，并实行有管理的浮动汇率制度）。相应地，金融自由化指数  $CFLI_1$  和  $CFLI_2$  也从1999年底的9.5和25跃升至2007年底的21.7和50。上述证据初步表明了伴随着中国金融自由化进程，中国证券市场从最初的、相对独立的分割状态逐步走向日益紧密的全球整合。

## 2. 动态相关系数

为了更加清晰地考察中国与亚洲、欧美7个股市之间的关联度，我们研究其联动性的时间变化轨迹，区间为1991年1月1日至2008年12月31日共计897周。图2和图3显示了采用DCC方法捕捉到的中国与7个股市的动态相关系数。从中可以看出，在2000年之前，中国与这些市场的相关性十分微弱，在某些年份甚至呈负相关关系。但随着中国金融自由化改革的逐步推进，特别是进入2000年以后，相关性呈现出较为明显的上升趋势。此外，从

图中还可以看出，中国与亚洲国家股票市场的相关性要强于与欧美国家股票市场的相关性。这其中以中国和中国香港两个市场的关联性表现得最为密切，从 2006 年开始，二者的动态相关系数都稳定维持在 0.2 以上。表 5 对各国动态相关系数的描述统计分析也验证了上述这一发现，并且可以看出，中国与香港、日本、新加坡的平均动态相关系数为正，而中国与欧美发达市场的平均动态相关系数，除了德国为正外，其余三个国家均为负。

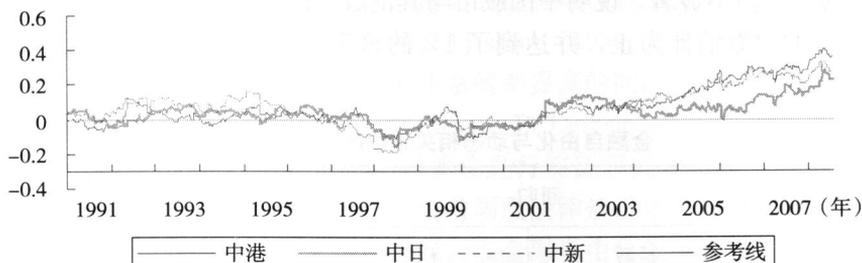


图 2 中国与亚洲地区股票市场时变相关系数

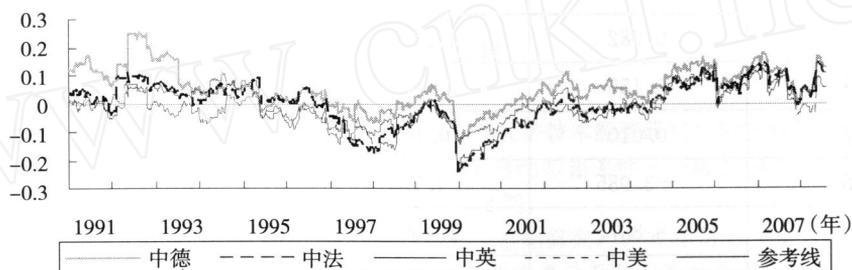


图 3 中国与欧美地区股票市场时变相关系数

表 5 中国与其他市场动态相关系数描述统计

国家或地区	均值	中值	标准差	最小值	最大值	样本数
中国香港	0.061	0.033	0.116	-0.113	0.408	897
日本	0.037	0.037	0.069	-0.158	0.277	897
新加坡	0.068	0.063	0.108	-0.196	0.324	897
德国	0.055	0.051	0.070	-0.135	0.252	897
法国	-0.005	0.007	0.079	-0.250	0.146	897
英国	-0.015	-0.016	0.066	-0.214	0.144	897
美国	-0.007	-0.007	0.068	-0.163	0.135	897

### 3. 回归模型检验

表 6 列出了中国与亚洲、欧美 7 个股票市场联动性的回归分析结果，其中回归一和回归二分别采用  $CFL_1$  和  $CFL_2$  作为中国金融自由化进程的代理变量。从中可以看出，金融自由化指数的回归参数为正，都达到了 10% 以上的显著性水平，再次验证了前面的发现：伴随着中国金融自由化政策的推进和深化，中国经济与世界经济的联动性也得以强化。因此，

中国金融迈向自由化的过程正是中国证券市场从区域分割走向全球整合的过程。

从控制变量的回归结果来看，宏观经济变量（利率、GDP增长率和通货膨胀率）差异越小，股票市场的联动性越强，符合理论预期。而对外贸易依存度却对股市联动性起着负向的影响，不符合预期。从 Asia 和 Europe 的回归结果来看，前者达到或接近于 10% 的显著性水平，后者不显著，说明中国与亚洲股票市场之间的关联度要强于欧美市场。此外，Year 的参数估计为正，但不显著，说明中国股市与其他股市的收益依赖性在时间趋势上表现得并不明显。Dum 的参数估计为正，并达到了 1% 的显著性水平，说明金融危机传染效应已波及中国。

表 6 金融自由化与动态相关系数的多元回归结果

	回归一		回归二	
	系数	t 值	系数	P 值
常数项	- 63. 385	- 1. 206	- 63. 345	- 1. 206
<i>CFLI</i>	0. 251	3. 677***	0. 037	1. 739*
<i>IR</i>	0. 082	1. 762*	0. 098	1. 853*
<i>GDP</i>	0. 158	2. 508**	0. 153	2. 437**
<i>Inf</i>	0. 010	0. 418	0. 011	0. 441
<i>Trade</i>	- 3. 085	- 1. 760*	- 2. 618	- 1. 520
<i>Asia</i>	8. 837	1. 769*	9. 226	1. 608
<i>Europe</i>	1. 974	0. 384	1. 993	0. 338
<i>Dum</i>	0. 617	3. 010***	0. 616	3. 007***
<i>Year</i>	0. 030	1. 149	0. 031	1. 18
<i>AR</i> (1)	0. 991	490. 283***	0. 992	513. 806***
截面固定效应	控制	—	控制	—
DW 检验值	2. 0328	—	2. 0341	—
调整可决系数	0. 9822	—	0. 9821	—
样本量	6279	—	6279	—

注：被解释变量时变相关关系为采用百分比表示的数值；表中的 t 值为经 White (1980) 异方差修正后的 t 统计量。\*，\*\*，\*\*\* 分别表示显著性水平为 10%，5%，1%（双尾检验）。

#### 4. 稳健性检验

为了检验上述研究结果的稳健性，本文以日收益率代替周收益率进行敏感性分析。我们剔除了 8 个市场交易日不重叠的交易数据，最后获得 4112 组收益数据。敏感性分析表明，实证结果保持一致，说明本文的结论具有较好的稳健性。为了表达的简约起见，本文没有将上述结果列示出来。

## 四、结论与讨论

如果说 Pretorius (2002)、Johnson 和 Soenen (2003)、Beine 和 Candelon (2007) 的研

究只是对各个国家金融自由化与股市联动性相关关系提供一个相对静止的“快照”的话，那么，本文的研究则以动态的视角对单一国家作更为细致、更为深入的全景刻画。通过对中国证券市场从成立至今的 17 个年份的实证分析，我们发现，伴随着中国金融自由化政策的渐进推进和逐步深化，中国与世界其他经济体的关联度越来越密切，中国证券市场从最初的、相对独立的分割状态逐渐走向日益紧密的全球整合。这一结论不仅有助于我们深入了解股市联动性加强的原因所在，也使我们金融自由化的经济效应有了更加深入的理解。

根据 Demirguc 和 Detragiache (1998)、Christian (1999)、Tornell 等 (2003) 等的研究，金融自由化在促进总体经济增长、金融体系效率提高的同时，也使得金融体系脆弱性加剧，金融危机爆发的概率加大。例如，Demirguc 和 Detragiache (1999) 对 53 个国家在 1980~1995 年间金融自由化与金融危机的相关性进行实证研究，发现金融自由化提高了银行业危机发生的可能性，特别是对于制度基础薄弱或法律建设还不完善的发展中国家，金融自由化所带来的负面效应更加明显。因此，我们在金融自由化改革进程中，要积极推进基础制度建设和法律框架建设，加强必要的金融监管，以防范国内金融风险的累积和国际金融危机的冲击。

#### 参考文献

- [1] 范学俊：《金融政策与资本配置效率》[J]，《数量经济技术经济研究》2008 年第 2 期。
- [2] 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 年第 8 期。
- [3] 韩非、肖辉：《中美股市间的联动性分析》[J]，《金融研究》2005 年第 11 期。
- [4] 吴世农、潘越：《香港红筹股、H 股与内地股市的协整关系和引导关系研究》[J]，《管理学报》2005 年第 3 卷第 2 期。
- [5] 庄晓玖：《中国金融市场化指数的构建》[J]，《金融研究》2007 年第 11 期。
- [6] Abiad, A., and Mody, A., 2003, *Financial Reform: What Shakes It? What Shapes It?* [R], IMF Working Paper.
- [7] Beine, M., and Candelon, B., 2007, *Liberalization and Stock Market Comovement between Emerging Markets* [R], Working Paper.
- [8] Bekaert, G and Harvey, C R., 2003, *Emerging Markets Finance* [J], *Journal of Empirical Finance*, 10: 3~55.
- [9] Calvo, G, and Mendoza, E, 2000, *Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets* [J], *Journal of International Economics*, 51: 79~113.
- [10] Caprio, G, Atiyas, I, and Hanson, J. A., 1994, *Financial Reform: Theory and Experience* [M], New York, London: Cambridge University Press.
- [11] Chinn, M. and Forbes, K., 2004, *A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets over Time* [J], *Review of Economics and Statistics*, 86: 705~722.
- [12] Christian, E W., 2001, *Financial Crises after Financial Liberalization: Exceptional Circumstances or Structural Weakness* [J], *The Journal of Development Studies*, 38 (1): 98~127.
- [13] Dellas, H. and Hess, M., 2005, *Financial Development and Stock Returns: a Cross-Country Analysis* [J], *Journal of International Money and Finance*, 24: 891~912.
- [14] Demirguc-Kunt and Detragiache, E, 1998, *Financial Liberalization and Financial Fragility* [R], The World Bank: Policy Research Working Paper.
- [15] Engle, R., 2002, *Dynamic Conditional Correlation: A New Simple Class of Multivariate GARCH Models* [J], *Journal of Business Economics Statistics*, 20: 339~350.

- [16] Forbes, K and Rigobon, R , 2002 , *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovement* [J], *Journal of Finance* , 57: 2223 ~ 2261.
- [17] Glosten, L, R , Jagannathan, R , and Runkle, D. E , 1993 , *On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks* [J], *Journal of Finance* , 48: 1779 ~ 1801.
- [18] Hellmann, T. F. , Murdock, K. C. , and Stiglitz, J. E. , 2000 , *Liberalization, Moral Hazard in Banking, and Prudential Regulation: Are Capital Requirements Enough?* [J], *The American Economic Review* , 90 (1) : 147 ~ 165.
- [19] Honohan, P. , and Stiglitz, J. E. , 1999 , *Robust Financial Restraint* [R], World Bank mimeo.
- [20] Johnson, R. , and Soenen, L. , 2003 , *Economic integration and stock market comovement in the Americas* [J], *Journal of Multinational Financial Management* , 13: 85 ~ 100.
- [21] Levine, R. , 1998 , *Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda* [J], *Journal of Economic Literature* , 35 (2) : 688 ~ 726.
- [22] Levine, R. , Loayza, N. , and Beck, T. , 2000 , *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes* [J], *Journal of Monetary Economics* , 46 (1) : 31 ~ 77.
- [23] Lin Kuan-Pin, Menkveld, A. J. , and Yang Zhishu, 2008 , *China and the World Equity Markets: A Review of the First Fifteen Years* [R], Working Paper.
- [24] McKinnon, R. , 1973 , *Money and Capital in Economic Development* [R], Washington, DC: The Brookings Institution.
- [25] Pagano, M. , 1993 , *Financial Markets and Growth: An Overview* [J], *European Economic Review* , 37 (2) : 613 ~ 622.
- [26] Pretorius, E. , 2002 , *Economic Determinants of Emerging Stock Market Interdependence* [J], *Emerging Markets Review* , 3: 84 ~ 105.
- [27] Schmukler, S. L. , Zoido, P. , and Halac, M. , 2004 , *Financial Globalization, Crises, and Contagion* [R], The World Bank: Policy Research Working Paper.
- [28] Shaw, E. S. , 1973 , *Financial Deepening in Economic Development* [M], New York: Oxford University Press.
- [29] Tornell, A. , Westermann, F. , and Martinez, L. , 2003 , *Liberalization, Growth, and Financial Crises: Lessons from Mexico and the Developing World* [R], Brookings Papers on Economic Activity.

(责任编辑: 彭 战; 校对: 吕小玲)