

基于非对称随机波动模型的人民币 汇率波动特征研究^{*}

张 欣 崔日明

内容摘要：本文使用非对称随机波动模型，对 2005 年 7 月 22 日至 2012 年 9 月 5 日期间美元兑人民币汇率的波动特征进行了实证分析。模型拟合检验结论显示，非对称随机波动模型能够很好地拟合美元兑人民币汇率波动过程中存在的时变性、持续性和非对称性特征。来自 MCMC 估计结果进一步表明：美元兑人民币汇率波动过程存在的非对称特征不同于在股票市场普遍发现的“放大利空，缩小利好”型的“杠杆效应”，而是突出表现为“放大利好，缩小利空”。但波动的非对称效应和强度较弱，这意味着央行在采取措施干预和管理汇率波动时，在时机选择和力度把握上不仅要充分考虑到人民币汇率波动的时变性和持续性特征，而且更应注意汇率波动的非对称性及非对称类型。

关键词：人民币汇率 波动性 非对称随机波动模型

中图分类号：F831

文献标识码：A

引 言

2005 年 7 月 21 日，为进一步完善人民币汇率形成机制，继续保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定，中国人民银行决定开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。这标志着人民币汇率形成机制的市场化改革迈入了一个全新的发展阶段，这一发展阶段在增强人民币汇率弹性和灵活性的同时，也加剧了人民币汇率波动的复杂性和不确定性。在经济全球化、金融一体化的发展趋势下，人民币汇率的波动不仅会通过汇率传递机制对进出口贸易、FDI 投资活动、国内通货膨胀、股票收益和利率等实体经济和虚拟经济变量产生影响，而且还会对

货币政策制定、外汇储备头寸管理和外汇市场操作等宏观金融政策形成冲击。因此，准确把握新汇率体制下人民币汇率的波动模式，加深对汇率波动统计特征的认识和了解显得尤为迫切和非常重要。

本文的主要贡献是首次尝试在随机波动 (Stochastic Volatility, SV) 模型框架内来考察人民币汇率波动过程的动态特征。SV 模型是目前最为前沿的研究高频金融时间序列波动性特征的计量方法，与 GARCH 族模型简单假定条件方差 σ_t^2 与前期随机扰动 ε_{t-1}^2 和前期条件方差 σ_{t-1}^2 之间具有确定性的函数关系所不同，SV 模型假定条件方差 σ_t^2 遵循某个潜在的随机过程。即允许条件方差 σ_t^2 的方程中引入随机扰动项，这与 GARCH 族模型相比是一个不小的进步。正是由于允许条件方差 σ_t^2 方程中引入随机扰动

作者简介：张欣，经济学博士，大连民族学院国际商学院讲师；崔日明，辽宁大学经济学院教授、博士生导师。

*** 基金项目：**本文得到国家社科基金项目 (12BJY119)、教育部人文社会科学研究一般项目 (10YJA790032)、教育部人文社会科学研究青年项目 (11YJC790182) 和中央高校基本科研业务费专项资助资金 (DC110415) 的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性意见和编辑的辛勤工作，当然文责自负。

项,才使得SV模型在刻画波动性动态特征时比GARCH族模型更灵活、更具有优势。鉴于高频金融时间序列的波动性一般都存在着非对称性这一典型化事实,我们在描述人民币汇率波动性过程中选择了非对称随机波动(Asymmetric Stochastic Volatility, ASV)模型,旨在更好地捕捉人民币汇率条件波动过程中可能存在的非对称特征。

本文的结构安排如下:第一部分对相关研究文献进行了回顾和梳理,第二部分介绍了ASV模型及MCMC估计方法,第三部分描述了人民币汇率数据来源,并对实证结果进行了分析,第四部分是主要结论和政策启示。

一、研究文献综述

汇率波动性作为汇率动态行为描述的重要组成部分,一直是学术界和政策制定者关注的焦点。国外学者关于汇率条件波动性方面的研究主要是围绕着GARCH族模型和SV族模型来展开的。例如Domowitz & Hakkio (1985)最早利用ARCH和GARCH模型对汇率波动的时变性特征和风险溢价等问题进行了阐释。Bollerslev (2003)利用GARCH模型对马克和日元的汇率波动分布及相关性等问题进行了研究,并在研究过程中打破了对样本分布的限制约束,不仅考虑了标准正态分布的GARCH模型,而且还考虑了广义差分分布等其他更为一般的分布形式。Kilic (2007)运用具有NIG分布的FIGARCH模型考察了英镑、加元、欧元、日元、马克和法郎等汇率的条件波动特征,并与具有正态分布和学生t分布等不同分布假说的GARCH模型和FIGARCH模型进行了比较分析,结果发现具有NIG分布的FIGARCH模型具有更好的拟合优度。

近年来,有学者开始使用SV族模型来研究汇率条件波动性特征。Ronald et al. (1998)使用一阶SV模型研究了美元、英镑、日元和马克四种主要货币20年间周汇率波动性特征。估计结果表明,引入厚尾随机扰动项后,汇率波动的持续性明显增强。Meyer & Yu (2000)在SV框架下研究了英镑汇率的波动性特征,

结果显示英镑汇率波动性存在着“杠杆效应”。此外,Selçuk (2004)使用ASV模型对土耳其里拉汇率的波动过程进行了研究,Tims & Mahieu (2006)还使用过多元随机波动(Multivariate Stochastic Volatility)模型研究过美元、英镑、日元和欧元等汇率的波动性特征。

长期以来,由于我国实施盯住美元的固定汇率政策,所以关于人民币汇率波动性方面的研究较少。学术界关于人民币汇率的研究主要集中在汇率制度选择和汇率定价上。2005年7月21日人民币汇率市场化改革之后,有关人民币汇率问题的研究也逐渐开始活跃。学术界除了研究人民币汇率变动对宏观经济、微观主体的影响(王自锋等,2009;黄雪飞和李成,2011)和人民币汇率均值水平的动态特征之外(杨长江等,2012),还特别关注了人民币汇率波动过程的动态特征。

朱孟楠和严佳佳(2007)利用GARCH模型测算了人民币汇率的波动性,将其与美元、日元、港元、菲律宾比索、马来西亚林吉特和新加坡元进行比较分析。认为现阶段我国应该在不放弃政府干预的前提下,考虑适度放宽汇率波动的区间。曹红辉和王深(2008)估计了境外人民币无本金交割远期汇率(CNYNDF)的高频日汇率随机游走模型,并运用ARCH族模型对估计残差进行了检验,发现其汇率序列数据具有“尖峰厚尾”和波动集聚等统计特征。

赵华和燕焦枝(2008)使用状态转换GARCH模型从非线性视角对汇改后人民币汇率的波动特征进行了分析。发现人民币汇率波动呈现出阶段性的高、低波动两种状态。骆殉和吴建红(2009)采用GARCH模型对2003年至2007年间1069个美元兑人民币汇率日度数据进行了拟合,发现我国外汇市场确实存在ARCH效应,GARCH模型能够较好地描述汇改后人民币汇率的条件波动性。崔百胜(2011)使用Pair Copula-GARCH-t模型研究了人民币对美元、欧元、港元、日元和英镑五种货币汇率收益率序列波动的条件与无条件相关变动关系,发现在C藤结构中,人民币对美元与人民币对港元汇率序列存在显著无条件正相关性,且各收益率序列下尾相关性显著高于上尾相关

性，但在 D 藤结构中，不存在显著无条件相关性。

何茵等（2011）使用 VAR-GARCH 模型研究了 2006 年 8 月以来人民币即期和离岸期货市场的关系。结果发现，人民币离岸期货市场的投机程度并未对即期汇率的波动性产生显著影响；相反，人民币即期汇市的波动却显著地影响离岸期货市场的投机程度。赵树然等（2012）使用非参数 GARCH 模型对美元和日元兑人民币汇率的日对数收益率进行分析和预测，结果表明，非参数 GARCH 模型比 GARCH 模型具有更强的预测能力。夏强和刘金山（2012）采用双门限非对称 GARCH 模型比较了美元兑人民币和非美元货币兑人民币汇率均值和波动过程的非对称特征，结果发现非美元货币兑人民币汇率的均值和波动过程都表现出非对称特征。

需要指出的是，上述文献在研究人民币汇率波动性时都是借助 GARCH 族模型来完成和实现的。目前，还没有文献使用 ASV 模型研究过人民币汇率的波动性特征。

二、ASV 模型与 MCMC 估计方法

（一）ASV 模型

SV 模型把波动性视为一个潜在的随机过程，最早由 Taylor（1982）引入金融研究领域内并率先在期权定价研究中被广泛应用（Hull & White, 1987; Taylor, 1994; Ghysels et al., 1996），后来 SV 模型开始被逐渐应用于描述金融时间序列的条件波动性（Kim et al., 1998）。Harvey & Shephard(1996), Yu(2000), Jacquier et al. (2004) 在 SV 模型中引入“杠杆效应”，完成了 SV 模型向 ASV 模型的扩展。一个连续 ASV 模型可由如下两个差分方程表出：

$$d\ln S(t) = \sigma(t) dB_1(t) \quad (2.1)$$

$$d\ln \sigma^2(t) = \alpha + \beta \ln \sigma^2(t) dt + \sigma_v dB_2(t) \quad (2.2)$$

在（2.1）和（2.2）式中，d 表示差分符号，S(t) 表示资产价格， $\sigma^2(t)$ 表示资产收益率的波动性（Volatility）， $B_1(t)$ 和 $B_2(t)$ 是两个相关的布朗运动过程， $\text{corr}(dB_1(t), dB_2(t)) = \rho$ 。当 $\rho < 0$ 时，意味着资产收益与其波动性之间负相关，此时“杠杆效应”成立。

对上述连续形式的 ASV 模型进行 Euler-Maruyama 近似变换，可得到如下离散形式的 ASV 模型：

$$r_t = \sigma_t \mu_t \quad (2.3)$$

$$\ln \sigma_{t+1}^2 = \alpha + \phi \ln \sigma_t^2 + \sigma_v \nu_{t+1} \quad (2.4)$$

这里， $r_t = \ln S(t) - \ln S(t-1)$ ，代表资产收益率， α 为截距项， $\phi = 1 + \beta$ ，度量的波动过程的持续性。容易看出，条件方差方程（2.4）中引入了随机扰动项 $\sigma_v \nu_{t+1}$ ，其中 $\sigma_v > 0$ 表示条件方差方程中随机扰动的标准差，这与经典的 GARCH 模型假定条件方差是一个确定性的函数（ $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ ）有本质区别。 $\nu_{t+1} = B_2(t+1) - B_2(t)$ ， $\mu_t = B_1(t+1) - B_1(t)$ ，由布朗运动的统计性质可知 μ_t 和 ν_{t+1} 均服从 IIDN(0,1) 分布， $\text{corr}(\mu_t, \nu_{t+1}) = \rho$ ，相关系数 ρ 的显著性刻画了资产收益率波动过程的非对称性。为了进一步考察相关系数 ρ 在描述波动过程非对称特征方面的贡献，我们给出离散 ASV 模型的高斯非线性状态空间（Gaussian Nonlinear State Space）：

$$r_t = \sigma_t \mu_t \quad (2.5)$$

$$\ln \sigma_{t+1}^2 = \alpha + \phi \ln \sigma_t^2 + \sigma_v \sigma_t^{-1} \rho r_t + \sigma_v \nu_{t+1} \sqrt{1 - \rho^2} \quad (2.6)$$

其中， $w_t = (\nu_{t+1} - \rho \mu_t) / \sqrt{1 - \rho^2}$ ， $w_t \sim \text{IID}(0, 1)$ ， $\text{corr}(u_t, w_{t+1}) = 0$ 。显然，在（2.6）式中 $\ln \sigma_t^2$ 是 r_t 的线性函数， r_t 对 $\ln \sigma_{t+1}^2$ 的边际影响为： $\partial \ln \sigma_{t+1}^2 / \partial r_t = \rho \sigma_v / \sigma_t$ ，这意味着在其他条件不变的情况下，当期收益率 r_t 变化一个单位将导致下一期 $\ln \sigma_{t+1}^2$ 变化 $\rho \sigma_v / \sigma_t$ 个单位。如果 $\rho < 0$ ， r_t 下降时所引致的波动变化要大于 r_t 上升时引致的波动变化。例如，当 $\rho = -0.5$ ， $\sigma_v = 0.15$ ， $\sigma_t = 1$ 时， r_t 下降 5%， σ_{t+1}^2 则增加 25%；相反 r_t 上升 5%， σ_{t+1}^2 则增加 20%。此时称波动过程存在着“放大利空，缩小利好”型非对称特征。同样可知，当 $\rho > 0$ 时， r_t 上升时所引致的波动变化要大于 r_t 下降时所引致的波动变化，此时称波动过程存在着“放大利好，缩小利空”型非对称特征。因此，ASV 模型能够细腻地刻画当期收益率变动对未来波动性的非对称影响。联合非对称效应（Combine Asymmetric Effect） $\rho \sigma_v$ 度量了非对称反应强度，当 $\rho > 0$ 时，联合非对称效应越大说明非对称程度越强； $\rho < 0$ 时，联合非对称效应越小说明非对称程度越高。

(二) MCMC 估计方法

本文采用 MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 方法来估计 ASV 模型。^①为了便于执行 MCMC 估计, 需要把 (2.5) 和 (2.6) 式写成如下状态方程和观测方程形式:

$$h_{t+1}|h_t, \alpha, \phi, \sigma_v^2 \sim N(\alpha + \phi h_t + \sigma_v^2) \tag{2.7}$$
$$r_t|h_t, h_{t+1}, \alpha, \phi, \sigma_v^2, \rho \sim N\left(\frac{\rho}{\sigma_v} e^{h_t/2}(h_{t+1} - \alpha - \phi h_t), e^{h_t}(1 - \rho^2)\right) \tag{2.8}$$

其中, $h_t = \ln \sigma_t^2$ 。令 $r_T = (r_1, \dots, r_T)'$, 表示收益率向量, $H_T = (h_1, \dots, h_T)$, 表示不可观测的波动状态向量, α, ϕ, σ_v^2 和 ρ 为未知参数。根据模型有关假定和贝叶斯定理可构造如下参数联合概率分布:

$$p(\alpha, \phi, \sigma_v, \rho, H_T | r_T) = p(\alpha, \phi, \sigma_v, \rho) p(H_T, r_T | \alpha, \phi, \sigma_v, \rho)$$
$$= p(\alpha, \phi, \sigma_v, \rho) p(h_1 | \alpha, \phi, \sigma_v, \rho)$$
$$p(r_1 | h_1, \alpha, \phi, \sigma_v, \rho) \times \prod_{t=2}^T p(h_t | H_{t-1}, \alpha, \phi, \sigma_v, \rho) \times \prod_{t=2}^T p(r_t | H_{t-1}) \tag{2.9}$$

这里, 我们按照 Kim (1998) 等人和 Yu (2005) 的做法, 假定 α, ϕ, σ_v^2 和 ρ 的先验分布相互独立。令 $\sigma_v^2 \sim IG(2.5, 0.025)$, $\alpha \sim N(0, 0.02)$, $\phi = 2\phi^* - 1$, $\phi^* \sim \beta(20, 15)$, $\rho \sim U[-1, 1]$ 。在给定参数的先验分布、参数初值以及收益率向量后, 便可以从各个参数的条件后验分布函数中抽取其估计值。^② MCMC 方法的估计过程如下。

第一步: 对参数 $\alpha, \phi, \sigma_v^2, \rho$ 和不可观测波动向量 H_T 赋予初值。

第二步: $p(\alpha | \phi, \sigma_v^2, \rho, H_T, r_T)$ 从中抽取 α 。

第三步: 从 $p(\phi | \alpha, \sigma_v^2, \rho, H_T, r_T)$ 中抽取 ϕ 。

第四步: 从 $p(\gamma | k, \phi, r_T, H_T)$ 抽取 γ , 从 $p(\pi | \gamma, k, \phi, r_T, H_T)$ 中抽取 π , 计算后得出 ρ 和 σ_v^2 的抽样值。其中, $\pi = \rho \sigma_v$, $\gamma = \sigma_v \sqrt{1 - \rho^2}$, $k = \alpha(1 - \phi)$ 。

第五步: 从 $p(h_t | h_{t-1}, r_T, \alpha, \phi, \sigma_v^2)$ 中抽取 h_t 。

第六步: 令 $\xi_{*}^{(j)} = (\alpha, \phi, \sigma_v, \rho, h_j)'$, 记 $j = j + 1$, 返回第二步重复抽样。

三、数据描述与实证结果分析

(一) 数据说明与统计描述

本文使用的数据为美元兑人民币名义汇率日度数据, 数据来源于国家外汇管理局官方网站。样本长度从 2005 年 7 月 22 日至 2012 年 9 月 5 日, 共 1738 个样本观测值。美元兑人民币汇率收益率定义如下式:

$$r_t = 100 \times \log(S_t / S_{t-1}) \tag{2.10}$$

其中, r_t 表示美元兑人民币汇率日收益率, S_t 表示美元兑人民币名义汇率。表 1 给出了美元兑人民币汇率收益率数据的概要统计结果, 图 1 绘制了美元兑人民币汇率收益率序列的描述性统计图。

表 1 中偏度统计量和峰度统计量分别是 -0.4141 和 5.7686, 说明美元兑人民币汇率收益率序列具有明显的“尖峰厚尾”特征。Q (20) 和 Q^2 (20) 检验统计量结果为 38.817 和 762.68, 均在 1% 的显著水平下显著, 表明美元兑人民币汇率收益率序列及其平方序列存在着显著的序列相关特征。同样地, 滞后 2 阶和 4 阶的 LM 检验统计量结果则进一步表明美元兑人民币汇率收益率序列具有显著的 ARCH 效应。

表 1 美元兑人民币汇率收益率序列的概要统计结果表

项目 序列	N	均值	标准差	偏度 S	峰度 K	Q (20)	Q ² (20)	LM(q=2)	LM(q=4)
汇率收益率	1737	-0.0141	0.0848	-0.4141	5.7686	38.817 (0.007)	762.68 (0.000)	41.962 (0.000)	37.629 (0.000)

注: N 表示样本容量, Q (20) 表示汇率收益率序列滞后 20 阶 Q 统计量, Q^2 (20) 表示汇率收益率平方序列滞后 20 阶 Q 统计量, LM 表示 LM 检验统计量, q 表示滞后阶数, 括号内数字表示 p 值。

^①很多方法可以用来估计 ASV 模型。例如, 广义矩估计 GMM (Taylor, 1986)、伪极大似然估计 QML (Harvey & Shephard, 1994)、有效矩估计 EMM (Anderson, 1999)、马尔可夫链蒙特卡罗方法 (Kim et al., 1998)。Anderson (1999) 证明, MCMC 方法优于 GMM 和 EMM 方法, 所以本文采用 MCMC 方法估计 ASV 模型。

^②各个参数详细的条件后验分布参见 Jacquier et al. (2004) 的论文。

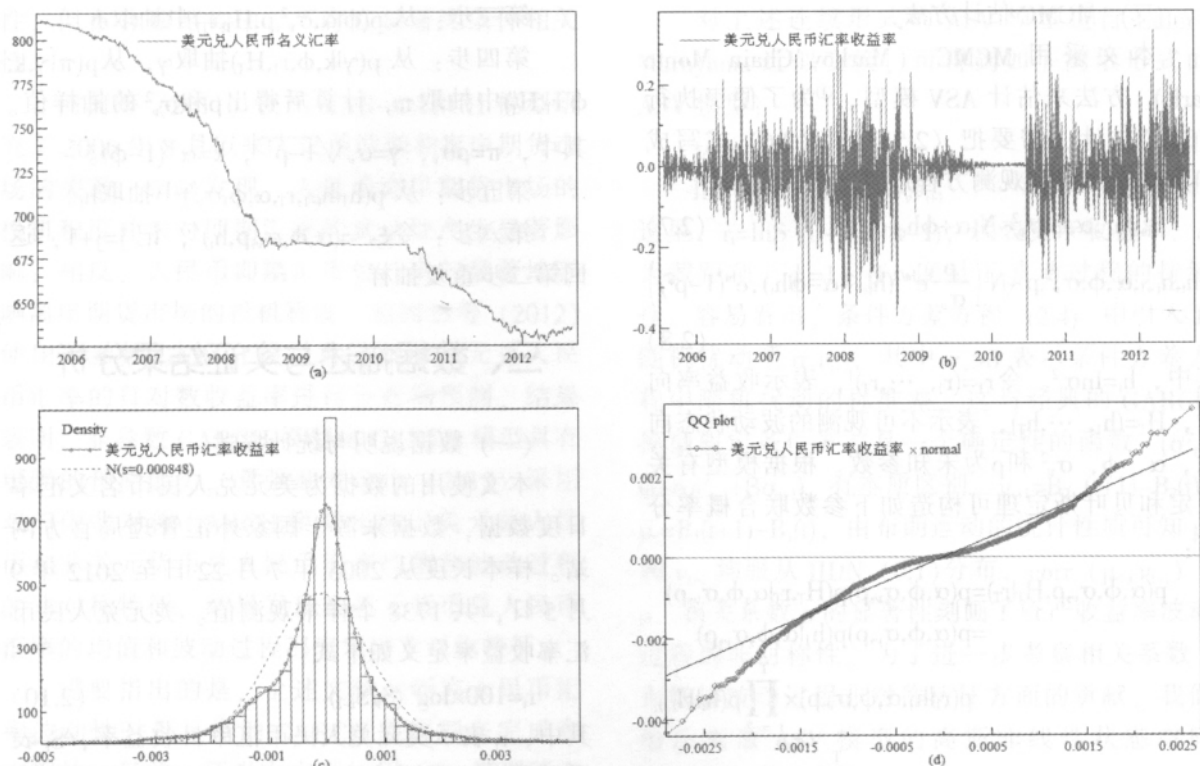


图 1 美元兑人民币汇率收益率序列的描述性统计图

图 1 (a) 给出了美元兑人民币名义汇率变化的动态轨迹。不难看出，美元兑人民币汇率自 2005 年 7 月 21 日汇改之后，表现为明显的持续升值态势，受全球金融危机和世界经济增速放缓等复杂因素影响，汇率轨迹仅在 2008 年下半年至 2010 年上半年出现过短暂的止升调整过程。汇率升值速度和幅度均呈现出前快后慢的特征。图 1 (b) 给出了美元兑人民币汇率收益率路径，与股票收益率等其他高频金融时间序列一样，美元对人民币汇率的收益率也存在明显的时变波动性 (Time-varying Volatility) 和波动集聚 (Volatility Clustering) 特征。值得注意的是，在 2008 年下半年至 2010 年上半年名义汇率止升调整期间，汇率收益率的波动也相对平缓。图 1 (c) 给出了美元兑人民币汇率收益率的非参数密度估计值及相应的正态近似值，显然与正态密度相比，汇率收益率的密度分布表现为明显的“尖峰厚尾”特征。图 1 (d) 绘制的汇率收益率的 Q-Q 图进一步证实了表 1 和图 1 (c) 的统计描述结果。

(二) 人民币汇率波动过程的 ASV 模型估计结果分析

本文采用 WinBUGS 软件对 ASV 模型进行 MCMC 估计，迭代初值设为 $\alpha=0$, $\phi=0.98$, $\sigma_v^2=0.025$, $\rho=-0.4$ 。迭代次数为 53000 次，其中前 3000 次作为预烧 (burn-in) 抽样舍去。图 2 至图 4 分别给出了参数 α 、 ϕ 、 σ_v 和 ρ 的 MCMC 迭代抽样序列图、条件后验分布密度图以及 MCMC 迭代序列的自相关图。图 2 和图 3 显示，参数的迭代过程基本都围绕着后验均值附近上下波动，展现出较好的收敛性。图 4 中 MCMC 迭代过程的序列自相关图表明，各个参数的 MCMC 模拟过程都以较快的速度 (500 次迭代内) 向零收敛。图 2 至图 4 说明，MCMC 估计过程是平稳的，本文采用 MCMC 算法估计 ASV 模型是有效且可行的。

表 2 给出了美元兑人民币汇率收益率 ASV 模型参数的相应估计结果。其中，表征波动持续性参数 ϕ 的后验均值高达 0.9936，且落入 95% 的置信区间 $[0.9877, 0.9985]$ 之内，这说明汇率波动过程明显具有很强的持续性。表征非对称特征的参数 ρ 的后验均值为 0.0491，对应的 95% 的置信区间为 $[-0.1012, 0.1979]$ ，这表明美元兑人民币汇率收益率 r_t 与波动性 $\ln\sigma_{t+1}^2$

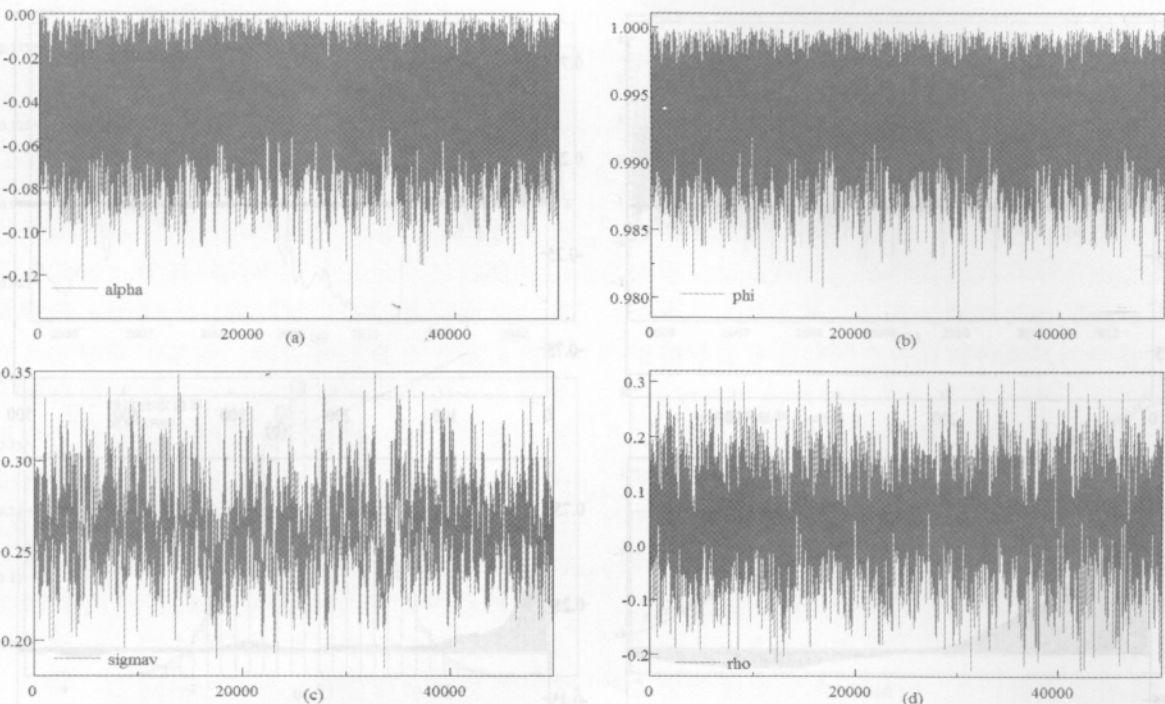


图2 参数MCMC迭代的抽样序列图

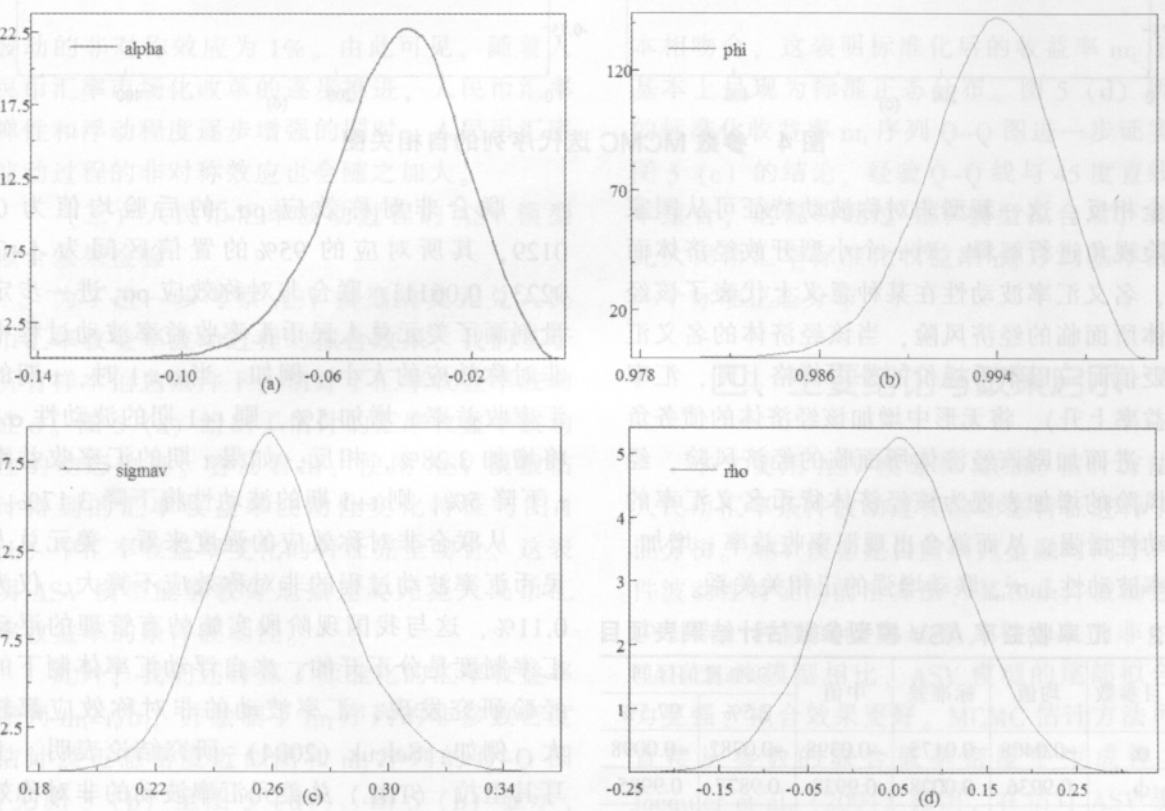


图3 参数条件后验分布密度图

之间存在着显著的正相关关系，汇率波动过程存在着“放大利好，缩小利空”型的非对称特征。这与股票收益率普遍存在的“放大利空，缩小利好”型的非对称波动特征（杠杆效应）

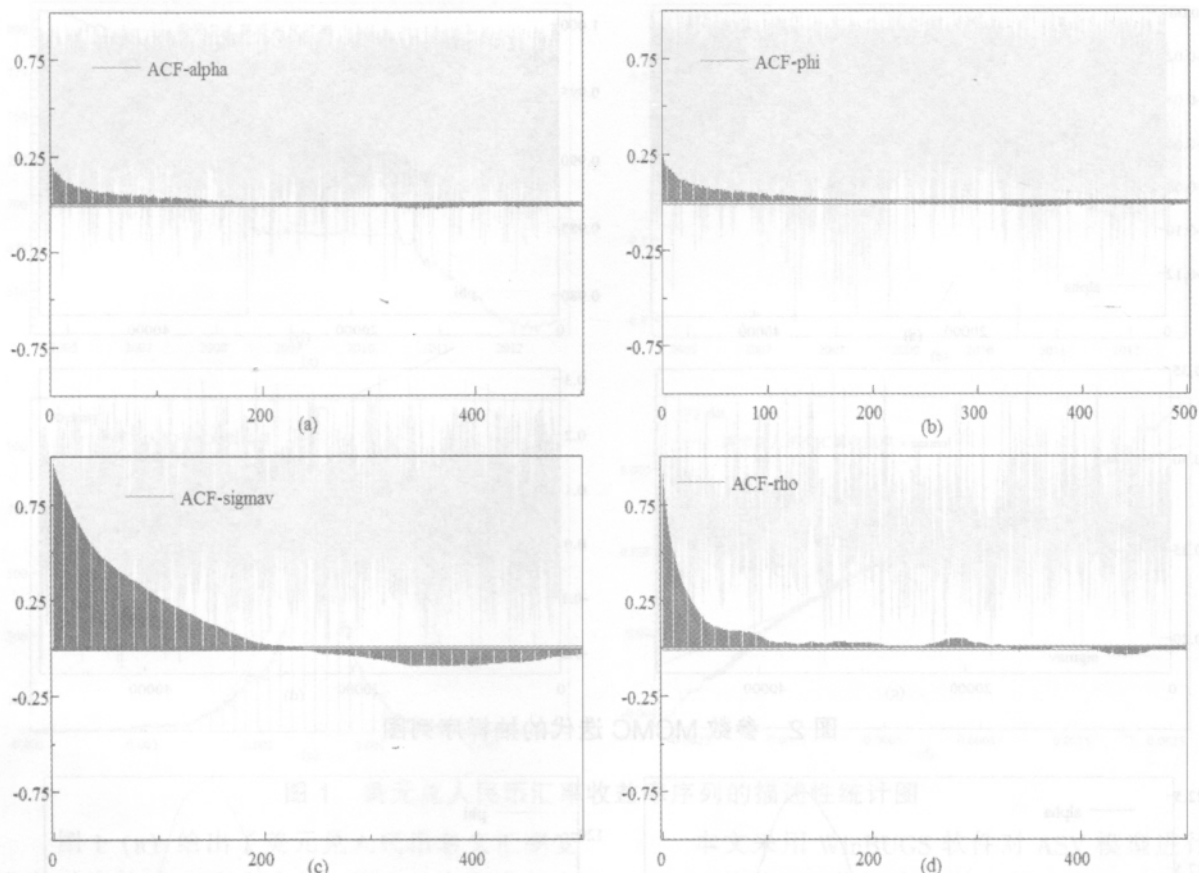


图 4 参数 MCMC 迭代序列的自相关图

完全相反。这一新型非对称波动特征可从国家风险视角进行解释，对一个小型开放经济体而言，名义汇率波动性在某种意义上代表了该经济体所面临的经济风险，当该经济体的名义汇率贬值时（以本币标价的外币价格上升，汇率收益率上升），将无形中增加该经济体的债务负担，进而加剧该经济体所面临的经济风险，经济风险的增加表现为该经济体货币名义汇率的波动性增强，从而就会出现汇率收益率 r_t 增加，汇率波动性 $\ln\sigma_{t+1}^2$ 联动增强的正相关关系。

表 2 汇率收益率 ASV 模型参数估计结果表项目

项目参数	均值	标准差	中值	95%置信区间	
				2.5%	97.5%
α	-0.0408	0.0175	-0.0398	-0.0782	-0.0098
ϕ	0.9936	0.0028	0.9938	0.9877	0.9985
ρ	0.0491	0.0758	0.0493	-0.1012	0.1979
σ_v	0.2621	0.0224	0.2609	0.2204	0.3089
$\rho\sigma_v$	0.0129	0.0017	0.0128	-0.0223	0.0611
ML	-2781.0				

注：ML 表示极大似然估计量。

联合非对称效应 $\rho\sigma_v$ 的后验均值为 0.0129，其所对应的 95% 的置信区间为 $[-0.0223, 0.0611]$ 。联合非对称效应 $\rho\sigma_v$ 进一步定量刻画了美元兑人民币汇率收益率波动过程中非对称效应的大小。例如，当 $\sigma_t=1$ 时， t 期的汇率收益率 r_t 增加 5%，则 $t+1$ 期的波动性 σ_{t+1} 将增加 3.28%，相反，如果 t 期的汇率收益率 r_t 下降 5%，则 $t+1$ 期的波动性将下降 3.17%。

从联合非对称效应的强度来看，美元兑人民币汇率波动过程的非对称效应不算大，仅为 0.11%，这与我国现阶段实施的有管理的浮动汇率制度是分不开的。来自浮动汇率体制下的经验研究发现，汇率波动的非对称效应都较大，例如：Selçuk（2004）研究结论表明，土耳其里拉（TRL）兑美元汇率波动的非对称效应接近 10%，Jacquier et al.（2004）研究发现加元兑美元汇率波动的非对称效应为 3%，Asia et al.（2011）研究结果显示美元兑澳元汇率波动的非对称效应为 2%，日元兑美元汇率

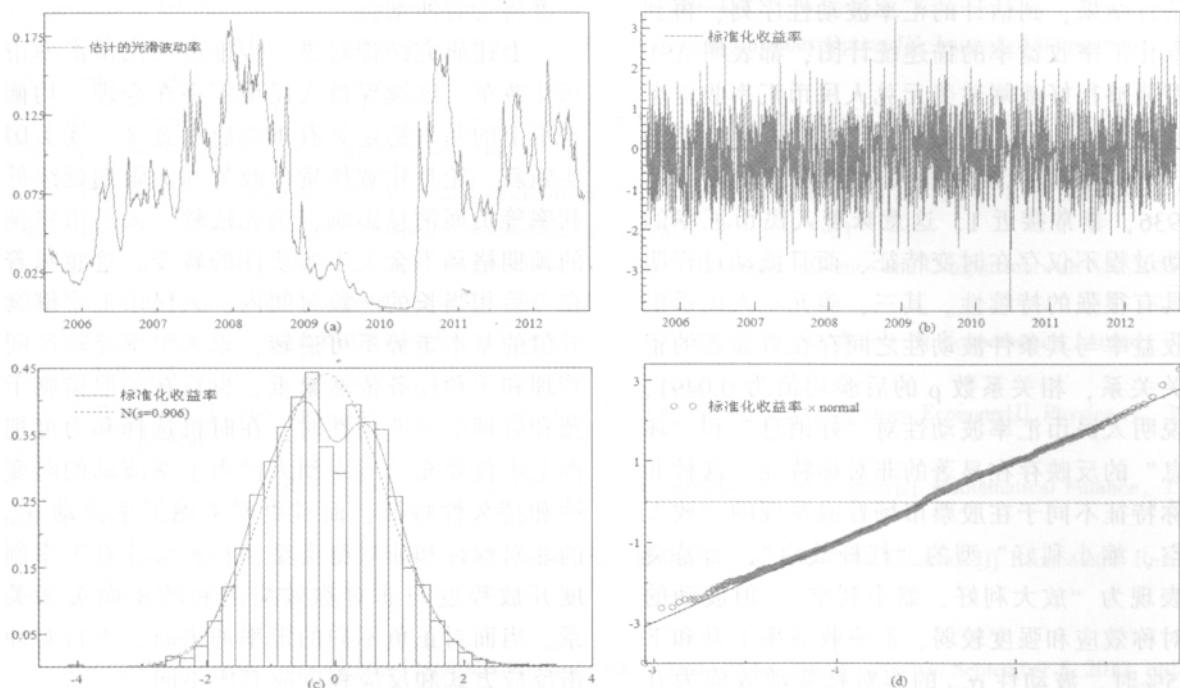


图5 汇率收益率波动性的估计结果及标准化序列的相关图

波动的非对称效应为1%。由此可见,随着人民币汇率市场化改革的逐步推进,人民币汇率弹性浮动程度逐步增强的同时,人民币汇率波动过程的非对称效应也会随之加大。

(三) 人民币汇率波动过程的ASV模型拟合效果检验

为了进一步考察ASV模型对美元兑人民币汇率收益率波动过程的拟合效果,我们基于所有样本信息条件下,估计了汇率收益率波动性 σ 。图5(a)给出了估计的汇率收益率波动性的动态轨迹。容易看出,使用ASV模型估计得到的汇率收益率波动性变化特征与图1(b)中汇率收益率变化的特征完全吻合,这表明ASV模型能够较好地描述美元兑人民币汇率收益率的条件波动性。

此外,我们还计算了标准化的汇率收益率序列 $nr_t=r_t/\sigma_t$,并绘制了 nr_t 序列的非参数密度估计及正态密度近似图和 nr_t 序列的Q-Q图(见图5(b)至图5(d))。图5(b)显示,标准化后的汇率收益率波动的时变性和集聚性特征基本不存在了。图5(c)显示,标准化收益率 nr_t 序列基本上落在区间 $[-2.5, 2.5]$ 上, nr_t 序列的非参数密度估计与正态密度基

本相吻合,这表明标准化后的收益率 nr_t 序列基本上呈现为标准正态分布。图5(d)所示的标准化收益率 nr_t 序列Q-Q图进一步证实了图5(c)的结论,经验Q-Q线与45度直线基本重合,这说明经过ASV模型拟合后,美元兑人民币汇率标准化收益率 nr_t 序列基本上为一个标准正态分布。

四、主要结论与政策启示

本文使用ASV模型和MCMC估计方法对人民币汇率条件波动过程的动态特征进行了实证分析。ASV模型是目前研究金融时间序列条件波动性特征的前沿方法,其在条件波动过程中引入一种新的随机过程,与经典的非对称GARCH族模型相比,ASV模型的尾部拟合能力更强、拟合效果更好。MCMC估计方法可以直接从参数的联合概率密度中生成样本。Jacquier et al. (2004)指出,在估计ASV模型参数时,MCMC估计比QML估计和GMM估计更有效、估计速度更快。

基于上述研究方法本文主要得出三点结论:其一,从MCMC估计方法得到的参数后

验估计结果,到估计的汇率波动性序列,再到标准化汇率收益率的描述统计图,都表明 ASV 模型能够很好地阐述美元兑人民币汇率收益率的动态特征。其二,ASV 模型的估计结果显示,表征波动持续性参数 ϕ 的后验均值高达 0.9936,非常接近 1,这意味着人民币汇率的波动过程不仅存在时变特征,而且波动过程明显具有很强的持续性。其三,美元兑人民币汇率收益率与其条件波动性之间存在着显著的正相关关系,相关系数 ρ 的后验均值为 0.0491,这说明人民币汇率波动性对“好消息”和“坏消息”的反映存在显著的非对称特征,这种非对称特征不同于在股票市场普遍发现的“放大利空,缩小利好”型的“杠杆效应”,而是突出表现为“放大利好,缩小利空”。但波动的非对称效应和强度较弱,汇率收益率上升和下降 5% 时,波动性 σ_{t+1} 的非对称变动效应为 0.11%。但是随着人民币汇率制度市场化改革的不断深入,人民币汇率波动性的非对称效应和

程度将会有所增强。

上述研究结论对进一步推进人民币汇率市场化改革,继续保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定具有重要启示意义。受美国实施新一轮量化宽松货币政策和无限期延续低利率等负面消息影响,美元疲软、人民币坚挺的预期格局不会发生实质性的转变,这意味着在今后相当长的一段时间内,人民币汇率继续升值的基本走势不可逆转,未来汇率浮动区间管理和干预任务依然繁重。央行在采取措施干预和管理汇率波动性时,在时机选择和力度把握上不仅要充分考虑到人民币汇率波动的时变性和持久性特征,而且更要考虑汇率波动 σ_{t+1} 的非对称性和非对称类型,特别应注意汇率制度开放程度与非对称效应之间的正向关联关系。当面对正负不同的汇率冲击时,央行对冲反应方式和反应程度应有所不同。

(责任编辑 武 岩)

参考文献:

- [1] 曹红辉,王深.人民币汇率预期:基于 ARCH 族模型的实证分析[J]. 国际金融研究,2008 (4): 52-59
- [2] 崔百胜.基于 Pair Copula-GARCH-t 的人民币汇率波动实证分析[J]. 上海师范大学学报 (哲学社会科学版),2011 (3): 32-43
- [3] 何茵,徐忠,邹浩.人民币境外期货市场投机与境内即期汇率的稳定性[J]. 世界经济,2011 (1): 3-16
- [4] 黄飞雪,李成.汇改前后人民币实际汇率对外汇储备增长的非线性影响的实证研究 [J]. 国际贸易问题,2011 (4): 135-149
- [5] 骆殉,吴建红.基于 GARCH 模型的人民币汇率波动规律研究[J]. 数理统计与管理,2009 (2): 295-300
- [6] 王自锋,邱立成.汇率水平与波动程度对我国外商直接投资的影响研究[J]. 经济科学,2009 (5): 41-53
- [7] 夏强,刘金山.基于 MCMC 算法的人民币汇率市场的分析——双门限非对称 GARCH 模型的应用 [J]. 数理统计与管理,2012 (3): 419-42
- [8] 杨长江,钟宁桦.购买力评价与人民币均衡汇率[J]. 金融研究,2012 (1): 36-50
- [9] 赵华,燕焦枝.汇改后人民币汇率波动的状态转换行为研究[J]. 国际金融研究,2010 (1): 60-67
- [10] 赵树然,任培民,赵昕.基于非参数 GARCH 模型的汇率波动性预测[J]. 统计与决策,2012 (6): 148-151
- [11] 朱孟楠,严佳佳.人民币汇率波动:测算及国际比较[J]. 国际金融研究,2007 (10): 54-61
- [12] Asai, M., McAleer M. Alternative Asymmetric Stochastic Volatility Models[J]. Econometric Reviews, 2011, 30 (5): 548-564
- [13] Andersen, T., Chung, H., Sorensen, B. Efficient Method of Moments Estimation of a Stochastic Volatility Model: A Monte Carlo Study[J]. Journal of Econometrics, 1999, 91 (1): 61-87
- [14] Domowitz, I., Hakkio, C. Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market [J]. Journal of International Economics, 1985, 19 (1-2): 47-66
- [15] Ghysels, E., Harvey, A., Renault, E. Stochastic Volatility[N]. In: Maddala, G. S., Rao, C. R., Vinod, H. D. (Eds.) Handbook of Statistics Vol. 14: Statistical Methods in Finance. North-Holland, Amsterdam, 1996: 116-191
- [16] Harvey, A. C., Shephard, N. The Estimation of an Asymmetric Stochastic Volatility Model for Asset Returns

[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1996, 14 (4): 429–434

[17] Hull, J., White, A. Hedging the Risks From Writing foreign Currency Options[J]. Journal of International Money and Finance, 1987, 6 (2): 131–152

[18] Jacquier, E., Polson, N. G., Rossi, P. E. Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models with Fat-tails and Correlated Errors[J]. Journal of Econometrics, 2004, 122 (1): 185–212

[19] Kiliç, R. Conditional Volatility and Distribution of Exchange Rates: GARCH and FGA–RCH Models with NIG Distribution[J]. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 2007, 11 (3): 1–31

[20] Kim, S., Shephard, N., Chib, S. Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models [J]. Review of Economic Studies, 1998, 65 (3): 361–393

[21] Meyer, R., Yu, J. BUGS for a Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models [J]. Econometrics Journal, 2000, 3 (2): 198–215

[22] Selçuk, F. Free Float and Stochastic Volatility: The Experience of a Small Open Economy[J]. Physica A, 2004, 342 (3): 693–700

[23] Taylor, S. J. Modelling Stochastic Volatility: A Review and Comparative Study[J]. Mathematical Finance, 1994, 4 (2): 183–204

[24] Tims, B., Mahieu, R. A Range-based Multivariate Model for Exchange Rate Volatility [J]. Econometric Reviews, 2006, 25 (2–3): 409–424

Abstract: This paper investigates US\$/RMB exchange rate volatility from July 22, 2005 to September 5, 2012, utilizing an asymmetric stochastic volatility model. The result from fitness test shows ASV model can capture time-varying, persistent and asymmetric feature in US\$/RMB exchange rate volatility dynamics successfully. The result from MCMC estimation indicates US\$/RMB exchange rate asymmetric volatility form is overreacting to good news and underreacting to bad news, which is different from stock market asymmetric volatility form that is overreacting to bad news and underreacting to good news. The asymmetric volatility effect of RMB exchange rate is weak, which means during management and intervention of RMB exchange rate volatility, People's Bank of China should not only consider the persistence of volatility, but also focus on asymmetry of volatility and asymmetric form.

Keywords: RMB Exchange Rate; Volatility; Asymmetric Stochastic Volatility Model