

国际资本流动对中国股市的影响

丁志国 赵宣凯 赵 晶

(吉林大学 数量经济研究中心、商学院,吉林 长春,130012)

摘 要: 判别国际资本市场波动对我国的冲击路径,防范国际金融风险冲击是维护国家金融安全的重要前提。国际资本流动、信息跨境传递以及投资者情绪的相互影响均可能在国家间传导金融风险。本文运用多元 GARCH 模型(BEKK)实证检验了美国资本市场波动和人民币汇率变化对我国资本市场的冲击传导关系,进而判别国际资本流动是否会对我国资本市场形成冲击。实证结论表明:汇率市场的风险波动程度显著低于资本市场,且美国资本市场与人民币汇率、我国资本市场与人民币汇率均存在显著的双向“风险溢出”效应。由此可以推断,国际资本市场风险通过国际资本流动的途径对我国市场形成冲击的事实。

关键词: 国际金融风险; 资本市场; 冲击路径; 汇率波动; MGARCH

中图分类号:F270 文献标识码:A 文章编号:1002-9753(2011)11-0152-09

The Impact of International Capital Flows on China Stock Market

DING Zhi-guo, ZHAO Xuan-kai, ZHAO Jing

(Quantitative Research Center for Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Resisting the impact of international financial risk is the key strategy for domestic financial stability. The international capital flows, information transmission and investors' sentiment could result in clearly abnormal volatility in domestic stock market of different countries. In this article, we analyze the risk transmission path among the US stock market, exchange market and domestic stock market, employing the Multivariate GARCH (BEKK) model, which is helpful to justifying whether the international capital and exchange rates fluctuations would negatively affect domestic financial market. At last, we come to several main conclusions as follows: 1) the magnitude of the risk in the exchange market is much lower than that in the stock market; 2) there is evidently significant "Spillover Effect" between the US stock market and the exchange market, as well as between the exchange market and domestic stock market, which suggests that the international capital flows is one of the important paths which the foreign financial risk impacts domestic stock market.

Key words: international financial risk; stock markets; impacting path; exchange rate fluctuation; MGARCH

一、引 言

全球化是当前世界经济的最重要特征之一,

同时金融市场一体化也正在为国际间的资本流动提供这更加便捷的途径。当世界经济活动跨

收稿日期:2011-06-28 修回日期:2011-10-18

基金项目:2010 年国家自然科学基金项目(71073067);2010 年国家社科基金重点项目(10AJL006);2011 年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(11JJD790010)和吉林大学杰出青年基金项目(2011JQ002)

作者简介:丁志国(1968-),男,吉林延吉人,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院金融学教授、博士生导师,研究方向:金融市场与投资。

越国界,通过对外贸易、资本流动、技术转移、提供服务等途径形成了全球范围相互依存、相互联系的有机经济整体时,资本市场波动就已经不再是某一个国家自己的问题了。在经济全球化背景下,资本市场波动出现了明显的跨境冲击和相互传染特征。在经济全球化和金融市场一体化条件下,国际上的贸易活动和金融资本的流动规模日益增大,世界各国资本市场的联系日益密切。同时伴随着科技进步和信息技术的快速发展,国际间信息的传递成本明显降低,信息的扩散更加迅捷,国外资本市场价格波动所包含的信息几乎能够同步地被国内投资者获知。尽管中国实行了较为严格的资本管制政策,但许多迹象表明:国际资本仍然可能绕开管制,大规模地流入和流出,形成对我国资本市场的冲击,进而产生金融不稳定。

按照传统经济学逻辑,一个国家资本市场波动可能来自两种外部因素的冲击,国际资本流动和信息跨境传递导致的投资者情绪相互传染。因此,国外的资本市场风险既可能通过国际资本的流动,也可能通过信息和情绪对我国市场产生极具威胁的冲击,而其中国际资本流动则必然导致汇率市场波动。因此,通过检验汇率市场与资本市场的波动传导关系,则可以判别我国资本市场波动是否受到国际资本流动的影响。识别国际资本市场波动对我国市场的冲击路径,防范国际金融风险是维护国家金融安全的重要前提。

汇率市场与资本市场之间的影响关系,理论界存在两种争论的观点。传统观点认为,汇率变动影响产品和原材料的价格,企业国际上的竞争优势发生变化,汇率上升,企业的经营成本增加,销量降低,收益减少,投资者的盈利预期降低,股票价格产生波动(Dornbusch 和 Fisher,1980)。而资产配置理论则认为,股票价格的变动会影响国外投资的现金流量,国内证券价格上升或下降会导致国外投资资金的流入和流出,本币的需求发生变化,汇率市场出现波动。Granger 等(2000)研究 1997 年亚洲金融危机中货币贬值与股市下跌之

间的因果关系发现,股市与汇市存在很强的联系,但不同国家的结果并不一样,部分国家股市与汇市存在单项(Unidirectional)因果关系,部分国家存在双向(Bidirectional)因果关系。他们还指出资本流动是引起汇率和股价阶段性循环关系的因素,经济高涨时热钱流入,汇率上升,资产价格上升;经济过热时资本流出,本币贬值,股价下跌。Chang 等(2005)的研究结果表明,在美国汇率波动对资本市场收益率的解释能力并不显著,因为美元是一种国际货币,美元的汇率波动对美国的资本市场影响不大。

在国内的研究中,陈雁云和何维达(2005)采用日数据分析了人民币汇率与股价的 ARCH 效应,得出人民币币值与股价呈反方向关系的结论。邓燊和杨朝军(2007),罗文波等(2008)利用 VAR 模型通过协整分析、脉冲响应和方差分解模型对上证指数、居民消费和人民币汇率月度数据进行检验,认为上证综指、居民消费与人民币实际有效汇率之间存在长期稳定的协整关系,汇率变动与股票价格正相关,与居民价格消费指数负相关,长期而言汇率变化与股票收益率互为 Granger 因果关系。吴奉刚和王芙蓉(2008)采用多元 GARCH 模型对中国资本市场与外汇市场间的波动溢出传导效应进行实证研究,结果表明汇率制度改革后,我国股市和汇市之间存在明显的双向波动溢出效应。张兵等(2008)实证发现汇率与股价存在着长期均衡的协整关系,长期来看两者关系符合流量导向模型,上证指数受到汇率的长期影响,短期而言股市和汇市存在交互影响。

综上所述,关于汇率波动与单一资本市场协整关系及风险溢出效应的研究较为丰富,但较少涉及国际资本市场间的风险传递方式研究,尤其是缺少国际资本市场间的风险冲击路径识别问题的研究。本文拟从美国资本市场、中国资本市场和人民币汇率市场之间的相互影响关系入手,判别国际资本流动是否是国际金融风险对我国资本市场形成冲击的重要路径。

二、模型描述及样本选取

(一) 模型描述

本文拟采用 BEKK - GARCH(简称 BEKK) 模型实证检验美国纽约市场波动性、人民币汇率变化率 and 我国股票市场波动性三者之间的影响关系,进而判断国际资本流动在国际金融风险传导过程中所扮演的角色。

Bollerslev、Engle 和 Wooldridge(1998) 提出广义的多元 GARCH 模型为:

$$y_t = \gamma x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t \quad (2)$$

$$h_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i vech(\varepsilon_{t-i}, \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^q B_j h_{t-j} \quad (3)$$

其中 y_t 是一个 $m \times 1$ 维因变量向量; γ 是 $m \times k$ 维参数矩阵; x_t 是 $k \times 1$ 维自变量向量,包含了 y_t 的滞后项; $H_t^{1/2}$ 是时变协方差矩阵 H_t 的 Cholesky 因子; v_t 是一个 $m \times 1$ 维服从独立同分布(i. i. d) 的新息(Innovations) 向量,即 $v: N(0, I_m)$; $h_t = vech(H_t)$, 函数 $vech(\cdot)$ 表示将一个对称矩阵的下对角元素转换成列向量。 A_0 是一个 $m(m+1)/2 \times 1$ 维的参数向量; A_i 和 B_j 均是一个 $[m(m+1)/2] \times [m(m+1)/2]$ 的参数矩阵。

但是, Bollerslev、Engle 和 Wooldridge 认为上述一般的多元 GARCH 模型要求不严谨,难以适用,因此他们提出矩阵 A_i 和 B_j 限制为对角矩阵,式(3)的形式可以改写为:

$$H_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i vech(\varepsilon_{t-i}, \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^q B_j e H_{t-j} \quad (4)$$

A_0 、 A_i 和 B_j 是 $m \times m$ 的对称参数矩阵; e 是 Hadamard 乘积。该式表明 H_t 中的每个元素依赖于他过去的值和相应的 ARCH 项的过去值。式(1)、式(2)和式(4)并称为 DVECH - GARCH 模型,DVECH 模型的存在两个弊端:(1) 时变的条件协方差矩阵并非为正定矩阵;(2) 条件方差和协方差矩阵仅仅依赖于自身的滞后值以及相应的误差项的内积。所以 Engle 和 Kroner(1995) 给出了另一种条件方差等式 3 的构建方法:

$$H_t = A_0 A_0' + \sum_{i=1}^p A_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_i' + \sum_{j=1}^q B_j H_{t-j} B_j' \quad (5)$$

其中 A_i 和 B_j 不受任何限制,这样不仅保证 H_t 是对称的正定矩阵,而且模型中每个条件方差和协方差变量还包含了两个变量残差交叉项滞后期的影响。式(1)、式(2)、式(5)构成了 MGARCH 模型的另一形式——BEKK 模型。二元时间序列 BEKK(p, q) 模型 5 式的展开形式为:

$$\begin{aligned} h_{11t} &= c_{11}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \varepsilon_{1t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \varepsilon_{1t-i} \varepsilon_{2t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \varepsilon_{2t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} h_{11t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} h_{12t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{3j} h_{22t-j} \\ h_{12t} &= c_{21}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \varepsilon_{1t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \varepsilon_{1t-i} \varepsilon_{2t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \varepsilon_{2t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} h_{11t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} h_{12t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{3j} h_{22t-j} \\ h_{22t} &= c_{22}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \varepsilon_{1t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \varepsilon_{1t-i} \varepsilon_{2t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \varepsilon_{2t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} h_{11t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} h_{12t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{3j} h_{22t-j} \end{aligned} \quad (6)$$

(二) 样本数据

美国资本市场规模居全球之首,市场交易体系成熟,金融资产的定价机制完善,因此本文将标准普尔 500 指数(S&P500)的波动作为国际金融风险的来源。为了能够更加准确地刻画我国资本市场的风险状况,本文同时选择上证综指和沪深 300 指数收益率数据进行实证检验。2005 年 7 月 21 日,我国汇率形成机制改革获得实质性突破,开始实施钉住一篮子货币的汇率政策,自此汇率波动更加能够体现出国际市场上人民币的供求关系。本文数据样本选取自 2005 年 7 月 22 日至 2009 年 12 月 31 日的 S&P 500、上证综指和沪深 300 指数的日收盘数据和美元兑人民币汇率的日收盘数据。其中,S&P 500 数据来自雅虎财经,上证指数和沪深 300 指数来自大智慧股票软件,而汇率数据选用美国联邦储备委员会网站所公布的日收盘数据。剔除非交易日后得到到共有日交易数据 1041 组有效收益率和汇率变动率数据,股票收益率和汇率变动率分别为对数收益率和变动率数据。数据运算采用 S - Plus 8.0 统计软件及 S + FinMetrics 3.02 版本模块。

三、实证检验结果分析

国际资本市场波动对我国的冲击路径识别的实证检验分为两步骤进行,第一步是美国资本

市场波动对人民币汇率的溢出效应检验;第二步是汇率波动对我国资本市场的溢出效应检验。鉴于 DVECH 模型难以判断波动之间影响程度的大小,因此本文主要采用多元 GARCH 模型 (BEKK) 进行溢出效应检验,并进行实证结果的稳健性分析。

(一) 风险溢出效应的传导路径识别

通过四个变量原始的时间序列数据的 ACF 检验图形,可以简略地判断变量的方差是否存在自相关的 ARCH 效应或波动集聚 (Volatility Clustering) 效应,进而更好地确定 MGARCH 模型中 ARCH 项和 GARCH 项的阶数。根据市场指数收益率和汇率波动的 ACF 图,可以发现标准普尔 500 和汇率波动的原始数据存在较为明显的自相关效应,而上证综指和沪深 300 则基本不存在自相关。四个

变量原始数据平方的 ACF 图呈现出非常明显的自相关关系,所以变量的方差受到滞后值的影响明显。

在构建 MGARCH 模型时假设残差项的条件分布服从传统的 Gaussian 分布,而且在均值方程中不考虑外生变量的影响,在条件方差等式中仅考虑滞后 1 阶的 ARCH 和 GARCH 效应,即均值方程变为:

$$y_t = C + \varepsilon_t \quad (7)$$

BEKK 模型的条件方差形式分别变为:

$$H_t = A_0 A_0' + A_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_1' + B_1 H_{t-1} B_1' \quad (8)$$

运用 BEKK 模型分别进行标准普尔 500 指数收益率波动对人民币汇率的溢出效应,以及人民币汇率波动对上证指数和沪深 300 指数的溢出效应进行实证检验,检验的结果列示于表 1 中。

表 1 基于 BEKK 模型的风险波动溢出实证检验结果

系数名称	S&P 500 收益与汇率变化率		汇率变化与上证综指收益		汇率变化与沪深 300 收益	
	(1)		(2)		(3)	
	系数估计	P 值	系数估计	P 值	系数估计	P 值
C(1)	0.000256	0.4035	-0.00004674***	0.0059	-0.00006691***	0.0005
C(2)	-0.000098***	0.0000	0.001277**	0.0325	0.0010776	0.1388
A(1,1)	0.001164***	0.0000	-0.000003404	0.9846	0.000022	0.6527
A(2,1)	0.000098**	0.0199	-0.0009889	0.9855	0.00377222	0.6666
A(2,2)	0.000000	1.0000	0.003038	0.8635	0.00013853	0.9995
ARCH(1;1,1)	0.260500***	0.0000	0.3799***	0.0000	0.39543141***	0.0000
ARCH(1;2,1)	0.008404***	0.0000	1.887***	2E-05	1.97943276***	0.0005
ARCH(1;1,2)	-0.588100***	0.0054	0.006058***	2E-16	0.00721688***	0.0000
ARCH(1;2,2)	0.516100***	0.0000	0.3222***	0.0000	0.34126793***	0.0000
GARCH(1;1,1)	0.960000***	0.0000	0.9371***	0.0000	0.92394662***	0.0000
GARCH(1;2,1)	-0.003630***	0.0000	-0.9396***	2E-16	-1.07212292***	3E-13
GARCH(1;1,2)	0.406200***	0.0000	-0.00105***	0.0005	-0.00150997***	3E-07
GARCH(1;2,2)	0.895200***	0.0000	0.9415***	0.0000	0.93968014***	0.0000
标准化残差 Ljung-Box 检验	SP500: P 值 = 0.04894 HLBH: P 值 = 0.2185		HLBH: P 值 = 0.0092 SZZZ: P 值 = 0.0212		HLBH: P 值 = 0.0187 HS300: P 值 = 0.0011	
标准化残差平方 Ljung-Box 检验	SP300: P 值 = 0.8628 HLBH: P 值 = 0.7433		HLBH: P 值 = 0.7562 SZZZ: P 值 = 0.7074		HLBH: P 值 = 0.6353 HS300: P 值 = 0.9595	
标准化残差 ARCH 效应检验	SP300: TR ² = 7.773; P 值 = 0.8026 HLBH: TR ² = 8.175; P 值 = 0.7713		HLBH: TR ² = 8.058; P 值 = 0.7806 SZZZ: TR ² = 8.232; P 值 = 0.7667		HLBH: TR ² = 9.436; P 值 = 0.6653 HS300: TR ² = 4.625; P 值 = 0.9693	

注:***、**和* 分别表示回归系数估计值在 10%、5%和 1%显著性水平下显著异于 0。

$C(1)$ 和 $C(2)$ 为均值方程(7)中列向量 C 的元素值。 $A(1, 1)$ 为条件方差方程中常数项估计矩阵 A_0 第一行第一列元素。 $ARCH(1; 1, 1)$ 中第一个数字1首先指出了该系数估计值位于条件方差等式中一阶ARCH滞后项的系数矩阵 A_1 之中,最后两位数字则说明此系数估计值在矩阵中的第一行和第一列。与此类似, $GARCH(1; 1, 1)$ 代表的是GARCH一阶滞后项系数估计矩阵 B_1 中第一行和第一列元素。表1中第(1)列为S&P 500指数收益率与人民币汇率波动溢出效应实证检验的结果,等式(7)和(8)的系数估计矩阵结果如下:

$$C = \begin{bmatrix} C(1) \\ C(2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.00256 \\ -9.8E-5^{***} \end{bmatrix}$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0012^{***} & 0.000098^{**} \\ 0.000098^{**} & 0 \end{bmatrix}$$

$$A_1 = \begin{bmatrix} ARCH(1; 1, 1) & ARCH(1; 1, 2) \\ ARCH(1; 2, 1) & ARCH(1; 2, 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.2605^{***} & -0.5881^{***} \\ 0.0084^{***} & 0.5161^{***} \end{bmatrix}$$

$$B_1 = \begin{bmatrix} GARCH(1; 1, 1) & GARCH(1; 1, 2) \\ GARCH(1; 2, 1) & GARCH(1; 2, 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9600^{***} & 0.4962^{***} \\ -0.0036^{***} & 0.8952^{***} \end{bmatrix}$$

条件方差方程(8)中ARCH项和GARCH项系数矩阵的元素在统计上均显著异于0,表明标准普尔500收益率的条件方差、汇率变化的条件方差以及两者之间的条件协方差都受到ARCH项和GARCH项矩阵各个元素的显著的正向影响。据此,可以清晰得出:(1)美国资本市场波动对汇率变化具有溢出效应,但强度相对较弱,因为标准普尔500指数收益率滞后1期的残差方差 $\varepsilon_{1,t-1}^2$ 和条件方差 $h_{11,t-1}$ 对汇率变化率影响为正,系数估计分别为 $ARCH(1; 2, 1)^2 \approx 0.000071$, $GARCH(1; 2, 1)^2 \approx 0.000013$;(2)汇率波动对美国资本市场也具有溢出效应,因为汇率变化率滞后1期的残差方差 $\varepsilon_{2,t-1}^2$ 和条件方差 $h_{22,t-1}$ 对标准普尔500收益率影响的线性估计系数显著,分别是 $ARCH(1; 1, 2)^2 \approx$

0.3459 和 $GARCH(1; 1, 2)^2 \approx 0.2462$ 。图1(a)揭示了美国资本市场和人民币汇率波动各自风险变化状况以及两者风险的相关关系。当美国资本市场和汇率市场波动较为平稳时正相关性程度较高,随着两个市场波动加剧,相关程度降低,并且在资本市场和汇率市场波动最为剧烈时,相关系数已经变为负值。

由此可见,美国资本市场与汇率之间存在显著的相关关系,并随着两个市场风险程度的变化而发生改变,在两个市场风险程度较低时相关程度较高;当市场风险程度升高时,相关程度下降,甚至市场波动最为剧烈时相关程度变为负值。更值得注意的是,美国资本市场与汇率波动之间的溢出效应是相互的,即资本市场波动可以对汇率产生微弱的影响,反过来汇率波动也会对资本市场产生传导作用。人民币汇率波动与上证综指收益率之间的波动溢出估计系数值如表1中(2)所示。得出的系数估计值分别为:

$$C = \begin{bmatrix} C(1) \\ C(2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -4.674E-5^{***} \\ 0.001277^{***} \end{bmatrix}$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3.4E-6 & 9.89E-4 \\ 9.89E-4 & 0.003038 \end{bmatrix}$$

$$A_1 = \begin{bmatrix} ARCH(1; 1, 1) & ARCH(1; 1, 2) \\ ARCH(1; 2, 1) & ARCH(1; 2, 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.3799^{***} & 0.006058^{***} \\ 1.887^{***} & 0.3222^{***} \end{bmatrix}$$

$$B_1 = \begin{bmatrix} GARCH(1; 1, 1) & GARCH(1; 1, 2) \\ GARCH(1; 2, 1) & GARCH(1; 2, 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9371^{***} & -0.00105^{***} \\ -0.9396^{***} & 0.9415^{***} \end{bmatrix}$$

结果显示,条件方差等式中的滞后ARCH项和滞后GARCH项的估计系数均显著异于0。而且汇率波动的条件方差、上证综指收益率的条件方差以及两者之间的条件协方差都受到ARCH项和GARCH项矩阵各个元素显著的正向影响。此时可以发现:(1)汇率波动对我国资本市场产生了显

著影响,汇率变化率滞后1期的残差方差 $\varepsilon_{1,t-1}^2$ 和条件方差 $h_{11,t-1}$ 对上证综指收益率条件方差 $h_{22,t}$ 的线性估计系数显著,分别是 $ARCH(1;2,1)^2 \approx 3.5608$, $GARCH(1;2,1)^2 \approx 0.8828$; (2) 我国资本市场风险也能够传导至汇率市场,但非常微弱。指数收益率滞后1期的残差方差 $\varepsilon_{2,t-1}^2$ 和条件方差 $h_{22,t-1}$ 对上证综指收益率条件方差 $h_{11,t}$ 的线性估计系数显著 $ARCH(1;1,2)^2 \approx 0.000037$ 和 $GARCH(1;1,2)^2 \approx 0.000011$; (3) 汇率波动和上证综指收益率的条件协方差存在时变特征。

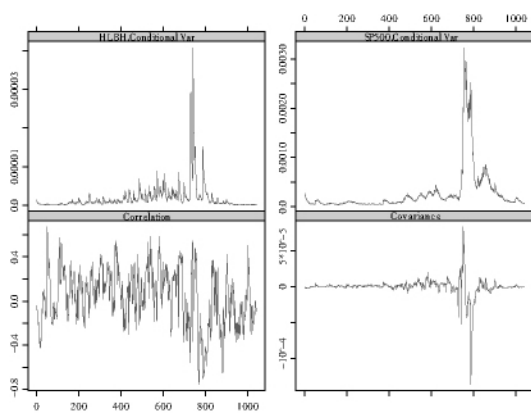


图1(a) BEKK模型下SP500和HLBH的条件方差、协方差和相关系数变化

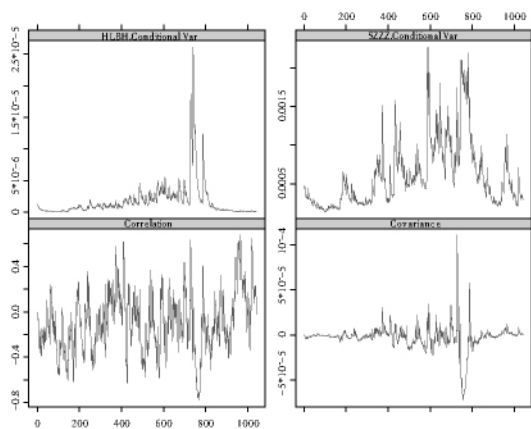


图1(b) BEKK模型下HLBH和上证综指的条件方差、协方差和相关系数变化

图1(b)为BEKK模型下变量条件方差、协方差和相关系数时变状况。与图2(a)相比较,汇率波动的条件方差值缩小了近一倍,上证综指收益率的条件方差虽然大部分时间内高于标准普尔500指数,但是最大值仅为其1/2左右,说明我国资本市场的风险正常时期要高于美国市场,而一

旦发生大规模的金融动荡,美国股市的风险会迅速上升,明显超过我国资本市场的波动程度。2008年次贷危机引发的全球金融海啸对美国等发达国家资本市场造成巨大冲击,甚至一度威胁到实体经济的发展,而我国则是世界上公认的受金融危机影响较轻的国家。人民币汇率波动与上证综指股票收益率的条件相关系数与图1(a)中结果变化幅度基本相同,二者之间的相关性较高。但需要注意的是,人民币汇率采用间接标价法,即1美元兑换人民币的数量,所以两个条件相关系数的变化方向大致相反。模型对汇率波动和上证综指收益率时变条件方差和协方差的刻画效果检验结果在表1的下半部分列出。BEKK模型的标准残差序列本身存在序列自相关效应,但标准化残差序列平方序列不存在,而且ARCH效应也不显著,说明模型的适用性良好。汇率波动与沪深300指数收益率的实证检验结果如表1(3)所示,模型实证检验得出的系数结果显著性与采用上证综指收益率基本相同,只是估计值的大小存在差异。

(二) 实证结果的稳健性分析

在上面实证检验过程中,MGARCH(1,1)模型进行实证检验的前提假设是均值方程的残差服从正态分布(也称高斯分布)。这本身是一个十分严格的前提假设,必然导致实证结果缺乏弹性。所以,有必要放松假设,即假设残差服从t分布再进行MGARCH模型实证检验。t分布下BEKK模型的系数估计结果如表2所示。

由此可见,在t分布假设下的结果与正态分布假设的结果存在显著区别。SP500和HLBH系数估计结果显示, $ARCH(1;2,1)$ 和 $GARCH(1;2,1)$ 均未通过检验,表明SP500收益率残差和条件方差对HLBH的条件方差没有影响,即美国资本市场波动对汇率波动没有显著影响。而 $ARCH(1;1,2)$ 和 $GARCH(1;1,2)$ 结果则显著表明汇率波动对资本市场的风险传导效应依然存在。人民币汇率波动对我国资本市场的溢出效应的实证检验结果也不一致。采用HLBH和SZZZ数据得到的估计系数 $ARCH(1;2,1)$ 和 $GARCH(1;2,1)$ 显著异于0,而 $ARCH(1;1,2)$ 和 $GARCH(1;1,2)$ 不显著,

表 2 t-分布假设下 BEKK 模型的系数估计结果

系数名称	S&P 500 收益与汇率变化率		汇率变化与上证综指收益		汇率变化与沪深 300 收益	
	(1)		(2)		(3)	
系数名称	系数估计	P 值	系数估计	P 值	系数估计	P 值
C(1)	0.0007061***	0.0069	-4.039E-05***	0.00087	-0.00004327***	0.0005
C(2)	-3.1E-05***	0.0099	0.0026045***	1.4E-07	0.00266991***	2.7E-07
A(1,1)	0.0005175	0.2051	5.187E-05***	8.2E-06	0.00006326***	3.9E-07
A(2,1)	2.766E-05	0.5590	-0.0017259	0.1638	-0.00108341	0.3213
A(2,2)	4.346E-05	0.1877	0.0013439	0.3104	0.00091666	0.5415
ARCH(1;1,1)	0.2306592***	0.0000	0.443049***	0.0000	0.47867422***	0.0000
ARCH(1;2,1)	-0.002174	0.1023	-1.9136627***	0.0013	0.40396752	0.5175
ARCH(1;1,2)	1.1878346***	5.6E-06	0.0000613	0.9511	0.00040463	0.679
ARCH(1;2,2)	0.4538377***	0.0000	0.2145601***	0.0000	0.21541787***	0.0000
GARCH(1;1,1)	0.9713194***	0.0000	0.9177264***	0.0000	0.90409272***	0.0000
GARCH(1;2,1)	0.000219	0.4226	0.7261658***	2.8E-05	-0.28399943	0.1840
GARCH(1;1,2)	-0.459498***	2.4E-08	0.0001329	0.6799	0.00018661	0.5132
GARCH(1;2,2)	0.9134605***	0.0000	0.9699034***	0.0000	0.97704043***	0.0000
标准化残差 Ljung-Box 检验	SP300: P 值 = 0.03015		HLBH: P 值 = 0.03901		HLBH: P 值 = 0.062890	
	HLBH: P 值 = 0.03223		SZZZ: P 值 = 0.04983		HS300: P 值 = 0.062890	
标准化残差平方 Ljung-Box 检验	SP300: P 值 = 0.8104		HLBH: P 值 = 0.9997		HLBH: P 值 = 0.9997	
	HLBH: P 值 = 0.9974		SZZZ: P 值 = 0.8832		HS300: P 值 = 0.9997	
标准化残差 ARCH 效应检验	SP500: TR ² = 8.002 P 值 = 0.7849		HLBH: TR ² = 1.809 P 值 = 0.9996		HLBH: TR ² = 1.775 P 值 = 0.9997	
	HLBH: TR ² = 2.778 P 值 = 0.9969		SZZZ: TR ² = 6.713 P 值 = 0.8760		HS300: TR ² = 7.760 P 值 = 0.8036	

注: ***、** 和 * 分别表示回归系数估计值在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著异于 0。

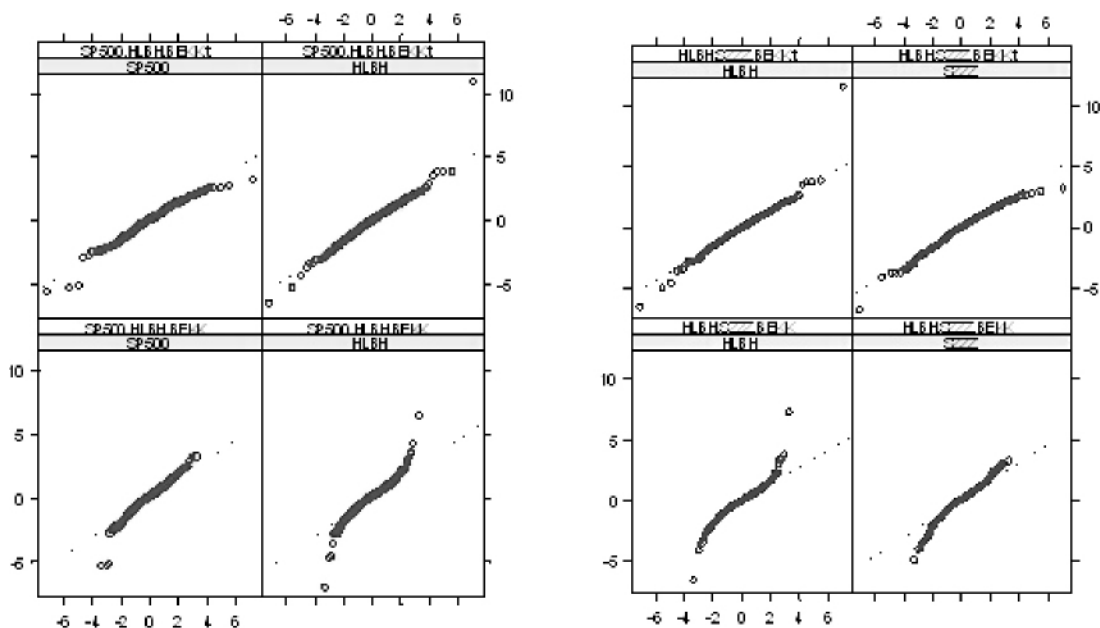


图 3 t 分布和正态分布下 BEKK 模型的标准化残差 QQ 图

说明汇率波动对我国资本市场具有单向的传导作用。考虑 HLBH 与沪深 300 指数之间的传导关系时,发现上述四个系数估计值均不显著,表明两个市场之间的风险传导关系不显著。

为了比较不同假设下 BEKK(1,1) 模型的优劣,图 2 列示了标准普尔 500、汇率变化和上证综指在不同分布下标准化残差的 QQ 图,可以诊断不同分布假设下 BEKK 模型估计结果的稳健性。 t 分布假设下,标准普尔 500 和汇率变化的 BEKK(1,1) 模型得到 SP500 和 HLBL 标准化方差的 QQ 图,图形的尾部与直线存在偏离,但程度明显弱于正态分布假设下的标准化方差的分布结果。汇率变化和上证综指收益率的 BEKK(1,1) 模型的标准化的 QQ 分布可以得到相同结果。这说明运用 BEKK 模型计算出的结果在残差服从 t 分布的假设下更加具有稳健性。

四、基本结论

中国资本市场作为新兴市场,市场风险波动程度高,容易受到外部因素的冲击。尽管我国对资本实施严格管制,但国际资本在追逐利益动机的驱使下通过各种途径绕过管制,在我国资本市场流进或流出,对我国市场形成冲击,而国际资本的流入和流出必然导致在汇率市场上留下痕迹。本文选取 2005 年 7 月 21 日至 2009 年 12 月 31 日的标准普尔 500 指数、人民币汇率和上证综指、沪深 300 指数数据,运用 MGARCH 的 BEKK-GARCH(简称 BEKK)模型,实证检验国际资本市场波动、人民币汇率和我国资本市场三者之间风险溢出效应的存在性,进而判断在国际资本市场风险传导过程中国际资本流动所扮演的角色,实证研究得出如下基本结论:

(1) 根据 BEKK 模型条件方差表达式的估计结果,可以发现美国资本市场风险与汇率波动之间、汇率波动与我国资本市场波动之间存在显著的溢出效应,印证了国际资本市场风险通过国际资本流动的途径对我国市场形成冲击。并且这种影响关系随着两个市场风险程度的变化而发生改变,在两个市场风险程度较低时相关程度较高;当市场风险程度升高时,相关程度下降,甚至在市场

波动最为剧烈时相关程度变为负值。

(2) 我国资本市场的风险正常时期要高于美国市场,而一旦发生大规模的金融动荡(即波动异常剧烈时),美国资本市场的风险会迅速上升,并明显超过我国资本市场的波动程度。这就是为什么次贷危机引发的全球金融海啸对美国等发达国家资本市场造成巨大冲击,而我国则是世界上公认的受危机影响最小国家的原因。

(3) 实证结果表明汇率波动程度明显小于资本市场,且在严格的假设条件下,美国资本市场与人民币汇率波动之间、我国资本市场与人民币汇率波动之间均存在双向的风险传导关系;而如果放松残差序列正态分布的严格假设,则双向的风险传导关系不显著,人民币汇率对资本市场的单向风险传递作用明显,表明我国资本市场波动对汇率具有溢出效应的实证结果缺乏稳健性,但是国际资本市场风险通过国际资本流动途径对我国市场形成冲击的检验结论具有稳健性。

参考文献:

- [1] Bekaert G, Harvey C R, Ng A. Market Integration and Contagion[J]. The Journal of Business, 2005, 78: 39-69.
- [2] Bekaert G. Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets[J]. The World Bank Economic Review, 1995, 9: 75-107.
- [3] Bekaert G. The Time Variation of Expected Returns and Volatility in Foreign-Exchange Markets[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1995, 13: 397-408.
- [4] Campbell J Y, Hamao Y. Predictable Stock Returns in the United States and Japan: A Study of Long-Term Capital Market Integration[J]. The Journal of Finance, 1992, 47: 43-69.
- [5] Engle R F, Susmel R. Common Volatility in International Equity Markets[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1993, 11: 167-176.
- [6] Engle R F, Ng V K. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility[J]. The Journal of Finance, 1993, 48: 1749-1778.
- [7] Engle R F, Kroner K F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH[J]. Econometric Theory, 1995(11): 122-150.
- [8] Hamao Y, Masulis R W, Ng V. Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets[J]. The Review of Financial Studies, 1990(3): 281-307.
- [9] Jon W. Transmission of Information across International

Equity Markets [J]. The Review of Financial Studies, 2006 (19): 1157 - 1189.

[10]陈梦根,毛小元. 股价信息含量与市场交易活跃程度 [J]. 金融研究 2007(03): 129 - 143.

[11]陈 收,李双飞,李小晓. 中国概念股与国内外股市的联动效应研究 [J]. 管理科学 2008(4): 107 - 116.

[12]丁志国,苏 治,杜晓宇. 经济周期与资本市场波动关联性——基于向量 SWARCH 模型的新证据 [J]. 数量经济技术经济研究 2007(3): 62 - 69 81.

[13]殷剑峰. 中国金融市场联动分析: 2000 - 2004 [J]. 世界经济 2006(1): 52 - 62 98.

[14]余宇新,杨大楷. 股权分置改革对沪港市场联动性影响的研究——基于小波多分辨率的分析 [J]. 统计与信息论坛 2009(6): 34 - 39.

[15]曾志坚,江 洲. 关于我国资本市场与债券市场收益率联动性的实证研究 [J]. 当代财经 2007(9): 60 - 66.

[16]曾志坚,罗长青. 股票与债券市场流动性联动的实证研究 [J]. 财经理论与实践 2008(4): 47 - 51.

[17]曾志坚,徐 迪,谢 赤. 金融危机影响下资本市场联动效应研究 [J]. 管理评论 2009(2) 35 - 41 93.

[18]张信东,赵 芳. 沪、深资本市场与香港资本市场的溢出效应——基于发布“港股直通车”方案前后的比较分析 [J]. 南开管理评论 2009(4): 101 - 108.

[19]赵振全,薛丰慧. 资本市场交易量与收益率动态影响关系的计量检验: 国内与国际资本市场比较分析 [J]. 世界经济 2005(11) 66 - 72 81.

(本文责编:海 洋)