

# 国际金融市场波动非线性因果性和溢出效应<sup>①</sup>

夏南新

(中山大学岭南学院, 广州 510275)

摘要: 针对人民币、欧元、日元兑美元的官方汇率, 选取了 2008 年金融危机前后各三年的数据参照对比分析, 计算三者汇率的均值方程的残差之间的交叉相关 (cross-correlation function, CCF), 利用 Yin-Wong Cheung, Lilian K. Ng 检验统计量和 Hong Y. 检验统计量, 验证 3 种汇率的标准残差的方差之间的非线性因果关系, 并以此信息为依据构建 BEKK-MGARCH 模型, 分析了人民币、欧元、日元兑美元的汇率的波动溢出效应, 进而验证了各个变量序列方差之间非线性因果关系的稳健性. 在 Hong 检验中引入了截断核函数, 使得对低阶时滞项赋予了较大权重, 从而准确地刻画近期波动对当前波动影响更大的特征. 在建立 Vector GARCH 模型之前, 很少有文献先进行方差的非线性因果关系检验, 即使进行了简单检验, 通常错误地把  $Q^2(p)$  当作变量序列的方差之间的非线性因果关系检验统计量.

关键词: 后金融危机时代; 汇率; 波动非线性因果性; 溢出效应

中图分类号: F8 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2016)03-0064-13

## 0 引 言

所谓后金融危机时代 (post financial crisis era) 是指危机趋于缓和, 虚拟经济逐渐从比重过大转为适中, 世界经济仍然存在不稳定性, 实体经济处于弱恢复期的时期.

2001 年美国“9·11”事件发生后, 全球经济增长更加乏力, 世界主要经济体纷纷以降息方式刺激经济. 美国实行低利率政策, 投资者便大肆借贷美元, 投资到利率较高的新兴市场以赚取利差. 金融危机尤其是欧债危机爆发后, 西方投资者不得不把资金撤离新兴市场, 从而导致新兴经济体货币大幅贬值.

次贷危机爆发后, 国际社会施行强度更大的刺激经济政策. 美联储相继推出量化宽松货币政策 (quantitative easing monetary policy). 在第一轮量化宽松货币政策 (QE1) 执行期间 (2008 年 11

月 25 日至 2010 年 4 月 28 日), 美联储共购买了 1.725 万亿美元房利美 (Fannie Mae)、房地美 (Freddie Mac) 等机构抵押贷款支持证券 (mortgage-backed security) 和机构债; 2010 年 11 月第二轮量化宽松货币政策启动, 至 2011 年 6 月底以前以每月 750 亿美元的进度持续 8 个月, 购买了总额约 6 000 亿美元的美国长期国债; 2012 年 9 月 13 日启动的第三轮量化宽松货币政策总额约 6 000 亿美元, 将每月购买 400 亿美元机构抵押贷款担保债券, 并视情况决定额外采购额度. 接二连三的赤字货币化政策不仅无助于美国经济复苏, 反而向市场注入了巨大流动性. 发达经济体纷纷效仿美国, 实施近零利率及量化宽松货币政策. 大量短期资本在国际金融市场快速流动, 加剧了粮食、能源等大宗商品价格飞涨, 引发了全球性的输入性通货膨胀. 英国、冰岛和爱尔兰等国的经济结构中金融比例偏高, 首当其冲地受到影响. 2011

① 收稿日期: 2013-05-26; 修订日期: 2014-02-22.

基金项目: 国家社会科学基金重点资助项目 (15AJL005); 国家社会科学基金重大资助项目 (12ZDA020).

作者简介: 夏南新 (1961-), 男, 江西南昌人, 博士, 教授, 博士后导师. Email: xianx@mail.sysu.edu.cn

年,欧洲主权债务危机持续发酵,希腊等中东欧国家年财政赤字占GDP比率、公共债务占GDP比率,均远远高于欧盟《稳定与增长公约》所规定的3%和60%的上限。从2010年12月开始,全球3大评级机构惠誉、标准·普尔和穆迪纷纷调低希腊等国的主权信用评级,导致货币汇率大幅波动,欧元区银行业信贷危机一触即发,类似雷曼兄弟倒闭所引发的多米诺骨牌效应有可能再现。结构性危机后遗症正逐渐显现,经济恢复常态无时刻表。

二战后,世界建立了以布雷顿森林体系为基础的美元与黄金并重的国际金汇兑的双本位制货币体系,从而确立了美元在国际金融体系中的霸主地位。越战使得美国政府赤字高企,1971年尼克松政府宣布美元和黄金脱钩。1973年牙买加协议明确美元不与黄金挂钩,但各国货币仍与美元挂钩,至此维系近30年的布雷顿森林体系事实上宣告瓦解。1978年IMF成员国达成协议实行黄金非货币化,致使货币价值没有客观的衡量标准,货币的发行只能依靠国家信用,全球步入现代信用货币本位时代。

中国央行行长周小川则倡议,将国际货币基金组织的特别提款权(special drawing right, SDR)发展为超国家主权储备货币,并逐步替换现有储备货币即美元。不过,这些建议遭到了一些发达国家的抵制。

## 1 文献综述

2011年10月11日,美国参议院通过了《2011年货币汇率监督改革法案》,该法案要求美国政府对“汇率被低估”的主要贸易伙伴征收惩罚性关税,显而易见,此项带有明显贸易保护主义色彩的法案旨在逼迫人民币加速升值。

李稻葵和尹兴中<sup>[1]</sup>认为国际金融危机之后,现行国际货币体系难以为继,尤其是因为美元信用基础发生了根本性的动摇,其超级国际货币的地位必然丧失;各国通力合作创造出超主权国际货币,欧元以及人民币不断崛起,与美元形成三足鼎立的多基准货币的新国际货币体系。朱民<sup>[2]</sup>认

为这次金融危机宣布了以美元为中心的国际金汇兑本位制的国际货币体系的失败。吴治民和高宇<sup>[3]</sup>认为维持相对稳健的杠杆水平是中国金融业在危机中保持较好表现的根本原因。2009年以来,中国采取了以扩张资产负债表为特征的量化宽松货币政策,并辅以大规模扩张性财政政策,现正处于政策刺激性反弹向市场真实需求反弹的过渡阶段。目前,中国金融业处于高资本、消耗型、外延式增长发展模式,对资金的依赖性很大,过度地倚重于信贷的扩张。宋国才<sup>[4]</sup>指出国际货币体系多元化将成为趋势,人民币国际化带来了难得的发展契机,同时随着区域经济的不断加强,中国对于亚洲地区经济的影响力正在逐渐增强,人民币区域化流通的条件逐步形成。为此,中国将积极推进储备货币的多元化,加快签订货币互换协议,推进跨境贸易结算试点,而且逐步允许更大幅度的人民币可兑换,减少对资本跨境流动的控制,提供更多的以人民币计价的金融资产以供投资,让越来越多的国家和地区将人民币作为交易货币和外汇储备。

2011年3月11日日本东北部大地震后的两周时间内,日元非但没有贬值,反而小幅升值,而1995年1月17日日本阪神发生大地震后,日元同样出现升值。投资者普遍预期将会有大量海外资产被套现和赎回以满足日本灾后重建所需资金,于是,大举做多日元。不过,日本官方认为大地震后并未出现大规模的海外资金回流。日元与澳元套利交易的平仓操作,刺激了日元进一步升值。

郭珺和滕柏华<sup>[5]</sup>利用向量自回归模型和多变量GARCH模型,对人民币汇率改革以来人民币、欧元、美元和日元之间的收益溢出效应和波动溢出效应进行了研究,结果显示欧元、美元和日元对人民币存在显著的收入溢出效应和波动溢出效应。Kearney和Patton<sup>[6]</sup>分别建立了3、4、5个变量的欧洲货币体系中重要货币——法国法郎、德国马克、意大利里拉以及欧洲货币单位的汇率波动传导的多元GARCH模型;估计模型既没有对1979年4月至1997年3月的日数据也没有对周数据施加常数相关的共同限制;结果表明,检验多元GARCH模型设定稳健性是很重要的,发现增加的短期综合项减少了观察波动性传递,并且马克

通过波动传递起着支配地位. Bollerslev<sup>[7]</sup> 基于多元 GARCH 模型分析了 5 种欧洲货币兑美元短期名义汇率的相干性,发现在欧洲货币体系中实行自由浮动汇率时期这 5 种欧洲货币之间存在较高显著的协同运动. McMillan 等<sup>[8]</sup> 基于欧元兑美元、英镑、日元的汇率,采用具有明显优势的 Multi-GARCH 现存的方差方法,检验这 3 种汇率是否存在波动溢出和时变相关性;检验结果表明,3 种货币确实表现出一定程度的波动溢出和波动运动背后的驱动力的共性;考虑到相关系数中的时变性质,有大量证据表明相关性是随时间变化的,但在样本期相关系数值并没有增加. 韩国高等<sup>[9]</sup> 基于 BEKK-MGARCH 模型建立了中、美、日 3 国的实际均衡汇率方程和方差方程,对 1994 年以来中国、美国和日本的实际均衡汇率及其波动溢出效应进行了分析;结果表明,3 个国家的实际均衡汇率受其经济基本面因素的影响不同,人民币实际均衡汇率还受到了美元和日元实际汇率的影响;中美、中日、美日之间的联动关系存在显著的 ARCH 和 GARCH 效应.

本文率先详尽地利用交叉相关 (CCF)、Yin-Wong Cheung, Lilian K. Ng 检验统计量和 Hong Y. 检验统计量,验证 3 个变量序列的标准残差的方差之间的非线性因果关系. 经过各个变量序列的标准残差的方差之间非线性因果关系检验后,便构建 BEKK-MGARCH 模型,以验证各个变量序列方差之间的非线性因果关系的稳健性. 在 Hong 检验中引入了截断核函数,使得对低阶时滞项赋予了较大权重,从而准确地刻画近期波动对当前波动影响更大的特征.

## 2 非线性因果性检验引入

统计学上,波动溢出检验实质上是检验条件方差序列(二阶中心矩序列)之间是否存在 Granger 非线性因果关系. Cheung 和 Ng<sup>[10]</sup> 采用一金融序列的均值方程生成的残差经标准化后的平方序列与另一金融序列的均值方程生成的残差经标准化后的平方序列之间的交叉相关函数(cross-correlation function, CCF)来检验方差(即波动)之

间的非线性因果关系(即波动溢出),其检验构想为

设信息集

$$\begin{aligned} I_t &= \{X_{t-j}; j \geq 0\}, \\ J_t &= \{X_{t-j}, Y_{t-j}; j \geq 0\} \end{aligned} \quad (1)$$

其中  $X_t$  和  $Y_t$  为平稳遍历时间序列.

假如

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t\}$$

其中,  $\mu_{x,t+1} = E\{X_{t+1} | I_t\}$ . 那么,  $Y_t$  被认为是引起  $X_{t+1}$  方差变化的原因.

假如  $X$  与  $Y$  互为非线性因果,则  $X$  的方差与  $Y$  的方差之间会发生反馈效应.

如果

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t + Y_{t+1}\}$$

那么,存在方差的瞬时非线性因果性.

假定  $X_t$  与  $Y_t$  可以写成

$$\begin{aligned} X_t &= \mu_{x,t} + \sqrt{h_{x,t}} \varepsilon_t, \\ Y_t &= \mu_{y,t} + \sqrt{h_{y,t}} \zeta_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $\varepsilon_t$  和  $\zeta_t$  为 0 均值和单位方差的两个独立白噪声过程;  $h_{x,t}$  和  $h_{y,t}$  是基于  $t-1$  时刻信息集的条件协方差.

设  $U_t$  和  $V_t$  分别是标准新息  $\varepsilon_t$  和  $\zeta_t$  的平方,有

$$\begin{aligned} U_t &= \frac{(X_t - \mu_{x,t})^2}{h_{x,t}} = \varepsilon_t^2, \\ V_t &= \frac{(Y_t - \mu_{y,t})^2}{h_{y,t}} = \zeta_t^2 \end{aligned} \quad (3)$$

$U_t$  和  $V_t$  之间滞后  $k$  阶样本交叉相关为

$$r_{uv}(k) = c_{uv}(k) [c_{uu}(0) c_{vv}(0)]^{-1/2}, \quad (4)$$

$$k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

其中  $c_{uv}(k)$  是第  $k$  阶滞后或领先的样本交叉协方差,它由下式得到

$$\begin{aligned} c_{uv}(k) &= T^{-1} \sum (U_t - \bar{U})(V_{t-k} - \bar{V}) \\ &= \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-k} \frac{(U_t - \bar{U})(V_{t+k} - \bar{V})}{T}, & k = 0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{T+k} \frac{(V_t - \bar{V})(U_{t-k} - \bar{U})}{T}, & k = 0, -1, -2, \dots \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $c_{uu}(0)$  和  $c_{vv}(0)$  分别是  $U$  和  $V$  的样本方差. 注意: 不像自相关, 交叉相关不必围绕 0 阶对称.

Hannan<sup>[11]</sup> 指出, 因为  $U_i$  和  $V_i$  独立, 当样本容量趋向无穷大时, 它们的二阶矩的扩展意味着

$$r_{uv}(k) \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right) \quad (6)$$

$$CCF(k) = \sqrt{T}r_{uv}(k) \quad (7)$$

$$\left( \begin{matrix} CCF(k) \\ CCF(k') \end{matrix} \right) \xrightarrow{T \rightarrow \infty \text{ asymptotically}} N\left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right), k \neq k' \quad (8)$$

其中  $T$  为样本容量.

标准化残差平方的  $CCF$  可以用来探测和辨别二阶矩的非线性因果模式.

$H_0: CCF(k) = 0$  (无非线性因果关系)

$H_a: CCF(k) \neq 0$  (有非线性因果关系)

$CCF$  方法不涉及到在序列内和在序列间动态(both intra and inter-series dynamics)的同期模型. 当研究的序列数大并预期到非线性因果模式的长滞后时,  $CCF$  检验特别有用.  $CCF$  没有被设计探测产生 0 交叉相关的非线性因果模式. 样本残差交叉相关进一步提供了有关时间序列数据间交互作用的信息.

Cheung 和 Ng<sup>[10]</sup> 指出, 已知  $\hat{r}_{uv}(k)$  的渐进行为, 正态检验统计量或卡方检验统计量可以被构造造成检验没有非线性因果性的零假设(比如,  $H_0: X_t$  与  $Y_t$  之间方差不存在非线性因果性)下. 为了检验一个设定滞后  $k$  阶的非线性因果关系, 可以把  $\sqrt{T}\hat{r}_{uv}(k)$  与标准正态分布作比较. 另外, 在  $H_0$  假设下, 一个卡方检验统计量被定义为

$$S = T \sum_{i=j}^k \hat{r}_{uv}^2(i) \quad (9)$$

它是有一个自由度  $(k - j + 1)$  的卡方分布, 即  $\chi^2(k - j + 1)$ , 能够用来检验从滞后  $j$  阶到滞后  $k$  阶没有非线性因果性的假设. 当没有关于非线性因果性方向( $X_t$  是  $Y_t$  的原因, 或者  $Y_t$  是  $X_t$  的原因)的先验信息时, 可以设置  $-j = k = m$ . 参数  $m$  应该足够大到包括在非线性因果模式中可能出现的最大非 0 阶. 当考虑一个非方向的因果性模式, 即  $Y_t$  不是  $X_t$  的原因, 设  $j = 1$  和  $k = m$ .

当样本规模  $T$  小时, 卡方统计量  $S$  可以被修

正为

$$S_M = T \sum_{i=j}^k \omega_i \hat{r}_{uv}^2(i) \quad (10)$$

其中  $\omega_i = \frac{T}{T - |i|}$  或  $\omega_i = \frac{T + 2}{T - |i|}$ . 注意,  $S_M$  总是大于  $S$ .

由于 Cheung 和 Ng<sup>[10]</sup> 的二阶矩非线性因果性检验、Granger<sup>[12]</sup> 的一阶矩线性因果性检验给每一个滞后项均等权重, 所以可以把它看作均匀加权. 不过, 非均匀加权常常比均匀加权给出了更好的检验功效(势)(power). 鉴于此, Hong<sup>[13]</sup> 提出了一类展示条件异方差和可能有无穷无条件方差的两序列之间波动溢出渐进标准正态检验. 这种检验是基于两标准残差平方之间样本交叉相关平方加权和. 允许使用所有样本交叉相关, 并且介绍了每一滞后的样本交叉相关的柔韧性加权方案. 基于 Cheung 和 Ng 统计量的广义版的 Hong 检验为

$$T \sum_{i=1}^{T-1} k^2\left(\frac{i}{M}\right) \hat{r}_{uv}^2(i) \quad (11)$$

其中  $M$  是正整数, 由于  $i (> M)$  阶的滞后项被赋予零权重, 所以  $M$  为滞后的截断数;  $k(\cdot)$  是加权函数, 可以是截断(truncated)核函数、巴特莱特(Bartlett)核函数、二次方程式谱(quadratic-spectral, QS)核函数, 等等.

Priestley<sup>[14]</sup> 认为截断等形式的核函数有紧致性(compactness)支持, 即, 对  $|z| > 1$ , 有  $k(z) = 0$ . 截断核函数具体形式为

$$k(z) = \begin{cases} 1, & |z| \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (12)$$

可见, Hong 检验引入核权重对低阶时滞项赋予较大权重, 刻画近期波动比远期波动对当前波动影响更大的特征. 样本交叉相关系数  $M$  随着样本规模  $T$  的增大而增大, 即可以使用所有的滞后信息, 从而确保在较大滞后阶数下仍然保持较强的检验功效(power).

### 3 人民币、欧元、日元兑美元的汇率的方差非线性因果性检验

第 12 任世界银行行长罗伯特·佐利克(任

期 2007 年 7 月 1 日 - 2012 年 6 月 30 日) 认为, 应恢复美元、欧元、英镑、日元以及人民币等众多货币与黄金挂钩的金本位制, 以取代目前的美元体制. 为此, 本文特此选取了当今具有代表性货币的汇率, 人民币、欧元、日元兑换美元的汇率, 来考察后金融危机时代国际金融市场波动传导特征.

自 2005 年 7 月 21 日开始, 中国汇率将以市场供求为导向, 参考一篮子货币汇率的加权平均价作为人民币的基准汇率, 中国人民银行还将根据市场发育状况适时调整汇率上下 0.3% 的浮动区间, 以维持人民币汇率在合理和均衡水平上, 进而促进国际收支的基本平衡. 为此, 人民币兑换美元官方汇率 (CER)、欧元兑换美元官方汇率 (EER)、日元兑换美元官方汇率 (JER) 的日数据时间跨度为 2005 年 7 月 21 日至 2011 年 12 月 23 日. 这些数据均源自美国联邦储备网站 ([http://www.federalreserve.gov/Economic Research and Data](http://www.federalreserve.gov/Economic%20Research%20and%20Data)). 因各国法定节假日不同, 为了使得 3 种汇率时间对齐, 于是, 没有交易的节假日缺失数据均采用线性插值法估测. 每种汇率都有 1 677 个数据. 样本期的中间

刚好为 2008 年国际金融危机爆发时间, 2008 年前三年为金融危机滋长期, 后三年为后金融危机时代, 属于经济弱恢复期. 以  $y_t = (y_{cny,t}, y_{eur,t}, y_{jpy,t})^T$  表示 3 个汇率的日收益率, 其中

$$\begin{aligned} y_{cny,t} &= 100 \ln \frac{CER_{1t}}{CER_{1,t-1}}, \\ y_{eur,t} &= 100 \ln \frac{EER_{1t}}{EER_{1,t-1}}, \\ y_{jpy,t} &= 100 \ln \frac{JER_{1t}}{JER_{1,t-1}} \end{aligned} \quad (13)$$

这 3 种汇率的日收益率的 Multivariate GARCH 模型中的均值方程是个常数项的回归方程 (Hong<sup>[13]</sup>; 高铁梅<sup>[15]</sup>; 张世英和樊智<sup>[16]</sup>), 其形式为

$$\begin{aligned} y_{cny,t} &= c_1 + \varepsilon_{1t}, \\ y_{eur,t} &= c_2 + \varepsilon_{2t}, \\ y_{jpy,t} &= c_3 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (14)$$

式中,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})^T$  服从均值为 0, 方差为  $H_t$  的条件正态分布.

人民币、欧元、日元兑美元的汇率序列取对数的均值方程如表 1.

表 1 人民币兑美元、欧元兑美元、日元兑美元的汇率均值方程

Table 1 Mean equation of the exchange rates of China and Europe and Japan respectively against the USA dollar

前定变量	人民币兑美元汇率的日收益率 $y_{cny,t}$	前定变量	欧元兑美元汇率的日收益率 $y_{eur,t}$	前定变量	日元兑美元汇率的日收益率 $y_{jpy,t}$
$c(1)$	-0.001 941 (0.000 869) [-2.234 370]	$c(2)$	0.019 396 (0.012 935) [1.499 462]	$c(3)$	-0.003 535 (0.014 204) [-0.248 861]
$D. W.$	2.134 475	$D. W.$	1.945 008	$D. W.$	2.077 018

注: 1. 圆括号内的数字为标准误, 方括号内的数字为  $z$  统计量的值.

2. 由于本文是研究异方差问题, 均值方程生成的残差必须存在序列相关, 所以, 没有指出常数项的显著性以及  $R^2$  值. 其实, 常数项通常允许不显著.

经检验, 人民币兑美元汇率、日元兑美元汇率的均值方程的残差序列偏度小于 0, 表明序列左偏分布, 而峰度都大于 3, 表明两序列呈尖峰分布; 欧元兑美元汇率的均值方程的残差序列偏度大于 0, 表明序列右偏分布, 而峰度也大于 3, 表明序列也呈尖峰分布. 在零假设序列服从正态分布

下,  $JB$  统计量服从  $\chi^2(2)$ , 而 1% 显著性水平上临界值  $\chi^2(2)$  为 9.210, 这个序列的  $JB$  都远远大于它, 同时  $p$  值也充分显示该统计量的显著性, 由此可知, 应该拒绝原假设, 这进一步证实这 3 个汇率序列不服从正态分布 (表 2).

从图 1、图 2 和图 3 中也可以直观看出.

表 2 人民币、欧元、日元兑美元汇率的均值方程的残差序列

Table 2 Residual series of the mean equation of the exchange rates of China and Europe and Japan respectively against the USA dollar

统计量		人民币兑美元 $\varepsilon_{1t}$	欧元兑美元 $\varepsilon_{2t}$	日元兑美元 $\varepsilon_{3t}$
偏度		-2.548 538	0.215 365	-0.490 183
峰度		56.660 59	6.391 783	8.514 670
$Q(5)$ ( $p$ 值)		67.330(0.000) ***	5.191 1(0.393)	9.217 2(0.101)
$Q(10)$ ( $p$ 值)		79.330(0.000) ***	12.511(0.252)	16.784(0.079) *
$Q^2(5)$ ( $p$ 值)		11.689(0.039) **	122.47(0.000) ***	64.725(0.000) ***
$Q^2(10)$ ( $p$ 值)		12.269(0.267)	259.22(0.000) ***	104.22(0.000) ***
Jarque-Bera( $p$ 值)		202 896.5(0.000) ***	823.462 1(0.000) ***	2 190.861(0.000) ***
Breusch-Godfrey 序列 $\varepsilon_{it}$ 相关 LM 检验	$F$ 统计量	$F(2, 1, 673) = 26.883 87$ (0.000 0) ***	$F(2, 1, 673) = 2.023 231$ (0.132 6)	$F(2, 1, 673) = 1.522 894$ (0.218 4)
	$T \times R^2$ 统计量	$\chi^2(2) = 52.186 94$ (0.000 0) ***	$\chi^2(2) = 4.043 938$ (0.132 4)	$\chi^2(2) = 3.045 704$ (0.218 1)
序列 $\varepsilon_{it}^2$ 异方差 (ARCH) 检验	$F$ 统计量	$F(1, 1, 673) = 42.113 78$ (0.000 0) ***	$F(1, 1, 673) = 1.841 284$ (0.175 0)	$F(1, 1, 673) = 11.510 28$ (0.000 7) ***
	$T \times R^2$ 统计量	$\chi^2(1) = 41.128 81$ (0.000 0) ***	$\chi^2(1) = 1.841 458$ (0.174 8)	$\chi^2(1) = 11.445 29$ (0.000 7) ***

注: 1. \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝零假设。

2.  $JB = \frac{T-m}{6} \left[ S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right]$ , 其中  $T$  为样本容量 (即数据个数); 对于正常序列  $m$  取零, 如果序列是回归方程的残差序列  $m$  就是解释变量 (或估计系数) 个数. 在正态性的零假设下  $J-B$  统计量服从渐近的  $\chi^2(2)$ .

3. 回归方程残差序列  $\varepsilon_{it}$  自相关、 $\varepsilon_{it}^2$  自相关的 Ljung-Box  $Q$  检验统计量为  $Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j}$ , 式中  $r_j$  是残差序列的  $j$  阶自相关系数,  $T$  为样本容量  $p$  是滞后阶数. 如:  $\varepsilon_{it}$  滞后 5 阶的自相关检验统计量为  $Q(5)$ ,  $\varepsilon_{it}^2$  滞后 5 阶的自相关 (correlogram of residuals squared) 检验统计量为  $Q^2(5)$ .  $H_0$ : 序列不存在  $p$  阶自相关;  $H_1$ : 序列存在  $p$  阶自相关. 如果在滞后  $p$  阶时  $Q_{LB}$  显著不为零, 则拒绝  $H_0$ . 此时自相关和偏自相关系数显著不为零. 总之  $p$  值小, 拒绝  $H_0$ .

4. Breusch-Pagan-Godfrey 的异方差检验: 检验残差序列  $\varepsilon_{it}^2$  是否存在高阶自相关, ARCH LM 检验统计量:  $F$  统计量和  $T \times R^2$  统计量,  $T \times R^2$  服从渐近的  $\chi^2(p)$ .  $H_0$ : 直到  $p$  阶滞后不存在序列自相关;  $H_1$ : 序列存在  $p$  阶自相关. 如果  $F$  和  $T \times R^2$  都显著大于临界值, 则拒绝  $H_0$ . 总之  $p$  值小, 拒绝  $H_0$ .

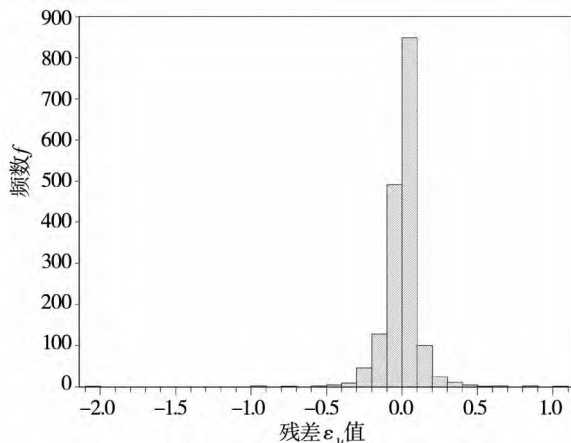


图 1 人民币兑美元的均值方程的残差序列直方图

Fig. 1 Histogram of residual sequence of the mean equation of RMB against the U. S. dollar

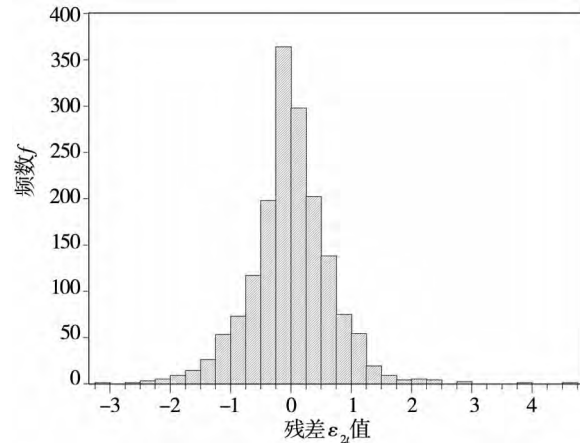


图 2 欧元兑美元的均值方程的残差序列直方图

Fig. 2 Histogram of residual sequence of the mean equation of the Euro against the U. S. dollar

利用 Ljung-Box  $Q$  检验统计量残差序列自相关。  $p$  值小 则拒绝  $H_0$  ,表明在滞后  $p$  阶时  $Q_{LB}$  显著不为零 序列存在  $p$  阶自相关。 1) 人民币兑美元汇率的均值方程的残差序列 ,  $Q(5)$  和  $Q(10)$  的  $p$  值均小于 1% 表明回归方程残差序列  $\varepsilon_{it}$  在 1% 的显著性水平上至少存在滞后 10 阶的自相关;  $Q^2(5)$  的  $p$  值小于 5% 表明回归方程残差平方序列  $\varepsilon_{it}^2$  在 5% 的显著性水平上至少存在滞后 5 阶的自相关。 2) 欧元兑美元汇率的均值方程的残差序列 ,  $Q^2(5)$  和  $Q^2(10)$  的  $p$  值均小于 1% 表明回归方程残差平方序列  $\varepsilon_{it}^2$  在 1% 的显著性水平上至少存在滞后 10 阶的自相关。 3) 日元兑美元汇率的均值方程的残差序列 ,  $Q(10)$  的  $p$  值小于 10% 表明回归方程残差序列  $\varepsilon_{it}$  在 10% 的显著性水平上至少存在滞后 10 阶的自相关;  $Q^2(5)$  和  $Q^2(10)$  的  $p$  值均小于 1% 表明回归方程残差平方序列  $\varepsilon_{it}^2$  在 1% 的显著性水平上至少存在滞后 10 阶的自相关。

Breusch-Godfrey 序列  $\varepsilon_{it}$  相关 LM 检验表明: 人民币兑美元汇率的均值方程的残差序列相关 LM 检验的  $p$  值小于 1% ,该序列在 1% 的显著性水平上存在异方差 ,而欧元兑美元汇率的均值方程的残差序列和日元兑美元汇率的均值方程的残差序列不是很显著地存在异方差。

序列  $\varepsilon_{it}^2$  异方差 (ARCH) 检验表明: 人民币兑美元汇率的均值方程的残差平方序列和日元兑美元汇率的均值方程的残差平方序列的  $p$  值均小于 1% ,说明这两序列在 1% 的显著性水平上存在异方差; 而欧元兑美元汇率的均值方程的残差平方序列不是显著存在异方差。

从图 4、图 5 和图 6 中也可以直观看出。

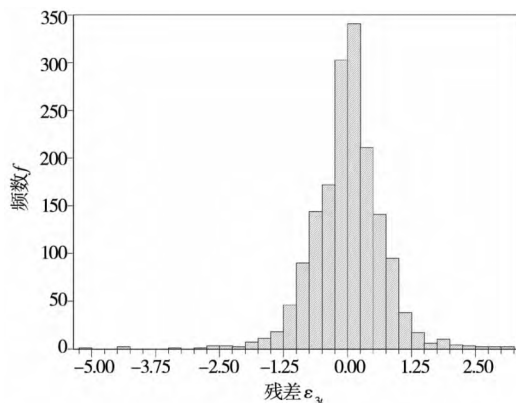


图 3 日元兑美元的均值方程的残差序列直方图

Fig. 3 Histogram of residual sequence of the mean equation of the Japanese Yen against the U. S. dollar

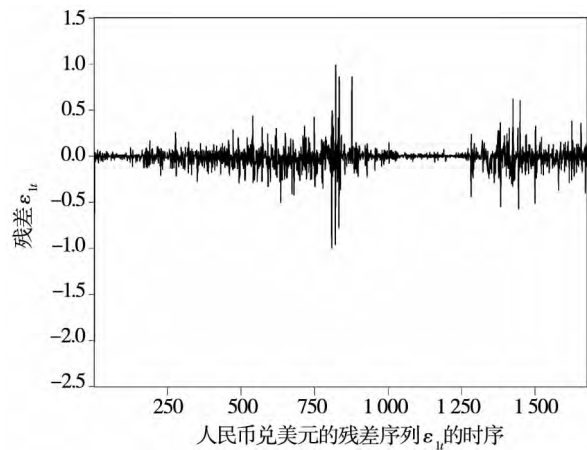


图 4 人民币兑美元的均值方程的残差序列折线图

Fig. 4 Chart of residual sequence of the mean equation of RMB against the U. S. dollar

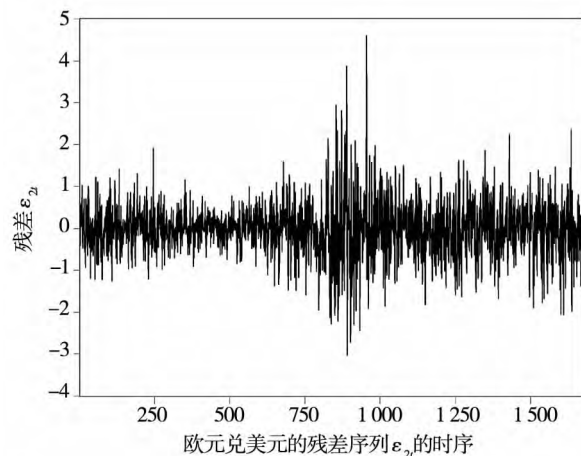


图 5 欧元兑美元的均值方程的残差序列折线图

Fig. 5 Chart of residual sequence of the mean equation of the Euro against the U. S. dollar

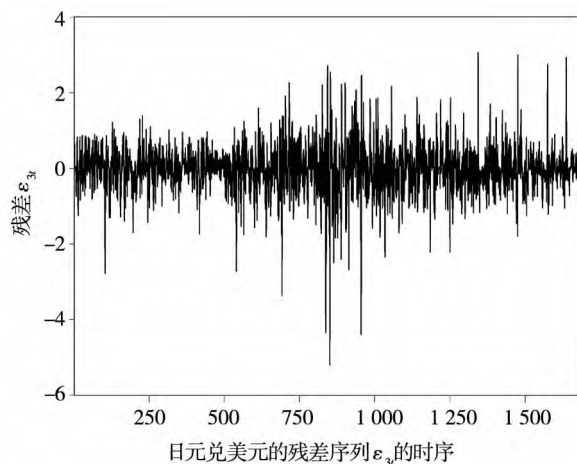


图 6 日元兑美元的均值方程的残差序列折线图

Fig. 6 Chart of residual sequence of the mean equation of the Japanese Yen against the U. S. dollar

人民币、欧元、日元兑美元汇率的均值方程的残差序列标准化后的平方的交叉相关见表 3。

表 3 人民币、欧元、日元兑美元汇率的均值方程的残差序列标准化后的平方的交叉相关

Table 3 Standardized squared cross-correlation function of residual series of the mean equation of the exchange rates of China and Europe and Japan respectively against the USA dollar

滞后或领先 $k$ 阶		$U_{cny,t}$ 和 $V_{eur,t+k}$	$U_{cny,t}$ 和 $V_{jpy,t+k}$	$V_{eur,t}$ 和 $V_{jpy,t+k}$
		交叉相关	交叉相关	交叉相关
		$\hat{\rho}(k)_{U_{cny},V_{eur}}$	$\hat{\rho}(k)_{U_{cny},V_{jpy}}$	$\hat{\rho}(k)_{V_{eur},V_{jpy}}$
滞后 (lag)	-5	0.031 0	0.002 0	0.063 3*
	-4	-0.001 9	0.002 5	0.025 6
	-3	0.013 7	0.003 3	0.103 0*
	-2	0.008 7	0.009 0	0.062 9*
	-1	0.039 9	0.016 1	0.098 9*
	0	0.010 6	0.017 6	0.396 1***
领先 (lead)	1	-0.011 7	0.004 8	0.132 8*
	2	-0.008 1	-0.009 3	0.140 9*
	3	0.009 3	0.039 0	0.050 8*
	4	0.022 9	0.052 2*	0.091 4*
	5	0.038 4	0.023 2	0.077 4*

- 注: 1. \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著, 拒绝零假设。  
 2.  $\hat{\rho}(k)_{U,V}$  标准化残差平方的交叉相关。  
 3.  $k$  是期数。  
 4. 交叉相关是渐进一致近似。

采用 Hong 检验统计量

$$H = T \sum_{i=1}^{T-1} k^2 \left( \frac{i}{M} \right) \hat{r}_{uv}^2(i)$$

使用截断核函数

$$k(z) = \begin{cases} 1, & |z| \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

滞后 1 阶 ( $i = 1$ )、滞后 2 阶 ( $i = 2$ )、...、滞后  $T - 1$  阶 ( $i = T - 1$ )。充其量只能滞后  $T - 1$  阶。假如最大滞后阶数  $M = 5$ , 则  $|z| = |i/M| = |i/5| \leq 1$  ( $i = 0, \pm 1, \pm 2, \pm 3, \pm 4, \pm 5$ )  $k(z) = 1$ 。

因果性检验其实就是一序列领先于另一序列的检验。从表 4 可以看出,  $V_{eur}$  领先于  $V_{jpy}$  和  $V_{jpy}$  领先于  $V_{eur}$  都是显著的, 换句话说,  $V_{eur}$  和  $V_{jpy}$  互为非线性因果关系显著, 而  $U_{cny}$  与  $V_{eur}$ 、 $V_{jpy}$  之间互为非线性因果关系相对偏弱。人民币、欧元、日元兑换美元的标准新息的方差  $U_{cny}$ 、 $V_{eur}$ 、 $V_{jpy}$  反映汇率波动程度, 它们都是测定风险的指标。以上检验显示: 欧元和日元波动的相互因果关系较强, 人民币和欧元、日元之间的波动因果关系相对较弱。

表 4 人民币、欧元、日元兑美元汇率波动的非线性因果性检验

Table 4 Nonlinear causality test of volatility of the exchange rates of China and Europe and Japan respectively against the USA dollar

	$T \sum_{i=1}^5 k^2(i/5) \hat{r}_{uv}^2(i)$	$T \sum_{i=-5}^5 k^2(i/5) \hat{r}_{uv}^2(i)$
$U_{cny}$ 领先于 $V_{eur}$	4.726 32	-
$U_{cny}$ 领先于 $V_{jpy}$	0.605 62	-
$V_{eur}$ 领先于 $U_{cny}$	3.834 62	-
$V_{eur}$ 领先于 $V_{jpy}$	48.618 87*	-
$V_{jpy}$ 领先于 $U_{cny}$	8.201 69	-
$V_{jpy}$ 领先于 $V_{eur}$	91.197 88*	-
$U_{cny}$ 和 $V_{eur}$ 互为非线性因果	-	8.749 26
$V_{eur}$ 和 $V_{jpy}$ 互为非线性因果	-	402.773 12*
$V_{jpy}$ 和 $U_{cny}$ 互为非线性因果	-	9.326 47

- 注: 1. \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。  
 2.  $\chi_{\alpha}^2(M) = \chi_{0.01}^2(5) = 15.086$ ,  $\chi_{\alpha}^2(M) = \chi_{0.05}^2(5) = 11.070$ ,  $\chi_{\alpha}^2(M) = \chi_{0.10}^2(5) = 9.236$ 。  
 3.  $U_{cny}$ 、 $V_{eur}$ 、 $V_{jpy}$  分别表示人民币、欧元、日元的标准新息的方差。



### 4 BEKK-MGARCH 模型的引入

经过以上非线性因果性检验,便可以构建 BEKK-MGARCH 模型,从而验证各个变量序列的标准残差的方差之间非线性因果关系的稳健性.

由  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$  的  $N$  因素的时变均值、方差、协方差的动态模型为

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t &= H_t^{1/2} z_t, \end{aligned} \tag{15}$$

其中  $\mu_t = E(y_t | I_{t-1}) = E_{t-1}(y_t)$ ,  $I_{t-1}$  在  $t-1$  时可获得的信息,  $I_{t-1} = (y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, \dots, y_{1,t-1})'$ ;  $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t)$ ;  $H_t$  是  $y_t$  的条件方差和协方差  $N \times N$  维正定矩阵,对任意  $t$ ,  $H_t > 0$ ,且  $H_t$  关于  $I_{t-1}$  是可测的,  $H_t = H_t^{1/2} (H_t^{1/2})' = \text{Var}(y_t | I_{t-1}) = \text{Var}_{t-1}(y_t)$ ;  $z_t \sim I.I.D(0, I_N)$ ,不过,为了证明  $\text{Var}_{t-1}(y_t) = H_t$ ,可以将此假设条件放松为  $z_t$  关于  $I_{t-1}$  是鞅差分序列 (martingale difference sequence, MDS). 设定了均值方程和分布假设后,便需要设定条件协方差矩阵.

Bollerslev 等<sup>[17]</sup>定义  $\text{VEC}(1, 1)$  为

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1} \tag{16}$$

其中  $h_t = \text{vech } H_t$ ;  $\eta_t = \text{vech}(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ ;  $c$  是  $N^* \times 1$  的参数向量 ( $N^* = N(N+1)/2$ ),  $A$  和  $G$  是  $N^* \times N^*$  的参数矩阵.

$\text{vech}$  是把  $N \times N$  下三角矩阵堆栈 (stack) 成为  $N(N+1)/2 \times 1$  (注:  $N + (N-1) + (N-2) + \dots + 2 + 1 = N(N+1)/2$ ) 向量的算子

$$\text{vech } H_t = (h_{11t}, h_{21t}, h_{22t}, h_{31t}, \dots, h_{NNt})' \tag{17}$$

$\text{vec}$  是把一个矩阵堆栈成为一个列向量的算子

$$\text{vec } H_t = (h_{11t}, h_{21t}, \dots, h_{N1t}, h_{12t}, h_{22t}, \dots, h_{NNt})' \tag{18}$$

为了减少参数个数, Bollerslev 等<sup>[17]</sup>建议在对角  $\text{VEC}$  (diagonal  $\text{VEC}$ , DVEC) 模型中  $A$  和  $G$  是对角矩阵. 每一个方差  $h_{iii}$  只依赖于它自己过去的误差平方项  $\varepsilon_{i,j-1}^2$  和它自己的滞后项  $h_{ii,j-1}$ . 每一个协方差  $h_{ijt}$  只依赖于它自己过去的误差交叉乘积项  $\varepsilon_{i,j-1} \varepsilon_{j,j-1}$  和它自己的滞后项  $h_{ij,j-1}$ .

在  $\text{VEC}(1, 1)$  案例中,  $H_t$  的一般矩阵 (不是

$\text{vech}$ ) 表达式为

$$H_t = C + (I_N \otimes \varepsilon_{t-1}') \tilde{A} (I_N \otimes \varepsilon_{t-1}) + E_{t-2} [(I_N \otimes \varepsilon_{t-1}') \tilde{G} (I_N \otimes \varepsilon_{t-1})] \tag{19}$$

其中  $\otimes$  表示矩阵的 Kronecker 积, 有性质:  $\text{vec}(ABC) = (C' \otimes A) \text{vec } B$ .  $H_t$  正定的充分条件是  $C \geq 0$ ,  $\tilde{A} \geq 0$ ,  $\tilde{G} \geq 0$ , 至少有一个严格不等式.

Engle 和 Kroner<sup>[18]</sup>在综合 Baba 等(1991 年未发表手稿)的工作基础上提出以 4 人名字的第一字母命名的 BEKK-GARCH 模型. BEKK 模型的优点在于它容易满足矩阵  $H_t$  的正定性, 并且相对于向量 GARCH 模型, 它具有相对较少的模型参数, 不过, BEKK 模型中的参数的经济涵义不如向量 GARCH 模型直观.

BEKK(1, 1, K) 模型定义为

$$H_t = C^* C^* + \sum_{k=1}^K A_k^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_k^* + \sum_{k=1}^K G_k^* H_{t-1} G_k^* \tag{20}$$

其中  $C^*$ ,  $A_k^*$  和  $G_k^*$  是  $N \times N$  的参数矩阵, 但  $C^*$  是上三角矩阵. 也可以写成  $C^* C^* = \Omega > 0$ . 假如  $H_0 \geq 0$ , 则  $H_t$  的正定性自动得到保证.

### 5 人民币、欧元、日元兑美元汇率的收益率波动溢出效应分析

金融市场间汇率收益率序列一阶矩之间的动态联系和二阶矩之间的相互影响, 均可以反映其波动传导机制. 张世英和樊智<sup>[16]</sup>研究表明金融市场之间通过 1 阶的波动相关性能够解释金融时间序列的相关性. 于是, 人民币、欧元、日元兑美元汇率收益率波动模型设为 BEKK-GARCH(1, 1). 具体形式为

$$H_t = C^* C^* + A_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_1 + G_1 H_{t-1} G_1 \tag{21}$$

其中方差 - 协方差  $H_t$  设定为对角 (diagonal) BEKK;  $C$  是不确定矩阵;  $A_1, G_1$  是对角矩阵.

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} \\ h_{21t} & h_{22t} & h_{23t} \\ h_{31t} & h_{32t} & h_{33t} \end{bmatrix},$$
$$C = \begin{bmatrix} c_1 & c_2 & c_3 \\ 0 & c_4 & c_5 \\ 0 & 0 & c_6 \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ 0 & a_2 & 0 \\ 0 & 0 & a_3 \end{bmatrix},$$

$$G = \begin{bmatrix} g_1 & 0 & 0 \\ 0 & g_2 & 0 \\ 0 & 0 & g_3 \end{bmatrix}$$

$$h_{11,t} = c_1^2 + a_1^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_1^2 h_{11,t-1},$$

$$h_{22,t} = (c_2^2 + c_4^2) + a_2^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_2^2 h_{22,t-1},$$

$$h_{33,t} = (c_3^2 + c_5^2 + c_6^2) + a_3^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + g_3^2 h_{33,t-1},$$

$$h_{12,t} = c_1 c_2 + a_1 a_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + g_1 g_2 h_{12,t-1},$$

$$h_{13,t} = c_1 c_3 + a_1 a_3 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + g_1 g_3 h_{13,t-1},$$

$$h_{23,t} = (c_2 c_3 + c_4 c_5) + a_2 a_3 \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{3,t-1} + g_2 g_3 h_{23,t-1}$$

其中  $i, j = 1$  (人民币)、 $2$  (欧元)、 $3$  (日元);  $h_{ii,t}$  表示条件方差;  $h_{ij,t}$  表示条件协方差.  $a_i, a_j$  反映

汇率波动的 ARCH 效应对当期汇率波动或协同变动的的影响程度;  $g_i, g_j$  反映汇率波动的 GARCH 效应对当期汇率波动或协同变动的的影响程度.

由于对角 multivariate GARCH 模型简化了多个变量之间的相关关系,因而无法通过对角向量 GARCH 模型来研究多个市场波动之间的相互关系和溢出效应. 韩国高等<sup>[9]</sup>指出,由于联立求解方程,实际上在反映两个市场间的波动相关性时,已经间接考虑了其它市场的影响,而且比较容易考察两两市场之间的波动相关程度.

采用 ARCH 极大似然 (marquardt) 估计方法对 BEKK-GARCH(1,1) 进行拟合,具体结果如表 5.

表 5 人民币兑美元、日元兑美元、欧元兑美元的汇率 BEEK(1,1)-GARCH

Table 5 BEEK(1,1)-GARCH of the exchange rates of China and Europe and Japan respectively against the USA dollar

参数	系数		标准误	p 值	
$c_{11} (= c_1 c_1 = c_1^2)$	$(2.83 \times 10^{-5})^{***}$		$6.31 \times 10^{-6}$	0.000 0	
$c_{22} (= c_2^2 + c_4^2)$	$(1.028 \times 10^{-3})^{**}$		$4.55 \times 10^{-4}$	0.023 8	
$c_{33} (= c_3^2 + c_5^2 + c_6^2)$	$(2.722 \times 10^{-3})^{***}$		$6.38 \times 10^{-4}$	0.000 0	
$a_{11} (= a_1 a_1)$	0.351 564	$a_1$	0.592 928 <sup>***</sup>	0.011 823	0.000 0
$a_{12} (= a_1 a_2)$					
$a_{22} (= a_2 a_2)$	0.027 447	$a_2$	0.165 673 <sup>***</sup>	0.008 398	0.000 0
$a_{23} (= a_2 a_3)$					
$a_{33} (= a_3 a_3)$	0.019 834	$a_3$	0.140 834 <sup>***</sup>	0.007 140	0.000 0
$a_{13} (= a_1 a_3)$					
$g_{11} (= g_1 g_1)$	0.789 209	$g_1$	0.888 375 <sup>***</sup>	0.003 478	0.000 0
$g_{12} (= g_1 g_2)$					
$g_{22} (= g_2 g_2)$	0.971 850	$g_2$	0.985 825 <sup>***</sup>	0.001 508	0.000 0
$g_{23} (= g_2 g_3)$					
$g_{33} (= g_3 g_3)$	0.974 914	$g_3$	0.987 378 <sup>***</sup>	0.001 495	0.000 0
$g_{13} (= g_1 g_3)$					
$c_{12} (= c_1 c_2)$	$(-1.47 \times 10^{-4})^{**}$		$6.16 \times 10^{-5}$	0.017 2	
$c_{13} (= c_1 c_3)$	$6.30 \times 10^{-5}$		$8.08 \times 10^{-5}$	0.435 5	
$c_{23} (= c_2 c_3 + c_4 c_5)$	$(-7.68 \times 10^{-4})^{***}$		$2.37 \times 10^{-4}$	0.001 2	
对数似然估计值 (Ln likelihood)			-1 354.255 000		
施瓦茨准则 (SC)			1.682 501		
赤池信息准则 (AIC)			1.633 956		

注: 1. \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上拒绝零假设.

- 假设残差服从正态分布,通过观察方程的约束式和非约束式的对数似然估计值的差异来进行似然比检验.通过连续增加变量滞后期数  $k$ ,直到 SC 或 AIC 取得极小值,从而确定最优滞后期  $k$ .换言之,SC 和 AIC 的值越小越好.其中,  $SC = -2(\ln L/T) + k \ln T/T$ ;  $AIC = -2(\ln L/T) + 2k/T$ ;极大似然函数  $\ln L = -(T/2) [1 + \ln(2\pi) + \ln(\varepsilon' \varepsilon / T)]$ ;  $\varepsilon' \varepsilon$  是残差平方和的向量形式;  $T$  为样本容量;  $k$  为模型中变量的最大滞后期.

在条件方差方程中,上一期残差平方项与上一期条件方差项的系数之和分别为

$$a_{22} + g_{22} = 0.999\ 297,$$

$$a_{33} + g_{33} = 0.994\ 748$$

均接近 1,表明欧元兑美元汇率收益率序列、日元兑美元汇率收益率序列表现出较强的单整性,其收益率风险(波动)  $h_{22,t}$  和  $h_{33,t}$  都具有持续性,当它们的收益率各自受到冲击时,其影响均存在较长久的异方差效应;即,来自上一期的冲击 ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) 和条件方差对同一种汇率条件方差的影响,欧元兑美元汇率收益率、日元兑美元汇率收益率各自都有波动溢出效应.由于  $a_{11} + g_{11}$  超过 1,所以,人民币兑美元汇率收益率风险(波动)  $h_{11,t}$  不具有持续性,人民币兑美元汇率收益率自身没有波动溢出效应.

在条件协方差方程中,上一期残差对应相乘项与上一期条件协方差项的系数之和分别为

$$a_{12} + g_{12} = 0.974\ 014,$$

$$a_{13} + g_{13} = 0.960\ 666,$$

$$a_{23} + g_{23} = 0.996\ 714$$

都接近 1,这表明人民币、欧元、日元兑美元汇率收益率波动的相互传递影响  $h_{12,t}$ 、 $h_{13,t}$ 、 $h_{23,t}$  具有持续性,彼此之间都有波动溢出效应.前两数字不如后一数字更接近 1,可见,人民币和欧元之间、人民币和日元之间的波动传递影响持久性相对较弱,而欧元和日元之间的波动传递影响持久性相对较强,这与前面的因果性检验相吻合.

## 6 结束语

以上实证分析表明:由于当前我国实行有管理的浮动汇率制度,人民币外汇市场尚不成熟,所以,人民币与欧元或日元的波动相互影响较弱.由此可见,在后金融危机时代,国际金融市场波动在一定程度上正呈现出趋同性.

互联网技术加速了国际金融市场的交易信息扩散,使得国际金融市场联系更加紧密,影响更加深刻,一体化趋势更加迅速.随着人民币汇率形成机制改革的深化,人民币汇率的市场化,人民币正在逐步融入世界主要货币市场,与此同时,人民币必然要面临着其他货币波动的冲击,加剧人民币波动风险.

20世纪30年代世界经济大萧条,1929年股票市场大崩盘之后,人们普遍认为经济危机已经结束,可是经济危机于1931年5月却再度发生,从而致使世界经济步入10年萧条期.2008年金融危机爆发后不久,有业界人士认为金融危机即将过去,但是,2010年欧债危机却突然袭来.2011年8月5日,标准·普尔将维持了近百年的美国长期主权信用评级AAA贬为AA<sup>+</sup>,穆迪与惠誉对其负面展望.在后金融危机时代,人民币汇率自由浮动的条件尚不成熟,易受到国际金融市场欧元、日元等主要货币汇率波动风险的传导冲击,而人民币对世界主要货币的影响力却相对较弱.冲击与反冲击的不对称性,影响的单向性,迫切需要加快培育人民币汇率市场,扩大人民币汇率浮动区间,以增加人民币汇率的弹性,提升人民币国际化程度.汇率政策制定者和汇率市场参与者应该密切关注国际汇率市场的变化,建立风险预警机制和风险管控措施,化解人民币汇率的外来风险.

自2005年7月21日至2011年12月23日,美元总体上处于贬值过程,而人民币、欧元、日元相对于美元均表现为升值,其中,人民币升值幅度为30.62%,欧元升值幅度为7.65%,日元升值幅度为41.39%.以超强货币美元为参照,分析人民币、欧元、日元兑换美元的汇率的波动引起的彼此之间的冲击与反冲击,从而使得冲击与反冲击强度具有可比性.

2005年7月人民币汇改提及到的一篮子货币,其选取货币及其赋予的权重主要取决于外币相应国家与中国贸易额、外债规模、投资等,而在这些方面美国都具有绝对优势,因而在一篮子货币中美元自然占大比重,人民币实际上仍然挂钩美元.在中国外汇储备中,美元资产占比约65%,欧元资产占比约25%,日元资产占比约3%.可见,我国储备资产的价值易受到美元贬值风险的影响,中国外汇储备币种结构和资产结构亟待优化,以实现外汇储备资产多元化战略.尽管日元正处于贬值期,但是,日元还是存在反转升值的潜力,可以适当减持美元计价资产,逢低价时机可以适当增加日元等非美元计价资产,以获得今后日元等货币升值的收益.虽然建立在蒙代尔最优货币区理论基础上的欧元相对美元总体上处于小幅升势,但是,自2010年初以来,欧元区忙于应对债

务危机,经济停滞,正面临着主权债务风险。由于日元汇率和欧元汇率波动的风险相互传导十分显著,因此,欧元资产难以对冲日元资产风险,与此同时增持欧元资产须谨慎。2010年6月,中国央行宣布重启人民币汇改,强调人民币汇率参考一篮子货币进行调节,旨在真正意义上形成一篮子货币机制。

日元作为避险货币时常走高,日元兑美元汇率持续窄幅盘整。为了遏制外汇市场投机行为,2011年日本政府3次干预汇市。日本遭受“3·11”大地震及其核泄漏重创后,大批企业移居海外,造成日本产业空心化。2011年8月24日,穆迪宣布将日本政府债券评级下调一级,降至Aa3,标准·普尔与惠誉也将日本主权信用评级展望调至负面。日本人均债务额已高达747万日元。为此,应当密切防范日本主权债务风险对我国外汇储备资产的影响。

2011年11月30日至12月12日,人民币兑美元连续9个交易日出现盘中触及跌停点的情况,这是汇改以来的首次。国际投机资本做空新兴经济体,外汇市场上释放出人民币汇率技术性贬值信号,有望改变人民币持续近7年的单边升值趋势,表明人民币汇率逐渐趋近均衡汇率水平。尽管此次人民币汇率只是技术性回调,尚未形成趋势性贬值预期,但是,可以暂时舒缓人民币单边升值预期压力,展现出人民币汇率有升有降的天然弹性。

优化全球经济治理结构,加快国际货币体系改革进程,建立超主权的国际货币,增强经济体权利与义务的对称性。掌控人民币汇改节奏,完善人民币汇率形成机制,推进人民币国际化,以提升人民币汇率应对美元、欧元、日元等世界主要货币汇率波动冲击与反冲击能力。借助人民币升值契机,加快对海外企业并购和大宗商品购买,使人民币升值的益处可视化。

#### 参考文献:

- [1]李稻葵,尹兴中. 国际货币体系新架构: 后金融危机时代的研究[J]. 金融研究,2010,356(2): 31-43.  
Li Daokui, Yin Xingzhong. The international monetary system in the era of post-financial crisis: What policy options does China have? [J]. Journal of Financial Research, 2010, 356(2): 31-43. (in Chinese)
- [2]朱 民. 研究“危机后的世界经济金融格局”的五个问题[J]. 国际经济评论,2009,82(7/8): 25-27.  
Zhu Min. Five issues of "world's economic and financial structure in the post-crisis era" [J]. International Economic Review, 2009, 82(7/8): 25-27. (in Chinese)
- [3]吴治民,高 宇. 后危机时代中国金融监管理念变革与政策调整[J]. 财经科学,2010,27,(211): 1-8.  
Wu Zhimin, Gao Yu. Study on the principle innovation and policy adjustment of financial regulation in China in post-crisis era [J]. Finance and Economics, 2010, 27(211): 1-8. (in Chinese)
- [4]宋国才. 后危机时代中国金融市场发展分析[J]. 经济视角,2011,203(6): 100.  
Song Guocai. Analysis on the development of financial market in China in post-crisis era [J]. Economic Vision, 2011, 203(6): 100. (in Chinese)
- [5]郭 瑒,滕柏华. 人民币与欧元、美元、日元之间的汇率联动分析[J]. 经济问题,2011,383(7): 95-104.  
Guo Jun, Teng Baihua. Dynamic linkage analysis to the exchange rates of RMB, the Euro, the Dollar and the Yen [J]. On Economic Problems, 2011, 383(7): 95-104. (in Chinese)
- [6]Kearney C, Patton A J. Multivariate GARCH modeling of exchange rate volatility transmission in the European monetary system [J]. The Financial Review, 2000, 35(1): 29-48.
- [7]Bollerslev T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized arch model [J]. The Review of Economics and Statistics, 1990, 72(3): 498-505.
- [8]McMillan D G, Ruiz I, Speight A. Correlations and spillovers among three Euro rates: Evidence using realised variance [J]. The European Journal of Finance, 2010, 16(8): 753-767.
- [9]韩国高,陈喻喆,高铁梅. 中、美、日实际均衡汇率模型的构建及实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2011,28(1): 76-88.  
Han Guogao, Chen Yuzhe, Gao Tiemei. Real equilibrium exchange rate model of China, U. S. and Japan [J]. The Journal

- of Quantitative & Technical Economics ,2011 ,28( 1) : 76 – 88. ( in Chinese)
- [10]Cheung Y-W , Ng L K. Causality-in-variance test and its application to financial market prices [J]. Journal of Econometrics ,1996 ,72( 1/2) : 33 – 48.
- [11]Hannan E J. Multiple Time Series [M]. New York: John Wiley ,1970: 536 – 536.
- [12]Granger C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. Econometrica ,1969 ,37( 3) : 424 – 438.
- [13]Hong Y M. A test for volatility spillover with application to exchange rates [J]. Journal of Econometrics ,2001 ,103( 1/2) : 183 – 224.
- [14]Priestley M B. Spectral Analysis and Time Series , Vol. 1 [M]. London: Academic Press ,1981.
- [15]高铁梅. 计量经济分析方法与建模 [M]. 北京: 清华大学出版社 ,2009: 431.  
Gao Tiemei. Econometric Analysis Method and Modeling [M]. Beijing: Tsinghua University Press ,2009: 431. ( in Chinese)
- [16]张世英 ,樊 智. 协整理论与波动模型: 金融时间序列分析及应用 [M]. 北京: 清华大学出版社 ,2004: 292.  
Zhang Shiyong , Fan Zhi. Co-integration Theory and Fluctuation Model: Financial Time Series Analysis and Application [M]. Beijing: Tsinghua University Press ,2004: 292. ( in Chinese)
- [17]Bollerslev T , Engle R F , Wooldridge J M. A capital asset pricing model with time-varying covariances [J]. Journal of Political Economy ,1988 ,96( 1) : 116 – 131.
- [18]Engle R F , Kroner K F. Multivariate simultaneous generalized arch [J]. Econometric Theory ,1995 ,11( 1) : 122 – 150.

## Nonlinear causality and spillover effect of volatility of international finance market

XIA Nan-xin

Lingnan College , Sun Yat-sen University , Guangzhou 510275 , China

**Abstract:** By computing the residual cross-correlation function ( CCF) ,this paper attempts to explore the nonlinear causality and spillover effect of volatility of the series of the official exchange rates of China , Europe and Japan , respectively , against the USA dollar by employing daily data from Jul. 21 ,2005 to Dec. 23 ,2011. Test statistics of nonlinear causality of conditional variance developed by Yin-Wong Cheung , Lilian K. Ng and Hong Y. are used to examine the nonlinear causal relationship between the variances of standardization residual of the three kinds of exchange rates. There upon , a BEKK-MGARCH model is built. Finally , the nonlinear causality and spillover effect of volatility on these exchange rates in post financial crisis era are analyzed and interpreted , and the robustness of the nonlinear causal relationship between the variances of time series is verified. The embedding of the truncated kernel function in Hong test causes the low order lag terms a given greater weight , thereby accurately portrays the characteristics that recent fluctuations have a larger impact on current fluctuations. Prior to the establishment of the Vector GARCH model , few literatures tested the nonlinear causal relationship first , even though some conducted a simple test , they mistakenly treated  $Q^2(p)$  as the test statistic of the nonlinear causal relationship between the variances of variable sequences.

**Key words:** post financial crisis era; exchange rate; nonlinear fluctuation causality; spillover effect