

# 基于 VECM - BEKK - 二元 GARCH 模型的沪市 A、B 股市场信息传导关系研究

楚尔鸣 鲁旭\*

**摘要:** 通过 VECM - BEKK - 二元 GARCH 模型对沪市 A、B 股市场的信息传导关系进行实证研究发现,一方面,沪市 A、B 股市场在长期存在双向价格溢出效应,但短期仅有从 A 股市场到 B 股市场的单向价格溢出;另一方面,沪市 A、B 股市间存在波动溢出效应,但是非对称的,即仅有从 A 股市场向 B 股市场的波动溢出。由此证实了由 A 股市场向 B 股市场单向传导是沪市信息传导的主体路径。

**关键词:** A 股 B 股 信息传导 VECM - BEKK - 二元 GARCH 模型

## 一、引言

消除市场分割是中国资本市场国际化的必经之路,随着 B 股市场全面开放、QFII 制度的引入、新人民币汇率制度的实施以及 A 股股权分置改革的完成,中国 A、B 股市的信息传导关系也日趋复杂,而且这种复杂的信息传导关系一直是研究者所关注的热点。Chui 等(1998)认为,B 股收益率对 A 股收益率具有先导作用,主要原因在于政府对新闻媒体的限制使得境外投资者尤其是香港投资者能够率先获得信息。王娟花等(2001)利用协整方法分析了 1998 - 2000 年沪市 A 指与 B 指的日度数据,认为整体上 A 指与 B 指独立发展,但在个别阶段 A 指对 B 指存在滞后引导关系。姚仲诚(2004)运用协整和格兰杰因果检验方法对沪市 A、B 股市场之间的互动关系进行分析,结果表明 B 股市场对境内投资者开放后,二者开始具有长期均衡关系,且是 A 指的短期变化引致 B 指的变化。朴哲范等(2004)运用格兰杰因果检验分析了沪市 A、B 股市之间的价格先导关系,认为 B 股对 A 股具有价格先导性,原因同样是境外投资者比境内投资者掌握了更为优势的信息。

上述研究甚至包括目前其他大多数研究,多从一个方面回答了 A、B 股市之间为何种信息传导关系,即从收益率条件一阶矩的格兰杰因果关系探讨“价格溢出效应”。而根据 Ross(1989)的研究,波动与信息传导也是密切相关的,从而可以从其他市场的波动变化中推断某一市场与波动相关的信息,市场间可能存在波动性的传导,这种波动在市场之间的传递称为“波动溢出效应”,即收益率二阶矩的格兰杰因果关系。这说明市场间的信息传导不仅存在于价格变动之间,而且两个市场高阶矩之间的关系也值得研究,因为作为波动率度量的方差(二阶矩)也是信息的重要来源。赵留彦等(2003)的文献较早关注了 A、B 股市场收益率二阶矩的格兰杰因果关系,他们利用多元 GARCH 模型对 A、B 股市场的波动外溢效应进行检验,结果发现,2001 年 2 月之前,A 股市场与 B 股市场的波动相对独立;但 2001 年 2 月之后,仅存在从 A 股市场到 B 股市场的单向波动溢出。之后,王群勇等(2005)利用 VAR 模型和多元 GARCH 模型所得到的实证结论与赵留彦等(2003)类似。

基于以上分析,本文将收益率条件一阶矩、二阶矩因果关系结合起来,并建立联合方程同时考察价格外溢效应和波动外溢效应,以全面准确地分析沪市 A 股和 B 股市场间的信息传导关系,从而使相关投资者和金融管理部门能更好地理解 and 掌握之间的关系。

## 二、数据和研究方法

### (一) 数据

本文选取的数据是上证 A 股指数和 B 股指数的日收盘价格,由于 2001 年 2 月 19 日之前 B 股只对境外

\* 楚尔鸣,湘潭大学商学院,邮政编码:411105,电子信箱:cem2159@sohu.com;鲁旭,湘潭大学商学院,邮政编码:411105,电子信箱:luxullxx.student@sina.com。

投资者开放,意味着境内投资者只能购买 A 股,而境外投资者只能购买 B 股,投资者无法对两个市场进行套利,A 股和 B 股是两个独立的市场,并无信息传导(Su and Fleisher,1998;Sjoo and Zhang,2000)。因此,本文将样本期定为 2001 年 2 月 29 日至 2008 年 8 月 21 日,7 年时间共计 3 640 笔数据,原始数据来源于国泰安数据库。为避免数据的剧烈波动,在实证分析之前,我们对上证 A 股、B 股指数取自然对数,并分别以  $\ln Y_t$  和  $\ln X_t$  代表。图 1 为上证 A 股和 B 股指数对数化后走势图,从图中可以看出,沪市 A 股和 B 股长期走势比较接近,有可能存在长期均衡(协整)关系。

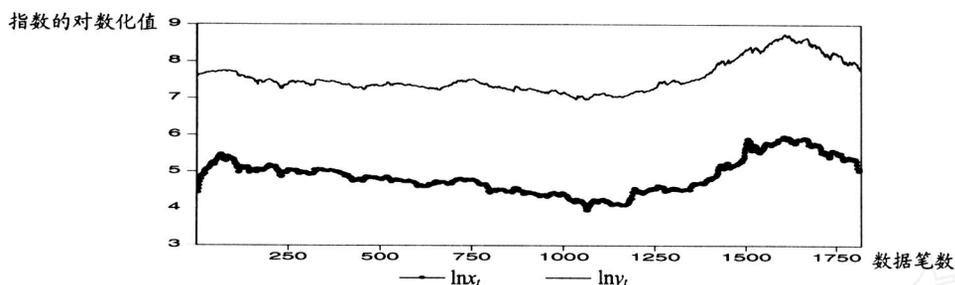


图 1 上证 A 股、B 股对数化走势图

## (二) 数据处理和研究方法

### 1. 单位根与协整检验

为了考察沪市 A 股和 B 股市场间是否存在长期稳定的均衡关系,可采用协整检验技术。但协整检验要求各变量同阶单整,因此在协整检验前,需对变量序列的特征进行分析。本文采用 ADF 检验来确定两个序列的单整阶数,最适滞后期是在残差序列符合无序列相关下,以最小 AIC 值来确定,如果这两个序列被发现有同样的单整阶数,就可以应用协整检验。通过 Eviews6.0 软件运算,ADF 检验结果见表 1。表 1 显示,沪市 A 股指数和 B 股指数原序列分别有一个单位根的原假设不能被拒绝,表明两个序列皆为非平稳序列;但其一阶差分序列分别有一个单位根的原假设在 1% 的显著水平被拒绝,表明两个序列在一阶差分后均变为平稳序列。因此,两序列都是一阶单整序列,即  $I(1)$ ,可以进行协整检验。

表 1 沪市 A、B 股指数单位根检验

项目	A 股指数		B 股指数	
	原序列	一阶差分序列	原序列	一阶差分序列
ADF 检验统计量	0.2430	- 42.4738 ***	0.4469	- 37.7320 ***

注:\*\*\*代表 1% 的显著水平。检验方程中不含截距项和趋势项。经对数化处理的指数序列差分即为两市收益率。

常用的协整检验法,主要有 Engle - Granger 检验法和 Johansen 检验法,对于一个存在非正态冲击与 GARCH 效应的高频金融时间序列来说,Johansen 协整检验法是一个更为稳健(robust)的方法(Lee and Tse, 1996)。Johansen 和 Juselius(1990)通过最大似然法导出的最大特征根(maximum eigenvalue)及迹统计量(trace test)两种似然比统计量,通过检验 rank 的数值,以判断变量的协整阶数关系。Johansen 协整检验是基于 VAR(k) 模型进行的。VAR 模型采用了多方程联立的形式,在模型的每一个方程中,内生变量对模型的全部内生变量滞后值进行回归,从而估计出全部内生变量的动态关系。对于 VAR(k) 模型来说,建立模型过程中首先要确定最合适的滞后期数 k, k 值的选择一方面不能太小,太小则模型不能反映变量间相互影响的绝大部分,另一方面也不宜过大,否则会导致自由度大量减少,直接影响模型估计的有效性。为了选择合适的 k 值,本文依据 AIC 最小准则确定协整检验的最适合滞后阶数为 6,并对回归残差项进行了 LM 序列无关检验,发现残差项并无自相关。

确定最适合滞后阶数后,本文进一步采用最大特征根进行协整检验,临界值是依据 Osterwald 和 Lenum (1992)的计算公式得到。由表 2 的检验结果可知,在 5% 的显著水平下,沪市 A 股指数与 B 股指数之间存在协整关系,这与图 1 相一致。笔者认为,这是 B 股市场向境内投资者开放后,境内投资者可以同时购买 A 股和 B 股,套利限制解除,因此 A 股、B 股市场间存在协整关系。该结论表明,尽管沪市 A 股、B 股指数是非平稳的,短时间内二者的走势可能出现偏离,但长期来说,二者走势趋于均衡,产生共移现象。

赵留彦等(2003)也以 B 股开放作为研究的水分岭。

表 2 沪市 A 股指数和 B 股指数间的 Johansen 协整检验

协整方程个数	特征值	最大特征值统计量	5%临界值	1%临界值
None **	0.0095	17.2492	15.67	20.20
At Most 1	0.0007	1.1787	9.24	12.97

注: \*\*代表 5% 的显著水平拒绝原假设。

2. VECM - BEKK - 二元 GARCH 模型

从 Granger 表示定理可知,协整关系必与误差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 对应,使得时间序列不会偏离长期均衡,成为兼具短期动态调整及长期均衡的动态过程。既然沪市 A 股与 B 股市场间存在长期均衡关系,分析两市之间价格溢出则可以利用误差修正模型,即将长短期信息一同代入,以达到分析的完整性。然而基于 VECM 的因果关系检验只能被用来考察两个市场之间价格变动的相互影响关系,无法考察市场波动的二阶矩关系。从对 VECM 模型残差序列的 Ljung - Box Q 相关性、ARCH 效应检验中,我们发现残差项不具有序列相关性,虽符合独立性假设,但残差平方序列却存在明显的序列相关,表明残差项存在时变异方差。因此若要全面考察沪市 A、B 股市间的信息传导关系,就有必要在分析沪市 A、B 股市场间价格溢出的同时引入二元 GARCH 模型,进一步探讨两市场间二阶矩因果关系,因为价格波动与市场获得信息的速度直接相关,可视为信息流动的代理变量,所以研究沪市 A 股与 B 股市场间的波动溢出效应,可以使我们对市场吸收信息的过程。研究方法具体设计如下:

首先,向量误差修正模型设定为:

$$\ln x_t = \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{11}(i) \ln x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{12}(i) \ln y_{t-i} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\ln y_t = \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{21}(i) \ln x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{22}(i) \ln y_{t-i} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

其中,  $Z_t$  为误差修正项;定义  $\epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix}$  为残差向量,假定每个市场残差均服从条件正态分布,  $\epsilon_t | \phi_{t-1} \sim$

$N(0, H_t)$ , 其中  $H_t$  为条件方差 - 协方差矩阵,  $H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$ ,  $\phi_{t-1}$  表示  $t-1$  时刻的信息集。

通过上述误差修正模型可以用来推断沪市 A、B 股市场间的因果关系,进而导出价格溢出的方向。Zetos 和 Tao (2002) 指出,误差修正项对因变量的影响刻画了变量偏离长期均衡关系对因变量的影响,可以解释为长期因果关系;而滞后自变量对因变量的影响,则可以解释为短期因果关系。因此如果  $\alpha_1$  统计显著 (长期因果关系) 或者  $\beta_{12}(i)$  联合统计显著 (短期因果关系), 则沪市 A 股市场是 B 股市场变化的原因,存在 A 股市场向 B 股市场的价格溢出;类似地,如果  $\alpha_2$  统计显著 (长期因果关系) 或者  $\beta_{21}(i)$  联合统计显著 (短期因果关系), 则沪市 B 股市场是 A 股市场变化的原因,存在 B 股市场向 A 股市场的价格溢出。

其次,对于沪市 A 股市场与 B 股市场波动溢出,本文采用由 Engle 和 Kroner (1995) 提出的 BEKK 模型来分析, BEKK 多元 GARCH 模型的优点是在很弱的条件下就保证协方差矩阵的正定性且需要估计的参数个数较少 (本文为 11 个), 因此在实际问题的分析和讨论中, BEKK 模型是一种非常方便的表达式。BEKK - 二元 GARCH (1, 1) 模型 的方差方程具体设定如下:

$$H_t = \omega + B H_{t-1} B' + A \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' A' \quad (3)$$

其中,  $\omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix}$ ;  $A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}$ , 反映波动的 ARCH 效应;  $B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}$ , 反映波动的 GARCH

Feldstein 和 Stock (1994) 指出,如果非平衡变量间存在协整关系,则考虑使用基于 VECM 模型进行因果检验,即不能省去模型中的误差修正项,否则得出的结论会出现偏差。

如使用单变量 GARCH 模型,则必须把各个市场分隔开来考察各自的条件方差,这样就损失了市场间相互性所包含的有效信息。而多元 GARCH 模型 (MGARCH) 在考察多市场收益率的波动性的相关关系方面则有很好的效果,因为 MGARCH 模型充分考虑了条件方差协方差间的相互影响。当多个金融市场呈现出共同的波动趋势时,在 MGARCH 模型的框架内分析金融市场间波动关系能够充分利用残差的方差协方差矩阵所蕴涵的信息,从而能够形成更为精确的参数估计值。

BEKK 模型向量表达式是 Engle 和 Kroner (1995) 在综合了 Baba、Engle、Kraft 和 Kroner 的研究基础上提出的由四人名字的第一个字母命名的一类多元 GARCH 模型的表示形式。

关于 GARCH 的簇类模型滞后阶数的选取尚缺乏为大家共同接受的标准,不过以往的研究一般认为 GARCH 项和 ARCH 项滞后阶数都取为 1 便足以描述金融市场的波动状况。

效应。于是上式可进一步写为：

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ 0 & \omega_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ 0 & \omega_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{1,t-1} & & & \\ & \alpha_{1,t-1} & & \\ & & \alpha_{2,t-1} & \\ & & & \alpha_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix}$$

条件方差协方差矩阵展开可写成：

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= \omega_{11} + \omega_{11} h_{11,t-1} + 2\omega_{11}\omega_{12}h_{12,t-1} + \omega_{22}h_{22,t-1} + \omega_{11}^2\alpha_{1,t-1} + 2\omega_{11}\omega_{21}\alpha_{1,t-1}\alpha_{2,t-1} \\ &\quad + \omega_{21}^2\alpha_{2,t-1} + 2\omega_{11}\omega_{21}h_{12,t-1} \\ h_{22,t} &= \omega_{21} + \omega_{22} + \omega_{12}h_{11,t-1} + 2\omega_{12}\omega_{22}h_{12,t-1} + \omega_{22}h_{22,t-1} + \omega_{12}^2\alpha_{1,t-1} + 2\omega_{12}\omega_{22}\alpha_{1,t-1}\alpha_{2,t-1} + \omega_{22}^2\alpha_{2,t-1} \\ h_{12,t} &= \omega_{11}\omega_{21} + \omega_{11}\omega_{12}h_{11,t-1} + (\omega_{12}\omega_{21} + \omega_{11}\omega_{22})h_{12,t-1} + \omega_{21}\omega_{22}h_{22,t-1} + \omega_{11}\omega_{12}\alpha_{1,t-1} \\ &\quad + (\omega_{21}\omega_{12} + \omega_{11}\omega_{22})\alpha_{1,t-1}\alpha_{2,t-1} + \omega_{21}\omega_{22}\alpha_{2,t-1} \end{aligned}$$

其中,  $h_{11,t}$  表示沪市 B 股市场的条件方差,  $h_{22,t}$  表示沪市 A 股市场的条件方差,  $h_{12,t}$  表示沪市 B 股和 A 股间的条件协方差。考察沪市 A 股市场到 B 股市场的波动溢出效应, 只需检验  $\omega_{21}$  与  $\omega_{12}$  是否显著为零, 可以构造原假设  $H_0: \omega_{21} = \omega_{12} = 0$ , 即假定沪市 B 股市场的条件方差仅受自身过去 ARCH 项 (时变方差特征) 和 GARCH 项 (波动持久性特征) 的影响; 类似地, 检验沪市 B 股市场到 A 股市场的波动溢出效应, 原假设为  $H_0: \omega_{12} = \omega_{21} = 0$ ; 检验 A、B 两股市之间不存在直接的溢出效应时, 可假定矩阵 A 和 B 非对角元素均为 0, 形成对角矩阵, 两市场的条件方差均仅受自身过去 ARCH 项和 GARCH 项的影响, 原假设为  $H_0: \omega_{12} = \omega_{21} = \omega_{11}\omega_{21} = \omega_{11}\omega_{12} = \omega_{21}\omega_{22} = \omega_{12}\omega_{22} = 0$ 。

最后, 假定向量误差修正模型的条件残差向量服从二元正态分布, 最大化对数似然函数可写作：

$$l(\theta) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + u_t' H_t^{-1} u_t) \quad (4)$$

其中,  $T$  为样本总量,  $\theta$  为模型中待估的全部参数向量。在多元 GARCH 的同类研究中 (赵留彦等, 2003; 王群勇等, 2005), 多以上述多元正态分布假设为主, 但在金融时序的条件分布中, student-t 分布较正态分布更能捕捉序列的尖峰、厚尾特征。Lee 和 Hansen (1994) 及 Deb (1996) 等皆指出, 缺乏对数据分布的妥善考虑, 可能影响估计的效率性及一致性。因此本文设定残差向量服从二元 student-t 分布, 来更加恰当地描述金融时序资料特征, 以获得较为精确的结论。二元 student-t 分布包含形态参数 (shape parameter) —— 自由度 ( $\nu$ ), 其估计值可以视为数据是否存在厚尾分布的指标, 小的自由度参数估计值, 代表厚尾分布特征的存在; 反之, 自由度参数估计值越大, 多元 student-t 分布越趋近于多元正态分布。在二元 student-t 分布假设下,  $\nu$  为自由度参数 ( $\nu > 2$ ),  $\Gamma(\cdot)$  为 gamma 函数, 最大化对数似然函数为：

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[ \ln \frac{(\nu+2)}{2} - \ln \left( \frac{\nu}{2} \right) - \ln(\Gamma(\nu-2)) \right] - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[ \ln |H_t| + (\nu+2) \ln \left( 1 + \frac{u_t' H_t^{-1} u_t}{\nu-2} \right) \right] \quad (5)$$

我们运用最大似然法联立 (1)、(2)、(3)、(5) 式对参数进行估计, 迭代过程中使用 Marquardt 算法, 这也是目前国际上估计多元 GARCH 模型参数常用的算法。由于是迭代算法, 所以必须先给定参数的初始值, 我们以沪市 A、B 两股市单变量 GARCH(1,1) student-t 分布模型的参数 (正的平方根) 作为二元 GARCH 模型中对应参数 (矩阵 A、B 相对应角元素) 的初始值, 而非对角元素初始值设定为 0,  $\nu$  初始值设为 3。参数的收敛准则定为 0.00001。

为了保证上述模型估计的正确性, 必须对模型的标准化残差项进行必要的检验, 本文所涉及的检验包括序列 ARCH 效应与自相关 Ljung-Box Q 检验。标准化残差是通过模型残差除以条件标准差而得到：

$$u_t = H_t^{-1/2} \epsilon_t \quad (6)$$

其中  $u_t$  为标准化残差向量,  $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$ 。

### 三、基于 VECM-BEKK-二元 GARCH(1,1) 模型的实证结果

为了考察沪市 A 股市场和 B 股市场间的信息传导关系, 本文对 VECM-BEKK-二元 GARCH(1,1) 模型

换言之, 多元正态分布为多元 student-t 分布的极限分布 (limiting distribution)。

进行了最大似然估计,估计结果分为两部分:均值方程(VECM)和条件方差方程,并且就价格外溢与波动外溢作出了约束性检验(Wald Restriction Test),VECM滞后阶数与前文保持一致为6。限于篇幅,本文未给出均值方差VECM估计值,而是只给出价格外溢的约束性检验结果,因为通过检验结果实证研究者可以推估VECM的内涵。具体估计结果见表3、表4。

**表3 价格外溢的约束性检验**

$\alpha_1 = 0$ , 不存在A股市场向B股市场的长期价格溢出	$\chi^2(1) = 12.6818^{***}$	$\alpha_2 = 0$ , 不存在B股市场向A股市场的长期价格溢出	$\chi^2(1) = 10.1497^{***}$
$\alpha_{2i} = 0$ , 不存在A股市场向B股市场的短期价格溢出	$\chi^2(6) = 5.8509$	$\alpha_{21i} = 0$ , 不存在B股市场向A股市场的短期价格溢出	$\chi^2(6) = 12.4139^*$
$\alpha_{2i} = \alpha_1 = 0$ , 不存在A股市场向B股市场价格溢出	$\chi^2(7) = 18.6047^{***}$	$\alpha_{21i} = \alpha_2 = 0$ , 不存在B股市场向A股市场价格溢出	$\chi^2(7) = 21.8383^{***}$

注: $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ 。括号内为 $\chi^2$ 分布自由度。\*\*\*、\*分别代表1%、10%的显著水平拒绝原假设。

**表4 条件方差方程及波动外溢的约束性检验**

矩阵参数		A 矩阵参数		B 矩阵参数	
$\alpha_{11} = 0.0031^{***}$ [0.0004]	$\alpha_{12} = 0.0020^{***}$ [0.0004]	$\alpha_{11} = 0.4382^{***}$ [0.0291]	$\alpha_{12} = -0.0071$ [0.0168]	$\alpha_{11} = 0.8986^{***}$ [0.0107]	$\alpha_{12} = 0.0041$ [0.0082]
	$\alpha_{22} = 0.0012^{***}$ [0.0003]	$\alpha_{21} = -0.0353^*$ [0.1967]	$\alpha_{22} = 0.3905^{***}$ [0.0311]	$\alpha_{21} = 0.0256^{***}$ [0.0099]	$\alpha_{22} = 0.9398^{***}$ [0.0085]
$H_0: \alpha_{21} = \alpha_{21} = 0$ , 不存在A股市场到B股市场的波动溢出 $\chi^2(2) = 7.3939^{**}$		$H_0: \alpha_{12} = \alpha_{12} = 0$ , 不存在B股市场到A股市场的波动溢出 $\chi^2(2) = 0.2468$			
$H_0: \alpha_{12} = \alpha_{12} = \alpha_{21} = \alpha_{21} = 0$ , 两市场间不存在波动溢出 $\chi^2(4) = 13.3247^{***}$					
$u_{1t}$ 序列		$u_{2t}$ 序列			
ARCH-LM(1) = 0.0320		ARCH-LM(1) = 0.0220			
Q(12) = 36.5200		Q(12) = 37.8890			
Q <sup>2</sup> (12) = 4.8846		Q <sup>2</sup> (12) = 5.1013			

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%的显著水平拒绝原假设。中括号内为估计值的标准差。

(2)形态参数——自由度 $\nu$ 的估计值为3.2036,其标准差为0.2255,在1%的显著性水平上通过统计检验,相当小的自由度估计值说明数据本身呈现厚尾特征,也印证了金融时间序列的特征。

(3)ARCH-LM检验的原假设为无条件异方差,即不存在ARCH效应,表中检验结果接受了原假设。Q、Q<sup>2</sup>检验原假设为标准化残差及其平方序列无自相关,Q(12)与Q<sup>2</sup>(12)分别表示标准化残差序列及平方序列滞后12阶的Ljung-Box Q统计量,表中检验结果接受了原假设。因此模型估计是合理的,能够展开分析。

从表3来看,B股市场对境内开放以来,原假设 $\alpha_1 = 0$ 与原假设 $\alpha_2 = 0$ 在1%的显著性水平上均被拒绝。因此,长期以来沪市A、B股市场间存在双向的价格溢出现象,两市场互为引导。原假设 $\alpha_{21i} = 0$ 被拒绝,说明短期来看价格溢出是单向的,是从A股市场到B股市场的价格溢出。因此,在短期,我们仅能以A股价格走势预测B股价格走势,双向的价格外溢现象仅在长期才得以体现。

从表4来看, $\alpha_{11}$ 、 $\alpha_{12}$ 、 $\alpha_{21}$ 、 $\alpha_{22}$ 在1%的显著性水平上都显著的异于零,表明沪市A、B股市场时变方差特征和波动持久性特征均得以很好地描述。在波动溢出效应的约束性检验中,原假设 $\alpha_{21} = \alpha_{21} = 0$ 和 $\alpha_{12} = \alpha_{12} = 0$ 均被拒绝,而原假设 $\alpha_{12} = \alpha_{12} = 0$ 未能被拒绝,表明沪市A、B股市场间存在波动溢出,但波动溢出是非对称的,只存在由A股市场向B股市场的波动溢出,而并不存在B股市场向A股市场的波动溢出。

#### 四、结论分析及政策建议

通过VECM-BEKK-二元GARCH(1,1)模型的估计结果,我们可以得出沪市A、B股市场间信息主要是由A股市场向B股市场单向传导的结论。我们知道,A、B股市场价格的变化受到三种信息的影响,即本地信息、地区信息和全球信息。中国的B股市场对境内的投资者开放之前,大陆投资者相对于境外投资者具

我们已经通过Eviews6.0软件,实现了VECM-BEKK-二元GARCH(1,1) student-t为分布模型编程,包括本文实证的全过程,有兴趣的读者可以索取。

本地信息指某个市场所包含的特定信息;地区信息是指邻近的其他国家的市场所包含的信息;全球信息是指引起资产价格变化的全球性的因素。

有更多搜集本地信息的优势,而境外投资者具有更多搜集地区信息和全球信息的优势。如果本地信息占主导地位,那么市场的信息传递应该是从A股到B股;如果地区信息或全球信息占主导地位,那么市场的信息传递应该是从B股到A股(王群勇等,2005)。一般认为,从2001年2月19日起,中国的B股市场已对境内的投资者开放,同时QFII制度的引入使得越来越多的外国投资者也可以进入A股市场,这些资本市场开放的措施使A、B股市场逐渐地融合在一起;而且随着人民币汇率形成机制改革及A股股权分置改革的完成,造成中国A、B股市场分割的制度性因素正在不断减少,可以预期A、B股市间的信息传导关系应该是双向的。但为什么以B股开放作为研究起点,却得出了信息从A股市场向B股市场单向传导的结论呢?笔者认为主要制度性原因如下:

第一,B股市场开放。在2001年2月以前,B股市场的开户总数以境外投资者为主(占总数的60%左右),从而信息是从B股市场向A股市场传递的(朴哲范等,2004)。但是,2001年2月B股市场对境内个人投资者开放后,增量部分主要是境内个人投资者。而境外投资者考虑到B股市场规模小、流通性差从而大量退出。目前境外机构投资者只占B股市场投资者总数的1.5%,境外券商托管的股票市值只占B股总流通市值的7%左右。从而使境外投资者的信息优势地位丧失,导致信息从A股市场向B股市场传导。

第二,QFII制度的实施。2003年中国人民银行与中国证监会联合发布的《合格境外机构投资者境内证券投资暂行管理办法》,使大量的境外机构投资者合法进入A股市场。目前,已有248家境外机构投资者取得QFII资格,2008年第三季度持股市值为301.30亿元人民币,境外投资者投资A股市场已代替B股市场,这种投资渠道选择的转移使境外投资者获取地区和全球信息的优势转移到了A股市场,然后再向B股市场传导。

第三,汇率制度改革。2005年7月21日起,我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。这种新的汇率机制在中国长期保持双顺差和高额外汇储备的压力下必然导致人民币一定程度的升值。汇率升值预期又会带来资本市场效应,即一方面多数投资者不愿以当前汇价用人民币兑换美元投资B股市场,以避免人民币升值给自己的外汇资产带来损失,B股市场由于缺乏资金支持整体走弱就难以避免;另一方面,众多B股投资者会抛售手中持有的美元资产,转而持有人民币A股,这势必造成A股市场成为信息关注的焦点,再向B股市场传递和扩散。

第四,股权分置改革。2005年开始的股权分置改革无疑对近年来A股市场向B股市场单向信息传导的实证结论具有极强的解释力。2006年1月4日,商务部、证监会、税务总局、工商总局、国家外汇管理局联合发布了《外国投资者对上市公司战略投资管理办法(28号令)》,规定外国投资者可以不经QFII,直接以战略投资者身份投资股权分置改革后的A股市场。这种改革不仅增加了A股市场整体信息量,而且也意味着国内A股市场开始直接向外资开闸,更加促进了境外投资者的信息优势转向A股市场。

从今后来看,虽然A、B股合并是中国股市改革的终极目标,但在实现资本项目下人民币自由兑换之前,应该进一步完善B股市场,形成信息双向传导的机制,为两市合并创造前提条件。为此,我们认为,首先应该向内地机构开放B股市场,允许组建B股基金,允许纯B股公司发行A股股票;其次应开启B股的IPO大门,并尽可能地参照国际通行做法,按照国际惯例监管和运行股市。最后应慎重有序地迈开国际化的步伐,近期可以接受在内地的外资企业上市,远期可接收一定量的境外企业上市,形成真正的国际化证券市场,使A、B股之间的信息传递转化为国际金融市场的信息传递。

#### 参考文献:

1. 朴哲范、沈莉:《国内外投资者间存在价格先导性吗?——来自我国股市A、B股的检验》,载《财经问题研究》,2004(12)。
2. 王群勇、王国忠:《沪市A、B股市场间信息传递模式研究》,载《现代财经》,2005(6)。
3. 王娟花、王浣尘:《引导关系实证研究——上证A股指数与上证B股指数的引导关系检验》,载《预测》,2001(5)。
4. 姚仲诚:《我国A股市场与B股市场的协整研究》,载《经济经纬》,2004(2)。
5. 赵留彦、王一鸣:《A、B股之间的信息流动与波动溢出》,载《金融研究》,2003(10)。
6. Boo, Sjo and Zhang Jianhua, 2000. "Market Segmentation and Information Diffusion in China's Stock Markets." *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 10, pp. 421 - 438.
7. Chui, A. C. and Kwok, C. Y., 1998. "Cross - autocorrelation between A Share and B Share in Chinese Stock Market." *Journal of Financial Research*, Vol. 21, pp. 333 - 353.
8. Deb, P., 1996. "Finite Sample Properties of Maximum Likelihood and Quasi - Maximum Likelihood Estimators of EGARCH Models." *Econometric Journal*, Vol. 59, pp. 641 - 647.
9. Engle, R. F. and Kroner, K. F., 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH." *Econometric Theory*, Vol. 11, pp. 122 - 150.

10. Feldstein, M. and Stock J. H., 1994. "The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP," in G. N. Mankiw, ed., *Monetary Policy*. Chicago: Chicago University Press.
11. Johansen, S. and Juselius, K., 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration - with Application to the Demand for Money." *Bulletin*, Vol. 52, pp. 169 - 210.
12. Lee, S. and Hansen, B. E., 1994. "Asymptotic Theory for the GARCH(1,1) Quasi - Maximum Likelihood Estimator." *Econometric Theory*, Vol. 10, pp. 29 - 52.
13. Lee, T. H. and Tse, Y., 1996. "Co-integration Tests with Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics*, Vol. 73, pp. 401 - 410.
14. Osterwald - Lenum, M. A., 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Rank Tests." *Statistics of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461 - 472.
15. Ross, S. A., 1989. "Information and Volatility: The No - arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy." *Journal of Finance*, Vol. 44, pp. 1 - 17.
16. Su, Dongwei and Fleisher, Belton M., 1998. "Risk, Return and Regulation in Chinese Stock Markets." *Journal of Economics and Business*, Vol. 50, pp. 239 - 256.
17. Zestos, G. K. and Tao, X., 2002. "Trade and GDP Growth: Causal Relations in the United States and Canada." *Southern Economic Journal*, Vol. 4, pp. 859 - 874.

(责任编辑:彭爽)

(上接第 36 页)险特征。在这些区域内进行等额的投资,能够有效规避房地产投资风险;在相同风险下,取得更高的收益。

3. 不同的区域选择方案之间通常并不存在绝对的优劣,如前文中用收益选择区域与根据经济基础选择区域,纯经济基础和房地产经济基础的区域选择之间并不存在着绝对的优劣,两种区域选择下的有效边界往往是交叉的。另一方面,交叉有效边界的存在也告诉投资者,区域划分方案之间有时并不存在完全的优劣差别,主要还在于自己能够接受的风险和收益的范围内的相对情形。

4. 不同区域数目的组合不能直接进行比较,否则有可能导致不同甚至错误的结论。由此,可以进一步推理得出,区域组合与资产组合不能直接比较。以资产组合,数量成百上千。而房地产区域投资组合在中国外的研究中还没有超出九个,本文最高也只达到十九个区域。“资产”数量上相差悬殊,无法忽略资产数目对资产组合的影响,所以区域组合与资产组合无法比较。

#### 参考文献:

1. 王松涛,张红:《房地产投资组合风险分散策略》,载《辽宁工程技术大学学报》,2007(4)。
2. 张坤:《房地产区域投资组合研究》,载《中国房地产研究》,2008(1)。
3. Cheng, Ping and Roulac, Stephen E., 2007. "Measuring the Effectiveness of Geographical Diversification." *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 13(1), pp. 29 - 46.
4. D'Arcy, Eamonn and Lee, Stephen, 1998. "A Real Estate Portfolio Strategy for Europe: A Review of the Options." *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 4(2), pp. 113 - 123.
5. Hartzell, D. J.; Hekman, J. and Miles, M., 1986. "Diversification Categories in Investment Real Estate." *AREUEA Journal*, Vol. 14(2), pp. 230 - 254.
6. Hartzell, David J.; Shulman, David G. and Wurtzbaach, Charles H., 1987. "Refining the Analysis of Regional Diversification for Income-producing Real Estate." *Journal of Real Estate Research*, Vol. 2(2), pp. 85 - 95.
7. Lee, Stephen and Byrne, Peter, 1998. "Diversification by Sector, Region or Function? A Mean Absolute Deviation Optimization." *Journal of Property Valuation & Investment*, Vol. 16(1), pp. 38 - 56.
8. Miles, M. E. and McCue, T. E., 1982. "Historic Returns and Institutional Real Estate Portfolios." *AREUEA Journal*, Vol. 10(2), pp. 184 - 98.
9. Mueller, Genn R., 1993. "Refining Economic Diversification Strategies for Real Estate Portfolios." *The Journal of Real Estate Research*, Vol. 8(1), pp. 55 - 69.
10. Mueller, Genn R. and Zering, Barry A., 1992. "Real Estate Portfolio Diversification Using Economic Diversification." *The Journal of Real Estate Research*, Vol. 7(4), pp. 375 - 386.
11. Nelson, Theron R. and Nelson, Susan L., 2003. "Regional Models for Portfolio Diversification." *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 9(1), pp. 71 - 88.
12. Zering, Barry and Hess, Robert, 1995. "A Further Note on Economic versus Geographic Diversification." *Real Estate Finance*, Vol. 12(3), pp. 53 - 60.

(责任编辑:邢宏洋)