

中国股票市场一体化的时变特征分析^①

陈云¹, 陈浪南¹, 林伟斌²

(1 中山大学岭南学院经济研究所, 广州 510275; 2 中国金融期货交易所, 上海 200122)

摘要: 基于 B 股对境内投资者开放这一标志性事件, 采用 VECM-DCC-MVGARCH 模型, 分别从长期和短期考察中国股票市场一体化的时变特征. 研究表明: B 股对境内投资者开放后, 市场在长期意义上从完全分割走向部分整合; 且 A 股市场处在信息传递的主导地位, 信息的短期传递和吸收日益迅速.

关键词: 市场一体化; 市场分割; 协整检验; 多元 GARCH

中图分类号: F830 F224 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2009)02-0067-10

0 引言

由于证券所有权投资限制、国内外投资者信息不对称、语言文化差异、会计准则差异等直接或间接的壁垒, 中国股票市场在较长时期内处于分割状态. 随着时间的推移, 逐步扫除了各种壁垒, 中国股票市场呈现出日益整合的趋势. 特别是 2001 年 2 月 B 股市场向境内投资者开放这一事件, 被视为中国股票市场走向一体化的里程碑. 研究这一事件前后中国股票市场一体化 (亦称作整合性) 的时变特征, 对于完善我国股市具有重要的理论和实践意义.

国内外对中国股票市场一体化的实证研究基本处在同一水平线上. Bai^[1]在研究中国 A、B 股投资限制时, 认为双重上市的 B 股对 A 股有很大的折价, 这种现象可以作为 A、B 股市场分割的有力证据. Fung 等^[2]利用市场收益数据也提出了支持中国 A、B 股市场分割的证据. Yang^[3]利用递归协整方法和预测误差分解技术分析了 1995 至 2000 年的中国 A、B、H 及红筹股市场, 发现长期来看市场是分割的, 而短期来看上海 B 股市场上

的境外投资者要比上海和深圳 A 股市场上的境内投资者以及深圳 B 股市场上的境外投资者具有信息优势. 这一结果支持了 Chakravarty 等^[4]、Su 和 Fleisher^[5], 以及 Fung 等^[2]关于中国股票市场一体化研究结论, 并对较为流行的“境内投资者信息优势假说”提出了强有力的挑战.

国内的邹功达和陈浪南^[6]以布莱克 - CAPM 理论模型, 针对双重上市的样本股票, 首次对中国 A、B 股市场的分割性进行实证研究. 结果表明: 中国 A、B 股市场很大程度上是整合的. 但 CAPM 和多因素资本资产定价模型在模型设定和研究结论上有较大争议, 实证研究存在一定的局限性. 吴文峰等^[7]以双重上市样本股票的股价收益率作为信息的代理变量, 对 A 股和 B 股进行 Granger 因果关系检验. 结果表明: B 股对内开放前, 两个市场之间基本不存在信息流动, 处于完全分割状态; B 股市场开放后, 两个市场间存在信息的单向流动, 处于半分割状态. 然而, 赵留彦和王一鸣^[8]以及程兴华和段瑞强^[9]认为, 吴文峰等仅利用股价收益率水平序列作为信息代理变量并不可靠, 主张考察收益率二阶矩的 Granger 因果关系, 即

① 收稿日期: 2005-10-08; 修订日期: 2006-10-15.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70673116); 教育部人文社会科学重点研究基地重大资助项目 (05JJD790075); 国家社科基金资助项目 (07BJY167); 中山大学“985 工程”产业与区域发展研究创新基地资助项目; 广东省普通高校人文社会科学重点研究基地资助项目.

作者简介: 陈云 (1978—), 女, 湖北黄冈人, 博士生. Email: anna_chenyun@hotmail.com

市场之间的“波动溢出效应”。国内学者对市场整合的研究侧重于对双重上市公司的考察,但由于双重上市个股的股价、收益及波动率都包含太多噪音,而且B股市场上的个股交易不活跃,在一些交易日里几乎没有交易,从而利用个股进行实证分析存在缺陷。国内部分学者也意识到这一问题,转而采取构造等权组合的处理方法,但这同样引起了一些争议和怀疑^②。

事实上,国外许多文献仍坚持采用股票市场指数研究市场间的整合性问题,但方法上各有不同。近年来的实证文献可分为两个分支(Kasa^[10]; Francis和Leachman^[11]):一方面,大部分文献集中在股票收益率序列及其波动率上(Hamao等^[12]; King等^[13]; Bekart和Harvey^[14]);另一方面的文献是基于Engle和Granger^[15]提出的协整理论,主要侧重于考察股票价格的长期关系(Kasa^[10]; Francis和Leachman^[11]; Bessler和Yang^[16])。

与前人研究不同,本文尝试同时从长期和短期

两个方面研究中国股票市场一体化的时变特征。

1 样本数据

本文选择的样本区间分为两段:1998年1月—2001年1月和2001年3月—2004年12月,即B股对内开放标志性事件前后各3年的时间跨度。选择的变量为上海A、B股指数,深圳A、B股指数,香港恒生指数和美国标准普尔500指数6个股市指数日收盘价。所有变量序列按名义汇率调整为人民币标价,限于篇幅,本文不报告描述统计量。本文着重考察中国大陆4个股票市场的整合性时变特征,不考虑H股和红筹股这两个市场,而香港恒生指数和美国标准普尔指数只是用来做稳健性检验。

首先对变量序列进行单位根检验。B股对内开放前后两个时段各指数序列的单位根检验结果详见表1,6个指数序列都是一阶单整过程I(1)。

表1 B股对内开放前后6个指数序列单位根检验结果

Table 1 Unit root test results for 6 stock indices before and after B-share opening to domestic investors

股票 指数	B股对内开放前				B股对内开放后			
	无线性趋势		有线性趋势		无线性趋势		有线性趋势	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
SHA	-0.75	-0.80	-2.01	-2.11	-1.50	-1.50	-2.10	-2.10
SHB	-0.26	-0.29	-1.70	-1.69	-1.35	-1.58	-5.50	-5.50
SZA	-0.70	-0.75	-1.96	-2.04	-1.23	-1.24	-2.22	-2.28
SZB	-0.88	-1.26	-2.22	-2.50	-3.16	-3.19	-3.50	-3.51
HSI	-1.14	-1.13	-2.42	-2.45	-2.06	-2.13	-2.66	-2.67
S&P500	-1.91	-1.86	-2.96	-2.70	-1.92	-1.88	-1.46	-1.37

注: ADF(augmented dickey-filler)与PP(phillips-perron)单位根检验根据AIC标准选择最优滞后数。原假设:序列存在单位根。无线性趋势和有线性趋势的ADF检验在5%下的临界值分别为-2.86和-3.41。无线性趋势和有线性趋势的PP检验在5%下的临界值分别为-1.41和-2.17。

2 实证模型

本文尝试同时从长期和短期两方面研究股票市场一体化的时变过程。

1)市场一体化时变特征的长期方面。采用Johansen^[17]的秩检验方法,考察市场之间的长期均衡关系。检验A-B股市场长期意义上的分割,

等价于检验A-B股指数序列没有存在协整关系:如果整个系统都不存在协整关系,可以认为中国股票市场是长期意义上的完全分割;如果有3个协整关系,表示中国股票市场是长期意义上的完全一体化;而1个或2个协整关系,且A股与B股市场之间至少有1个协整,则认为中国股票市场是部分一体化的。B股市场向境内居民开放后,通过观察协整数目是否增加,以及哪几个市场进

② 国内有时会出现误用平稳序列计量经济学工具来解决非平稳序列问题的情况,而VAR系统在协整关系约束下的方差分解、脉冲响应和Granger因果检验都不再适用(Phillips)。

入协整空间等指标, 可以更深入研究市场间的长期均衡关系, 如果市场整合度的各指标有明显的改变, 意味着市场整合状态发生了变化。

2) 市场一体化时变特征的短期方面. 检验市场的整合性等价于检验市场指数序列的信息传递和吸收过程是否迅速, 检验指标主要体现在具有弱外生性的市场数目和残差向量的方差-协方差矩阵. 宏观经济状况的变化和市场微观主体的行为都会对股票市场造成冲击, 如果股票市场的整合度较高, 信息就会迅速在市场间传递, 其条件相关系数会表现出明显的时变特征. 而分割较严重的股票市场, 由于信息传播渠道狭窄, 信息无法在市场间顺利传递, 条件相关系数会表现得相当稳定, 并不随着时间及市场冲击的变化而变化. 动态条件相关多元 GARCH (DCC-MVGARCH, Engle^[18]) 和常相关系数多元 GARCH (CCC-MVGARCH, Bollerslev^[19]) 能够很好地刻画波动溢出效应和信息传递过程。

因此, 本文尝试将向量误差修正模型 (VECM) 和动态条件相关多元 GARCH (DCC-MVGARCH, Engle^[18]) 相结合, 构造 VECM-DCC-MVGARCH 模型, 它能从长期和短期两方面刻画股票市场的一体化过程, 并能够避免误用平稳序列计量经济学工具来解决非平稳序列问题的情况^③

$$\begin{cases}
 \Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + r_t \\
 (t = 1, \dots, T) \\
 r_t | I_{t-1} \sim N(0, D_t R D_t) \\
 D_t^2 = \text{diag}\{\omega_t\} + \text{diag}\{K_t\}' r_{t-1} r_{t-1}' + \\
 \text{diag}\{\lambda_t\}' D_{t-1}^2 \\
 \varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \\
 S = \frac{1}{T} \sum_t (r_t r_t') \\
 Q_t = S' (\hat{\mu} - A - B) + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \\
 B' Q_{t-1} \\
 R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1}
 \end{cases}
 \quad (P)$$

其中, X_t 是由市场指数组成的 p 阶向量, 假设存在协整关系, 则 X_t 的数据生成过程可采用向量误差修正模型 (VECM) 表示. k 是水平 VAR 系统的滞后阶数, Δ 是一阶差分算子, $\Pi = \alpha \beta'$ 是系数矩阵, μ 和 Γ_t 是 VECM 的短期动态系数, r_t 是系统的残差. VECM 的 β 系数反映系统的长期关系, 调整速度系数 α 短期动态系数 Γ_t 和残差 r_t 的方差-协方差阵能够体现系统的短期关系, 特别是市场之间信息的传递和吸收过程. \circ 表示 Hadamard 乘积, $\text{diag}\{ \}$ 表示矩阵对角元素, A 和 B 是待估参数, $\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$ 是对残差的标准化, $S = \frac{1}{T} \sum_t (r_t r_t')$ 是系统残差的无条件方差矩阵, R_t 是时变的条件相关系数。

$$D_t^2 = \text{diag}\{\omega_t\} + \text{diag}\{K_t\}' r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_t\}' D_{t-1}^2 \quad (1)$$

方程 (1) 意味着每个残差序列都服从单变量 GARCH 过程. 为了更好地刻画残差 r_t 方差-协方差阵, 本文进一步考察单变量 GARCH 过程的不对称性, 即 GJR-GARCH 过程 (Glosten 等^[22])

$$D_t^2 = \text{diag}\{\omega_t\} + \text{diag}\{K_t\}' r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_t\}' D_{t-1}^2 + \text{diag}\{\gamma_t\}' I_{[r_{t-1} < 0]} r_{t-1} r_{t-1}' \quad (2)$$

其中, $I_{[r_{t-1} < 0]}$ 为示性函数。

如果指数并非服从正态分布, 采用拟极大似然估计 (QMLE) 方法. 对数似然函数可写为

$$L(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_t [n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-2} r_t + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t] \quad (3)$$

该对数似然函数可理解为波动项与相关项的加总

$$L(\theta, \varphi) = L_V(\theta) + L_C(\theta, \varphi)$$

其中, 波动项为

$$L_V(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_t (n \log(2\pi) + \log |D_t| + r_t' D_t^{-2} r_t)$$

③ 由于 VECM 和标准形式的 VAR 一样, 难以解释调整速度系数 α 、短期动态系数 Γ_t 的经济含义, 从而难以具体考察短期动态关系. 而基于残差 r_t 方差-协方差阵的脉冲响应与预测误差方差分解技术是解决这一难题的常用工具 (Sims [20], 1980; Swanson 和 Granger, 1997), 但 VAR 系统在协整关系约束下的方差分解、脉冲反应和 Granger 因果检验都不再适用 (Phillips [21], 1998), 必须先将 VECM 转换成水平 VAR 系统 (Bessler 和 Yang 2003), 但这一过程较为繁琐, 效果并不理想. 这也是本文转向采用残差 r_t 方差-协方差阵的时变相关系数来考察市场间波动溢出效应和信息传递过程的另一原因。

$$= -\frac{1}{2} \sum_t \sum_{i=1}^n (\log(2\pi) + \log(h_{it}) + r_{it}^2 h_{it}^{-1}) \quad (4)$$

相关项为

$$L_C(\theta | \phi) = -\frac{1}{2} \sum_t (\log |R_t| + \varepsilon' R_t^{-1} \varepsilon_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t) \quad (5)$$

Bollerslev^[19] 提出的常相关系数多元 GARCH (conditional constant correlations MVGARCH) 是 DCC-MVGARCH 的特例, 时变条件相关系数矩阵 R_t 为常数 \bar{R} , 即

$$R_t = \bar{R} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1n} \\ \rho_{12} & 1 & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \rho_{n-1n} \\ \rho_{1n} & \dots & \rho_{n-1n} & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

市场间波动率的条件相关系数为常数, 表明市场间信息传递存在着不随时间变化的常数关系, 当 $\rho_{ij} = 0$ 时, DCC-GARCH 退化为对角向量 GARCH (diagonal vech-GARCH).

检验条件相关系数是否具有动态效应是个比较棘手的问题, 很容易引起波动率模型的错误识别 (Tse^[23]). Engle 和 Sheppard^[24] 在 DCCMVGARCH 的基础上构造 LR 检验统计量以检验条件相关系数的动态效应. 原假设和备择假设分别是

$$H_0: R_t = \bar{R} \quad (7)$$

$$H_1: \text{vech}(R_t) = \text{vech}(\bar{R}) + \beta_1 \text{vech}(R_{t-1}) +$$

$$\beta_2 \text{vech}(R_{t-1}) + \dots + \beta_s \text{vech}(R_{t-s}) \quad (8)$$

利用常相关系数矩阵对标准化残差 ($\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$) 再标准化, 即

$$v_t = \varepsilon_t R^{-1/2} \quad (9)$$

定义

$$Y_t = \text{vech}^u [v_t v_t' - I_k]$$

其中: vech^u 是矩阵上三角的 vech 算子; I_k 是再标准化残差 v_t 的协方差矩阵. 原假设下, 再标准化残差 v_t 服从独立同分布过程, 向量自回归方程 $Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^s \beta_i Y_{t-i} + \eta_t$ 的所有系数 (包括常数项与滞后项) 都为 0 检验统计量为

$$\frac{\hat{\alpha}' X' X \hat{\alpha}}{\hat{\sigma}^2} \sim \chi^2(s+1) \quad (10)$$

3 实证结果及分析

3.1 市场一体化的长期特征

采用 LR 和 AIC 标准, B 股对内开放前水平 VAR 系统的滞后阶数为 2, 开放后水平 VAR 系统的滞后阶数为 5, 从而一阶差分 VAR 和 VECM 的滞后阶数分别为 1 和 4. Johansen 的秩检验结果见表 2. 在 5% 显著性水平下, 包含常数项和线性趋势两种情形下的水平 VAR 系统中, B 股对内开放前没有发现协整关系, 而开放后有 2 个协整关系. 这说明开放后, 中国股票市场从完全分割走向部分整合.

表 2 Johansen 秩检验 (中国境内股票市场)

Table 2 Johansen rank test (Chinese mainland stock market)

H0 秩的个数	开放前				开放后			
	线性趋势		仅常数项		线性趋势		仅常数项	
	秩统计量	临界值 (5%)	秩统计量	临界值 (5%)	秩统计量	临界值 (5%)	秩统计量	临界值 (5%)
0 个	40.83	47.86	42.93	54.07	101.90*	47.86	107.38*	54.08
最多 1 个	19.26	29.80	20.47	35.19	41.91*	29.79	45.52*	35.19
最多 2 个	9.01	15.49	10.16	20.26	9.49	15.49	12.99	20.26
最多 3 个	0.70	3.84	1.33	9.16	0.55	3.84	4.01	9.16

注: * 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设.

系统残差的多元正态性联合检验和序列自相关检验如表 3 所示: 开放前后的系统残差都拒绝多元正态分布假设, 开放前的 LM 检验表明残

差无序列自相关, 而开放后的序列自相关性加强. 尽管有 ARCH 效应存在, 但不影响对协整数目的判断 (Gonzalo^[25]).

表 3 残差序列的统计特征

Table 3 Statistics for residual

	H0	开放前		开放后	
		统计量	P 值	统计量	P 值
正态性检验	多元正态分布	35.26**	0.00	250.43**	0.0000
序列相关检验	无序列相关(滞后 1 阶)	14.16	0.59	34.36**	0.0049
(LM 检验)	无序列相关(滞后 2 阶)	14.74	0.54	35.44**	0.0035

注:** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。

协整系数 β 约束检验的结果见表 4 目的是考察哪一个市场不存在于协整空间里。原假设是某个市场不进入协整空间, 检验统计量服从两个自由度的卡方分布。检验结果逐一拒绝原假设^④, 意味着 4 个股市指数都可能存在于协整空间中, 从而表明中国股票市场在 B 股对内开放后无法拒绝部分整合的原假设。

表 4 协整空间的排除性检验(给定两个协整关系)

Table 4 Exclusion test for cointegration space (given two cointegration relationship)

市场	卡方值	P 值	H0 不进入协整空间
上海 A	20.91**	0.000	拒绝
上海 B	40.99**	0.000	拒绝
深圳 A	28.26**	0.000	拒绝
深圳 B	23.62**	0.000	拒绝

注:** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。

调整速度系数 α 约束检验结果见表 5 目的是考察哪一个市场不受误差调整项的影响, 这意味着这个市场在长期均衡关系中具有弱外生性。该检验的原假设是某个市场具有弱外生性, 检验统计量服从 2 个自由度的卡方分布。检验结果发现: 上海 A 股和深圳 A 股都不能拒绝原假设^⑤, 具有弱外生性; 而上海 B 股和深圳 B 股拒绝原假设, 不具有弱外生性。这表明 A 股市场不受误差修正项的调整, 而 B 股要向长期均衡关系进行调整, A 股市场相对于 B 股市场具有弱外生性, 处在信息传递的主导位置。该结论支持 Chakravarty 等^[4]、Su

和 Fleisher^[5] 认为境内投资者比境外投资者更具有信息优势的结论。境内投资者信息优势主要可能是语言障碍、会计准则不同、境外投资者难于准确获得中国各地区的经济状况与境内上市公司的信息所造成的。本文的结论与 Yang^[3] 的“境外投资者信息优势假说”, 以及 Chen 等^[26] 的“无信息不对称假说”相反。

表 5 弱外生性检验(给定两个协整关系)

Table 5 Weak exogeneity test (given two cointegration relationship)

市场	卡方值	P 值	H0 弱外生性
上海 A	1.44	0.487	无法拒绝
上海 B	33.49**	0.000	拒绝
深圳 A	0.61	0.736	无法拒绝
深圳 B	33.68**	0.000	拒绝

注:** 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设。

为保证检验结果的稳健性, 本文引入国际股票市场, 香港和美国股票市场分别选择恒生指数和标准普尔 500 指数作为代表, 重新进行 Johansen 秩检验, 检验结果见表 6 在 5% 显著性水平下, 包含常数项和线性趋势两种情形下 6 个指数的 VAR 系统中, B 股对内开放前仍没有发现协整关系, 而开放后仍是 2 个协整关系^⑥。

该稳健性检验进一步验证了 B 股对内开放前后中国股票市场整合性提高的结论。引进国际市场, 无助于增加协整关系数目, 且中国股票市场在 B 股开放前不仅国内市场完全分割, 而且与国际市场完全分割, 这与一般直觉和文献 (Chui 和

④ 在这里本文考察的是给定两个协整关系时, 某个市场都不存在于此协整空间的联合性假设检验。当只给定一个协整关系时, 深圳 B 市场可以排除在协整空间外, 但这不影响市场部分整合的结论。

⑤ 对所有 A 股市场进行弱外生性联合假设检验时, 统计量为 9.14, 服从 4 个自由度的卡方分布, P 值为 0.058 在 5% 的显著性水平下仍无法拒绝弱外生性假设, 从而认为所有 A 股市场都具有弱外生性。

⑥ 此处从稳健性角度出发, 对恒生指数和标准普尔 500 指数进行 Johansen 秩检验, 并未发现协整关系, 从而可以认为开放后的 2 个协整关系位于国内股票市场的系统内。

Kwok^[27]) 一致. B股开放后, 国内市场并非完全 分割, 但与国际市场依然完全分割.

表 6 Johansen秩检验 (包括国际市场的稳健性检验)

Table 6 Johansen rank test(robust test including international stock market)

H0 秩的个数	开放前				开放后			
	有线性趋势		仅包含常数项		有线性趋势		仅包含常数项	
	秩统计 量	临界值 (5%)	秩统计 量	临界值 (5%)	秩统计 量	临界值 (5%)	秩统计 量	临界值 (5%)
0个	82.91	95.75	86.01	103.85	161.89*	95.75	167.90*	103.85
最多 1个	52.55	69.82	54.77	76.97	77.65*	69.81	82.23*	76.97
最多 2个	31.04	47.86	32.87	54.08	37.62	47.85	41.55	54.08
最多 3个	19.78	29.80	21.07	35.19	21.36	29.79	25.29	35.19
最多 4个	10.00	15.49	11.28	20.26	6.44	15.80	9.53	20.26
最多 5个	2.51	3.84	3.78	9.16	1.12	3.84	3.77	9.16

注: * 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设.

3.2 市场一体化的短期特征

在检验长期均衡关系的基础上, 建立 VECM-DCC-MVGARCH 模型. B股对内开放前由于水平 VAR系统没有协整关系, 无法用 VECM表示均值方程, 转而对各序列取一阶差分平稳后建立一阶差分 VAR系统; B股开放后的水平 VAR有协整关系, 经过 VECM 滤波后取系统残差观察.

根据实证模型可知, DCC-MVGARCH 的估计分两步. 第一步是识别和估计各残差序列的单变量 GARCH 效应, 第二步是在各残差序列标准化后的基础上, 估计其条件相关系数.

4个股票市场的 GJR-GARCH 效应见表 7. 通过分析 GARCH项系数 λ 和不对称项系数 γ , 发现中国股票市场具有较强的持续性和杠杆效应. B股对内开放前, 上海 B股和深圳 B股的波动率具有杠杆效应, 且 γ 值都为负数, 这意味着两个 B股市场波动对利好消息更为敏感. 两个 A股市场则更具有抗消息冲击的能力. B股对内开放后, 除深圳 B股继续为负数外, 所有中国境内股票市场的波动率杠杆系数都为正数, 意味着大部分市场对利空消息的反应比对利好消息更激烈.

动态条件相关系数模型的估计结果见表 8. 利用 Engle和 Sheppard^[25] 的常相关系数检验判断 B股开放前后市场间条件相关系数是否具有时变特征. 结果发现: B股市场对内开放前, 只有上海 A股与上海 B股市场之间, 以及上海 B股与深圳 A股市场之间的条件相关系数具有动态效应; 其他市场之间的波动率是常相关的, 不随时间变

化而变化. 这意味着中国境内股票市场在波动率层面上处于部分分割. B股对内开放后, 在原有基础上, 上海 A股与深圳 B股市场之间, 上海 B股与深圳 A股市场之间, 以及深圳 A股与深圳 B股市场之间都发现波动率有动态相关关系. 进一步发现, B股开放后的动态条件相关系数的平均值明显都大于开放前. 例如, 上海 A股与上海 B股市场的动态条件相关系数均值从 0.472 升至 0.750, 而 DCC 模型中的 B系数从开放前的高于 0.9 降到开放后 0.7 左右, A系数从开放前低于 0.05 升至 0.15 以上. 这意味着市场间的条件协方差持续性降低, 市场间的条件相关系数对各市场的异质风险更为敏感.

利用 B股对内开放前后的条件相关系数动态图 (图 1) 也可以发现: 1999年之前市场间的动态条件相关系数基本上低于 0.5, 而 1999年、特别是 2001年之后, 市场间的条件相关系数不断攀高, 最高可达到 0.97. 据此, 本文认为 B股开放后, 中国境内股票市场之间的信息传递加快, 波动率溢出效应更加明显, 投资于 A、B股以分散风险的效果已基本无法达到.

4 结束语

本文从长期和短期两个方面考察反映股票市场一体化时变特征的指标, 发现中国股票市场存在多层次的整合过程, 体现在: 协整数目增加、进入协整空间的市场个数增加、弱外生性的市场个数减少、时变条件相关系数趋强. 此外, 通过估计

VECM-DCC-MVGARCH 模型发现: B 股对境内投资者开放后, 中国股票市场从完全分割走向部分整合, A 股市场处在信息传递的主导地位, 信息的短期传递和吸收日益迅速. 因此, 本文的结论支持

了“中国股票市场部分整合”和“境内投资者具有信息优势”两个假说, 区别于 Chen, Lee 和 Rui(2001) 的“无信息不对称假说”以及 Yang(2003) 的“境外投资者信息优势假说”。

表 7 GARCH 效应的系数估计

Table 7 Estimation results for GARCH effect coefficients

	开放前					开放后				
	常相关性检验		DCC系数		相关系数	常相关性检验		DCC系数		相关系数
	统计量	P 值	A	B		统计量	P 值	A	B	
SHA_SHB	5.48*	0.065	0.046 (0.0022)	0.936 (0.0053)	0.472 (0.1790)	11.91*	0.003	0.178 (0.0027)	0.764 (0.005)	0.750 (0.1323)
SHA_SZA	3.98	0.137	—	—	—	1.51	0.469	—	—	—
SHA_SZB	3.78	0.151	—	—	—	5.08*	0.079	0.135 (0.0055)	0.816 (0.0168)	0.735 (0.1275)
SHB_SZA	5.31*	0.070	0.039 (0.0007)	0.947 (0.0015)	0.459 (0.1842)	6.73*	0.034	0.172 (0.0025)	0.775 (0.0048)	0.761 (0.1244)
SHB_SZB	0.01	0.996	—	—	—	1.91	0.385	—	—	—
SZA_SZB	2.62	0.269	—	—	—	22.49*	0.00	0.174 (0.0025)	0.755 (0.0084)	0.753 (0.1320)

表 8 DCC-MVGARCH 模型的识别与估计

Table 8 Identification and estimation of DCC-MVGARCH model

		开放前			开放后		
		系数	Z 统计量	P 值	系数	Z 统计量	P 值
上海 A	C	18.32	4.06	0.0000	22.52	3.21	0.0013
	RESID(-1) ²	0.13	6.18	0.0000	0.08	5.86	0.0000
	杠杆系数	—	—	—	0.09	4.12	0.0000
	GARCH(-1)	0.85	42.61	0.0000	0.84	32.43	0.0000
上海 B	C	2.11	4.20	0.0000	7.15	6.38	0.0000
	RESID(-1) ²	0.17	7.89	0.0000	0.10	8.42	0.0000
	杠杆系数	-0.12	-5.54	0.0000	0.05	2.34	0.0192
	GARCH(-1)	0.87	61.99	0.0000	0.87	77.09	0.0000
深圳 A	C	6.51	4.28	0.0000	1.63	3.33	0.0009
	RESID(-1) ²	0.24	6.79	0.0000	0.09	6.64	0.0000
	杠杆系数	—	—	—	0.10	4.45	0.0000
	GARCH(-1)	0.66	13.21	0.0000	0.83	38.01	0.0000
深圳 B	C	0.41	5.96	0.0000	0.75	6.39	0.0000
	RESID(-1) ²	0.25	7.74	0.0000	0.17	8.78	0.0000
	杠杆系数	-0.15	-3.84	0.0001	-0.07	-2.93	0.0034
	GARCH(-1)	0.77	27.97	0.0000	0.85	60.47	0.0000

注: * 与 ** 分别表示在 10% 和 5% 的显著性水平下拒绝原假设

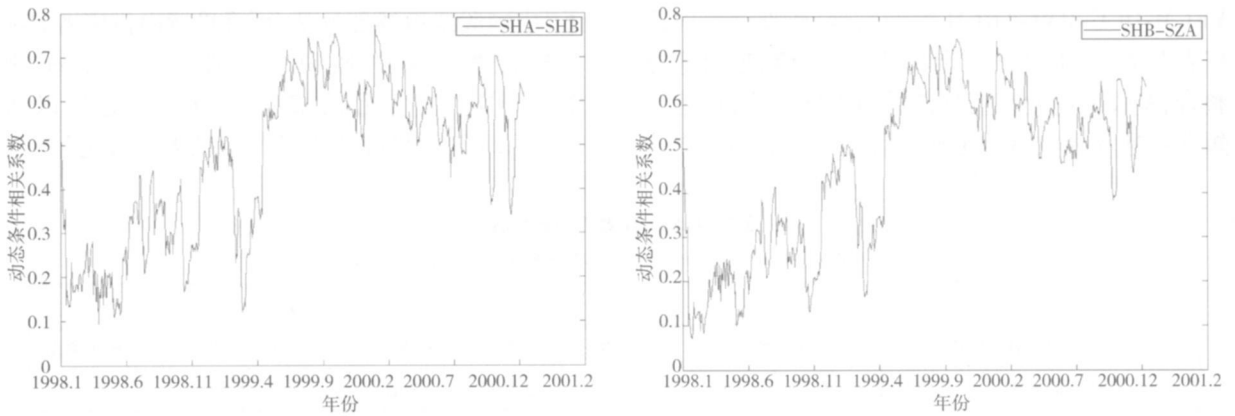


图 1(a) B股开放前的条件相关系数动态图

Fig. 1(a) Dynamic graph of conditional correlation coefficient before B-share opening to domestic investors

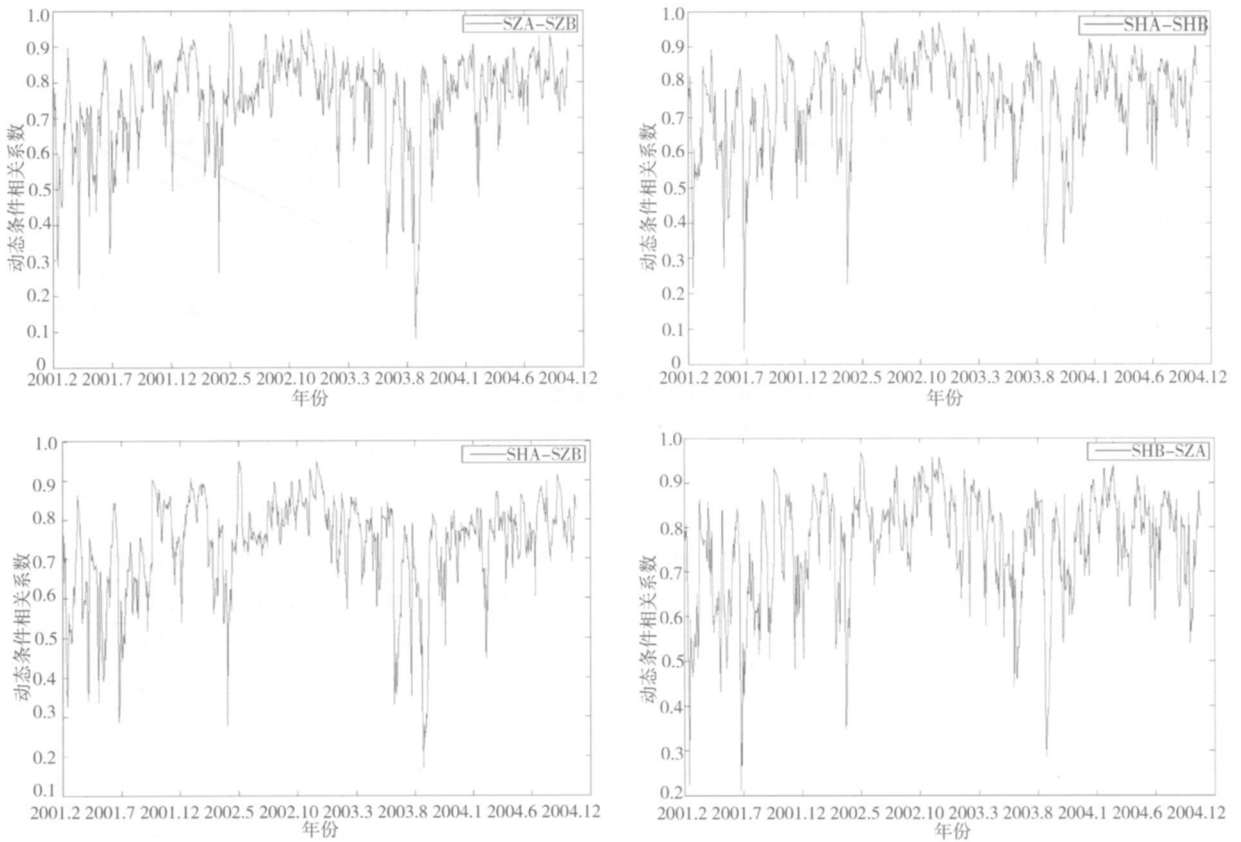


图 1(b) B股开放后的条件相关系数动态图

Fig. 1(b) Dynamic graph of conditional correlation coefficient after B-share opening to domestic investors

参考文献:

[1] Bailey W. Risk and return on china's new stock markets: Some preliminary evidence [J]. Pacific Basin Finance Journal 1994 2(1): 243-260

[2] Fung H, Lee W, Leung W. Segmentation of the A- and B-share Chinese equity markets [J]. Journal of Financial Research 2000 23(2): 179-195

[3] Yang Jian. Market segmentation and information asymmetry in Chinese stock markets: A VAR analysis [J]. The Financial Review 2003 38(4): 591-609

- [4] Chakravarty S, Sarkar A, Wu L. Information asymmetry, market segmentation and the pricing of cross-listed shares: Theory and evidence from Chinese A and B shares [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1998, 8 (3-4): 325-355.
- [5] Su D, Fleisher B. Why does return volatility differ in Chinese stock markets? [J]. *Pacific-Basin Financial Journal*, 1999, 7 (5): 557-586.
- [6] 邹功达, 陈浪南. 中国 A 股与 B 股的市场分割性检验 [J]. *经济研究*, 2002, 37(4): 51-59.
Zou Gong-da, Chen Lang-nan. Test on market segmentation between Chinese A-share and B-share [J]. *Economic Research Journal*, 2002, 37(4): 51-59 (in Chinese).
- [7] 吴文锋, 朱 云, 吴冲锋, 等. B 股向境内居民开放对 A、B 股市场分割的影响 [J]. *经济研究*, 2002, 37(12): 25-36.
Wu Wen-feng, Zhu Yun, Wu Chong-feng, et al. The effect of openness B-share to domestic investors on market segmentation between A and B share [J]. *Economic Research Journal*, 2002, 37(12): 25-36 (in Chinese).
- [8] 赵留彦, 王一鸣. A、B 股之间的信息流动与波动溢出 [J]. *金融研究*, 2003, (10): 37-52.
Zhao Liuyan, Wang Yiming. Information flow and volatility spillover between A-share and B-share [J]. *Journal of Financial Research*, 2003, (10): 37-52 (in Chinese).
- [9] 程兴华, 段瑞强. 我国 A 股与 B 股市场分割性之实证研究 [J]. *财经论丛*, 2004, (6): 41-48.
Cheng Xing-hua, Duan Rui-qiang. Empirical analysis on Chinese stock market segmentation between A-share and B-share [J]. *Collected Essays on Finance and Economics*, 2004, (6): 41-48 (in Chinese).
- [10] Kasa K. Common stochastic trends in international stock markets [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29(1): 95-124.
- [11] Francis B, Leachman L. Superexogeneity and the dynamic linkages among international equity markets [J]. *Journal of International Money and Finance*, 1998, 17(3): 475-492.
- [12] Han ao Y, Masulis R, Ng V. Correlation price changes and volatility across international stock markets [J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3(2): 281-307.
- [13] King M, Sentana E, Wadhwani S. Volatility and links between national stock markets [J]. *Econometrica*, 1994, 62(4): 901-933.
- [14] Bekaert G, Harvey C R. Time-varying world market integration [J]. *Journal of Finance*, 1995, 50(2): 403-444.
- [15] Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing [J]. *Econometrica*, 1987, 55(2): 251-276.
- [16] Bessler A D, Yang Jian. The structure of interdependence in international stock markets [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2003, 22(2): 261-287.
- [17] Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models [J]. *Econometrica*, 1991, 59(6): 1551-1580.
- [18] Engle R F. A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20(3): 399-350.
- [19] Bollerslev T. Modeling the coherence in short run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1990, 72(3): 498-505.
- [20] Sims C. Macroeconomics and reality [J]. *Econometrica*, 1980, 48(1): 1-48.
- [21] Phillips P. In-pulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 83(1): 21-56.
- [22] Gbsten L, Jagannathan R, Runkle D. Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks [J]. *Journal of finance*, 1993, 48(5): 1779-1801.
- [23] Tse Y K. A test for constant correlations in a multivariate garch model [J]. *Journal of Econometrics*, 2000, 98(1): 107-127.
- [24] Engle R, Sheppard K. Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH [R]. NBER Working Paper, 2001, 8554.
- [25] Gonzab J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 60

(1—2): 203—233

- [26] Chen G M, Lee B, Rui O. Foreign ownership restrictions and market segmentation in China's stock markets[J]. Journal of Financial Research, 2001, 24(1): 133—155.
- [27] Chui A, Kwok C. Cross-autocorrelation between A shares and B shares in the Chinese stock market[J]. Journal of Financial Research, 1998, 21(3): 333—353.

Time-varying characteristics of integration in Chinese Stock Markets

CHEN Yun¹, CHEN Lang-nan¹, LIN Wei-bin²

1. Lingnan College and Institute for Economics, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China

2. China Financial Futures Exchange, Shanghai 200122, China

Abstract This study employs VECM-DCC-MVGARCH model to investigate the time-varying characteristics of integration in Chinese stock markets in the long and short run. The empirical results show that after B-Share is open to domestic investors, the markets are integrated to some extent in the long run, while in the short run, A-share market plays an important role in the information transmitting between A-Share and B-Share markets. In addition, the information transmission between A-Share and B-Share markets has been more rapid since B-share is open to domestic investors.

Key words market integration, market segmentation, co-integration test, multivariate GARCH