

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

吴吉林 原鹏飞*

内容摘要 本文运用 Cappiello et al. (2006)提出的 AG-DCC 模型对中国金融市场的研究发现,中国股票、债券和外汇市场间存在明显的动态相关性,虽然“正向冲击”和“负向冲击”对金融市场波动并不产生明显的非对称效应,但对市场间动态相关性有着显著的影响,而且信息和政策冲击反映在动态相关性的结构变化上。最后,用平均动态相关性作为一体化指标对中国金融市场的考察发现,相对于欧盟市场间,中国股票市场一体化程度相当高,但股票和债券、股票和外汇以及债券和外汇市场间的一体化程度有待提高。

关键词 动态相关性 非对称效应 市场一体化 冲击

JEL分类: C32 C51 G19 **中图分类号:** F830 91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-6249(2009)11-0012-010

一 引言

金融市场间相关性是金融经济学研究的基本问题之一,理解各金融市场间相关性至关重要。首先,金融市场间相关性有利于决策者捕获市场信息、制定经济政策。任何市场间的互动都含有重要信息,信息驱动金融市场互动主要表现在:一方面,共同信息同时冲击市场,影响投资者对市场价格的预期,投资者在不同市场间重新配置资本,驱动价格朝着新的方向达到均衡;另一方面,市场对信息反应速度的快慢造成了一个市场对另外市场的溢出效应(Kin et al., 2006)。因此政策制定者可以利用市场间相关性来获取信息,了解经济参与者对市场的预期和对经济政策的反馈,也有利于决策者避免某种针对一个市场的政策可能造成对另外市场的负面影响,从而达到政策的最优化。其次,金融市场间相关性对资产价格的形成具有重要的理论含义,对资产的有效配置和风险管理具有重要的实践指导作用。相关性程度较高的市场交易壁垒低,资本流动性强,这不但有利于降低交易成本,促进资本在市场间有效配置(Baele et al., 2004),而且能防止经济的大起大落,促进经济良性发展。Levine (1997)指出,虽然市场间相关性和经济增长的因果关系错综复杂,但相关性程度较高的金融市场有助于经济增长。最后,金融市场相关性是金融市场一体化程度的重要指标。虽然市场一体化指标包括金融市场间错综复杂关系的许多方面,但市场间的相关性越大,其一体化程度也越高。因此,市场间的相关性成为检验新兴国家金融市场改革进

* 吴吉林:厦门大学王亚南经济研究院 厦门 316005 电子信箱:rainforest1061@gmail.com; 原鹏飞:国家统计局统计科学研究所 北京。感谢两位匿名审稿人的宝贵意见,感谢国家留学基金资助。

程以及全球金融市场一体化和区域市场一体化的重要指标。Kim et al. (2006)用金融市场间相关性作为一体化程度指标考察了欧元区内股票、债券市场间以及欧元区国家和非欧元区国家间市场一体化程度,发现欧元区内金融市场间的相关性以及通过加权平均得到的欧元区和美国、日本金融市场间的相关性较以前有所上升,但欧元区和非欧元区其他欧洲国家间金融市场间的相关性较以前有所下降。

目前国外学者已对金融市场间的相关性进行了大量研究,其中以协整分析特别是 Engle (2002)提出的动态条件相关模型比较具有代表性。除 Kim et al. (2006)对欧元区金融市场一体化的研究外,Phylaktis (2005)运用协整和多变量格兰杰因果关系检验发现中国香港、东南亚地区间股市和外汇市场间存在正相关性,并且美国股票是正相关传播的主渠道。Cappiello et al. (2006)提出了非对称广义动态条件相关模型 (AG-DCC)并将其用于对国际金融市场的研究,发现大多数国家股权 (equity) 的收益率波动存在明显的非对称性,而股权和债券在条件相关性上也表现出非对称性,并且股权收益率的条件相关性对“坏消息”的反应更强烈。Kuper (2007)运用 DCC-MVGARCH 模型对泰国和印尼在 1998 亚洲金融危机前后两国股票、债券和汇率市场间的动态相关性进行了研究,发现金融危机期间各市场之间具有传染性,而且紧的货币政策对本国及他国金融市场具有显著影响。Wang et al. (2007)借助于 DCC-EGARCH 模型考察了美国股市和台湾股市间关系,发现美国股市对台湾股市存在单边溢出效应。

对国内金融市场间以及与其他国家、地区金融市场动态相关性的研究,大多数学者都只关注股市间,对债券、外汇等不同金融市场间的研究较少。如刘金全、崔畅 (2002)运用协整和误差修正模型对沪、深两市间收益率的长短期关系进行了考察,并运用 TGARCH 模型发现两市间存在显著的“波动溢出效应”和“杠杆效应”。林海、关亮 (2006)运用 VAR-DCC-MVGARCH 模型对中国境内外股市间的相关性研究发现,中国境外股市对境内股市存在着收益率溢出效应,而且两个市场间存在显著的波动动态相关。谷耀、陆丽娜 (2006)用 DCC-BVGARCH-VAR 模型对沪、深、港三地股市收益和波动溢出效应与动态相关性进行了研究,并把沪市、深市受到的收益和波动冲击分解为“本地因素”、“区域因素”和“世界因素”。然而中国金融市场是新兴市场,具有其特殊性,这一现实决定了上述计量方法不能较好地刻画中国金融市场的现状。首先,协整方法的有效性要求金融市场结构变化较小。中国金融市场不确定因素很多,受政策影响较大,存在市场结构变化,因此协整分析的准确性受到质疑。其次,中国金融政策出台较频繁,因此无论是 VAR-DCC-MVGARCH 模型还是 DCC-BVGARCH-VAR 模型,虽然能较好的刻画动态条件相关性,但对信息和政策冲击的反应不够灵敏,不能反映非对称冲击对金融市场的影响。

而 Cappiello et al. (2006)提出的非对称广义动态条件相关模型 (AG-DCC 模型)由于引入了冲击的非对称性,能较好的描述在正向、负向冲击下金融市场的反应,对信息和政策冲击较灵敏,特别适于对新兴金融市场的研究。因此本文将在 AG-DCC 模型框架内研究中国股票、债券及汇率间的相关性,考察正向、负向冲击对市场收益率间动态相关性影响,并以市场间平均动态相关性衡量中国金融市场的一体化程度。本文的实证结果表明,该模型能够较好地反映中国金融市场特点。本文的主要贡献是:(1)首次在统一的框架内研究中国股票、债券和汇率间的相关性,考察正向、负向冲击对各金融市场波动的非对称效应以及对金融市场间相关性的影响。(2)将信息和政策冲击同金融市场间动态相关性的结构变化联系在一起。(3)以动态相关性作为一体化指标考察中国金融市场一体化程度。文章余下部分安排为:第二部分介绍计量方法与模型;第三部分为数据和性质;第四部分为实证分析;第五部分是结论。

二 计量方法与模型

单变量 ARCH 和 GARCH 模型已被成功地运用于研究金融市场中波动的变化。关于 ARCH 模型可

参考 Bollerslev et al (1992)、Bera and Higgins(1993)以及 Pagan(1996)。近年来,这些模型很快被扩展为多元 GARCH 模型并用于研究不同市场间波动的相关性和信息的溢出效应。尽管学者们提出了各种不同的多元 GARCH 模型,如 Bollerslev et al (1988)假设协方差矩阵为自回归过程,但若不对协方差矩阵做进一步假设,就很难保证协方差矩阵的正定性。Engle and Kroner(1995)提出了 BEKK 模型,虽然克服了协方差矩阵的正定性问题,但由于该模型参数过多,即使对协方差矩阵做进一步限制,参数仍难于估计。鉴于以上问题, Bollerslev et al (1990)提出了常条件相关多元 GARCH 模型(CCC-MVGARCH)。该模型用条件相关矩阵代替协方差矩阵,并假设条件相关为常数,这样既克服了正定性也克服了参数难估计的问题。但 Longin and Solnik(1995)以及 Tse(2000)发现许多金融资产间的条件相关并不是常数,而随时间变化。因此 Engle(2002)在常条件相关基础上提出了动态条件相关多元 GARCH 模型(DCC-MVGARCH),该模型能较好地刻画动态条件相关性。但 DCC-MVGARCH 模型不能捕捉到金融市场冲击的非对称性效应,而且除对重大信息和政策具有敏感性外,对一般的信息、政策冲击反应并不敏感。为了克服以上缺点, Cappiello et al (2006)提出的 AG-DCC 模型,该模型实际上为具有门槛效应的动态条件相关多元 GARCH 模型,能较好的刻画非对称冲击。本文对该模型以简化,模型具体描述如下:

考虑一个收益率系列 $r_t = [r_{1t}, r_{2t}, r_{3t}, r_{4t}]'$ 过程, 其中:

$$r_t = u + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = D_t \eta_t$$

其中 u 为 r_t 的无条件均值, D_t 为 4×4 对角矩阵, η_t 为标准化后的残差项并服从正态分布, 其条件均值为 Q 条件方差为 R_t , Φ_{t-1} 代表所有到 $t-1$ 期的信息, 因此可以写为:

$$\eta_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, R_t)$$

$$\text{Var}(r_t | \Phi_{t-1}) = \text{Var}_{r_{t-1}}(r_t) = E_{t-1}[(r_t - u)(r_t - u)'] = E_{t-1}[D_t \eta_t \eta_t' D_t]$$

既然 D_t 只和到 $t-1$ 期的信息有关, 上述条件协方差矩阵可以进一步写为:

$$H_t = \text{Var}_{r_{t-1}}(r_t) = D_t E_{t-1}(\eta_t \eta_t') D_t = D_t R_t D_t$$

D_t 对角线上第 i 个元素是从单变量具有门槛效应的 GJR-GARCH (Glosten et al., 1993)模型中获得的标准差 $\sqrt{h_{it}}$:

$$D_t = \begin{bmatrix} h_{1t}^{1/2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_{2t}^{1/2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & h_{3t}^{1/2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & h_{4t}^{1/2} \end{bmatrix}$$

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_i I[\varepsilon_{i,t-1} < 0] \varepsilon_{i,t-1}^2 + \lambda_i h_{i,t-1}, \quad i = 1, 2, 3, 4$$

$\omega_i, \alpha_i, \gamma_i, \lambda_i$ 为待估参数, $I[\varepsilon_{i,t-1} < 0]$ 为指标函数, 当 $\varepsilon_{i,t-1} < 0$ 时其值为 1, 其余为 0 由此体现门槛效应。假设动态条件相关矩阵结构也具有非对称门槛效应:

$$Q_t = (1 - \theta - \varphi) \bar{Q} - \pi \bar{M} + \varphi \eta_{t-1} \eta_{t-1}' + \pi \zeta_{t-1} \zeta_{t-1}' + \Theta \eta_{t-1}$$

$$\bar{Q} = T^{-1} \sum_{i=1}^T \eta_i \eta_i', \quad \bar{M} = T^{-1} \sum_{i=1}^T \zeta_i \zeta_i', \quad R_t = Q_t^*{}^{-1} Q_t Q_t^*{}^{-1}$$

这里 $\xi_{t-1} = I[\eta_{t-1} < 0]$ η_{t-1} 代表门槛效应。 Q_t^* 为一对角矩阵, 其对角线上元素和 Q_t 对角线上元素一一对应。 R_t 矩阵元素形式为 $\theta_{jt} = \frac{q_{ij}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj}}}$ 其中 q_{ij}, q_{ii}, q_{jj} 是 Q_t 矩阵相对应元素。 其极大似然函数 (MLE) 为:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + \log(|H_t|) + \varepsilon' H_t^{-1} \varepsilon_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + \log(|H_t|) + \varepsilon' H_t^{-1} \varepsilon_t) \\ = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \underbrace{(k \log(2\pi) + 2 \log(|D_t|) + \varepsilon' D_t^{-2} \varepsilon_t)}_{\text{第一步}} + \underbrace{(-\eta_t' \eta_t + \log(R_t) + \eta_t' R_t^{-1} \eta_t)}_{\text{第二步}}$$

上式分两步来估计, 第一步估计出和 D_t 有关的参数, 第二步估计出和 R_t 有关的参数, 两步估计出的 AG-DCC 参数具有一致性 (consistent) 并服从渐进的正态分布 (asymptotic normality), 具体可参考 Engle and Sheppard(2001)。

三 数据与性质

本文主要研究中国股票、债券和外汇市场间动态相关性。 股票市场包括沪、深两市, 分别选取最具代表性的上证综指和深圳成指日收盘价为代理变量; 债券市场以上证国债价格指数日收盘价为代理变量; 外汇市场则选取美元对人民币的日价为代理变量。 样本范围为 2005 年 7 月 22 日至 2008 年 6 月 30 日, 除去节假日后每组样本量 714 个。^① 选取日数据作为样本是因为相对于低频数据, 日数据能更好地反应仅持续几天的冲击效应, 并且日数据可以看成是连续时间序列。 我们不考虑周一、月末效应, 收益率采取对数收益率即 $r_t = \ln(p_t / p_{t-1}) \times 100$ 所有数据均来源于 wind 金融证券数据库。

表 1 各金融市场价格和收益率的单位根检验

金融市场	统计量	价格	收益率
上证综指	ADF	-0.454	-27.590***
深圳成指	ADF	-0.287	-25.127***
国债价格指数	ADF	-1.910	-19.894***
汇率	ADF	-0.097	-31.280***

注: *** 表示在 1% 的水平上显著, 下同。

即使在 1% 的显著性水平都拒绝了收益率存在单位根的假设。 因此收益率符合 GARCH 模型对时间序列要求的平稳性假设。

图 1 给出了 2005 年 7 月 22 日到 2008 年 6 月 30 日各收益率的时序图。 从沪深两市的时序图上看, 股票收益率均表现出尖峰和聚类性, 较大的波动往往发生在更长的时期, 较低的收益常跟着较小的波动值, 并且从 2007 年开始, 股票市场的波动性增大。 从国债指数和汇率收益图上来看, 两收益率波动不

表 1 给出了 ADF 单位根检验的结果。^② 由于各变量的水平值存在时间趋势的可能, 故选用带漂移和趋势的 ADF 检验。 四金融市场的价格变量都没有通过单位根检验。 各变量对数差分后的收益率序列不存在趋势, 选用带漂移但无趋势的 ADF 检验。 检验结果显示即

^① 样本开始于 2005 年 7 月 22 日是因为央行从 2005 年 7 月 21 日 19 时起开始实施新的有管理的浮动汇率制度, 在此之前, 为盯住美元的固定汇率制度。

^② 对于滞后项数 p 的选取, 可以利用 AIC 或 BIC 信息准则, 但在本文中 p 的选取使用了 Schwert(1989)的经验法则: 在样本量 T 从 25 到 1000 以内, $p(T) = \left\lceil 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right\rceil$ (整数部分)。

大,多数波动范围都在 -0.2% 到 0.2% 之间。

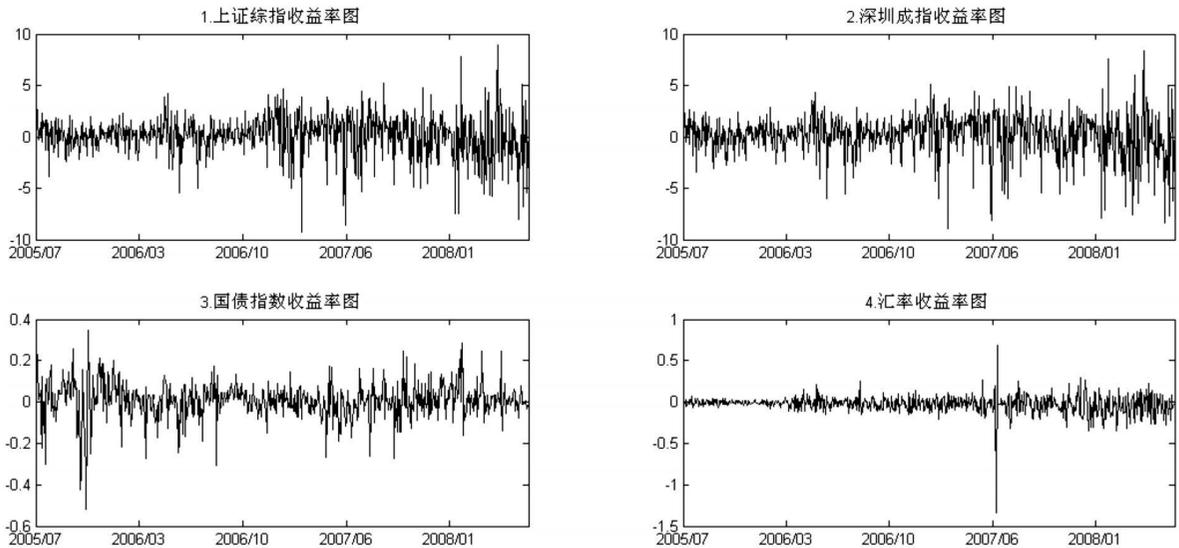


图 1 各金融市场日收益率图

表 2 给出了各收益率的统计量描述。从整个样本来看,股市的日回报率比债券和外汇的回报率高许多,而且由于人民币一路升值,致使汇率平均收益率成负值。四收益率的偏度 (skewness) 统计量都为负值并且在 5% 的水平上显著,表明存在负回报率的可能性更高。峰度 (kurtosis) 统计量在 5% 水平上显著不等于 0 因此四市场回报率都具有尖峰性质。Jarque-Bera 统计量显示各回报率都在 1% 的水平上拒绝了存在正态性的原假设。ARCH-LM 检验支持在 1% 的显著水平上各统计量存在自回归条件异方差即 ARCH 效应。^③

表 2 各金融市场收益率统计量性质描述

金融市场	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera	ARCH-LM (27)
上证综指	0.135	2.003	-0.753 [*]	5.960 [*]	327.558 ^{**}	46.322 ^{**}
深圳成指	0.164	2.142	-0.913 [*]	5.634 [*]	305.224 ^{**}	67.980 ^{**}
国债价格指数	0.009	0.087	-0.778 [*]	8.038 [*]	825.916 ^{**}	59.268 ^{**}
汇率	-0.024	0.105	-2.527 [*]	40.122 ^{**}	41698 ^{**}	47.249 ^{**}

注: * 表示在 5% 的水平上显著,下同。

四 实证分析

AG-DCC 模型参数的估计采用两步法。第一步运用 GJR-GARCH 模型得到 D_t , 第二步通过标准残差 (standardized residuals) $\eta_t = D_t^{-1} \varepsilon_t$ 来估计余下参数。在 GJR-GARCH 参数中, ω_i 为截距项, α_i 为误差平方滞后项系数, γ_i 为负向误差平方滞后项系数, 主要用来衡量非对称冲击的大小。如果 γ_i 显著不等于 0 表

^③对于 ARCH-LM 滞后阶的选取,使用经验法则即滞后项的大小由样本量的平方根决定。

明存在非对称冲击: 当 $\gamma_i > 0$ 时, 负向冲击效应大于正向冲击; 反之, 当 $\gamma_i < 0$ 时, 正向冲击效应大于负向冲击。另外, λ_i 为自回归系数。表四给出了各参数值, 由于 $\alpha_i + \gamma_i + \lambda_i$ 接近于 1, 因此各金融市场的波动都较持久。同时, 股市和外汇市场的负向冲击系数 γ_i 为负, 表明股市和外汇市场的投资者对正向冲击的反应大于负向冲击。但三组参数的 t 值即使在 10% 的水平上仍不显著, 因此不存在显著的非对称性冲击。而债券市场的负向冲击系数 γ_i 为正说明该市场的投资者对负向冲击反应较大, 但其 t 值即使在 10% 也仍不显著, 因此也不存在非对称冲击效应。综上所述, 我国股票、债券和外汇各市场总体上来说都不存在非对称冲击效应。

表 3 GJR-GARCH 模型估计结果

参数	上证综指	深圳成指	国债价格指数	汇率
ω	0.014 (0.329)	0.018 (0.325)	0.001 ^{**} (2.035)	0.000 (0.330)
α	0.070 ^{**} (3.502)	0.069 ^{**} (2.991)	0.0168 [*] (1.944)	0.232 [*] (1.295)
γ	-0.018 (-0.458)	-0.018 (-0.526)	0.010 (0.406)	-0.089 (-0.795)
λ	0.939 ^{**} (19.507)	0.940 ^{**} (19.199)	0.671 ^{**} (4.981)	0.812 ^{**} (5.090)

注: * 表示在 10% 的水平上显著。括号内为 t 值, 下同。

图 2 给出了四金融市场收益率的波动图。上证和深证两收益率波动图无论是波动幅度还是波动模式都极其相似。两市从 2007 年 1 月开始波动频繁, 波动幅度增大。特别是从 2008 年初开始, 国内的冲击如 1、2 月份持续的雪灾, 5 月份四川地震, 人民币存在加息压力, 物价 CPI 持续上升以及来自国际上的冲击如美国次贷风暴的持续影响, 人民币升值压力, 国际热钱的恶意炒作等等都加剧了股票市场的波动性。而国债和汇率市场的波动则相对较小。国债市场相对平稳, 除 2005 年 11 月中旬到 12 月左右一次较大幅度的波动外, 其余波动幅度很小, 因此相对来说国债资产安全系数较高, 但回报率低。汇率的波动除受 2007 年 5 月 21 日央行将银行间外汇市场人民币对美元汇率浮动幅度从 0.3% 调高到 0.5% 造成的冲击外, 其余时间的波动幅度也相对较小。但图中有迹象显示这次汇率政策调整之后, 外汇市场的波动幅度加大。

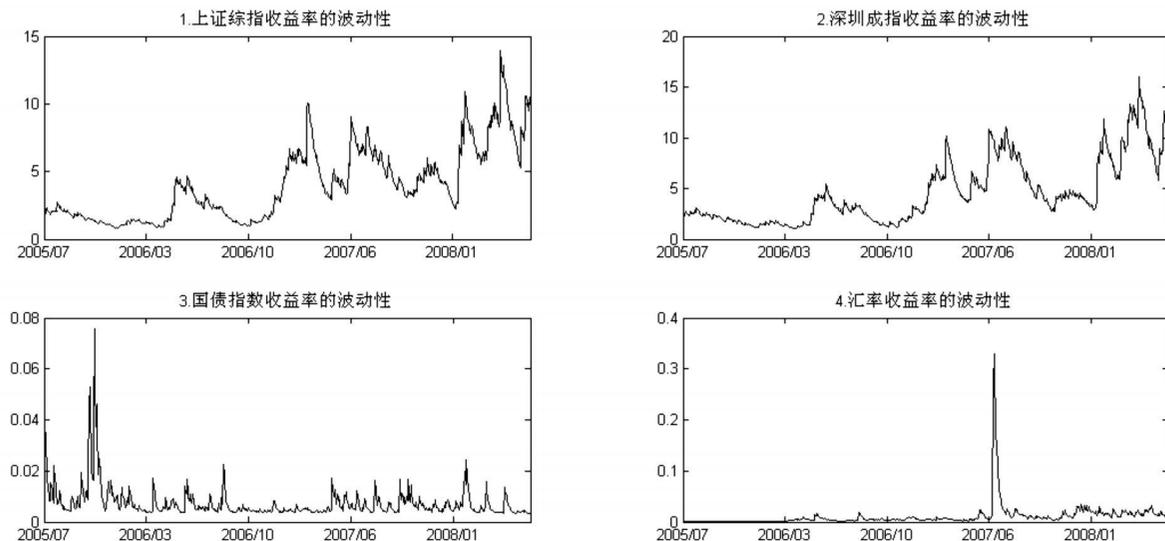


图 2 各金融市场的收益率波动图

第二阶段的 DCC 模型中, φ 为方差协方差矩阵一阶滞后项系数, π 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。如果 π 显著不等于 0 表明存在非对称冲击: 当 $\pi > 0$ 时, 负向冲击效应大于正向冲击; 反之, 当 $\pi < 0$ 时, 正向冲击效应大于负向冲击。 θ 为自回归矩阵系数。表 4 给出了 DCC 模型参数估计值。负向冲击系数 π 为 -0.027 , 5% 水平上显著, 这表明虽然正向冲击和负向冲击对中国四金融市场的波动没有产生明显的非对称效应, 但对金融市场收益率间动态相关性具有显著影响。并且正向冲击效应要强于负向冲击效应。 $\varphi + \pi + \theta$ 接近于 1, 因此各金融市场受到的冲击影响也较持久。

表 4 DCC 参数估计结果

φ	0.046 ** (4.752)
π	-0.027 * (2.121)
θ	0.952 ** (41.744)
极大似然统计量	669.738

信息和政策冲击在各收益率动态相关图上表现更明显。图 3 给出了五个信息和政策冲击的结构性变化点。2006 年 5 月, 我国股市改革措施集中出台, 涉及发行、交易和收购等方面。特别是 5 月 8 日证监会发布的《上市公司证券发行公司债券发行管理办法》开始了融资和 IPO 改革序幕。

5 月股市虽然没有出现大的波动, 但从各动态相关图上可以看到存在结构性变化。各图中左边第一个椭圆标出了 5 月份的这次信息和政策冲击。虽然各金融市场对信息和政策的反应速度和幅度存在差异, 但各动态相关图上几乎同时表现出不同程度的结构性变化。

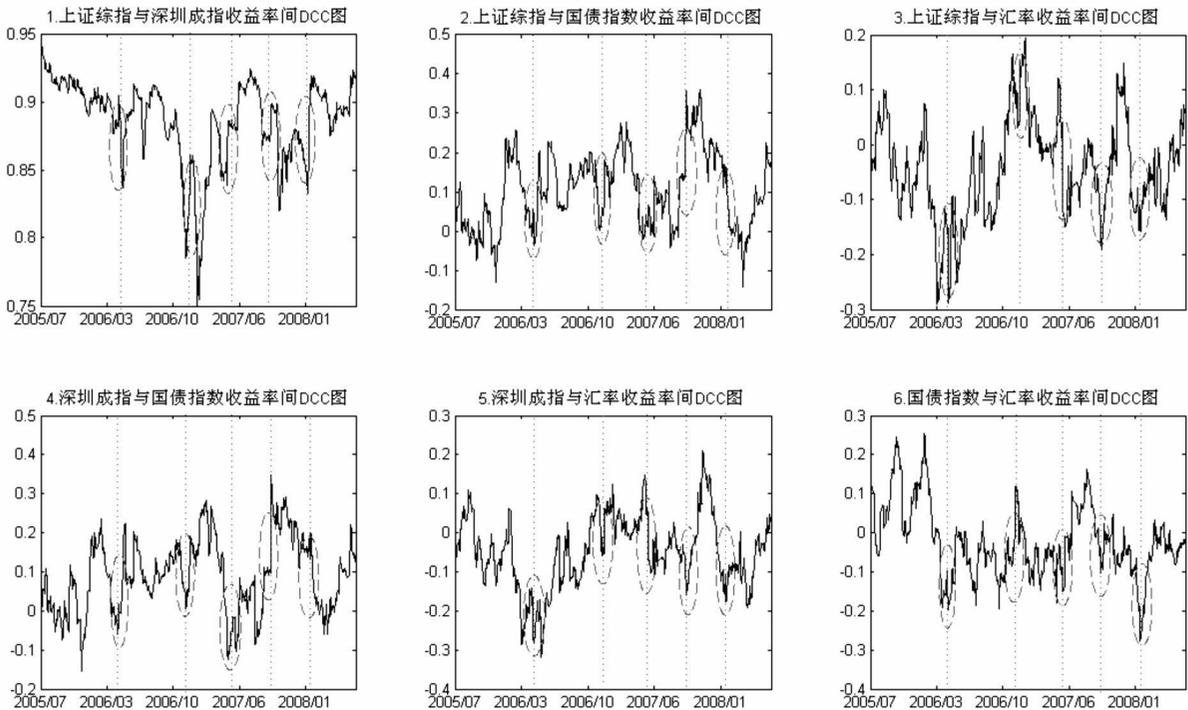


图 3 各金融市场间动态条件相关性变化图

2006 年 12 月末 8000 多亿中国人寿的新股冻结资金解冻和人民币汇率结束长达两周之久的强势调整并一举创出汇改后新高。各市场出现不同程度的反应, 特别是对于股市, 8000 多亿元的解冻申购资金进入 A 股市场建仓, 大盘出现长阳的概率大增, 汇率的强劲调整推动了银行股、航空股、地产股的强势上涨。各图中第二个椭圆标出了这次冲击的结构性变化, 其中在股市相关图上表现最强烈。第三个结构性

变化点出现在 2007年 5月下旬,首先是央行于 5月 21日将银行间外汇市场人民币对美元汇率浮动幅度从 0.3%扩大到 0.5%,此次政策造成了外汇市场较大的波动;其次是财政部决定从 2007年 5月 30日起将证券交易印花税税率由 1%调整为 3%,政策一出台股票市场出现急剧下挫,两市连续四日触及跌停板的个股高达 700多家,500多只股票跌幅超过 30%,各图中第三个椭圆标出了此次冲击对各金融市场间动态相关图的影响,其中股票与国债、汇率间的相关图结构断点最为明显。第四个断点图出现在 2007年 9月 11日左右,当日统计局发布了 8月份 CPI涨幅达 6.5%,同时 2000亿特别国债的发行以及建行发行 A股等消息蜂拥涌向市场,此消息对股票和国债动态相关图造成的影响最为明显。上证、深证和国债间的动态相关图中出现了最大的结构断点,另外上证、深证和汇率间的动态相关图也较明显。2008年 1月中下旬南方特大自然雪灾以及 1月 21日平安推出了 1600亿元的巨额再融资,再加上美国次贷风波影响的进一步扩大,所有这些负向冲击加剧了各金融市场特别是股票市场的动荡。各动态相关图也出现了明显的结构断点,第五个椭圆标出了此次冲击的影响。

在第二步的参数估计中也同时得到任意两金融市场收益率间动态相关系数 $\rho_{ij}(i \neq j, i, j = 1, \dots, 6, t = 1, \dots, 669)$ 。本文中定义平均动态相关系数 $\rho_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_{ij,t}$ 来表示两市场间的平均相关程度,作为衡量中国金融市场一体化程度的指标。从表 5中可以看出,相对于 Kim et al. (2005)给出的欧盟股票市场间一体化程度,上证和深证两股市间的一体化程度已经达到了相当高的水平。但上证和国债、深证和国债收益率间平均动态相关系数低于欧盟内股票和债券的平均相关系数 0.3,表明中国股票和国债市场间一体化程度还较低。这首先是因为相对于股票市场,中国债券市场还不发达,仍处于市场化的初级阶段;其次股票与债券市场间的长期分割状态也阻碍了其一体化程度的提高。股票和汇率市场、国债和汇率市场收益率间的平均动态相关性都几乎接近于 0,说明股票和汇率,国债和汇率间几乎处于分割状态,一体化程度很低。这很大的原因是虽然美元对人民币汇率市场从 2005年 7月 21日开始改革为参考一篮子货币进行调节,实行有管理的浮动汇率制度,但汇率的浮动幅度仍很小,仍以政策管理为主。

因此,相对于发达国家金融市场而言,我国的金融市场仍不成熟。除沪深两市间一体化程度相当高外,而其他各市场间长期处于分割状态。这不利于资本的合理流动和资源的有效配置,容易形成市场泡沫,将增加市场风险,有可能引起经济的大起大落,对我国的经济长期发展很不利。因此,建立完善的金融市场是我国刻不容缓的任务,特别是要加大债券市场的改革,加快债券的市场化进程,建立完善的债券市场体系,使债券市场在投资、融资中发挥和股市同等作用。另外,我国的外贸依存度较高,建立完善、健全的市场化汇率制度不仅有利于增强货币政策的独立性,提高金融调控的主动性和有效性,而且有利于保持进出口平衡,改善贸易条件,增强我国企业参与国际市场的竞争能力。

表 5

平均动态相关性

	证/深证	上证/国债	上证/汇率	深证/国债	深证/汇率	国债/汇率
ρ	0.886	0.104	-0.045	0.091	-0.048	-0.022

五 结论

本文运用非对称广义动态条件相关模型在统一的框架内研究了中国股票、债券和汇率市场间的动态

相关性,发现正向冲击和负向冲击对中国四金融市场的波动没有产生明显的非对称效应,但对金融市场收益率间的动态相关性具有显著影响,并且信息和政策冲击效应反映在各金融市场间动态相关图的结构变化上。最后,我们用平均动态相关性作为一体化指标考察了中国金融市场一体化程度,该指标显示中国股票市场的一体化程度相当高,但其他金融市场收益率间的相关程度很低,几乎处于分割状态。因此,建立完善、健全的金融市场体系仍是我国市场化进程中的重要目标。

参考文献:

- Baele L., Ferrando A., Hordal P., Krylova E., and Monnet C., 2004 Measuring Financial Integration in the EuroArea Occasional Papers, 93 Frankfurt
- Bera A. K., and Higgins M. L., 1993 ARCH models Properties estimation and testing Journal of Economic Surveys, 7(4), 305- 366.
- Bollerslev, T., Engle R. F., and Wooldridge J. M., 1988. A capital asset pricing model with time-varying covariances Journal of Political Economy, 96(1), 116- 131
- Bollerslev, T., 1990 Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates A multivariate generalized ARCH model Review of Economics and Statistics, 72(3), 498- 505
- Bollerslev, T., Chou R. Y., and Kroner K. F., 1992 ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence Journal of Econometrics, 52(1- 2), 5- 59.
- Capriello L., Engle R., and Sheppard K., 2006 A symmetric Dynamic in the Correlation of Global Equity and Bond Returns Journal of Financial Econometrics 4 537- 572
- Dornbusch, R., and Fischer S., 1980 Exchange rates and the current account American Economic Review 70(5), 960- 971
- Engle R. F., and Kroner K., 1995 Multivariate simultaneous GARCH, Econometric Theory, 11(1), 122- 150
- Engle R. F. and Sheppard K., 2001 Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH (NBER Working Paper 8554), Cambridge MA: National Bureau of Economic Research.
- Engle R., 2002 Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models Journal of Business & Economic Statistics 7, 339- 350.
- Göbsten, L. R., Jagannathan and D. E. Runkle, 1993 On the Relationship Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks Journal of Finance 48, 1779- 1801
- Kim, S., Moshirian F., and Wu E., 2005 Dynamic Stock Market Integration Driven by the European Monetary Union: An Empirical Analysis Journal of Banking & Finance 29(10), 69- 96
- Kim, S., Moshirian F., and Wu E., 2006 Evolution of International Stock and Bond Market Integration Influence of the European Monetary Union Journal of Banking & Finance 30 1507- 1534.
- Kuper J.H, and Lestano., 2006 Dynamic conditional correlation analysis of financial market inter-dependence An application to Thailand and Indonesia International Review of Financial Analysis 14 393- 406
- Levine R., 1997 Financial development and economic growth: views and agenda Journal of Economic Literature, Vol XXXV, 688- 726
- Longin E., and Solnik B., 1995 Is the correlation in international equity returns constant 1960- 1990 Journal of International Money and Finance, 14(1), 3- 26
- Pagan, A., 1996 The econometrics of financial markets Journal of Empirical Finance, 3(1), 15- 102
- Phylaktis K., and Ravazzolo F., 2005, Stock market linkages in emerging markets implications for international portfolio diversification Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 15 91- 106
- Tse, Y., 2000 A test for constant correlations in a multivariate GARCH model Journal of Econometrics, 98(1), 107- 127
- Wang K. M., and Tsi T. B. N., 2007, Testing for Contagion under Asymmetric Dynamics Evidence from the Stock Markets between US and Taiwan, Physica A 376 422- 432
- 谷耀、陆丽娜, 2006 《沪、深、港股市收益、波动溢出效应与动态相关性——基于 DCC-(BE) EGARCH-VAR 的检验》《数量经济与技术经济研

究》第 8期。

林海、关亮, 2005 《境内外中国股票动态相关性研究—基于 VAR-DCC-MVGARCH 模型的实证分析》, 第七届“中国青年经济学者论坛”会议论文。

刘金全、崔畅, 2002 《中国沪深股市收益率和波动率的实证分析》, 《经济学(季刊)》第 7期。

Information, Policy Shocks and Integration of Chinese Stock, Bond and Exchange Markets

Jilin Wu Pengfei Yuan

Abstract Based on AG-DCC model, this paper studies the relationships among Chinese stock, bond and exchange markets by combining information policy shocks with dynamic conditional correlations of returns. We find positive shocks and negative shocks have no obvious asymmetric effects on volatilities but on structures of DCC. We also employ average dynamic conditionally correlations as index to measure the integration of Chinese financial markets. Compared with the integration of EMU markets, Chinese stock markets have reached very high integration, but the integrations of stock and bond markets, stock and exchange markets as well as bond and exchange markets have a long way to go.

Keywords Dynamic Conditional Correlation; Asymmetric Effects; Market Integration; Shocks

(责任编辑:李捷瑜)