

人民币分别与发达市场和新兴市场货币 汇率波动传导效应研究

——基于多元 BEKK - MGARCH 模型的波动传导测试

徐国祥 杨振建

(上海财经大学应用统计研究中心, 上海财经大学统计与管理学院; 上海 200433)

摘 要:本文利用发达市场和新兴市场 8 个国家和地区货币兑瑞士法郎汇率日数据, 构建 BEKK - MGARCH 模型, 分别研究近十年和人民币汇改至今这两段时间, 人民币分别同发达市场和新兴市场国家跨市场货币汇率的波动传导效应。结果发现, 人民币和美元之间存在着显著的交互波动传导效应关系。在人民币汇改后, 人民币汇率表现出更强的波动传导效应, 除欧元外, 均对美元、日元和英镑汇率有着显著的直接波动传导效应。在新兴市场金砖四国所构建的汇率波动传导效应模型中, 无论是在近十年还是在人民币汇改后, 人民币相比于金砖四国其他货币具有更强的波动传导效应, 但除卢布外, 金砖四国的其他货币对人民币汇率的波动传导效应不显著。

关键词:人民币汇率; 波动传导效应; BEKK - MGARCH 模型

JEL 分类号:C32, F31, G15 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2013)06 - 0046 - 14

一、问题的提出

2007 年, 美国房地产泡沫破灭引发的次贷危机, 在当前金融市场全球化和自由化的背景下, 进而演变成了全球性金融危机, 同时衍生出了包括冰岛经济危机、迪拜债务危机和欧洲债务危机等一系列主权债务危机, 引发了各国经济不同程度的衰退, 并损害了相关主权投资者和国际贸易商的利益。债务危机和汇率波动的发生, 在一定程度上会导致资产在地区或国家之间涌动, 从而在外汇市场之间产生波动传导效应。当前, 在面对全球经

收稿日期: 2012 - 04 - 20

作者简介: 徐国祥, 上海财经大学统计与管理学院教授、博导, Email: xugxiang@mail.shufe.edu.cn.

杨振建, 上海财经大学统计与管理学院博士生。

* 本文感谢上海财经大学应用统计研究中心、上海财经大学研究生科研创新基金项目 - 《人民币有效汇率指数编制及其长期均衡测算和波动传导效应研究》(批准号: CXJJ - 2012 - 420) 资助。感谢匿名评审人的建议, 文责自负。

济发展不均衡和贸易争端不断呈现的现实面前,有必要对人民币在国际货币市场所扮演何种角色以及同其他市场货币汇率波动传导关系,能有一个清晰的认识和准确的把握。对于我国政府宏观管理而言,这有利于其监测和规避中国外汇市场动荡风险,关注人民币汇率波动对于哪些货币较为敏感,进而有针对性控制其波动风险。同时对于从事国际贸易和国际投资者而言,正确认识其资产的外汇风险敞口,合理配置其外汇资产,进而采用合理的资产定价机制,规避外汇风险,是极其重要的。

当前在全球范围内,以美国、欧元区、日本和英国为代表的发达市场仍然是全球经济发展的主导者,而以包括中国、俄罗斯、印度和巴西在内的“金砖四国”为代表的新兴市场国家,也成为当今全球经济增长中一股不可忽视的力量,在当前全球经济发展中,正扮演着重要角色。因此在研究人民币汇率波动传导效应时,我们将同时研究人民币同发达市场和新兴市场货币的汇率波动传导效应关系,从而全面认识人民币在全球范围内所处的地位,以及人民币同其他货币之间的波动传导效应关系。

近些年来,国内外学者在研究资本收益率波动传导方面,采用了不同方法进行了大量的研究和探索。但是更多的研究领域主要是限于美、日、欧等发达经济体的股票市场和外汇市场,而涉及新兴市场国家之间的汇率波动传导研究相对较少。

Bollerslev(1990)是最早采用多元 GARCH 模型研究外汇市场波动传导的学者之一,他采用英镑、法国法郎、马克、里拉和瑞士法郎五种货币的周数据研究其汇率波动传导关系,但是其所构建模型是假定跨市场之间存在常相关系数。然而,Longin 和 Solnik(1995)证明了基于常相关系数假定的股票收益率和汇率波动传导研究是不合理的。Karolyi(1995)发现二元 GARCH 模型适用于研究美国 S&P500 指数和加拿大 TSE300 指数之间的跨市场的波动传导关系。Francis In 等(2001)利用 VAR-EGARCH 模型研究了亚洲股票市场的波动关系,发现股票市场不仅受到本市场波动的影响,而且也受到其他市场波动的影响。Kearney 和 Patton(2000)利用多元 GARCH 模型研究欧洲货币一体化以前,欧洲货币体系内各国货币的汇率波动传导关系,在构建该模型时,未强加常相关系数的假定,研究结果发现,德国马克在欧洲货币体系内各国货币汇率的波动传导关系中扮演着主导的角色。Fang 等(2006)利用二元 BEKK 模型研究美国和日本的股票市场和债券市场的波动关系,研究发现在各自国家之内,波动传导关系是股票市场波动单方向传导给债券市场。而对于跨国之间,股票市场之间的波动传导是显著的,而跨国家之间的股票市场和债券市场的传导是不显著的。

国内学者赵华(2007)利用多元 MGARCH 模型发现人民币汇率和利率两者不存在价格溢出效应,而跨货币市场之间却存在显著的波动持久性。方毅和张屹山(2007)利用多元 MGARCH 模型和方差分解法研究了国内外期货市场之间的风险传染即波动溢出关系。金洪飞和金犇(2008)利用 VAR 模型和二元 GARCH 模型研究了中国和美国股市价格和石油价格之间的波动溢出效应关系,研究结果表明我国的股市价格与国际石油价格联动不强,而美国股市则与国际价格有显著的溢出效应关系。丁剑平等(2009)利用三元 DCC-MGARCH 模型证明了亚洲各个国家和地区之间的股市与汇市存在联动关系,当地

域与规模越接近时,两国间的股市与汇市三者之间就存在越强的联动效应。游家兴和郑挺国(2009)基于 DCC - MGARCH 模型研究表明,中国的证券市场同发达市场的联动性正逐渐增强。

从以上文献综述可以看出,目前在方法论上,国内学者和国外学者大致相同,而且主要涉及美、日、欧等发达国家的股票市场或商品市场,目前还没有同时涉及发达市场和新兴市场货币汇率波动传导效应的研究。本文将构建人民币分别同发达市场和新兴市场货币的五元和四元 BEKK - MGARCH 模型,研究跨市场汇率波动传导效应。本文的第二部分将构建 BEKK - MGARCH 模型并分析其优点,同时提出模型所涉及参数的估计方法。第三部分对样本进行基本的统计描述,并根据第二部分所构建的模型进行实证分析。第四部分提出本文实证分析的主要结论和对策建议。

二、BEKK - MGARCH 波动传导效应模型的建立

汇率波动传导效应是指当一个经济体货币汇率发生波动时,不仅对其自身未来波动产生影响,而且还可能对其他经济体货币汇率未来的波动产生一定影响。从统计角度看,汇率波动即表示汇率收益率的方差,而波动传导效应则反映的是汇率收益率条件二阶矩之间的格兰杰因果关系。而 MGARCH 模型正是研究跨市场波动传导效应的良好计量方法。

在多元 GARCH 模型中存在多种形式,其中最主要有 Bollerslev(1988)提出的一般形式的多元 GARCH 模型,Bollerslev(1990)常相关多元 GARCH 模型以及 BEKK - MGARCH 模型。接下来我们将讨论本文所采用的 BEKK - MGARCH 模型相比于其他 MGARCH 模型的优势。

一般形式的多元 GARCH 模型形式是:

$$\begin{aligned} \text{vech}(H_t) &= C + \sum_{j=1}^q A_j \text{vech}(\varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j}) + \sum_{j=1}^p B_j \text{vech}(H_{t-j}) \\ &= C + A(l) \text{vech}(\varepsilon_t \varepsilon'_t) + B(l) \text{vech}(H_t) \end{aligned} \quad (1)$$

其中, A_j, B_j 为 $N(N+1)/2$ 维方阵, $A(l)$ 和 $B(l)$ 分别为别为 q, p 阶滞后算子多项式; C 为 $N(N+1)/2$ 维向量是条件协方差方程中的截矩项; $\text{vech}(X_t)$ 是向量半算子,按列堆积下三角矩阵。

Bollerslev(1990)提出了常相关系数假设:

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_{ii} \sigma_{jj} \quad (2)$$

则条件协方差矩阵为: $H_t = D_t \Gamma D_t$, 其中 $D_t = \text{diag}(\sigma_{1t}, \sigma_{2t}, \dots, \sigma_{Nt})$; $\Gamma = (\rho_{ij})_{N \times N}$ 。

虽然一般形式的多元 GARCH 模型能全面地刻画波动特性,但由于该模型的复杂性,以及需要估计参数最多,给实际模型参数估计带来了巨大的困难,特别在于它不能确保条件协方差矩阵 H_t 的半正定性,但该条件对于确保估计的方差不小于零是非常有必要的。常相关多元 GARCH 模型相对一般形式的多元 GARCH 模型有了很大的简化,参数数量大

幅减少,但是 Longin 和 Solnik (1995) 和 Sheady (1997) 证明了在常相关假设前提下对于汇率问题的研究是不成立的。Engle 和 Kroner (1995) 在综合 Baba, Engle, Kraft 和 Kroner (1991 年未发表手稿) 工作的基础上首次提出了 BEKK - MGARCH 模型。其动机就是确保运算过程中方差矩阵的正定条件。因此,我们的研究选择了 BEKK - MGARCH 模型^①,它不仅确保了条件协方差矩阵 H_t 的半正定性,同时我们不对其强加常相关这样不合理的假设。

考虑一个 5×1 维向量随机序列:

$$R_t = \ln(s_{it}/s_{it-1}) \times C = M_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (4)$$

其中 R_t 表示收益率向量, C 是常数,通过该参数可使得原始收益率的方差大于 10,以便于参数的迭代估计; s_{it} 表示第 i 国汇率在 t 期的即期值; M_t 表示期望均值向量, ε_t 表示一个 5×1 维向量残差向量,是 $t-1$ 时的信息集, H_t 是 5×5 维正定矩阵。现假定 r_{it} 表示第 i 国汇率在 t 时期日收益率, h_{ij} 表示在 t 时期每两个国家汇率收益率之间的条件协方差,当 $i = j$ 时,即 h_{ii} 表示第 i 国汇率之间在 t 时期日收益率的条件方差。 ε_{it} 表示 t 时期第 i 种收益率以信息集 I_{t-1} 为条件的残差项。

BEKK - MGARCH(1,1) 模型通式为:

$$H_{t+1} = C^T C + A^T \varepsilon_t \cdot \varepsilon_t^T A + B^T H_t B \quad (5)$$

以五元 BEKK - MGARCH(1,1) 为例,方差 - 协方差矩阵 H_t 为 5×5 维对称矩阵,其中, C 为上三角矩阵。矩阵 B 度量的是五国汇率收益率滞后一期波动对自身当期波动的影响,矩阵 A 度量的是五国汇率收益率滞后一期残差项对当期波动的影响,表示市场滞后一期产生的新信息对当期市场波动的影响。

对于该模型,我们采用式(6)对数似然函数方法进行参数估计:

$$\ln l(\theta) = -\frac{TN}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (6)$$

其中 θ 指所有未知的要估计的参数, T 为观测值的数目, N 为所估计的变量数目(在五元 GARCH 模型中 $N = 5$), H_t 是方差 - 协方差矩阵, ε_t 是残差向量。由于多元 GARCH 模型的似然估计是复杂的优化问题,所以我们采用由 Berndt 等(1974)提出的一种优化似然函数的算法(BHHH 算法),它有良好的收敛性和统计性质,迭代过程如下:

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + k_i \left(\sum_{t=1}^n \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^n \frac{\partial l}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta^{(i)}} \quad (7)$$

其中, n 为样本数, k_i 为第 i 搜索步长,取使在该搜索方向上似然函数极大化的步长。选取适当的初始值后,重复(7),直至结果收敛于某一定值。利用该方法,我们就可以得到参数的估计值及其对应的方差和协方差矩阵。

^① 国内外大量研究表明,多元 GARCH 族采用一阶滞后形式对时变条件方差有很好的描述,考虑到估计成本和解释问题,将其扩大到更高阶并无明显益处。

三、样本数据和实证分析

本文使用 8 个国家兑瑞士法郎的汇率,这其中包括代表发达市场的货币汇率:瑞郎/美元(chfusd)、瑞郎/欧元(chfeur)、瑞郎/日元(chfjpy)和瑞郎/英镑(chfgbp),代表新兴市场的金砖四国(BRICs)货币汇率:瑞郎/雷亚尔(chfbrl)、瑞郎/卢布(chfrub)、瑞郎/卢比(chfinr)和瑞郎/人民币(chfcny)。样本范围为 2000 年 1 月 3 日至 2010 年 10 月 18 日的日数据,数据来源于 Bloomberg 数据库。本研究选取近十年和人民币汇改后两个时间段作为研究期间的理由是:首先,人民币等新兴市场国家的外汇市场在十年之前,主要是以盯住美元汇率的格局不变,而且外汇市场开放程度也不高;其次,人民币汇率改革之后,人民币汇率显得更加活跃,而且在这段时间内,也包括了全球金融危机的前夕、期间和之后全过程,因此研究这段时间的货币汇率波动传导效应也显得尤为重要。

(一)近十年人民币波动传导效应模型及实证分析

1. 样本数据描述

表 1 近十年各汇率样本日数据收益率描述性统计值(C 取 100)

汇率	均值	标准差	偏度	峰度	Jacque - Bera		ARCH(1) p - 值
					统计量	p - 值	
chfusd	0.0076166	0.3015847	0.1621483	5.2326931	597.02477	0.0000	0.0197
chfeur	0.0028128	0.137288	-0.131244	11.372672	8230.4198	0.0000	0.0000
chfjpy	0.0042122	0.3221748	-0.33516	6.1800211	1238.8185	0.0000	0.0000
chfgbp	0.0080305	0.2620222	0.2235959	8.3907355	3431.9553	0.0000	0.0000
chfbrl	0.0062169	0.5505422	-0.109427	11.523155	8526.173	0.0000	0.0000
chfrub	0.009219	0.293634	0.3827863	8.8915081	4139.9231	0.0000	0.0000
chfinr	0.0079135	0.3191453	0.0176183	4.6124568	305.10596	0.0000	0.0000
chfcny	0.0043548	0.3278818	0.3620881	10.488705	6639.3097	0.0000	0.0000

表 1 给出了近十年上述 8 种货币兑瑞士法郎汇率的主要统计量。从表 1 中的偏度和峰度值可知各个样本数据的日收益率的分布具有“尖峰厚尾”的特征。从 Jacque - Bera 的统计量及 p - 值可知这 8 个货币汇率日收益率均不服从正态分布。从 ARCH(1)的 p - 值可知,在 0.05 显著水平下,8 个货币汇率日收益率都存在 ARCH 效应,即收益率的残差项存在异方差。

2. 近十年人民币波动传导效应模型实证分析

(1)近十年人民币同发达市场货币汇率的波动传导效应分析。本文用美元、欧元、日元和英镑代表发达市场货币建立五元 BEKK - MGARCH 汇率波动传导效应模型,结果见表 2。

表 2 美元、欧元、日元、英镑和人民币五元 BEKK - MGARCH 模型参数估计

	$V(chfusd)_t + 1$	$V(chfeur)_t + 1$	$V(chfjpy)_t + 1$	$V(chfgbp)_t + 1$	$V(chfcny)_t + 1$
$V(chfusd)_t$	0.83929 ** (0.0000)		1.642e - 5 ** (0.04186)		0.00516 ** (0.0003729)
$V(chfeur)_t$		0.97413 ** (0.0000)			
$V(chfjpy)_t$			0.97787 ** (0.0000)		
$V(chfgbp)_t$	0.00324 ** (0.0001005)			0.97518 ** (0.0000)	0.00246 ** (0.0017459)
$V(chfcny)_t$	0.02056 ** (0.000124892)				0.71608 ** (0.0000)
$cov(chfusd, chfjpy)_t$			0.00766 ** (0.0445)		
$cov(chfusd, chfgbp)_t$	-0.10436 ** (3.228e - 5)				0.00712 * (0.08958)
$cov(chfusd, chfcny)_t$	0.2627 ** (9.281e - 5)				0.12154 ** (0.000234)
$cov(chfgbp, chfcny)_t$					0.08394 ** (0.0015342)
$e(chfusd)_t^2$	0.13780 ** (1.23746e - 10)				0.0625 ** (0.000174)
$e(chfeur)_t^2$		0.02892 ** (9.1992e - 20)			
$e(chfjpy)_t^2$	0.02307 * (0.092487)	0.0299 ** (0.04429)	0.0109 ** (0.04983)		
$e(chfgbp)_t^2$	0.03482 ** (0.003422)			0.01440 ** (1.09407e - 8)	0.02994 ** (0.00282)
$e(chfcny)_t^2$	0.27143 ** (8.38842e - 5)			0.00495 ** (0.009993)	0.38683 ** (2.3527e - 9)
$e(chfusd)_t * e(chfgbp)_t$	0.13854 ** (0.032428)			-0.00226 * (0.0823023)	0.0865 * (0.090713)
$e(chfusd)_t * e(chfcny)_t$	-0.3868 ** (0.0006126)				-0.31098 ** (0.0011548)

续表					
	$V(\text{chfusd})_{t+1}$	$V(\text{chfeur})_{t+1}$	$V(\text{chfjpy})_{t+1}$	$V(\text{chfgbp})_{t+1}$	$V(\text{chfcny})_{t+1}$
$e(\text{chfeur})_t^*$ $e(\text{chfjpy})_t$		-0.05882 ** (0.030027897)			
$e(\text{chfjpy})_t^*$ $e(\text{chfcny})_t$	-0.11912 ** (0.0383858)				
$e(\text{chfgbp})_t^*$ $e(\text{chfcny})_t$	-0.19444 ** (0.0473859)			0.01688 ** (0.0340065)	-0.21522 ** (0.007774)

注释： $V(\text{货币})_{t+1}$ 和 $V(\text{货币})_t$ 分别表示即期和滞后一期收益率残差项的方差； $\text{cov}(\text{货币}1, \text{货币}2)_t$ 表示两种货币滞后一期收益率残差项的协方差； $e(\text{货币})_t^2$ 表示表示滞后一期收益率残差项的平方； $e(\text{货币}1)_t * e(\text{货币}2)_t$ 表示两种货币滞后一期收益率残差项的乘积；小括号 () 中是 p -值。“*”和“**”表示估计值分别在显著水平为 0.05 和 0.1 下显著。估计值不显著则不列出。表 3, 表 5, 表 6 的注释同上。

对表 2 中的结果分析可知,首先,从方差角度看,人民币汇率直接受到了美元汇率和英镑汇率的波动传导,而且人民币汇率又将波动传导给美元汇率,由此表明人民币和美元之间存在着显著的交互波动传导关系。从协方差角度看,人民币汇率波动又受到了美元和英镑联动 $\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfgbp})$ 、美元和人民币联动 $\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfcny})$ 和英镑和人民币联动 $\text{cov}(\text{chfgbp}, \text{chfcny})$ 的间接波动传导。其次,从方差角度看,美元汇率在受到人民币直接波动传导的同时,还受到了英镑汇率的直接波动传导,从协方差角度看,美元汇率波动也受到了美元和英镑联动 $\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfgbp})$ 、美元和人民币联动 $\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfcny})$ 的间接波动传导影响。第三,无论从方差还是从协方差角度看,欧元汇率波动即不受到其它四个汇率波动的传导影响,而且欧元汇率波动也不对其他四个货币汇率波动产生传导影响,由此表明,近十年欧元汇率的波动还相对较为孤立。第四,从方差角度看,日元汇率波动仅受到了美元汇率波动直接传导,从协方差角度看,美元也通过美元和日元的联动 $\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfjpy})$ 间接传导给日元,由此可见,日元汇率波动还主要是受到美元汇率波动的单方向影响,日元同美元的关系较为密切。第五,从方差角度看,英镑汇率没有直接受到其他四种货币汇率波动传导的影响,但是其波动却对美元汇率和人民币汇率产生了直接的传导影响。

(2)近十年人民币同新兴市场货币汇率的波动传导效应分析。本文用金砖四国(BRICs)的货币代表新兴市场货币建立四元的 BEKK-MGARCH 汇率波动传导效应模型,结果见表 3。

表 3 人民币、卢布、雷亚尔和卢比的四元 BEKK-MGARCH 模型参数估计

	$V(\text{chfcny})_{t+1}$	$V(\text{chfrub})_{t+1}$	$V(\text{chfbrl})_{t+1}$	$V(\text{chfinr})_{t+1}$
$V(\text{chfcny})_t$	0.93793 ** (0.0000)		5.87269e-5 ** (2.4826e-4)	4.52996e-4 ** (5.0074e-4)
$V(\text{chfrub})_t$		0.951050871 ** (0.0000)		1.0592e-4 ** (6.06721e-3)

	续表			
	$V(\text{chfcny})_{t+1}$	$V(\text{chfrub})_{t+1}$	$V(\text{chfbrl})_{t+1}$	$V(\text{chfinr})_{t+1}$
$V(\text{chfbrl})_t$			0.822446 ** (0.0000)	
$V(\text{chfinr})_t$				0.969612 ** (0.0000)
$\text{cov}(\text{chfcny}, \text{chfrub})_t$				0.000438092 * (0.083478)
$\text{cov}(\text{chfcny}, \text{chfbrl})_t$	0.0510466 ** (5.84E-14)		-0.0138996 ** (2.24873e-4)	
$\text{cov}(\text{chfcny}, \text{chfinr})_t$				0.0419156 ** (0.00054685)
$\text{cov}(\text{chfrub}, \text{chfbrl})_t$		0.02601764 ** (0.0000)		0.00055898 ** (0.00606721)
$\text{cov}(\text{chfrub}, \text{chfinr})_t$				0.0202682 ** (0.0062686)
$e(\text{chfcny})^2_t$	0.056167 ** (1.27285e-20)		3.0235e-4 ** (2.07109e-4)	5.78e-3 ** (3.0201e-3)
$e(\text{chfrub})^2_t$		0.047644 ** (9.63852e-16)		
$e(\text{chfbrl})^2_t$	0.0017424 ** (0.045333)		0.158056 ** (6.14306e-41)	0.01742939 ** (0.006186)
$e(\text{chfinr})^2_t$	1.21814e-4 * (0.082975)		3.8032e-5 * (0.08811)	0.03345 ** (2.31393e-14)
$e(\text{chfcny})_t^* e(\text{chfbrl})_t$	-0.19785358 ** (0.0488306)		0.0138258 ** (2.1712e-4)	0.02 * (0.07895)
$e(\text{chfcny})_t^* e(\text{chfinr})_t$	-0.005231416 * (0.09667)			-0.0278 ** (0.00161864)
$e(\text{chfrub})_t^* e(\text{chfbrl})_t$		-0.0204376 ** (8.88178e-16)		
$e(\text{chfbrl})_t^* e(\text{chfinr})_t$		-0.0204376 ** (8.88178e-16)	0.00490354 * (0.098955)	-0.048352 ** (0.01046)

对表 3 中的结果分析可知,首先,从方差角度看,人民币汇率未直接受到其他三个货币汇率的波动传导,然而人民币汇率却将波动直接传导给了雷亚尔和卢比,由此表明,近十年来,人民币相比于其他货币有着更强的波动传导效应。从协方差角度看,人民币仅受到了人民币和雷亚尔联动 $\text{cov}(\text{chfcny}, \text{chfbrl})$ 的间接波动传导。其次,从方差角度看,卢布汇率未直接受到了其他三个货币汇率的波动传导,卢布则对卢比有直接的波动传导效应,从协方差角度看,卢布仅受到了卢布和雷亚尔联动 $\text{cov}(\text{chfrub}, \text{chfbrl})$ 的间接波动传导影响。第三,从方差角度看,雷亚尔汇率波动直接受到了人民币汇率波动传导影响,由

此表明雷亚尔跟人民币的关系较为紧密。从协方差角度,雷亚尔均通过同其他三个货币联动的协方差方式将波动传导给其他货币。第四,从方差角度看,卢比汇率波动直接受到了人民币汇率和卢布汇率的波动传导,从协方差角度看,卢布也受到了人民币和卢布联动 $cov(chfcny, chfrub)$ 、人民币和卢比联动 $cov(chfcny, chfinr)$ 、卢布和雷亚尔联动 $cov(chfrub, chfbrl)$ 和卢布和卢比联动 $cov(chfrub, chfinr)$ 的间接波动传导影响。

(二)人民币汇改后人民币波动传导效应模型

1. 样本数据描述

本部分以人民币汇改为节点,考察人民币同发达市场和新兴市场货币汇率的波动传导关系。表 4 给出了在人民币汇改后,上述 8 种货币兑瑞士法郎汇率的主要统计量。从表 4 中的偏度和峰度值见各个样本数据的日收益率的分布具有“尖峰厚尾”的特征。从 Jacque - Bera 的统计量及 p - 值可知,人民币汇改后 8 个货币汇率日收益率均不服从正态分布。从 ARCH(1)的 p - 值可知,8 个货币汇率日收益率都存在 ARCH 效应,即收益率的残差项存在异方差。

表 4 人民币汇改后各汇率样本日数据收益率描述性统计值(C 取 100)

汇率	均值	标准差	偏度	峰度	Jacque - Bera		ARCH(1) p - 值
					统计量	p - 值	
chfusd	0.0096965	0.2988574	0.4388219	7.2036893	1051.1519	0.0000	0.0083
chfeur	0.0049483	0.1632167	-0.322665	10.191432	2971.5891	0.0000	0.0000
chfjpy	-0.000907	0.3283747	-0.60986	8.2370813	1648.1401	0.0000	0.0000
chfgbp	0.0123019	0.2922488	0.3107515	9.4806913	2415.9807	0.0000	0.0000
chfbrl	-0.001461	0.5535744	-0.13473	16.244173	10002.401	0.0000	0.0000
chfrub	0.0112326	0.2782096	0.974196	16.780923	11041.473	0.0000	0.0004
chfinr	0.0103119	0.3241709	0.0839317	5.5652763	376.70276	0.0000	0.0000
chfcny	0.0027208	0.2979654	0.4032779	6.7297756	830.02022	0.0000	0.0088

2. 人民币汇改后人民币波动传导效应模型实证分析

(1)汇改后人民币同发达市场货币汇率波动效应传导分析。本部分以人民币 2005 年 7 月 21 日汇率改革为节点,同样用美元、欧元、日元和英镑代表发达市场的货币建立五元的 BEKK - MGARCH 汇率波动传导模型,结果见表 5。

表 5 美元、欧元、日元、英镑和人民币的五元 BEKK - MGARCH 模型参数估计

	$V(chfusd)_{t+1}$	$V(chfeur)_{t+1}$	$V(chfjpy)_{t+1}$	$V(chfgbp)_{t+1}$	$V(chfcny)_{t+1}$
$V(chfusd)_t$	0.46302 ** (0.033154)		0.08760 ** (0.0307925)	1.01801 ** (7.18669e - 9)	0.50689 * (0.07073579)
$V(chfeur)_t$		0.70843 ** (2.73076e - 60)		0.03656 ** (0.001252)	
$V(chfjpy)_t$			0.65829 ** (0.016384)		

续表

	$V(\text{chfusd})_{t+1}$	$V(\text{chfeur})_{t+1}$	$V(\text{chfjpy})_{t+1}$	$V(\text{chfgbp})_{t+1}$	$V(\text{chfcny})_{t+1}$
$V(\text{chfgbp})_t$		0.50869 ** (0.044298575)		0.30735 ** (6.33559e-5)	
$V(\text{chfcny})_t$	0.29615 * (0.08610176)		0.08628 ** (0.0306779)	0.98235 ** (3.23361e-8)	0.67661 ** (0.03165279)
$\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfeur})_t$				0.38582 ** (0.0290148)	
$\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfjpy})_t$			0.48026 * (0.0738635)		
$\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfgbp})_t$		-0.62388 ** (0.007820878)		1.11872 ** (0.0117455)	
$\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfcny})_t$	-0.74060 ** (2.2204e-16)			2.00004 ** (0.0046889)	-1.17126 ** (0.0000)
$\text{cov}(\text{chfeur}, \text{chfgbp})_t$		1.20062 * (0.0542125)		0.212 * (0.054486)	
$\text{cov}(\text{chfeur}, \text{chfcny})_t$				0.3790 ** (0.0318547)	
$\text{cov}(\text{chfjpy}, \text{chfcny})_t$			0.47666 * (0.07062146)		
$\text{Cov}(\text{chfgbp}, \text{chfcny})_t$				0.54948 ** (0.0132488)	
$e(\text{chfusd})_t^2$			0.04463 ** (0.010344)		0.0625 ** (0.000174)
$e(\text{chfeur})_t^2$		0.05482 ** (0.008288)			
$e(\text{chfjpy})_t^2$		0.07953 * (0.080018)	0.28483 ** (0.005415)		
$e(\text{chfgbp})_t^2$	0.20477 ** (0.038787)	0.40408 ** (5.13096e-5)		0.05885 ** (0.00851389)	
$e(\text{chfcny})_t^2$	0.27143 ** (8.38842e-5)		0.04314 ** (0.010928)		0.78644 ** (0.00128)
$e(\text{chfeur})_t^* e(\text{chfgbp})_t$		0.29766 ** (0.00887)			
$e(\text{chfjpy})_t^* e(\text{chfgbp})_t$		0.35852 * (0.0544503)			

对表 5 中的结果分析可知,首先,从方差角度看,人民币汇率仅受到了美元汇率的直接波动传导,而不受到欧元、日元和英镑汇率的波动传导,然而,人民币汇率波动不仅直接传导给了美元,而且还直接传导给日元和英镑,由此表明,自人民币汇改至今,人民币汇率有了更强的波动传导效应,其他国家货币受人民币汇率的波动影响显得更加敏感;从协方差角度看,人民币汇率波动又受到美元和人民币联动 $\text{cov}(\text{chfusd}, \text{chfcny})$ 的间接波动传导。其次,从方差角度看,美元对其他货币继续保持着较强的波动传导效应,其波动也同

时传导给了日元、英镑和人民币。美元汇率仅直接受到了人民币汇率的波动传导,从协方差角度看,美元汇率波动也受到了美元和人民币联动 $cov(chfUSD, chfcny)$ 的间接波动传导影响。由此表明,自人民币汇改后,人民币和美元之间存在着显著的联动和交互传导关系。第三,从方差角度看,欧元汇率波动仅受到了英镑汇率波动的直接传导影响,从协方差角度看,欧元汇率还受到了美元和欧元联动 $cov(chfUSD, chfEUR)$ 和欧元和英镑联动 $cov(chfEUR, chfgbp)$ 的间接波动传导影响。与此同时,欧元汇率波动也直接传导给英镑汇率,由此表明,近五年,欧元汇率市场显得更为开放,欧洲内部的欧元和英镑这两个重要货币,真正意义上实现了互为传导和联动。第四,从方差角度看,日元汇率波动直接受到了美元和人民币汇率的波动传导,由此表明,日元在保持其盯住美元格局的同时,也开始关注人民币的走势。从协方差角度看,日元又受到美元和日元联动 $cov(chfUSD, chfJPY)$ 和日元和人民币联动 $cov(chfJPY, chfcny)$ 间接波动传导。第五,从方差角度看,英镑汇率直接受到美元、欧元和人民币汇率的波动传导,而且英镑也受到美元和欧元联动 $cov(chfUSD, chfEUR)$ 、美元和英镑联动 $cov(chfUSD, chfgbp)$ 、美元和人民币联动 $cov(chfUSD, chfcny)$ 、欧元和英镑联动 $cov(chfEUR, chfgbp)$ 、欧元和人民币联动 $cov(chfEUR, chfcny)$ 和英镑和人民币联动 $cov(chfgbp, chfcny)$ 的间接波动传导。

(2) 汇改后人民币同新兴市场货币汇率的波动传导效应分析。本部分以人民币 2005 年 7 月 21 日汇率改革为节点,同样用金砖四国(BRICs)的货币代表新兴市场货币建立四元 BEKK-MGARCH 汇率波动传导模型,结果见表 6。

表 6 人民币、卢布、雷亚尔和卢比的四元 BEKK-MGARCH 模型参数估计

	$V(chfcny)_{t+1}$	$V(chfrub)_{t+1}$	$V(chfbrl)_{t+1}$	$V(chfinr)_{t+1}$
$V(chfcny)_t$	0.73572488 ** (1.47366e-13)	0.2842937 * 0.0685596	5.87269e-5 ** (2.4826e-4)	0.5116907 * (0.082862)
$V(chfrub)_t$	0.14804157 ** (4.59391e-6)	0.374012 ** (0.0011885)		
$V(chfbrl)_t$		0.234601 * (0.0934776)	0.8164678 ** (1.97535e-29)	
$V(chfinr)_t$			0.017645 ** (0.0115417)	0.5592830 ** (0.0262385)
$cov(chfcny, chfrub)_t$	0.660054 ** (0.00272156)	-0.65216352 ** (3.88683e-5)		
$cov(chfrub, chfbrl)_t$		-0.59243114 ** (1.17547e-4)		
$cov(chfbrl, chfinr)_t$			0.240054 ** (0.03326)	-0.8636712 ** (0.0114767)
$e(chfcny)_t^2$	0.13523 ** (0.0347749)	0.017248 ** (0.022584)		

续表

	$V(chfcny)_t+1$	$V(chfrub)_t+1$	$V(chfbrl)_t+1$	$V(chfinr)_t+1$
$e(chfrub)_t^2$		0.0479224 ** (0.0017535)		0.0094408 ** (0.021735)
$e(chfbrl)_t^2$			0.106303 ** (2.62711 e - 5)	
$e(chfinr)_t^2$				0.293502776 ** (0.013943)
$e(chfcny)_t^* e(chfrub)_t$		-0.0575 ** (9.7143e - 4)		
$e(chfcny)_t^* e(chfbrl)_t$	-0.21359597 ** (2.5455e - 4)			
$e(chfcny)_t^* e(chfinr)_t$				0.1786 ** (0.02079858)
$e(chfrub)_t^* e(chfinr)_t$				0.105278 ** (0.034525)
$e(chfbrl)_t^* e(chfinr)_t$			-0.0673064 ** (0.04665)	

对表 6 中的结果分析可知,首先,从方差角度看,人民币汇率仅受到卢布汇率的直接波动传导,然而,在 0.05 显著水平下,人民币汇率将波动直接传导给了雷亚尔,在 0.1 显著水平下,直接传导给了卢布和卢比。由此表明,人民币汇率相比于其他货币有着更强的波动传导效应。从协方差角度看,人民币受到了人民币和卢布联动 $cov(chfcny, chfrub)$ 的间接波动传导,由此表明,在 0.1 的显著水平下,人民币和卢布汇率之间存在一定的交互波动传导关系。其次,从方差角度看,卢布汇率在 0.1 显著水平下,直接受到了人民币和雷亚尔汇率的波动传导,从协方差角度看,还受到了人民币和卢布联动 $cov(chfcny, chfrub)$ 以及卢布和雷亚尔联动 $cov(chfrub, chfbrl)$ 的间接波动传导影响。第三,从方差角度看,雷亚尔汇率波动直接受到了人民币和卢比汇率波动传导影响,从协方差角度看,雷亚尔汇率也受到人民币和雷亚尔联动 $cov(chfcny, chfbrl)$ 的间接波动传导影响。第四,从方差角度看,卢比汇率波动直接受到了人民币汇率的波动传导,从协方差角度看,也受到了雷亚尔和卢比联动 $cov(chfbrl, chfinr)$ 的间接波动传导影响。总体而言,新兴市场之间构建的四元汇率波动效应模型的跨市场货币汇率波动传导关系的显著性相对弱于人民币和发达市场之间构建的五元汇率波动传导效应模型。在 0.1 显著水平下,人民币在新兴市场货币中,相比于金砖四国其他国家的货币汇率,有着更强的波动传导效应。

四、结论与对策建议

(一)结论

本文分别研究了近十年以及人民币汇改至今这两段时间,人民币与发达市场和新兴

市场国家的跨市场货币汇率的波动传导效应。通过以上实证结果分析,得出以下结论:

1. 人民币与发达市场货币的跨市场汇率波动传导效应结论

第一,近十年和人民币汇改至今这两个时间段,人民币和美元汇率之间都通过各自方差波动和协方差联动,直接和间接两种方式传导给对方,由此表明人民币和美元之间存在着显著的交互波动传导效应关系,两者之间的联动关系密切。人民币除了近十年的时间段内受到英镑汇率波动的显著传导外,基本不受到欧元和日元汇率波动的直接传导。

第二,在人民币汇改之后,人民币汇率表现出更强的波动传导效应,除了欧元以外,均对美元、日元和英镑汇率有着显著传导效应,由此表明,在人民币汇改之后,人民币汇率的波动能够传导并影响到其他发达市场国家货币汇率的波动,这在一定程度上说明了人民币汇率的国际影响力在不断提升。

第三,近十年中,欧元汇率表现的相对比较孤立,在近十年人民币与发达市场构建的跨市场汇率波动传导模型中,欧元汇率波动即不受到其他货币汇率波动传导的直接影响,也不对其他货币汇率波动产生影响。在人民币汇改后这段时间,欧元与同处欧洲内部另一重要货币英镑,实现了互为波动传导和联动效应。

2. 人民币与新兴市场货币的跨市场汇率波动传导效应结论

第一,新兴市场之间构建的四元汇率波动传导模型的货币汇率波动传导关系的显著性相对弱于人民币和发达市场之间构建的五元汇率波动传导模型。这主要源于新兴市场相比于发达市场,外汇市场的开放程度以及贸易往来的活跃程度相对较弱。

第二,近十年中,新兴市场货币构建的波动传导模型中,人民币相比于其他货币,表现出更强的波动传导效应,除了卢布以外,均将汇率波动直接传导给了雷亚尔和卢比。而在人民币汇改后,在 0.1 显著水平下,均将汇率波动直接传导给了金砖四国货币汇率;同时,在 0.1 显著水平下,人民币和卢布汇率之间存在一定的交互波动传导关系。

(二)对策建议

本文的研究结果具有重要的现实意义,实证结果表明,人民币汇改以后,人民币在外汇市场上的影响程度逐渐上升,人民币具有较强的波动传导效应,无论是发达市场的货币,还是新兴市场的货币,均受到人民币汇率的波动传导影响。无论是近十年,还是人民币汇改至今这两个时期,人民币均与美元存在显著的交互传导效应关系。同时值得注意的是,在人民币汇改后,人民币还受到新兴市场货币卢布的波动传导影响。因此,在控制人民币汇率波动风险时,不仅要注重来自于美元汇率波动的压力,也应当重视来自于新兴市场国家的货币汇率的波动传导影响。对于国际投资者和国际贸易商而言,由于人民币的影响力不断提升,因而为他们在资产定价和货物定价方面,提供了一种新的途径和机制,投资者和贸易商可以通过灵活的方式,提升以人民币计价的国际资产和对外贸易的份额,可以在一定程度上降低汇率波动风险敞口,以规避因汇率波动引起的损失。

参 考 文 献

- [1] 丁剑平、赵亚英和杨振建,2009,《亚洲股市与汇市联动:MGARCH 模型对多元波动的测试》,《世界经济》第 5 期

- 83 ~ 95 页。
- [2] 方毅和张屹山, 2007, 《国内外金属期货市场“风险传染”的实证研究》, 《金融研究》第 5 期 133 ~ 323 页。
- [3] 金洪飞和金萃, 2008, 《石油价格与股票市场的溢出效应——基于中美数据的比较分析》, 《金融研究》第 2 期 83 ~ 97 页。
- [4] 游家兴和郑挺国, 2009, 《中国与世界金融市场从分割走向整合——基于 DCC ~ MGARCH 模型的检验》, 《数量经济技术经济研究》第 12 期 96 ~ 108 页。
- [5] 赵华, 2007, 《人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应研究》, 《金融研究》第 3 期 41 ~ 49 页。
- [6] Baba, Y., R. F. Engle, D. Kraft, and K. Kroner, 1990, “Multivariate simultaneous generalized ARCH”. Unpublished manuscript, University of California – San Diego.
- [7] Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and R. A. Hausman, 1974, “Estimation and inference in non – linear structural models”, *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 3, pp. 653 ~ 665.
- [8] Bollerslev, T., 1990, “Modelling the coherence in short – run nominal exchange rates”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 498 ~ 505.
- [9] Bollerslev, T., Engle, R. F. and Wooldridge, J. M., 1988, “A capital asset pricing model with time – varying covariances”. *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 116 ~ 131.
- [10] Engle, R., Kroner, F. K., 1995, “Multivariate simultaneous generalized ARCH”. *Econometric Theory*, Vol. 11, pp. 122 ~ 150.
- [11] Francis In, Sangbae Kim, Jai Hyung Yoon and Christopher Viney, 2001, “Dynamic terdependence and volatility transmission of Asian stock”, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 1, pp. 87 ~ 96.
- [12] Karolyi, G. A., 1995, “A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada”. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 11 ~ 25.
- [13] Longin, F. and B. Sonik, 1995, “Is correlation in international equity returns constant: 1960 ~ 1990?”. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, pp. 3 ~ 26.
- [14] Sheady, E., 1997, “Correlation in international equity and currency markets: A risk adjusted perspective”. Working paper, Macquarie University.
- [15] Victor Fang, Yee – Choon Lim and Chien – Ting Lin, 2006, “Volatility Transmissions between Stock and Bond Markets: Evidence from Japan and the U. S”. *International Journal of Information Technology*, Vol. 5, pp. 120 ~ 128.

Abstract: In this paper, we take the developed and emerging markets including 8 countries and regions' daily exchange rate against the Swiss franc to construct BEKK – MGARCH model and study the RMB cross markets exchange rate volatility transmission effect with developed and emerging markets during two periods of recent 10 years and after RMB exchange rate reform. It is found the RMB and the U. S. dollar has a significant interaction volatility transmission effect. After the exchange rate reform in China, the RMB exchange rate has a stronger volatility transmission effects. Except for the euro, RMB exchange rate directly transmits volatility to the U. S. dollar, yen and British pound exchange rate significantly. In the model constructed by the BRICs countries currencies, whether in the past decade or after the foreign exchange reform in China, compared with other currencies in the BRICs countries? RMB has a stronger volatility effects. However, except for ruble, the other BRICs countries currencies' volatility transmission effect against the RMB exchange rate is not significant. Finally, the paper discusses the suggestions based on the RMB exchange rate volatility transmission effect.

Keywords: RMB exchange rate, Volatility transmission effect, BEKK – MGARCH Model

(责任编辑:杨启庸)(校对:YY)