

中、印、美股市信息溢出效应研究 ——基于三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型

陈晓蒙¹, 雷钦礼¹, 吴佳林²

(1. 暨南大学经济学院, 广州 510632;
2. 华北水利水电大学数学与信息科学学院, 郑州 450045)

摘要: 运用三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型检验中、印、美股市之间的信息溢出效应。结果表明, 金融危机前, 中美之间有明显的单向波动溢出效应和非对称效应, 而中印之间却不存在这种关系, 同时中、美、印之间不存在相互的收益溢出效应; 金融危机之后, 中美之间存在双向波动溢出效应和单向非对称效应以及收益溢出效应, 美国股市对中国股市的影响力逐渐下降, 中印之间存在单向波动和收益溢出效应以及双向非对称效应, 同时美国股市对印度股市也有信息溢出效应, 三个市场之间存在反馈效应和间接效应。

关键词: 金融数学; 波动溢出; 非对称效应; BEKK-GARCH 模型; 差异性

中图分类号: F830.9 文献标识码: A 文章编号: 1674-2850(2017)01-0018-10

Research on the information spillover effect of stock markets in China, India, US: based on ternary asymmetric VAR-BEKK-GARCH model

CHEN Xiaomeng¹, LEI Qinli¹, WU Jialin²

(1. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;
2. School of Mathematics and Information Science, North China University of Water Resource and
Electric Power, Zhengzhou 450045, China)

Abstract: The ternary asymmetric VAR-BEKK-GARCH model is used to test the information spillover effect of stock markets in China, India, the United States. The results showed that: before the financial crisis, there are significant one-way volatility spillovers and asymmetric effect between China and the United States, but existence of such relations between China and India is not existed. Meanwhile, there are no revenue spillover effect among China, the United States and India. After the financial crisis, there are a two-way volatility spillover and unidirectional asymmetric effect between China and the United States and the US stock market's influence on Chinese stock market declines. The one-way volatility spillover effects and two-way asymmetric effect between China and India exist while the US stock market for the Indian stock market also has information spillovers. The three markets have feedback and indirect effects.

Key words: financial mathematics; volatility spillover; asymmetric effect; BEKK-GARCH model; difference

0 引言

随着世界经济全球化的发展, 全球两大经济体(即新兴经济体和成熟经济体)都在蓬勃发展, 中国作为新兴市场中的一员, 这两大经济体市场的快速发展对中国金融市场的信息溢出效应分别有何影响?

作者简介: 陈晓蒙(1991—), 男, 硕士研究生, 主要研究方向: 证券分析及金融统计

通信联系人: 雷钦礼, 教授, 主要研究方向: 经济增长与波动分析、统计测算与计量分析. E-mail: tlqli@jnu.edu.cn

随着 2008 年金融危机爆发和中国资本市场不断改革,这种效应又有何变化? 本文将系统研究金融市场之间的信息溢出效应, 以此揭示信息跨国传播机制, 进而指导金融监管与金融政策的稳定实施, 将我国金融市场的风险降至最低。

国际上关于研究资本市场信息溢出效应的文献很多, 多数文献以欧美主要股市为研究对象。EUN 等^[1]、BAE 等^[2]、BODART 等^[3]的研究表明国际主要股市(美、德、日)间存在明显的收益溢出效应和波动溢出效应。GUO 等^[4]通过研究新加坡和中国股指期货, 发现它们之间存在双向波动溢出效应。MUKHERJEE 等^[5]通过对印度、香港、韩国、新加坡、泰国股市进行分析, 得到印度与其他四个市场之间有着不同程度的相关性, 而且与其他市场之间存在双向收益溢出效应, 同时信息流从印度流向其他四个市场。ALOTAIBI 等^[6]运用多种二元 GARCH 模型对沙特阿拉伯股票市场、美国股票市场、海湾合作委员会(Gulf Cooperation Council, GCC)股票市场进行分析, 发现沙特阿拉伯股票市场、美国股票市场对 GCC 股票市场有显著的收益溢出效应和波动溢出效应。

国内的研究主要分为两个方面: 一是研究中国股市与外国股市的信息溢出效应; 二是对大中华地区股市进行溢出效应分析。韩非等^[7]对中美股市联动性进行分析, 认为早期 A 股市场与主要股票市场的相关性较低, 基本不存在收益率或波动溢出。谷耀等^[8]运用 DCC-EGARCH-VAR 方法研究了沪深港三地股票市场的收益溢出效应和动态相关性, 得出香港股票市场的波动会对境内股票市场产生溢出效应。黄飞雪等^[9]采用准确拓扑系列的亚超度量空间方法, 对全球具有代表性的 52 个股指的日数据进行分析, 发现各股指之间地理区域聚集效应更加明显, 中国股指影响力在增强。张兵等^[10]利用 2001 年至 2009 年的数据检验了中美股市联动性特征, 说明中国和美国股市不存在长期的均衡关系, 但在 QDII 实施后美国股市对中国股市具有波动溢出效应。李红权等^[11]通过探究中国 A 股市场与港股和美股的关系, 得出三者中美股处于主导地位, 对 A 股和港股具有金融传染效应。

通过对国内外股票市场溢出效应的文献梳理, 可以看到国外文献主要关注欧美市场的联动性, 而国内文献主要研究的是中国与美国股市的联动性。另外, 在方法上, 大多数文献都是基于 DCC-GARCH 模型探究两个股市之间的联动性问题或是运用二元模型两两进行比较来研究三个市场之间的联动性问题。在数据上, 大部分以 QFII 为分界点来研究前后两个时段股市之间溢出效应的差异性。

鉴于此, 本文运用三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型首次研究以印度为代表的新兴经济体和以美国为代表的成熟经济体与中国股市信息溢出效应的差异性。本文将分别考察两个样本期: 2002 年 11 月(QFII 实行日期)至 2008 年 9 月(金融危机全面爆发); 2008 年 9 月至 2015 年 9 月(金融危机过后至今)。重点考察印度市场和美国市场与中国市场之间的信息溢出效应, 以此了解新兴资本股市和成熟资本股市在两个时段与中国股市溢出效应的机制和差异, 为中国金融市场监管者在预防系统性风险上提供理论支持。

1 实证模型与检验方法

1.1 非对称 BEKK-GARCH 模型

本文运用周收盘价计算出的周收益率为研究对象, 进而对不同市场间的信息溢出效应进行研究, 收益率计算方法如下:

$$R_{i,t} = (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) \times 100\%, \quad (1)$$

其中, $P_{i,t}$ 为市场 i 第 t 期收盘指数; $R_{i,t}$ 为市场 i 第 t 期收益率。本文以中、印、美股市为样本, 其中下标 1 代表中国股市, 2 代表印度股市, 3 代表美国股市。为探究波动传导效应, 这里应用的是非对称 BEKK-GARCH 模型。

三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型的具体形式为

$$\mathbf{R}_t = \boldsymbol{\alpha} + \sum_{j=1}^k \boldsymbol{\beta}_j \mathbf{R}_{t-j} + \boldsymbol{\mu}_t, \quad \boldsymbol{\mu}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H), \quad (2)$$

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}^T \mathbf{C} + \mathbf{B}^T \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B} + \mathbf{A}^T \boldsymbol{\mu}_{t-1} \boldsymbol{\mu}_{t-1}^T \mathbf{A} + \mathbf{D}^T \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^T \mathbf{D}, \quad (3)$$

其中，式(2)为 VAR(k)形式的均值方程； k 为滞后阶数； \mathbf{R}_t 为 3×1 向量，其中元素为 t 时刻三个股市的收益率 $R_{1,t}$ 、 $R_{2,t}$ 、 $R_{3,t}$ ； $\boldsymbol{\alpha}$ 为 3×1 向量； $\boldsymbol{\beta}$ 为 3×3 系数矩阵； $\boldsymbol{\mu}_t$ 为 3×1 向量，表示 t 时刻每个市场受到的冲击。例如，若选取均值模型，滞后阶数为 1 阶，式(2)的具体形式为

$$\begin{pmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \\ R_{3,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \\ R_{3,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \mu_{3,t} \end{pmatrix}. \quad (4)$$

式(3)为 BEKK 形式的方差方程； \mathbf{H}_t 为 3×3 矩阵，表示条件残差在 t 时刻的方差协方差矩阵； \mathbf{C} 为下三角矩阵； \mathbf{B} 为 GARCH 项的系数矩阵； \mathbf{A} 为 ARCH 项系数； $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 的元素定义为

$$\varepsilon_{i,t} = \max\{\mu_{i,t}, 0\} \quad (i=1, 2, 3), \quad (5)$$

该向量用来刻画外界冲击给收益带来的非对称效应；系数矩阵 \mathbf{D} 用来反映正负冲击引起的非对称效应的程度。因此，方程(3)具体的形式如下：

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{pmatrix} + \\ &\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} + \\ &\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \mu_{1,t-1} \\ \mu_{2,t-1} \\ \mu_{3,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{1,t-1} \\ \mu_{2,t-1} \\ \mu_{3,t-1} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} + \\ &\begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix}. \quad (6) \end{aligned}$$

假定条件残差向量服从三元条件正态分布，样本长度为 T ，待估参数向量所对应参数的似然函数为

$$L(\boldsymbol{\Theta}) = -T \log(0.5\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |\mathbf{H}_t| - 0.5 \sum_{t=1}^T \boldsymbol{\mu}_t^T \mathbf{H}_t^{-1} \boldsymbol{\mu}_t, \quad (7)$$

上述所有参数都是采取对数极大似然估计而计算得到的。

1.2 模型检验

为保证模型建立的正确性，需要对估计结果进行模型诊断。多元 GARCH 模型的估计标准差按以下变换得到：

$$Z_{it} = \frac{\mu_i}{\sqrt{h_{ii}}} \quad (i=1, 2, 3), \quad (8)$$

$Z_t = (z_{1t}, z_{2t}, z_{3t})$ 为估计的标准残差序列。对各标准化残差序列及其平方进行序列相关检验和 ARCH 检验, 如果消除了序列相关现象和 ARCH 效应, 则可认为建立的模型是合适的, 在此基础上可以进行正确的假设检验和统计推断。

1.3 溢出效应的检验方法

本文溢出效应的检验包括收益溢出效应检验和波动溢出效应检验。收益溢出效应检验主要是格兰杰因果检验, 波动溢出效应检验采用 WALD 检验。

格兰杰因果检验:

原假设, 两变量之间不存在格兰杰因果关系。

基于收益率 VAR 模型, 构造 F 统计量, 如果两变量对应的 F 值大于临界值或 P 值小于给定置信水平, 则拒绝原假设, 即两变量之间存在格兰杰因果关系, 反之则接受原假设。

由方差方程可知市场的波动受两方面的影响: 一方面来自自身滞后一期的影响, 包括波动、残差以及非对称影响; 另一方面来自其他市场滞后一期的影响及两个市场的协方差, 包括波动、残差以及非对称影响。只要

$$a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = 0 \quad (i \neq j),$$

则市场 j 的波动就只受其自身前期的影响, 不存在波动溢出效应。故对市场间的波动溢出检验, 只需要对系数进行线性约束即可。

假设 1: 市场 1 和市场 2 之间不存在波动溢出, 即

$$a_{12} = b_{12} = d_{12} = a_{21} = b_{21} = d_{21} = 0.$$

假设 2: 市场 1 向市场 2 不存在波动溢出, 即

$$a_{12} = b_{12} = d_{12} = 0.$$

假设 3: 市场 2 向市场 1 不存在波动溢出, 即

$$a_{21} = b_{21} = d_{21} = 0.$$

在检验两个市场之间是否存在波动溢出效应时, 还需要单独检测波动传导过程中是否存在信息冲击的非对称效应, 这一点可以通过对非对称性系数 d 施加约束来实现。如果 $d_{ij}=0 (i \neq j)$, 则市场 j 的波动就不受市场 i 的非对称影响。因此本文对市场间的非对称效应做出以下原假设。

假设 4: 市场 1 和市场 2 之间不存在非对称影响, 即

$$d_{12} = d_{21} = 0.$$

假设 5: 市场 1 对市场 2 不存在非对称效应影响, 即

$$d_{12} = 0.$$

假设 6: 市场 2 对市场 1 不存在非对称效应影响, 即

$$d_{21} = 0.$$

为研究不同市场间的溢出效应, 本文采用的是 WALD 检验。

2 数据与描述性分析

本文选取孟买 30 指数 (SENSEX30)、沪深 300 指数 (HS300) 和标普 500 指数 (SPX500) 每周收盘价数据作为原始数据, 样本期为 2002 年 11 月 8 日至 2015 年 9 月 15 日, 所有数据均来源于 Wind 数

数据库。由于2008年发生重大金融危机，这可能对三个市场间的信息溢出关系有影响，因此本文以2008年9月5日为分界线将样本划分为2002年11月8日至2008年9月5日和2008年9月12日至2015年9月15日两个样本期。剔除三个国家股市交易日不重叠的部分，分别得到293个和370个数据。选取周数据的原因在于日收益率数据包含太多噪音，而月收益率数据样本太少，不足以获得可靠结果。

表1给出了中、印、美股市周对数收益率的描述性统计。偏度显示，HS300、SENSEX30、SPX500的周对数收益率序列分布都是左偏，这与国际上大多数证券市场的特征相符。峰度显示，三个收益率序列均表现尖峰特征，同时在第二个样本中SPX500尖峰表现明显。J-B统计量拒绝收益率序列为正态分布的零假设。 $Q(8)$ 表明三个股市收益率序列之间都存在显著的序列相关现象。 $Q^2(12)$ 表明三个股市收益率平方序列存在显著的自相关性，这意味着ARCH效应的存在。故在实证分析时用VAR模型作为均值模型，BEKK-GARCH模型作为方差模型。

表1 中、印、美股市周收益率基本描述统计

Tab. 1 Descriptive statistics of rate of weekly return series in Chinese, Indian and the US stock markets

统计量	2002年11月至2008年9月			2008年9月至2015年9月		
	HS300	SENSEX30	SPX500	HS300	SENSEX30	SPX500
样本量/个	293	293	293	370	370	370
均值	0.001 3	0.005 3	0.001 0	0.000 7	0.001 5	0.001 1
中位数	0.002 1	0.010 2	0.001 7	0.001 5	0.002 7	0.002 8
最大值	0.139 4	0.091 5	0.072 3	0.128 0	0.131 7	0.113 5
最小值	-0.148 9	-0.116 0	-0.055 6	-0.140 2	-0.173 8	-0.200 8
标准差	0.037 3	0.030 8	0.018 0	0.034 8	0.031 4	0.028 0
偏度	-0.053 9	-0.709 6	-0.224 9	-0.307 4	-0.376 7	-1.001 7
峰度	4.782 9	4.276 4	3.924 3	4.972 4	7.479 6	11.651 9
J-B 统计量	38.951 9**	44.482 5**	12.903 4**	65.811 0**	318.122 8**	1 215.934 0**
$Q(4)$	12.619 1**	7.557 4	5.781 1	8.938 1*	12.865 0**	8.216 6*
$Q(8)$	20.217 2**	21.810 2**	29.364 7**	13.238 6*	25.613 0***	14.163 1*
$Q^2(12)$	59.094 1***	48.169 1***	39.694 0***	181.031 2***	165.371 2***	123.021 0***

注：*表示统计量在10%的置信水平下显著；**表示统计量在5%的置信水平下显著；***表示统计量在1%的置信水平下显著； $Q^2()$ 表示序列平方的 Q 统计量值

为避免非平稳时间序列建立模型带来的伪回归问题，建模之前需要进行单位根检验。这里选择ADF检验，检验的原假设是序列存在1个单位根。表2为三个市场收益率序列的单位根检验，通过检验发现在1%显著水平下拒绝了原假设，表明所有的收益率序列都是平稳的，可以直接建立模型。

表2 单位根检验

Tab. 2 Unit root test

指数	2002年11月至2008年9月			2008年9月至2015年9月		
	有截距	截距趋势	无	有截距	截距趋势	无
HS300	-9.89***	-9.87***	-9.87***	-17.91***	-17.89***	-17.93***
SENSEX30	-15.69***	-15.80***	-15.30***	-18.62***	-18.59***	-18.60***
SPX500	-19.27***	-19.33***	-19.23***	-20.19***	-20.20***	-20.18***

注：*表示统计量在10%的置信水平下显著；**表示统计量在5%的置信水平下显著；***表示统计量在1%的置信水平下显著

3 实证结果与分析

3.1 三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型估计结果

利用 VAR 模型建立均值过程, 根据 SC 信息准则选择滞后阶数, 通过反复试验比较最终确定 VAR(1) 形式。模型估计结果及诊断、溢出效应检验如表 3、表 4 所示, Z_1 、 Z_2 、 Z_3 分别为标准化后 HS300、SENSEX30、SPX500 收益率系列估计残差。表 3 为 2002 年 11 月 8 日至 2008 年 9 月 5 日模型估计结果。表 3 的 B 部分中 Q 检验和 ARCH-LM 检验结果表明, 所有统计量都接受原假设, 残差序列不存在自相关和 ARCH 效应, 这表明模型是可靠的。

表 3 中方差方程估计结果表明, 方程中 ARCH 项系数矩阵 A 和 GARCH 项系数矩阵 B 的对角元素 a_{11} 、 a_{22} 、 a_{33} 、 b_{11} 、 b_{22} 、 b_{33} 均在 1% 置信水平下显著异于 0, 这说明中、印、美三国股市受到自身前期波动的影响显著, 呈明显的波动聚类性。同时, a_{11} 、 a_{22} 、 a_{33} 三者数值的绝对值相比, a_{11} 最小, a_{22} 和 a_{33} 相差不大, 但 a_{11} 和 a_{33} 为负, a_{22} 为正, 这说明中、美股市自身前期的残差与当期的自身收益率负相关, 并且中国股市自身前期的残差影响更小; 而印度股市自身前期的残差与当期波动是正相关关系, 并且前期的影响是最大的。对于 b_{11} 、 b_{22} 、 b_{33} , 可以发现美国股市前期的波动对当期波动影响最大, 而中国股市前期的波动对当期波动影响最小, 并且三国股市前期的波动与当期波动都是正相关关系。 a_{32} 、 a_{31} 、 b_{32} 、 b_{31} 在一定置信水平下显著, 而其他非对角线元素不显著, 说明美国股市前期的波动影响到中国股市和印度股市的波动, 而印度股市对中国股市没有影响。

由表 3 还可以看出, 三个市场对于自身冲击的反应不同, 印度和美国股市非对称项系数 d_{22} 、 d_{33} 在 1% 置信水平下显著, 表明这两个股市对不同性质的冲击反应不同; 而中国股市非对称项系数却不显著, 表明中国股市不存在非对称效应, 即对不同性质的冲击反应相同。此外, d_{22} 大于 0, 表明正面消息会加大印度股市的波动, d_{33} 小于 0, 表明正面消息会减轻美国股市的波动。

表 4 为 2008 年 9 月 12 日至 2015 年 9 月 15 日的模型估计结果。由表 4 可以看出, Q 统计量的结果和 ARCH-LM 检验结果在给定置信水平下全部接受原假设, 表明模型估计消除了 ARCH 效应。表 4 中方差方程估计结果表明, 方程中 ARCH 项系数矩阵 A 和 GARCH 项系数矩阵 B 的对角元素 a_{11} 、 a_{22} 、 a_{33} 、 b_{11} 、 b_{22} 、 b_{33} 均在 1% 置信水平下显著异于 0, 这说明中、印、美三国股市受到自身前期波动的影响显著, 呈明显的波动聚集性。观察 a_{11} 、 a_{22} 、 a_{33} 、 b_{11} 、 b_{22} 、 b_{33} 的绝对值大小和符号, 可知中印股市前期的残差对当期的波动影响较大, 而美国股市前期残差对当期的波动影响甚微, 并且印美股市前期残差对当期的波动是负相关关系, 而中国股市前期的残差对当期的影响是正相关关系。另外, 中美股市前期的波动对当期的波动影响较大, 而印度的影响较小。同时非对角线上相比, 第一阶段 a_{13} 、 a_{23} 、 b_{23} 在给定置信水平上显著。

由表 4 还可以看出, 三个市场对于自身冲击的反应不同, 印度和美国股市非对称项系数 d_{22} 、 d_{33} 在 1% 置信水平下显著, 表明这两个股市对不同性质的冲击反应不同; 而中国股市非对称项系数却不显著, 表明中国股市不存在非对称效应, 即对不同性质的冲击反应相同。 d_{22} 、 d_{33} 小于 0, 表明正面消息会减轻美国股市和印度股市的波动, 同时发现与第一个时期相比系数的绝对值更大, 说明正面消息对于减轻股市波动幅度影响更大。

表3 2002年11月至2008年9月中、印、美股市三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型

Tab. 3 Ternary asymmetric VAR-BEKK-GARCH model for Chinese, Indian and the US stock markets in 2002.11-2008.9

A. 条件均值方程估计结果								
β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{21}	β_{22}	β_{23}	β_{31}	β_{32}	β_{33}
0.112*	0.023	-0.038	0.138	-0.069*	0.109	0.027	0.019	-0.061*
B. 方差协方差方程估计结果								
元素下标	C	A	B	D				
11	0.027 0**	-0.299 4***	0.045 2***	0.159 6				
12	0.004 6	-0.278 4	-0.803 7	-0.242 2				
13	-0.006 0*	0.089 1	0.746 0	0.290 6				
21	0	-0.160 7	0.409 8	-0.074 4				
22	-0.000 1	0.440 7***	0.217 1***	0.004 7***				
23	-0.003 3	-0.430 8	0.651 8	-0.494 6				
31	0	-0.113 5**	0.242 8*	-0.203 4***				
32	0	-0.072 3*	-0.206 5***	-0.102 7				
33	-0.000 000 1	-0.389 2***	0.694 5***	-0.564 2***				
模型检验	Q (4)	Q (8)	Q (12)	Q ² (4)	Q ² (8)	Q ² (12)	ARCH-LM	
Z ₁	5.9 (0.20)	11.9 (0.16)	16.5 (0.17)	5.3 (0.25)	5.5 (0.10)	8.7 (0.73)	0.010 (0.96)	
Z ₂	1.7 (0.79)	11.4 (0.20)	9.5 (0.62)	0.4 (0.98)	15.8 (0.23)	17.9 (0.12)	0.197 (0.90)	
Z ₃	1.4 (0.85)	7.2 (0.51)	11.3 (0.50)	0.4 (0.99)	3.6 (0.89)	7.6 (0.80)	0.035 (0.85)	
C. 收益溢出效应检验 (格兰杰因果检验)								
原假设	F 统计量					P 值		
印度股市收益率不是中国股市收益率的格兰杰原因	2.021 5					0.156 2		
中国股市收益率不是印度股市收益率的格兰杰原因	1.480 3					0.224 7		
美国股市收益率不是中国股市收益率的格兰杰原因	0.553 2					0.457 6		
中国股市收益率不是美国股市收益率的格兰杰原因	0.924 8					0.337 0		
美国股市收益率不是印度股市收益率的格兰杰原因	1.124 9					0.289 7		
印度股市收益率不是美国股市收益率的格兰杰原因	1.702 9					0.173 1		
D. 波动溢出效应检验								
原假设	WALD 统计量							
1、2 之间不存在波动溢出效应	1.012 4							
1 对 2 不存在波动溢出效应	1.414 5							
2 不存在对 1 的波动溢出效应	0.758 5							
1、3 之间不存在波动溢出效应	11.424 4***							
1 不存在对 3 的波动溢出效应	1.950 9							
3 不存在对 1 的波动溢出效应	7.642 0***							
2、3 之间不存在波动溢出效应	6.675 1***							
2 不存在对 3 的波动溢出效应	1.846 5							
3 不存在对 2 的波动溢出效应	2.324 6*							
1、2 之间不存在非对称影响	1.505 8							
1 对 2 不存在非对称影响	1.991 8							
2 对 1 不存在非对称影响	0.290 7							
1、3 之间不存在非对称影响	5.899 1***							
1 对 3 不存在非对称影响	1.684 9							
3 对 1 不存在非对称影响	9.526 0***							
2、3 之间不存在非对称影响	0.252 3							
2 对 3 不存在非对称影响	0.712 0							
3 对 2 不存在非对称影响	0.099 3							

注：*表示统计量在 10%的置信水平下显著；**表示统计量在 5%的置信水平下显著；***表示统计量在 1%的置信水平下显著；括号内的是 P 值；1 代表中国，2 代表印度，3 代表美国

表 4 2008 年 9 月至 2015 年 9 月中、印、美股市三元非对称 VAR-BEKK-GARCH 模型

Tab. 4 Ternary asymmetric VAR-BEKK-GARCH model for Chinese, Indian and the US stock markets in 2008.9-2015.9

A. 条件均值方程估计结果								
β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{21}	β_{22}	β_{23}	β_{31}	β_{32}	β_{33}
0.036*	0.077	0.047*	0.056***	0.013**	0.129**	-0.006*	0.019	-0.104**
B. 方差协方差方程估计结果								
元素下标	C	A	B	D				
11	0.0069**	0.3385***	-0.8992***	0.1035				
12	-0.0001	-0.0374	0.2207	-0.2206**				
13	-0.0054***	0.1421*	-0.1017	0.0537				
21	0	0.0236	0.0912	-0.1220**				
22	0	-0.1671***	0.9830***	-0.1756***				
23	0.0003	0.2509***	-0.1134***	0.0034				
31	0	0.0751*	0.0261*	-0.1398***				
32	0	0.0012	0.0789***	-0.5050***				
33	0.0003	-0.0789***	0.7818***	-0.6040***				
模型检验	$Q(4)$	$Q(8)$	$Q(12)$	$Q^2(4)$	$Q^2(8)$	$Q^2(12)$	ARCH-LM	
Z_1	1.04 (0.90)	11.8 (0.16)	13.7 (0.31)	4.1 (0.39)	7.8 (0.45)	8.49 (0.74)	0.09 (0.76)	
Z_2	1.69 (0.79)	10.5 (0.23)	11.9 (0.45)	2.1 (0.72)	7.1 (0.52)	9.38 (0.66)	1.63 (0.44)	
Z_3	0.25 (0.84)	4.7 (0.78)	10.9 (0.53)	4.5 (0.34)	5.5 (0.69)	8.62 (0.73)	0.34 (0.55)	
C. 收益溢出效应检验 (格兰杰因果检验)								
原假设	F 统计量					P 值		
印度股市收益率不是中国股市收益率的格兰杰原因	0.1884					0.6645		
中国股市收益率不是印度股市收益率的格兰杰原因	9.2227					0.0026		
美国股市收益率不是中国股市收益率的格兰杰原因	2.4224					0.0861		
中国股市收益率不是美国股市收益率的格兰杰原因	9.0349					0.0028		
美国股市收益率不是印度股市收益率的格兰杰原因	5.4651					0.0199		
印度股市收益率不是美国股市收益率的格兰杰原因	0.0002					0.9894		
D. 波动溢出效应检验								
原假设	WALD 统计量							
1、2 之间不存在波动溢出效应	2.5620*							
1 对 2 不存在波动溢出效应	1.0760							
2 不存在对 1 的波动溢出效应	2.2185*							
1、3 之间不存在波动溢出效应	2.9038***							
1 不存在对 3 的波动溢出效应	3.1676*							
3 不存在对 1 的波动溢出效应	4.7074***							
2、3 之间不存在波动溢出效应	1.7568***							
2 不存在对 3 的波动溢出效应	2.4700**							
3 不存在对 2 的波动溢出效应	20.4300***							
1、2 之间不存在非对称影响	2.9405**							
1 对 2 不存在非对称影响	4.2760**							
2 对 1 不存在非对称影响	2.3725*							
1、3 之间不存在非对称影响	3.3599**							
3 对 1 不存在非对称影响	6.6419***							
2、3 之间不存在非对称影响	13.5940***							
2 对 3 不存在非对称影响	0.0022							
3 对 2 不存在非对称影响	23.7371***							

注：*表明统计量在 10%的置信水平下显著；**表示统计量在 5%的置信水平下显著；***表示统计量在 1%的置信水平下显著；括号内的是 P 值；1 代表中国，2 代表印度，3 代表美国

3.2 溢出效应检验

表3中C部分格兰杰因果检验表明，中、印、美三国股市相互之间不存在收益溢出效应。由表3的D部分可看出，在第一个样本期中，中印股市之间不存在明显的波动溢出效应，中美股市之间只存在美国对中国的单向波动溢出效应，印美股市之间只存在美国对印度的波动溢出效应。从非对称影响的结果来看，中印股市之间不存在非对称影响，印美股市之间不存在非对称影响，而存在美国股市对中国股市的单向非对称影响。从数值的正负来看，美国的正面消息会减少中国股市的波动。上述结果表明，信息是从美国传导到印度和中国的，并且这种传导是单向的，而中印之间不存在信息传递。这说明在第一个样本期内，以印度为代表的新兴经济体对中国股市的影响远远小于以美国为代表的成熟经济体对中国股市的影响。

表4中C部分格兰杰因果检验表明，中美股市之间存在相互的收益溢出效应，美国和中国对印度有着单向的收益溢出效应。由表4的D部分可看出，在第二个样本期中，中印、中美、印美股市之间都存在波动溢出效应，印美、中美股市之间都存在双向波动溢出效应，而中印股市之间只存在印度对中国股市的波动溢出效应。从A、B的非对角系数大小可以发现这一样本期内系数比上一样本期的数值要小，这也说明了金融危机之后，美国股市对中国股市的影响力逐渐减弱，而印度与中国的联动关系逐渐加强。从非对称系数来看，中印股市之间的非对称效应是双向的，而中美和印美股市之间都是单向的非对称效应。从非对称项系数来看，它们都小于0，这说明正面消息都会减小股市的波动。综上所述，信息的传递由金融危机前的单一传递变得多元化，中印股市之间由以前的相互隔离状态变得更紧密，同时美国对中国的影响还会通过印度传递给中国，即三个市场在信息传递上存在反馈效应和间接效应。

金融危机后，虽然美国还处于信息源的地位，但美国对印度和中国股市的影响都逐渐变小。新兴经济体对中国股市的影响逐渐变大，而成熟经济体对中国股市的影响虽然还处于主要地位，但这种影响正慢慢地变小。

4 结论与建议

为探究新兴经济体和成熟经济体与中国股市信息溢出效应的差异性，本文选取印度、美国分别作为新兴经济体和成熟经济体的代表，运用三元非对称VAR-BEKK-GARCH模型研究中印、中美股市间的溢出效应。

实证分析表明，金融危机之前，中美股市之间存在单向波动溢出效应，中印股市之间不存在波动溢出效应，信息的传递只是从美国传到中国和印度，并且这种传导是单向的，而中印之间不存在信息传递，以印度为代表的新兴经济体对中国股市的影响远远小于以美国为代表的成熟经济体对中国股市的影响。金融危机之后，美国股市对中国股市的影响力逐渐下降，而印度股市与中国股市的联动关系逐渐加强，美国股市的波动也会通过印度股市传递给中国。同时，信息传递也由原来的单向转化为双向传递，这与已有文献的结果不同。信息的传递由金融危机前的单一传递变得多元化，中印股市之间由以前的相互隔离状态变得更紧密，同时美国股市对中国股市的影响还会通过印度股市传递给中国，即三个市场在信息传递上存在反馈效应和间接效应。这表明金融危机过后，以印度为代表的新兴经济体对中国股市的影响越来越大，虽然以美国为代表的成熟经济体对中国股市的影响仍占主导地位，但这种影响逐渐变小。

随着中国金融市场改革的深入及对外开放程度的提高，市场之间风险的传递也会越来越剧烈。从上述结论还可以看出，2008年金融危机后，新兴资本市场和成熟资本市场与中国股市的信息溢出效应很强，作为监管部门首先必须了解成熟资本市场和新兴资本市场对中国市场的影响机制，从而提高监管效率、降低金融系统风险。由于新兴市场与中国股市的信息溢出效应越来越大，监管者要密切注意新兴经济体

股市的波动,加强与新兴经济体市场间的政策监管与协调。另外,对于世界各地的金融机构和投资者,要制定更合理的投资组合管理策略和套期保值策略,来减轻外界冲击带来的影响。

[参考文献] (References)

- [1] EUN C S, SHIM S. International transmission of stock market movement[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1989, 24(2): 241-256.
- [2] BAE K H, KAROLYI G A, STULZ R M. A new approach to measuring financial contagion[J]. *Review Financial Study*, 2003, 16(3): 717-763.
- [3] BODART V, CANDLEON B. Evidence of interdependence and contagion using a frequency domain framework[J]. *Journal of Emerging Markets Review*, 2009, 10(2): 140-150.
- [4] GUO B, HAN Q, LIU M, et al. A tale of two index futures: the intraday price discovery and volatility transmission processes between the China financial futures exchange and the Singapore exchange[J]. *Emerging Markets Finance & Trade*, 2013, 49(Suppl. 4): 197-212.
- [5] MUKHERJEE K N, MISHRA R K. Stock market intergration and volatility spillover: Indian and its major Aisan counterparts[J]. *Research in Internationnal Business and Finance*, 2010, 24(2): 235-251.
- [6] ALOTAIBI A R, MISHRA A V. Global and regional volatility spillovers to GCC stock market[J]. *Economic Modelling*, 2015, 45(2): 38-49.
- [7] 韩非, 肖辉. 中美股市间的联动性分析[J]. *金融研究*, 2005, 48 (11): 117-129.
HAN F, XIAO H. Research on the comovement of stock markets in China, US[J]. *Journal of Finance*, 2005, 48(11): 117-129. (in Chinese)
- [8] 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, 23 (8): 142-151.
GU Y, LU L N. Information spillover effects and dynamic conditional correlation between HU, SHEN, GANG stock markets[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2006, 23(8): 142-151. (in Chinese)
- [9] 黄飞雪, 谷静, 李延喜, 等. 金融危机前后的全球主要股指联动与动态稳定性比较[J]. *系统工程理论与实践*, 2010, 30 (10): 1729-1740.
HUANG F X, GU J, LI Y X, et al. Linkages and dynamic stability of the national of global primary stock index before and after the financial crisis[J]. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 2010, 30(10): 1729-1740. (in Chinese)
- [10] 张兵, 范志政, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究[J]. *经济研究*, 2010, 57 (11): 141-151.
ZHANG B, FAN Z Z, LI X D. Comovement between China and U.S.'s stocks markets[J]. *Economic Research Journal*, 2010, 57(11): 141-151. (in Chinese)
- [11] 李红权, 洪永淼, 汪寿阳. 我国 A 股市场与美股、港股的互动关系研究: 基于信息溢出视角[J]. *经济研究*, 2011 (8): 15-25.
LI H Q, HONG Y M, WANG S Y. Information spillover among China's A-shares market, US stock market and HK stock market[J]. *Economic Research Journal*, 2011(8): 15-25. (in Chinese)