

二元 GED-GARCH 模型的利率 与汇率波动溢出效应研究

陈守东¹ 高艳^{1,2}

(1. 吉林大学商学院; 2. 河北联合大学理学院)

摘要: 分别运用二元 N-GARCH 模型和二元 GED-GARCH 模型,对金融危机前后利率和汇率的波动溢出效应进行研究,通过自适应绝对偏差和自适应均方误差的平方根 2 种标准进行评价。研究认为,二元 GED-GARCH 预测效果更好,在金融危机前利率与汇率之间存在着由汇率到利率的溢出效应;在金融危机之后,利率与汇率具有双向的波动溢出效应。

关键词: 利率; 汇率; GED-GARCH; 溢出效应

中图分类号: C93;F832.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-884X(2012)07-1020-05

Spillover Effects between Exchange Rate and Interest Rate Based on the Binary GED-GARCH

CHEN Shoudong¹ GAO Yan^{1,2}

(1. Jilin University, Changchun, China; 2. Hebei United University, Tangshan, Hebei, China)

Abstract: We use binary N-GARCH and GED-GARCH models to analyze the Spillover Effects between Exchange Rate and Interest Rate before and after financial crisis respectively, and then evaluate the two models by adaptive mean absolute deviation and adaptive root of mean square error criterion. As a result, we found out that the forecasting effect of binary GED-GARCH is better, and there is no Spillover Effects between Exchange Rate and Interest Rate before financial crisis, but there are two-way Spillover Effects between them after financial crisis.

Key words: interest rate; exchange rate; GED-GARCH; spillover effects

利率和汇率是 2 个十分重要的经济变量,其波动对经济有着很重要的影响。利率的波动不但可以反映资金供求情况的变动,而且在经济的不同发展阶段,利率的表现也会有所不同;利率还会受到物价水平的影响。一个国家汇率的波动通常会受到该国的利率、通货膨胀、国际收支状况及经济增长等因素的影响,也会影响该国的资本流动和进出口贸易。为了防止国内经济发展和国家间的经济联系受到外汇波动的影响,各国政府都会干预外汇供求,从而影响汇率。此外,一国的宏观经济政策如果发生变化,也会通过影响通货膨胀及实际利率而对汇率产生影响。由此,对汇率的风险管理就显得尤为重要。

2008 年 10 月,以美国次贷危机为根源的国际金融危机爆发,全面深刻地影响了世界各国的经济,同时也对中国金融市场特别是货币

及外汇市场产生了一定的影响,尤其是人民币汇率和利率之间价格的信息传导关系(即价格溢出)与人民币汇率和利率之间波动的信息传导关系(即波动溢出)的变化更引起学术界的广泛关注。关于利率与汇率关系的研究,经典的理论有购买力平价理论,指出当利率发生变化影响物价水平时,通货膨胀随之变化,进而引起汇率水平的变动。利率平价理论是国际金融理论中最直接表述利率与汇率关系的学说,它从动态角度分析了利率与汇率的关系,认为汇率的变动是由利率差异决定的,利率水平的差异引发国际资本的跨界流动,进一步导致外汇供求的变动,并由此决定汇率变动,汇率的变动会抵消两国间的利率差异,最终使金融市场处于均衡状态。国际收支理论认为短期内利率通过资本账户影响汇率。国内有很多学者研究利率与汇率的相关性,张萍^[1]对利率平价理论在中

收稿日期: 2012-05-20

基金项目: 国家社会科学基金资助重大项目(10ZD&010,10ZD&006);国家社会科学基金资助项目(12BJY158);教育部人文社会科学重点研究基地资助重大项目(2009JJD790015)

国的表现进行了探讨。薛宏立^[2]从利率汇率联动机制入手,建立了动态金融市场中利率汇率联动分析框架;归纳了人民币利率与汇率联动关系的作用途径,并对利率和汇率的联动性进行了 Granger 因果检验。

近年来,越来越多的学者开始研究利率与汇率风险联动的特性,赵华^[3]利用基于向量自回归多元 GARCH 模型对人民币汇率和利率的动态关系进行了实证分析,认为人民币汇率和利率之间不存在价格溢出效应,就波动率而言,人民币对美元汇率与利率之间不存在波动溢出效应,而人民币对欧元、日元等存在双向波动溢出。蒋治平^[4]运用 DCC 多元 GARCH 模型研究了人民币汇率与利率之间的动态相关关系。赵天荣等^[5]利用二元 VAR-GARCH 模型实证研究了人民币汇率与利率之间的动态关系。结果表明,从长期看,汇改后人民币汇率弹性增大能够稳定利率的波动,但是在短期内人民币弹性的增大反而会加剧利率的波动。本研究拟在现有成果的基础上,引入二元 GED-GARCH^①模型对利率与汇率波动溢出效应进行研究,并通过各种评价准则与传统的基于正态分布的二元 GARCH 模型进行比较^[6],希望能合理解释利率汇率之间的风险联动关系。

1 GED-GARCH 模型

1.1 广义误差分布(GED)

NELSON^[7]提出的标准化的广义误差分布密度函数为

$$dF(x) = \frac{c \exp(-1/2 |x/\lambda|^c)}{\lambda^{2c+1/c} \Gamma(1/c)} dx, \quad (1)$$

式中, c 和 λ 为常数, $0 < c \leq \infty$, $\lambda = \left\{ \frac{2^{-2/c} \Gamma(1/c)}{\Gamma(3/c)} \right\}^{1/2}$; $\Gamma(\cdot)$ 为 GAMMA 函数,其定义为

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} x^{a-1} e^{-x} dx, E(|x|) = \lambda^{2/c} \Gamma(c^2) / \Gamma(1/c), \quad (2)$$

整理后得到广义误差分布密度函数如下

$$f(x | \mu, \sigma, r) = \frac{r \Gamma\left(\frac{3}{r}\right)^{1/2}}{2\sigma \Gamma\left(\frac{1}{r}\right)^{3/2}} \exp - \left[\frac{\Gamma\left(\frac{3}{r}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{r}\right)} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2 \right]^{\frac{r}{2}} \quad (3)$$

1.2 一元 GED-GARCH 模型

定义 1 一元 GED-GARCH 模型表示如下

$$\begin{cases} \varepsilon_t | I_{t-1} = \sqrt{h_t} v_t, \\ v_t \sim GED(0, 1, r), \\ h_t = \alpha_0 + \beta_1 h_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2. \end{cases} \quad (4)$$

并记

$$y_t = c + \varepsilon_t \sim GED(c, h_t, r), \quad (5)$$

其似然函数为

$$L = \prod_{i=1}^T f(y_i | \mu, h_i, r) = \prod_{i=1}^T \frac{r \Gamma\left(\frac{3}{r}\right)^{1/2}}{2 \sqrt{h_i} \Gamma\left(\frac{1}{r}\right)^{3/2}} \exp - \left[\frac{\Gamma\left(\frac{3}{r}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{r}\right)} \frac{(y_i - \mu)^2}{h_i} \right]^{\frac{r}{2}}. \quad (6)$$

其对数似然函数为

$$l_i = -\frac{1}{2} \log\left(\frac{\Gamma(1/r)^3}{\Gamma(3/r)(r/2)^2}\right) - \frac{1}{2} \log(h_i) - \left(\frac{\Gamma(3/r)(y_i - \mu)^2}{h_i \Gamma(1/r)}\right)^{\frac{r}{2}}. \quad (7)$$

1.3 多元 GED-GARCH(1,1)模型

1.3.1 n 元广义误差分布

定义 2 若 n 维向量 x 的密度函数为:

$$dF(x | \mu, \Sigma, r) = \frac{d^n x}{\sqrt{\pi_n \Sigma}} \frac{\Gamma(1 + \frac{n}{2})}{\Gamma(1 + \frac{n}{r})} \left\{ \frac{\Gamma(\frac{3}{r})}{\Gamma(\frac{1}{r})} \right\}^{\frac{n}{2}} \exp - \left[\frac{\Gamma(\frac{3}{r})}{\Gamma(\frac{1}{r})} (x - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu) \right]^{\frac{r}{2}}. \quad (8)$$

则称 n 维向量 x 服从广义误差分布定义,记为 $x \sim GED(\mu, \Sigma, r)$, 这里 μ, Σ, r 为参数, μ 为该分布的众数,也是均值,方差协方差矩阵 V 与矩阵 Σ 的关系如下

$$V = \Sigma \frac{\Gamma(\frac{n+2}{r}) \Gamma(1 + \frac{1}{r})}{\Gamma(\frac{3}{r}) \Gamma(1 + \frac{n}{r})}. \quad (9)$$

1.3.2 多元 GED-GARCH(1,1)模型

假设有 n 种资产,考虑它们的方差协方差阵。设 $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})^T$ 是 n 维向量,则有

$$Y_t = H' X_t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

式中, ε_t 是向量,满足 $\varepsilon_t \sim GED(0, M_t, r)$, M_t 表示 $\Sigma_t | I_{t-1}$, $E(\varepsilon_t | I_{t-1}) = 0$, $Var(\varepsilon_t | I_{t-1}) = H_t$, I_{t-1} 表示 t 时刻前的所有信息。

条件方差协方差阵可以表示为

$$H_t = CC' + BH_{t-1}B' + A\varepsilon_{t-1}(A\varepsilon_{t-1})' \quad (11)$$

式中, C, B, A 均为 $n \times n$ 维系数矩阵。

1.3.3 多元 GED-GARCH(1,1)模型的估计

H_t 与 Σ 的条件矩阵也应有等式关系:

$$H_t = (\Sigma_t | I_{t-1}) \frac{\Gamma(\frac{n+2}{r}) \Gamma(1 + \frac{1}{r})}{\Gamma(\frac{3}{r}) \Gamma(1 + \frac{n}{r})}, \quad (12)$$

① 为了区别基于广义误差分布的 GARCH 模型与一般形式的 GARCH 模型,用 N-GARCH 表示基于正态分布的 GARCH 模型,用 GED-GARCH 表示基于广义误差分布的 GARCH 模型。

所以在对 GED-GARCH 模型进行估计时,对 H_t 的估计与对 M_t 的估计是等价的。

$$L = \prod_{i=1}^T f(y_i | \mu, M_t, r)$$

对似然函数取对数得

$$L(\mu, M_t, r) = - \sum_{i=1}^N \left[\frac{\Gamma(3/r)}{\Gamma(1/r)} (x_i - \mu)^T M_t^{-1} (x_i - \mu) \right]^{\frac{r}{2}} - \frac{N}{2} \log(M_t) - \frac{Nn}{2} \log \frac{\pi \Gamma(1/r)}{\Gamma(3/r)} - N \log \frac{\Gamma(1+n/r)}{\Gamma(1+\frac{n}{2})} \quad (13)$$

同样可以用条件方差协方差阵表示

$$L(\mu, H_t, r) = - \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{\Gamma[(n+2)/r]}{r \Gamma(1+\frac{n}{r})} (x_i - \mu)^T H_t^{-1} (x_i - \mu) \right\}^{\frac{r}{2}} - \frac{N}{2} \log(H_t) - \frac{Nn}{2} \log \frac{\pi r \Gamma(1+\frac{n}{r})}{\Gamma[(n+2)/r]} - N \log \frac{\Gamma(1+n/r)}{\Gamma(1+\frac{n}{2})} \quad (14)$$

1.4 BEEK 模型

BEEK 模型由 ENGEL 等^[8]提出。该模型的条件协方差矩阵 H_t 是用二次项的形式表示的,这就保证了其正定性,不需要再对未知参数加以限制。下面给出条件协方差矩阵 H_t 的定义

$$H_t = C_0 C_0^T + \sum_{i=1}^q \sum_{l=1}^{k_1^i} A_{il} Y_{t-i} Y_{t-l}^T A_{il}^T + \sum_{i=1}^p \sum_{l=1}^{k_2^i} B_{il} H_{t-i} B_{il}^T \quad (15)$$

式中, C_0 是 1 个 m 阶的下三角方阵,未知参数有 $\frac{m(m-1)}{2}$ 个,未知参数 A_{il} 和 B_{il} 都为 m 阶方阵。对于协方差矩阵 H_t , (i, j) 位置的元素为

$$h_{ijt} = c_{ij} + \sum_{i=1}^q \sum_{l=1}^{k_1^i} (a_{sli} Y_{t-s})(a_{sli} Y_{t-s}) + \sum_{i=1}^p \sum_{l=1}^{k_2^i} b_{sli} H_{t-i} B_{sli}^T, \quad i, j = 1, 2, \dots, m, \quad (16)$$

式中的未知参数 c_{ij} 为 $C = C_0 C_0^T$ 的 (i, j) 位置的元素,参数 a_{sli} 是矩阵 A_{il} 的第 i 行, b_{sli} 是矩阵 B_{il} 的第 i 行。进一步的,式(16)可写为标量的形式

$$h_{ijt} = c_{ij} + \sum_{s=1}^q \sum_{l=1}^{k_1^s} \sum_{u=1}^m a_{sli} a_{sli} y_{t-s} y_{t-s} + \sum_{i=1}^p \sum_{l=1}^{k_2^i} \sum_{u=1}^m b_{sli} b_{sli} h_{uut-s}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m, \quad (17)$$

式中,参数 a_{sli} 和 b_{sli} 分别是向量 a_{si} 和 b_{si} 的第 u 个元素。运用这种方法可研究利率与汇率的溢出效应。

1.5 GED-GARCH 模型中形状参数 r 的确定

多元 GED-GARCH 模型的估计方法仍采用极大似然估计方法,对于多元 GED-GARCH 模型而言,当其形状参数 $r < 2$ 时,表现为尖峰厚尾的分布,且对于金融市场来说, r 越小,意

味着风险越大,因为现在金融市场并不是极端的情况,所以可以选取 3 个数值:0.75、1.25、1.75,再通过评价准则选择其中合适的值。

2 预测与评价准则

对于二元 N-GARCH 模型和二元 GED-GARCH 模型,利用所估计的参数并运用 BEEK 模型,给出二元 GARCH 模型的方差方程预测模型如下。

给定前 T 期的数据,对于方差方程的一步预测方程为

$$\begin{pmatrix} h_{11,T+1} & h_{12,T+1} \\ h_{12,T+1} & h_{22,T+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_1 & \omega_2 \\ 0 & \omega_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_1 & 0 \\ \omega_2 & \omega_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \alpha_3 & \alpha_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1T} \\ \varepsilon_{2T} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1T} & \varepsilon_{2T} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_3 \\ \alpha_2 & \alpha_4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & \beta_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{11,T} & h_{12,T} \\ h_{12,T} & h_{22,T} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_3 \\ \beta_2 & \beta_4 \end{pmatrix} \quad (18)$$

N-GARCH 模型和 GED-GARCH 模型方差方程的预测区别在于利用样本内数据估计出来的参数 $\omega_i, i=1, 2, 3, \alpha_j, j=1, 2, 3, 4, \beta_k, k=1, 2, 3, 4$ 不同,进而预测的结果也不同,这就要通过一定的评价准则进行评价,采用自适应绝对偏差(简记为 AMAD)和自适应均方误差的平方根(ARMSE)2 种标准^[9]对模型进行评价,具体定义为

$$AMAD(p) = \frac{1}{d^2} \sum_{i,j=1}^d E \left| H_{ij,t+p|t} - \frac{1}{2v+1} \sum_{k=-v}^v r_{i,t+p+k} r_{j,t+p+k} \right|; \quad (19)$$

$$ARMSE(p) = \left[\frac{1}{d^2} \sum_{i,j=1}^d E [h_{ij,t+p|t} - \frac{1}{2v+1} \sum_{k=-v}^v r_{i,t+p+k} r_{j,t+p+k}]^2 \right]^{1/2} \quad (20)$$

对于某个预测模型而言, AMAD 和 ARMSE 值越小,说明模型的预测效果越好。

3 利率与汇率波动溢出的实证分析

3.1 数据的选取

2005 年,我国对汇率制度进行了改革,人民币不再单一地盯住美元,而是以一揽子货币为基准。但是,因为我国的外汇储备构成和对美国出口的比重有所增大,所以人民币美元汇率仍然作为我国外汇市场最主要的交易品种。本研究选取的是外汇交易中心每天公布的人民币美元汇率中间价和隔夜上海银行间同业拆借利率 SHIBOR^① 来研究利率与汇率之间的波动相关性。在对利率和汇率数据进行对数差分,

^① Shibo,即上海银行间同业拆借利率(Shanghai Interbank Offered Rate)的简称。与美国的联邦基金利率或伦敦的 LIBOR 相似,更能代表我国基准利率。

经检验得到平稳的收益率序列后,对汇率利率收益率序列的波动溢出效应进行研究。本研究选取的变量样本跨度是 2005 年 7 月我国汇改开始到 2010 年 12 月 31 日的所有日频率数据的样本。2008 年 9 月 14 日,雷曼兄弟宣布破产,这一事件标志着世界范围内的金融危机全面爆发,在这之后,人民币汇率又回归到“盯住美元”的时期,所以在此将样本分成 2 个子样本,第 1 个子样本时间跨度是 2005 年 7 月 25 日~2008 年 9 月 14 日,第 2 个是从 2008 年 9 月 15 日~2010 年 12 月 31 日,样本外预测区间为 2011 年 1 月 3 日~2011 年 5 月 31 日,该样本用来对建立的模型进行评价。数据来自雅虎财经网站,采用 Eviews 5.0 软件进行分析。

3.2 实证分析

考虑多元 GED(0,1,r)-GARCH(1,1)模型的形状参数 r 的选择问题,对于给定的 3 个值,根据表 1 可知,当 $r=0.75$ 时,模型估计的似然值最大,AIC、BIC 值最小,从估计结果看是最优的,但是其一步预测的条件协方差过大,导致 AMAD 值与 ARMSE 值过大,严重影响预测结果;当 $r=1.75$ 时,估计的结果对数似然值与 AIC、BIC 值又没有 $r=1.25$ 时估计的结果好,在结合估计结果的似然值、AIC 值、BIC 值及 AMAD、ARMSE 的情况下,最终确定 GED-GARCH 模型中 r 取值为 1.25。

表 1 3 种 GED-GARCH 模型估计结果比较

r	似然值	AIC 值	BIC 值
0.75	17 829.37	-41.627	-41.555
1.25	16 935.22	-39.540	-39.470
1.75	15 871.89	-37.053	-36.981

下面分别利用 N(0,1)-GARCH(1,1)模型和 GED(0,1,1.25)-GARCH(1,1)模型研究利率与汇率之间的波动溢出效应,并对 2 种模型度量的结果进行比较分析。为书写方便,仍用 N-GARCH 模型和 GED-GARCH 模型表示 2 个模型。在此研究金融危机发生之前利率与汇率之间的波动相关性,即对第 1 个时间段的溢出效应进行研究,得出参数估计结果(见表 2)。

N-GARCH 模型估计结果表明,利率波动与汇率波动之间不存在溢出效应;GED-GARCH 模型的参数估计结果表明,金融危机前只存在由汇率到利率的波动溢出效应。通过 AMAD 与 ARMSE 评价准则可以确定,利用第 1 个子样本估计的 GED-GARCH 模型优于 N-GARCH 模型,说明在金融危机之前存在着从汇率到利率的风险波动,不存在从利率到汇率的波动溢出效应。

下面利用 N-GARCH 模型和 GED-GARCH 模型对 2008 年 9 月 15 日~2010 年 12 月 31 日时间段内的溢出效应进行研究,方差方程的估计结果见表 3。

表 2 金融危机前 N-GARCH 和 GED-GARCH 模型方差方程估计结果

危机前	ω	Z-统计量	α	Z-统计量	β	Z-统计量			
N-GARCH	ω_1	0.051 66**	53.01	α_1	1.004 98**	16.79	β_1	0.209 36**	4.82
	ω_2	0.000 02	0.62	α_2	-0.000 52	0.00	β_2	-0.000 06	0.00
	ω_3	0.000 001	0.00	α_3	0.000 02	0.11	β_3	0.000 00	0.000 1
				α_4	0.271 60**	11.98	β_4	0.970 00**	206.74
GED-GARCH	ω_1	0.024 29**	73.62	α_1	0.575 62**	32.76	β_1	0.176 58**	8.98
	ω_2	0.000 02*	2.45	α_2	-0.406 08**	-5.00	β_2	-3.063 12*	-2.09
	ω_3	0.000 00	0.00	α_3	0.000 06	0.77	β_3	-0.000 08	-0.52
				α_4	0.221 72**	20.34	β_4	0.941 46**	179.87

注: **、* 分别表示系数在 1% 和 5% 的水平下显著,下同。

表 3 金融危机后 N-GARCH 和 GED-GARCH 模型方差方程估计结果

危机后	ω	Z-统计量	α	Z-统计量	β	Z-统计量			
N-GARCH	ω_1	0.025 39**	11.47	α_1	0.420 20**	12.11	β_1	0.865 72**	47.83
	ω_2	0.000 12**	11.01	α_2	0.106 71	0.39	β_2	-0.006 69	-0.01
	ω_3	0	0.00	α_3	-0.000 09	-0.56	β_3	-0.000 74**	-15.60
				α_4	0.465 89**	19.22	β_4	0.894 49**	100.72
GED-GARCH	ω_1	0.006 52**	32.84	α_1	0.291 57**	42.00	β_1	41.995 56**	128.59
	ω_2	-0.000 01**	-2.63	α_2	1.079 86**	17.28	β_2	17.279 93**	-4.38
	ω_3	0.000 04**	28.51	α_3	-0.000 11**	-2.71	β_3	-2.712 02**	10.72
				α_4	0.303 36**	25.14	β_4	25.137 50**	114.90

N-GARCH 模型结果表明,只具有从利率波动到汇率波动的溢出效应,而不存在从汇率到利率的波动溢出效应;GED-GARCH 模型结果表明,利率与汇率具有双向的波动溢出效应。N-GARCH 模型和 GED-GARCH 模型在这个时间段内估计的结果不同,哪个模型能更好地说明问题?下面就利用样本外预测区间数据,分别采用 AMAD 和 ARMSE 评价标准对 2 个模型进行评价。

样本外预测区间为 2011 年 1 月 3 日~2011 年 5 月 31 日,利用式(19)和式(20)计算 AMAD 和 ARMSE 值,其中 $d=104$ 为样本个数,分别取 0,1,2,作用是将随机的误差进行平均处理,AMAD 和 ARMSE 值越小,说明预测的效果越好(见表 4)。

表 4 N-GARCH 和 GED-GARCH 模型的评价结果

		AMAD		ARMSE			
v	q	N-GARCH	GED-GARCH	v	q	N-GARCH	GED-GARCH
0	1	0.015 84	0.012 87	1	0.003 25	0.004 79	
	3	0.016 65	0.013 76	3	0.003 88	0.004 30	
	5	0.018 10	0.011 08	5	0.006 09	0.003 09	
	7	0.017 79	0.010 12	7	0.006 29	0.003 22	
	9	0.022 09	0.011 32	9	0.010 32	0.004 32	
1	1	0.012 13	0.011 12	1	0.001 75	0.002 11	
	3	0.014 76	0.011 24	3	0.003 54	0.002 14	
	5	0.015 87	0.010 98	5	0.004 90	0.001 21	
	7	0.014 87	0.011 23	7	0.005 00	0.001 32	
	9	0.018 84	0.011 34	9	0.006 97	0.001 21	
2	1	0.011 43	0.009 43	1	0.001 36	0.001 76	
	3	0.013 86	0.009 87	3	0.002 02	0.000 89	
	5	0.014 98	0.010 23	5	0.003 45	0.000 84	
	7	0.017 32	0.011 44	7	0.005 27	0.000 98	
	9	0.018 24	0.015 76	9	0.007 02	0.000 95	

从表 4 可见,除个别的预测值外,GED-GARCH 模型的预测效果明显优于 N-GARCH 模型,所以利用 GED-GARCH 模型预测效果更好,即汇率波动与利率波动具有双向的溢出效应,说明汇率的波动会引起利率市场的波动,而利率市场的波动也会引起汇率市场的波动。

4 结语

通过实证分析,得到的主要结论是:在金融危机发生之前,利率和汇率之间只存在从汇率到利率的波动溢出效应;金融危机发生后,利率和汇率之间存在双向的波动溢出效应。究其原因,有如下几点:

(1)自 2005 年 7 月实行汇率改革后,随着改革逐渐深入,其效果也体现在了对利率波动的影响上。

(2)金融危机对汇率市场和利率市场的波动产生了很大的影响。危机爆发后,美国的次贷危机通过汇率市场的传导对中国产生了影响。在金融危机背景下,政府为了控制房价,几次上调利率,所以汇率对利率存在溢出效应。

(3)金融危机后,我国利率与汇率市场逐渐成熟,利率平价理论也逐步适合中国的国情,并在一定程度上说明利率市场对汇率市场的波动传导作用,即利率对汇率存在着波动溢出效应。

参 考 文 献

- [1] 张萍. 利率平价理论及其在中国的表现[J]. 经济研究, 1996(10):34~43.
- [2] 薛宏立. 浅析利率平价模型在中国的演变[J]. 财经研究, 2002,28(2):14~19.
- [3] 赵华. 人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应[J]. 金融研究, 2007(3):41~49.
- [4] 蒋治平. 人民币利率与汇率的动态相关关系: 基于 DCC 模型的研究[J]. 软科学, 2008,22(7):11~14, 29.
- [5] 赵天荣, 李成. 人民币汇率与利率之间的动态关系——基于 VAR-GARCH 模型的实证研究[J]. 统计研究, 2010,27(21): 72~76.
- [6] ENGEL R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrica, 1982, 50(4): 987~1 007.
- [7] NELSON D B. Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns; A New Approach[J]. Econometrica, 1991, 59(2): 347~370.
- [8] ENGEL R E, KRONER K F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH[J]. Econometric Theory, 1995, 11(1): 122~150.
- [9] FAN J Q, FAN Y Y, LV J H. Aggregation of Non Parametric Estimators for Volatility Matrix [J]. Journal of Financial Econometrics, 2007, 5(3): 321~357.

(编辑 丘斯迈)

通讯作者: 陈守东(1955~),男,天津蓟县人。吉林大学(长春市 130012)商学院教授,博士。研究方向为金融与投资。E-mail: chensd@jlu.edu.cn