

文章编号:1003-207(2015)03-0090-07

DOI:10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2015.03.011

# 基于双变量 EARJI-EGARCH 的时变收益关联研究

——来自东亚地区股市跳跃的分析

彭 伟

(华中科技大学经济学院,湖北 武汉 430074)

**摘 要:**本文改进了双变量 EARJI-EGARCH 模型,并对东亚地区的中国上证指数,日本日经指数和韩国综合 KS 指数的跳跃和双边时变收益关联的影响进行了研究。结果表明,东亚地区股市的时变关联持续性非常高,东亚地区单个市场跳跃对时变关联影响较小,市场同时发生跳跃对市场时变关联的影响取决于跳跃的方向。当市场都发生正向的跳跃时,上证和日经指数的时变收益增量最多,当市场都发生负向跳跃时,上证和韩国 KS 指数的时变收益减少最多。表明在东亚地区股市同向跳跃发生时,中国和日本股市相互关联较大。且同时跳跃对时变关联的影响将远远超过了单个市场跳跃对时变关联的影响,当市场发生反向的跳跃时,也超过了单个市场跳跃的影响,但不及同向跳跃的影响,且上证和日经指数时变收益增加最多,而日经和 KS 指数时变收益减少的最多,表明在股市反向跳跃时同样是中国和日本股市比日本和韩国股市之间的相互关联大。

**关键词:**EARJI-EGARCH;双变量;时变收益;跳跃

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A

## 1 引言

21 世纪的今天,全球化进一步加剧,各个国家之间的经济关系更加密切,金融资本的流动也更加的迅速。同时各个国家资本市场的互动性加强,相互影响加深,特别是各国的股票市场之间的互动性开始变强,其中风险和收益是其中核心的问题之一,探讨的是风险的波动是如何影响收益的,很多文献都对国家之间的风险收益进行了分析,其中跳跃的影响是近年来较为热门研究的领域。

跳跃风险模型的研究颇受学者们的关注,Kenny<sup>[1]</sup>在波动函数的基础上建立了跳跃扩散模型,并且对跳跃风险进行了对冲研究。Lee<sup>[2]</sup>研究了当股市存在跳跃时,对冲的跳跃风险的最优问题。Cheng<sup>[3]</sup>在 GARCH 模型中加入泊松过程来研究波动的持续性。Sheu<sup>[4]</sup>在 GAHCH 模型的基础上加入了全跳跃转化水平对短期利率进行了研究分析。

谈正达<sup>[5]</sup>应用非参数门限估计对短期利率的跳跃—扩散模型进行了仿真实验和实证分析。欧丽莎<sup>[6]</sup>利用基于 BN—S 方法的已实现波动测度构造出中国股票市场上跳跃统计量。唐勇<sup>[7]</sup>对我国股票市场的微观结构的噪声,流动性和跳跃进行了建模,结果表明噪声越大,指数发生跳跃的可能性越高,流动性越强,指数的噪声越小,并且发生跳跃的可能性越低。王锦华<sup>[8]</sup>通过对上证综指大跨度、高频度的实证研究,剖析了投资者结构、投资者行为与收益尾部分布之间的相互作用机制,进一步对金融资产收益尾部的跳跃风险进行了有效测度。结果表明,极端跳跃风险的分布特征在频率与尾部方向上呈现很强的不对称状态。

跳跃风险对资本市场的影响主要从收益方面分析,特别是对收益关联方面的影响,Andersen 等<sup>[9]</sup>将日收益变量加入到连续样本路径方差中,研究显示连续路径变量可以被 HAR-GARCH 描述,隔夜收益可以被 GARCH 跳跃模型计算出来。Andersena<sup>[10]</sup>对美国道琼斯指数的三十只股票进行了波动率和收益方面的研究,结果表明时变波动,跳跃和杠杆效应是同时产生的。Yun<sup>[11]</sup>运用跳跃扩散模型对 S&P500 指数和收益进行了风险溢价研

收稿日期:2012-10-08; 修订日期:2013-06-23

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71171056)

作者简介:彭伟(1983—),男(汉族),江西乐安人,华中科技大学经济学院博士生,研究方向:风险管理,证券投资。

究,表明股价的绩效中跳跃风险溢价没有原来那么明显。左浩苗<sup>[12]</sup>对我国股市的跳跃根据聚类特征进行分类,结果表明跳跃对收益率稳健有预测作用,跳跃波动与收益率波动负相关。刘庆富<sup>[13]</sup>对国内外非同步期货市场之间的跳跃溢出进行了分析,研究表明国外期货市场的跳跃更加可能在第二天对国内期货市场收益产生影响,且国内期货市场的跳跃溢出到达次日国外期货市场的频率更高。EARJI-EGARCH 模型是 Chan<sup>[14]</sup>提出的,用于检验市场跳跃和估计时变收益关联。Asgharian 和 Bengtsson<sup>[15]</sup>通过此模型研究了跳跃过程影响市场收益成分的问题,Hellstrom<sup>[16]</sup>对波罗的海国家的股市跳跃进行分析。

本文在 Hellstrom<sup>[16]</sup>的基础上,首次在模型中加入连续跳跃项,在收益关联,方差和估计方程中引入连续跳跃项,并且分析了事后市场跳跃对时变收益关联的影响,克服了现有研究中缺乏事后市场跳跃分析的缺陷,通过估计无跳跃方程,有跳跃方程,有跳跃和收益关联的方程全面研究东亚地区股市跳跃对时变收益关联的影响。

## 2 理论介绍

### 2.1 双变量 EARJI-EGARCH 模型

在  $t-1$  时刻给定信息集  $\Phi_{t-1} = \{r_{t-1}, \dots, r_{1}\}, i = 1, 2$ , 模型的形式为:

$$R_t = \mu_t + \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t} + m\epsilon_{3t} \quad (1)$$

其中  $R_t, \mu_t, \epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}$  为  $2 \times 1$  的向量,分别代表收益,条件均值函数,随机干扰项,跳跃项和连续跳跃项,从方程(1)可以看出,在模型中加入了连续跳跃项。其中  $\mu_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{l=1}^L \alpha_{li} r_{t-l}$ 。

跳跃项定义为:

$$\epsilon_{2t} = \begin{bmatrix} \sum_{k=1}^{n1t} Y_{1t,k} - E_{t-1}(\sum_{k=1}^{n1t} Y_{1t,k}) \\ \sum_{l=1}^{n2t} Y_{2t,l} - E_{t-1}(\sum_{l=1}^{n2t} Y_{2t,l}) \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中跳跃尺度变量  $Y_{it,j}$  为独立的和服从均值为  $\theta_i$  和方差为  $\delta_i^2$  的正态分布。 $\epsilon_{3t}$  为连续跳跃项,代表跳跃事后概率大于 0.5 的跳跃连续发生 2 天及以上,  $m$  为虚拟变量,当为连续跳跃项时为 1, 否则为 0。

$\lambda_{it}$  为时变跳跃强度参数,双变量泊松密度具体形式为:

$$P_r(n_{1t} = k, n_{2t} = l | \Phi_{t-1}) = \frac{\exp(-\lambda_{it}) \lambda_{it}^k}{k!}$$

$$\frac{\exp(-\lambda_{2t}) \lambda_{2t}^l}{l!} \quad (3)$$

由于跳跃强度是随着时间变化的,所以  $\lambda_{it}$  表示为指数自回归跳跃强度(EARJI)形式:

$$\ln(\lambda_{it}) = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} \ln(\lambda_{i,t-1}) + \gamma_{2i} \xi_{i,t-1} \quad (4)$$

其中,参数  $\gamma_{1i}$  衡量持续性,  $\gamma_{2i}$  代表对跳跃强度的不对称冲击效果。

$\gamma_{2i}$  的正数取值代表了一个正冲击对条件跳跃强度产生了比同样大的负冲击更大的作用。 $\xi_{i,t-1}$  代表了  $\lambda_{i,t-1}$  的事后变动,其具体形式为:

$$\xi_{i,t-1} = E[n_{i,t-1} | \Phi_{i,t-1}] - \lambda_{i,t-1} = \sum_{\eta=0}^{\infty} \eta \times \Pr(n_{i,t-1} = \eta | \Phi_{i,t-1}) - \lambda_{i,t-1} \quad (5)$$

$E[n_{i,t-1} | \Phi_{i,t-1}]$  是从  $t-2$  到  $t-1$  的时间内期望跳跃数目的事后评估。在给定信息集  $\Phi_{i,t-2}, \lambda_{i,t-1}$  是  $n_{i,t-1}$  的条件事后期望值。 $\Pr(n_{i,t-1} = \eta | \Phi_{i,t-1})$  是  $n_{i,t-1}$  的事后分布。观测到  $\lambda_{it}$ , 在时间  $t$  内  $\eta$  跳跃发生的事后概率如下:

$$\Pr(n_{it} = \eta | \Phi_{it}) = \frac{f(r_{it} | n_{it} = \eta, \Phi_{i,t-1}) \Pr(n_{it} = \eta | \Phi_{i,t-1})}{f(r_{it} | \Phi_{i,t-1})} \quad (6)$$

$f(r_{it} | n_{it} = \eta, \Phi_{i,t-1})$  是  $r_{it}$  边际条件密度函数,  $\Pr(n_{it} = \eta | \Phi_{i,t-1})$  是  $n_{it} = \eta$  的边际泊松密度函数,  $f(r_{it} | \Phi_{i,t-1})$  是  $r_{it}$  的条件密度函数。

### 2.2 时变收益关联

在给定随机干扰项  $\epsilon_{1t}$  和跳跃项  $\epsilon_{2t}$  和  $\epsilon_{3t}$  收益的协方差矩阵可以表示如下:

$$\text{Var}(r_t | \Phi_{t-1}) = \text{Var}(\epsilon_{1t} | \Phi_{t-1}) + \text{Var}(\epsilon_{2t} | \Phi_{t-1}) + \text{Var}(\epsilon_{3t} | \Phi_{t-1}) \quad (7)$$

其中随机项  $\epsilon_{1t}$  为独立同分布,条件协方差矩阵为:

$$\overline{H}_t = \text{Var}(\epsilon_{1t} | \Phi_{t-1}) = \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{12t}^{\epsilon_1} & \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix} \quad (8)$$

其中  $\epsilon_{1t} = \sigma_{it} z_t, z_t$  服从  $N(0, 1), \sigma_{it}$  服从 EGARCH(1, 1) 过程,条件方差过程如下:

$$\ln(\sigma_{it}^2) = \omega_{0i} + \omega_{1i} \psi_{i,t-1} + \omega_{2i} \ln(\sigma_{i,t-1}^2) + \omega_{3i} (|\psi_{i,t-1}| - \sqrt{2/\pi}) \quad (9)$$

其中  $\psi_{it} = \epsilon_{1t} / \sigma_{it}$  是正态化的残余。 $\sigma_{12t}^{\epsilon_1}$  是  $\sigma_{11t}$  和  $\sigma_{12t}$  的协方差。股票市场指数 1 的  $k$  跳跃和股票市场指数 2 的  $j$  跳跃,  $\epsilon_{2t}$  具有双变量的正态分布,均值为 0,协方差矩阵如下:

$$\overline{H}_t = \text{Var}(\epsilon_{2t} | \Phi_{t-1}) = \begin{bmatrix} k\delta_1^2 \sigma_{12t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{12t}^{\epsilon_1} \delta_2^2 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$k\delta_1^2$  和  $\delta_2^2$  表示跳跃项的条件方差,  $\sigma_{12t}^{\epsilon_1}$  表示  $\epsilon_{21t}$

和  $\epsilon_{2t}$  的协方差。

$$\overline{H_t} = Var(\epsilon_{3t} | \Phi_{t-1}) = \begin{bmatrix} k\delta_1^2 \sigma_{13t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{13t}^{\epsilon_2} \lambda \delta_3^2 \end{bmatrix} \quad (11)$$

收益的协方差矩阵为：

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{12t}^{\epsilon_2} & \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k\delta_1^2 \sigma_{12t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{12t}^{\epsilon_2} \lambda \delta_3^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k\delta_1^2 \sigma_{13t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{13t}^{\epsilon_2} \lambda \delta_3^2 \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 + 2k\delta_1^2 & \sigma_{12t}^{\epsilon_1} + \sigma_{12t}^{\epsilon_2} + \sigma_{13t}^{\epsilon_1} \\ \sigma_{12t}^{\epsilon_2} + \sigma_{12t}^{\epsilon_1} + \sigma_{13t}^{\epsilon_2} \lambda \delta_3^2 + \sigma_{2t}^2 & \sigma_{2t}^2 + \lambda \delta_3^2 \end{bmatrix} \quad (12)$$

其中  $\sigma_{12t} = \sigma_{12t}^{\epsilon_1} + \sigma_{12t}^{\epsilon_2}$  表示随机干扰项和跳跃项之和。为将时变收益关联加入模型中去，收益协方差可以重新参数化， $\sigma_{12t} = \rho_t \sqrt{\sigma_{1t}^2 + k\delta_1^2} \sqrt{\lambda \delta_3^2 + \sigma_{2t}^2}$ ，对收益系列的关联的协方差可以被参数  $\rho_t$  取代，为了使  $|\rho_t| < 1$ ，参数化如下：

$$\overline{\rho_t} = \frac{\rho_t}{\sqrt{1 + \rho_t^2}} \quad (13)$$

$\overline{\rho_t}$  参数化如下：

$$\overline{\rho_t} = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_{1t-1}^* \epsilon_{12t-1}^* + \beta_2 \overline{\rho_{t-1}} \quad (14)$$

其中  $\epsilon_{1t-1}^* \epsilon_{12t-1}^* = \epsilon^{11t-1} \epsilon^{12t-1} / \sqrt{\sigma_{1t-1}^2 \sigma_{2t-1}^2}$  和  $\beta_2$  衡量关联的持续性，由于跳跃参数  $(\theta_i, \lambda_i)$  的定义是基于干扰项  $\epsilon^{1i-1}$ ，可以用滞后干扰项  $\epsilon^{1i-1}$  代替总残差。

给定股票市场指数 1 的 k 个独立跳跃和市场指数 2 的 l 个独立跳跃， $R_t$  的概率密度函数为：

$$f(R_t | n_{1t} = k, n_{2t} = l, \Phi_{t-1}) = \frac{1}{2\pi_X^{N/2}} |D_{ijt} \rho_t D_{ijt}|^{-1/2} \exp[-1/2 \epsilon^{1t} D_{ijt} \rho_t D_{ijt} \epsilon^{1t}] \quad (15)$$

其中：

$$\epsilon_{1t} = R_t - \mu_t - \epsilon_{2t} - \epsilon_{3t} \\ = \begin{bmatrix} r_{1t} - \mu_{1t} - k\theta_1 + \lambda_{1t}\theta_1 - k\theta_3 + \lambda_{1t}\theta_3 \\ r_{2t} - \mu_{2t} - l\theta_2 + \lambda_{2t}\theta_2 - l\theta_3 + \lambda_{2t}\theta_3 \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$\Pr(R_t | \Phi_{t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{l=0}^{\infty} f(R_t | n_{1t} = k, n_{2t} = l, \Phi_{t-1}) \times \Pr(n_{1t} = k, n_{2t} = l | \Phi_{t-1}) \quad (17)$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{1t}^2 + k\delta_1^2} & 0 \\ 0 & \sqrt{\lambda \delta_3^2 + \sigma_{2t}^2} \end{bmatrix} \quad (18)$$

$\rho_t$  是条件关联矩阵：

$$\rho_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 0 \end{bmatrix} \quad (19)$$

对应的对数似然函数为：

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \Pr(R_t | \Phi_{t-1}) \quad (20)$$

### 3 实证设计和分析

本文实证设计如下，选取了亚洲股市的大盘股指：中国大陆上证指数，日本日经指数，韩国综合KS指数。时间跨度为 1999 年 09 月 28 日到 2012 年 7 月 24 日。样本数据为这三大指数的日收益率数据，通过双变量 EARJI-EGARCH 模型（软件包运用和改进了 Jorgen Hellstrom 的程序）分析这三大股市的时变收益关联和跳跃行为，计算出各个参数，然后通过计量方程估计无跳跃时的上证，日经和 KS 指数收益关联结果，接着又估计含跳跃项的计量模型和计算含有跳跃成分的时变关联模型，最后分析跳跃对时变收益关联的影响。各个计量方程在前面的理论中有列出公式，在后面实证的表格中也同样列出来了。

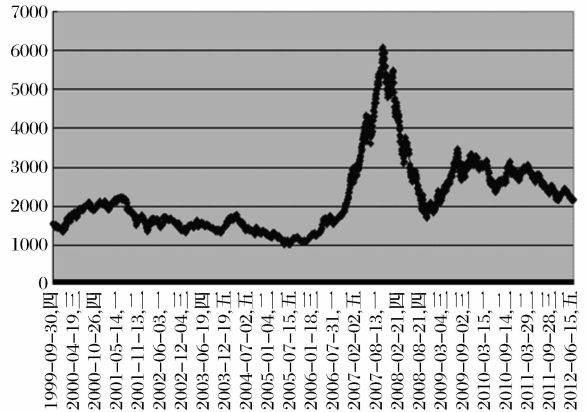


图 1 上证指数

图 1 显示了中国上证指数走势情况。从上图可以看出，2000 年左右的世界网络科技泡沫破裂，但是中国股市在那个时候没有受到什么影响，从 2005 年开始，中国股市开始上涨，从 2005 年的 1000 都点涨到了 2008 年初的 6000 多点，波动较为激烈。随后开始迅猛下降，2008 年底 2009 年初，中国股市重新跌到 2000 点以下，后来开始慢慢爬升，到 2011 年差不多跟 2001 年的股指一样，被称为“十年一梦”。

2000 年左右的世界网络科技泡沫破裂对日本股市影响较大，从 2000 年的 20000 点下降到 2003 年的 10000 点以下，随后开始慢慢上升。2007 年美国次贷危机爆发，日本股市受其影响，从接近 20000 点下降到 2009 年的 6000 点左右，可见日本受美国经济影响波动较大。

2000 年左右的世界网络科技泡沫破裂对韩国

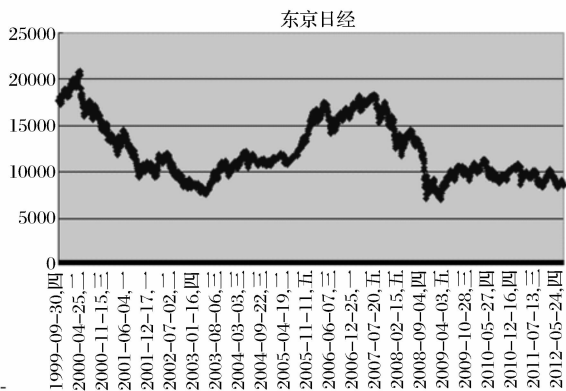


图 2 东京日经指数

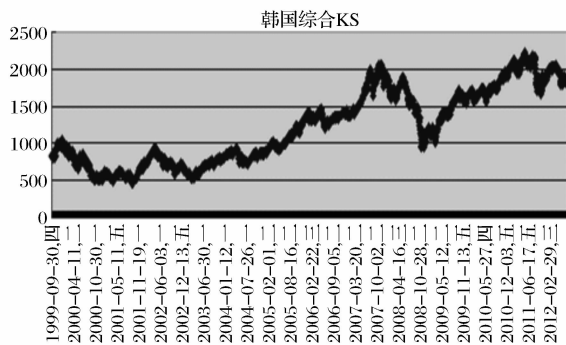


图 3 韩国综合 KS 指数

股市影响不是很大,次贷危机影响较大,但是韩国从 2008 年底股市便开始复苏,股指一直上涨,到 2012 年已经超过了次贷危机前的指数,表明韩国经济不

但开始复苏,更是超过了危机前的水平,经济形式良好,回复速度和发展速度很快。表 1 显示各指数的收益率数据情况。

表 1 收益率统计数据

	上证指数	日经指数	韩国综合 KS
均值	0.000102	-0.00024	0.000243
中间值	0.000551	0	0.001003
最大值	0.094008	0.132346	0.11776
最小值	-0.09256	-0.12111	-0.12368
标准差	0.016513	0.015899	0.017755
偏度	-0.08042	-0.37497	-0.35849
峰度	6.993072	9.77772	7.527991
JB 统计量	2029.584	6006.236	2746.19

表 2 显示的是无跳跃时的时变收益关联结果。从表 2 可以看出各指数之间的相关度分别为上证-日经(0.223)上证-KS(0.286),KS-日经(0.224)。同样从表 2 还可以看出时变关联的持续性非常高,分别为 0.889,0.873,0.812,其系数为显著性。表 3 显示了含跳跃项的估计结果。从表中可以看出,含有跳跃项模型的计算结果比无跳跃项的模型改善了 AIC。平均的跳跃尺度( $\theta$ )比较小,并且仅对日经指数计算的结果呈显著性。从( $LB_{10}$ 和 $LB_{10}^2$ )可以看出,含有跳跃项的模型去除了呈现在无跳跃项模型中的一些自相关,在最终的模型中含有较少的自相关。表 4 显示了含有跳跃成分的时变关联模型结果。由于均值和跳跃项都同表 3 中类似,所以表 4 仅显示了与时变关联形式相关的结果。从结果来

表 2 无跳跃时的时变收益关联结果(括号内为稳健标准误)

	上证	日经	上证	韩国综合 KS	韩国综合 KS	日经
$\mu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{i,t-1}$						
$\alpha_0$	0.066* (0.022)	0.223* (0.031)	0.077* (0.033)	0.224* (0.052)	0.228* (0.043)	0.186* (0.044)
$\alpha_1$	0.225* (0.011)	-0.073* (0.032)	0.115* (0.020)	0.104* (0.033)	0.117* (0.033)	-0.074* (0.023)
$\ln(\sigma_{it}^2) = \omega_0 + \omega_1 \psi_{it-1} + \omega_2 \ln(\sigma_{it-1}^2) + \omega_3 ( \psi_{it-1}  - \sqrt{2/\pi})$						
$\omega_0$	0.022* (0.011)	0.103* (0.013)	0.022* (0.016)	0.009(0.017)	0.007(0.016)	0.105* (0.015)
$\omega_1$	0.005(0.008)	0.012* (0.023)	0.009(0.010)	-0.083* (0.022)	-0.085(0.0223)	-0.0330(0.010)
$\omega_2$	0.855* (0.007)	0.786* (0.022)	0.806* (0.025)	0.776* (0.025)	0.673* (0.033)	0.798* (0.022)
$\omega_3$	0.338* (0.022)	0.532(0.019)	0.206* (0.029)	0.255* (0.018)	0.277* (0.025)	0.334* (0.019)
$\rho_t = \bar{\rho}_t / \sqrt{1 + \bar{\rho}_t^2}, \bar{\rho}_t = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_{1,t-1}^* \epsilon_{2,t-1}^* + \beta_2 \rho_{t-1}$						
$\beta_0$	0.007(0.101)		0.027* (0.009)		0.006* (0.013)	
$\beta_1$	-0.012(0.008)		0.023* (0.007)		0.004* (0.008)	
$\beta_2$	0.889* (0.051)		0.873* (0.033)		0.812* (0.022)	
$\rho$	0.223(0.051)		0.286(0.209)		0.224(0.073)	
Log-L	-6071.22		-5609.37		-5733.90	
AIC	13.675		11.887		12.547	
$LB_{10}$	17.875	19.882	14.908	30.871	40.097	20.055
$LB_{10}^2$	19.011	80.776	18.444	32.880	37.109	90.831

\* 表示 5%水平下显著。 $\rho$  为  $\rho_t$  的均值。

表 3 有跳跃时的估计结果(括号内为稳健标准误)

	上证	日经	上证	韩国综合 KS	韩国综合 KS	日经
$\mu_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}r_{it-1} + \varepsilon^{2it} + m\varepsilon^{3it}$						
$\alpha_0$	0.073* (0.041)	0.243* (0.031)	0.107* (0.033)	0.337* (0.038)	0.339* (0.055)	0.190* (0.077)
$\alpha_1$	0.341* (0.045)	-0.089* (0.065)	0.223* (0.033)	0.421* (0.049)	0.266* (0.051)	-0.082* (0.035)
$\ln(\sigma_{it}^2) = \omega_{0i} + \omega_{1i}\psi_{it-1} + \omega_{2i}\ln(\sigma_{it-1}^2) + \omega_{3i}( \psi_{it-1}  - \sqrt{2/\pi})$						
$\omega_0$	0.032* (0.037)	0.234* (0.050)	0.081* (0.066)	-0.399* (0.173)	-0.447* (0.225)	-0.505* (0.036)
$\omega_1$	0.012(0.024)	0.026* (0.029)	0.014(0.017)	-0.048 (0.027)	-0.099(0.028)	0.045* (0.033)
$\omega_2$	0.902* (0.010)	0.809* (0.043)	0.909* (0.077)	0.851* (0.107)	0.783* (0.093)	0.883* (0.061)
$\omega_3$	0.373* (0.117)	0.634(0.041)	0.411* (0.044)	0.375* (0.061)	0.307* (0.042)	0.494* (0.033)
$\ln(\lambda_{it}) = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}\ln(\gamma_{it-1}) + \gamma_{2i}\xi_{it-1}$						
$\gamma_0$	-0.807* (0.101)	-0.044* (0.042)	-0.797* (0.509)	-0.109(0.099)	0.113* (0.022)	-0.055* (0.010)
$\gamma_1$	0.514* (0.212)	0.991* (0.022)	0.511* (0.237)	0.979* (0.010)	0.906* (0.011)	0.981* (0.022)
$\gamma_2$	1.308* (0.043)	1.023* (0.239)	1.471* (0.031)	0.455* (0.231)	0.923* (0.054)	0.681* (0.078)
$\theta$	0.077(0.095)	0.223(0.606)	0.107 (0.908)	0.077(0.081)	0.054 (0.076)	0.091* (0.087)
$\rho$	0.251* (0.032)	0.305* (0.272)	0.282* (0.050)			
$\delta$	1.544(0.096)*	2.071* (0.102)	1.575* (0.098)	1.422* (0.127)	1.142* (0.871)	1.257* (0.664)
Log-L	-5575.64		-4670.41		-5130.21	
AIC	12.231		10.334		11.037	
LB <sup>10</sup>	15.844	18.741	12.354	25.990	34.044	12.243
LB <sub>10</sub>	18.022	78.531	17.452	30.551	35.153	88.760

\* 表示 5%水平下显著。

看,AIC 标准都得到了改进。时变关联中的持续参数非常高,并且波动于 0.911 和 0.976。其中跳跃残差  $\hat{\varepsilon}_{2t-1} = E[\varepsilon_{2t-1} | \Phi_{t-1}]$ ,事后跳跃估计项  $E[n_{t-1} | \Phi_{t-1}]$  和滞后条件残差  $\sigma_{t-1}^2$  都没有显示很好的改进了模型。为研究事后市场跳跃对时变收益关联的影响,对事后的跳跃进行具体进一步的分析。

表 4 有跳跃项和时变收益关联时的估计结果

	上证-日经	上证-韩国综合 KS	韩国综合 KS-日经
$\rho_t = \beta_0 + \beta_1\varepsilon_{1t-1}^*\varepsilon_{2t-1} + \beta_2\rho_{t-1}$			
$\beta_0$	0.072* (0.033)	0.034(0.010)	0.004(0.021)
$\beta_1$	0.022* (0.012)	0.034* (0.012)	0.019* (0.005)
$\beta_2$	0.951* (0.320)	0.976* (0.087)	0.911* (0.083)
Log-L	-5391.33	-4809.22	-5509.32
AIC	12.43	9.083	13.842

\* 表示 5%水平下显著。

如果一个跳跃的事后概率大于 0.5,那么可以定义这个跳跃已经发生了。图 4 到图 6 显示的是上证,韩国 KS 和日本日经指数 2010—2012 年跳跃概率系列。

在 2010 到 2012 期间,对于上证和日经的双变量模型,有 205 和 117 个跳跃;对于上证和韩国综合 KS 指数的双变量模型,有 177 和 83 个跳跃;对于韩国综合 KS 和日经指数的双变量模型,有 198 和 145 个跳跃。在这些跳跃中,分别有 17,22 和 58 个同时的跳跃在对应的双变量模型中。为检验这些跳跃对时变收益关联的影响,运用不同的线性回归模型来估计时变关联参数  $\rho_{ijt}$  和一些虚拟变量来影响系列

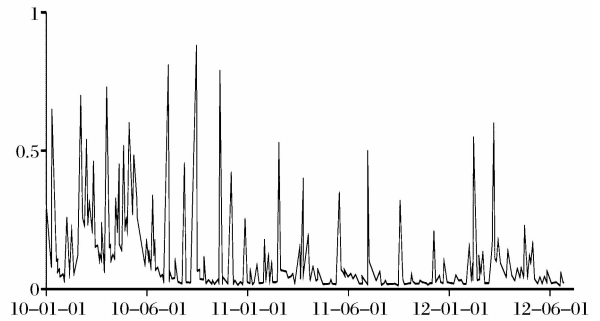


图 4 上证指数事后跳跃概率

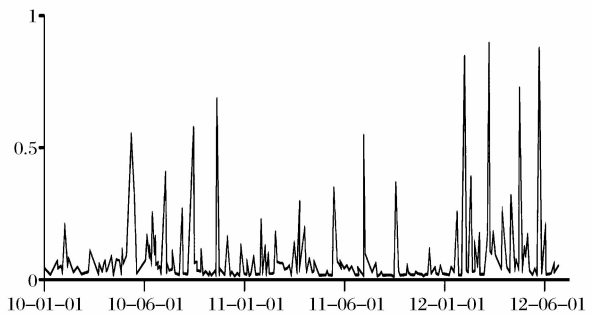


图 5 韩国综合 KS 指数事后跳跃概率

中跳跃的数目。每个系列中的跳跃虚拟变量为  $djump_t^+, djump_{it}^+$  和  $djump_{it}^-$ ,表示时间  $t, i$  系列有正的跳跃,负的跳跃或者 0。同时跳跃的虚拟变量为  $dsimjump_{it}^+, dsimjump_{it}^-, dsimjump_{it}^{+/-}$ ,这表示在系列  $i$  和  $j$  中是否有同时的正跳跃或同时的负跳跃或者相反的跳跃。表 5 显示了模型估计的结果。

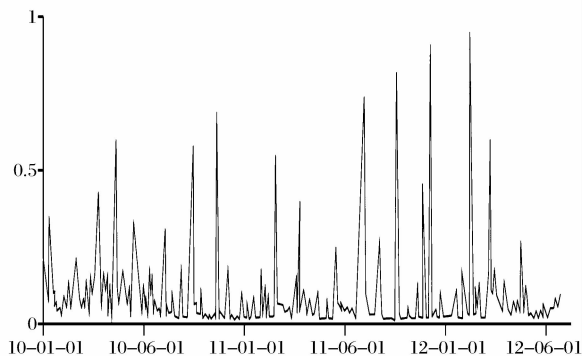


图 6 日经指数事后跳跃概率

表 5 已发生跳跃对时变收益关联的影响

	上证— 日经	上证— 韩国 KS	韩国 KS— 日经
<i>const</i>	0.077* (0.009)	0.010* (0.017)	0.089* (0.022)
$\rho_{t-1}$	0.943* (0.032)	0.891* (0.041)	0.988* (0.004)
<i>djum p<sub>1t</sub><sup>+</sup></i>	0.004 (0.028)	0.012* (0.011)	0.024* (0.017)
<i>djum p<sub>1t</sub><sup>-</sup></i>	0.007 (0.003)	-0.019* (0.005)	0.026* (0.007)
<i>djum p<sub>2t</sub><sup>+</sup></i>	0.025* (0.031)	0.001 (0.037)	0.010* (0.003)
<i>djum p<sub>2t</sub><sup>-</sup></i>	0.024* (0.003)	0.023* (0.006)	0.003 (0.001)
<i>dsimjum p<sub>t</sub><sup>+</sup></i>	0.223* (0.024)	0.064* (0.003)	0.022* (0.003)
<i>dsimjum p<sub>t</sub><sup>-</sup></i>	0.077* (0.039)	0.095* (0.011)	0.034* (0.005)
<i>dsimjum p<sub>t</sub><sup>+/-</sup></i>	-0.095* (0.023)	0.071* (0.109)	0.015* (0.033)

\* 表示 5% 水平下显著。

从表 5 可以看出,当上海证券市场有正的跳跃冲击时,上证指数—韩国 KS 的时变关联增加了 0.012,有负的跳跃冲击时,上证指数—韩国 KS 的时变关联减少了 0.019,当日本证券市场有正的跳跃冲击时,时变关联增加了 0.025,有负的跳跃冲击时,增加了 0.024。当韩国证券市场有正的冲击时,韩国 KS—日经指数的时变关联增加了 0.024,有负的跳跃冲击时,韩国 KS—日经指数的时变关联增加了 0.026,当日本证券市场有正的跳跃冲击时,时变关联增加了 0.01。对于同时跳跃的系列,在上证—日经模型中,对于同时的正跳跃,时变收益关联增加了 0.223,对于同时的负跳跃,时变收益关联减少了 0.077,对于相反的跳跃时,时变关联增加了 0.095。在上证—韩国 KS 模型中,对于同时的正跳跃,时变收益关联增加了 0.064,对于同时的负跳

跃,时变收益关联减少了 0.095,对于相反的跳跃时,时变关联减少了 0.071。在韩国 KS—日经模型中,对于同时的正跳跃,时变收益关联增加了 0.022,对于同时的负跳跃,时变收益关联减少了 0.034,对于相反的跳跃时,时变关联增加了 0.015,从相反跳跃的角度看,表明在股市反向波动时日本和中国之间股市比韩国和日本股市之间关联较大。

#### 4 结语

本文对东亚地区的中国上证指数,韩国综合 KS 指数和日本日经指数 1999—2012 年的数据进行了分析,先估计计算了无跳跃时的收益关联结果、有跳跃时的估计结果和有跳跃项和时变收益关联时的估计结果,分别表明,时变关联的持续性非常高,含有跳跃项的模型去除了呈现在无跳跃项模型中的一些自相关改善了 AIC,AIC 标准都得到了改进,时变关联中的持续参数非常高但是事后跳跃对时变收益的影响没有得到改进,没有很好的改善模型。接着便分析事后跳跃对时变收益关联的影响研究,结果表明,东亚地区股市的时变关联持续性非常高,东亚地区单个市场跳跃对时变关联影响较小,市场同时发生跳跃对市场时变关联的影响取决于跳跃的方向。当市场都发生正向的跳跃时,上证和日经指数的时变收益增量最多,当市场都发生负向跳跃时,上证和韩国 KS 指数的时变收益减少最多。表明在东亚地区股市同向跳跃发生时,中国和日本股市之间相互关联较大。且同时跳跃对时变关联的影响将远远超过了单个市场跳跃对时变关联的影响,当市场发生反向的跳跃时,也超过了单个市场跳跃的影响,但不及同向跳跃的影响,且上证和日经指数时变收益增加最多,而日经和 KS 指数时变收益减少的最多。表明在股市反向波动时日本和韩国之间股市比中国和日本股市之间关联较大,这也说明了在东亚地区,不论股市是同向还是反向跳跃,中国和日本股市之间的关联是最大的。

#### 参考文献:

[1] Kennedy J S, Coleman T F. Calibration and hedging under jump diffusion[J]. Review of Derivatives Research, 2006,9(1):1—35.  
 [2] Lee K, Song S. Insiders' hedging in a jump diffusion model[J]. Quantitative Finance,2007,7(5): 537—545.  
 [3] Cheng W H. Overestimation in the traditional GARCH model during jump periods [J]. Economics Bulletin, 2008,3(68):1—20.

- [4] Sheu H J: A full jump switching level GARCH model for short-term interest rate[J]. *Applied Financial Economics*, 2012, 22(6): 479—489.
- [5] 谈正达, 胡海鸥. 短期利率跳跃—扩散模型的非参数门限估计 [J]. *中国管理科学*, 2012, 20(1): 8—15.
- [6] 欧丽莎, 袁琛. 中国股票价格跳跃实证研究[J]. *管理科学学报*, 2011, 14(9): 60—66.
- [7] 唐勇, 寇贵明. 股票市场微观结构噪声、跳跃、流动性关系分析[J]. *中国管理科学*, 2012, 20(2): 11—19.
- [8] 王锦华. 基于时间序列极值理论的跳跃风险研究[J]. *投资研究*, 2012, 31(4): 89—100.
- [9] Andersen T G, Bollerslev T. A reduced form framework for modeling volatility of speculative prices based on realized variation measures[J]. *Journal of Econometrics*, 2011, 160(1): 176—189.
- [10] Andersen T G, Bollerslev T, Frederiksen P. Continuous-time models, realized volatilities, and testable distributional implications for daily stock returns [J]. *Journal of Applied Econometric*, 2010, 25(2): 233—261.
- [11] Yun J. The role of time-varying jump risk premia in pricing stock index options[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2011, 18(5): 833—846.
- [12] 左浩苗, 刘振涛. 跳跃风险度量及其在风险收益关系检验中的应用[J]. *金融研究*, 2011, (10): 170—184.
- [13] 刘庆富, 许友传. 国内外非同步期货交易市场之间跳跃溢出行为: 基于风险事件的视角[J]. *系统工程理论与实践*, 2011, 31(4): 679—690.
- [14] Chan W H. Conditional correlated jump dynamics in foreign exchange[J]. *Economic Letters*, 2004, 83(1): 23—28.
- [15] Asgharian H, Bengtsson C. Jump spillover in international equity markets[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 4(2): 167—203.
- [16] Hellström J, Soultanaeva A. The impact of stock market jumps on time-varying return correlations: Empirical evidence from the Baltic countries[J]. Working paper, Umeå University, 2010.

## The Study of Time-Varying Return Correlations Based on Bivariate EARJI-EGARCH

—An Analysis of the Jumps of East Asian Stock Markets

PENG Wei

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** A bivariate EARJI-EGARCH is improved for study the jumps impact on time-varying return correlations between Shanghai composite index, Japan Nikkei index and Korea KS index. The results show the persistence of correlation in east asian is very high. The outcomes show that individual jumps have small effects on time-varying correlation, the effects of simultaneous jumps depend on the jump signs. The same sign jumps have bigger effects on time-varying correlation than individual jumps, the time-varying return between China and Japan increases most. When the opposite jumps happen, the time-varying return between China and Korea decreases most. It shows that when the same jumps happen, the correlation between Japan and Japan is stronger than the correlation between Japan and Korea. Simultaneous jumps have stronger effects than individual jumps. When reverse jumps happen, they have stronger effect than individual jumps, but weaker than simultaneous jumps. The time-varying return between China and Japan increases most, but Nikkei-KS decreases most. It shows that when reverse jumps happen, the correlation between Japan and China is stronger than the correlation between Japan and Korea.

**Key words:** EARJI-EGARCH; bivariate; time-varying; jump