

# 人民币无本金交割远期汇率异常波动机制识别

叶欣, 陈伟忠, 孙丽华

(同济大学 经济与管理学院, 上海 200092)

**摘要:** 针对汇率波动的非线性特征, 应用马尔可夫机制转换方法对 2003-09-10—2011-03-25 期间人民币的无本金交割远期汇率(NDF)的异常波动进行识别, 研究结果显示: ①2005 年 7 月 21 日和 2010 年 6 月 19 日央行 2 次汇改前后 NDF 汇率均为高波动的异常机制, 汇改后的初期存在一个升值预期压力集中释放的阶段, 表明人民币汇率制度改革取得了稳定预期的成效; ②2007 年下半年至 2009 初的国际金融危机期间 NDF 汇率出现持续的异常波动, 其中, 长期 NDF 波动受美元先贬后升趋势的影响更为显著, 说明投机者预期更易受到国际金融市场冲击的影响。上述结果揭示了人民币升值预期压力的积聚期间和不同市场参与者的预期差异, 对我国央行适时干预以稳定汇率具有参考价值。

**关键词:** 汇率波动; 升贬值预期; 人民币无本金交割远期汇率; 异常波动识别; 马尔可夫机制转换方法

中图分类号: F830.92

文献标识码: A

## A Regime-switching Approach for Identifying Abnormal Fluctuation of RMB Non-deliverable Forward Exchange Rate

YE Xin, CHEN Weizhong, SUN Lihua

(College of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China)

**Abstract:** The abnormal fluctuation of RMB non-deliverable forward rate (NDF) was identified with Markov regime-switching approach by taking the non-linear characteristic of exchange rate volatility into consideration. Empirical analysis showed that around July 21<sup>st</sup> 2005 and June 19<sup>th</sup> 2010 when the central bank reformed the exchange regime, NDF exchange rate abnormally fluctuated, and immediately after the reform the appreciation expectation pressure was intensively released, which suggested that RMB exchange rate reform stabilized appreciation expectation. During the international financial crisis from the second half of 2007 to the beginning of 2009, NDF exchange rate continuously

fluctuated abnormally, and the long-term NDF volatility was obviously affected by “U-shape” trend of USD, which indicated that the expectation of speculators was more sensitive to the impact of international financial markets. The study results define the period during which RMB appreciation pressures are accumulated and the different expectation characteristics of different market players. The study is of a good reference value for China’s central bank to stabilize RMB exchange rate.

**Key words:** exchange rate volatility; appreciation or depreciation expectation; RMB non-deliverable forward rate; identification of abnormal fluctuation; Markov regime-switching approach

在人民币升值压力持续强化的背景下, 监控人民币汇率预期的变化是央行实施有效干预、维护金融安全和促进经济发展的前提。目前观察人民币汇率预期变化的主要指标是境外人民币无本金交割远期汇率(NDF)。本文采用马尔可夫机制转换方法(MS)对 2003-09-10—2011-03-25 期间人民币 NDF 汇率的波动特征进行实证分析, 通过识别长短 2 种期限的 NDF 汇率异常波动机制, 揭示人民币升贬值预期压力的积聚期间以及交易型和投机型市场参与者的预期差别, 研究所得结论对央行适时干预市场以稳定人民币汇率具有指导意义。

国际上应用马尔可夫机制转换分析方法对商业周期和股票市场进行了长期研究, 但直到 20 世纪 90 年代才将该方法应用于对汇率波动问题的研究。Engel 等<sup>[1]</sup>首先采用双机制固定转换概率的 MS 模型分析了美元汇率的长期波动特征, 拒绝了汇率波动符合随机游走的假设。此后, 在汇率预测领域有多项研究发现转换模型优于随机漫步模型<sup>[2-4]</sup>。近 10 年来, 机制转换模型开始应用于对货币危机预警、央

行干预行为以及汇率制度转变等问题的研究<sup>[5-8]</sup>. Jeanne 等<sup>[5]</sup>将 MS 模型引入货币危机的早期预警系统,指出该方法符合投机自我实现的多重均衡理论概念,并为该模型的预测能力提供了经验证据. Abiad<sup>[6]</sup>对 1998 年以来货币危机的预警方法进行总结和评价,研究表明 MS 模型对危机预测的准确性更高,发出的错误信号更少. Soledad 等<sup>[9]</sup>应用时变概率的 MS-VAR 模型识别了欧洲货币体系投机性冲击发生期间和转向投机压力机制的决定因素. Bazdresch 等<sup>[10]</sup>采用 MS-AR 模型对金融危机前后墨西哥比索汇率的波动状态进行分析,发现显著存在升值低波动和贬值高波动 2 种不同机制. Brunetti 等<sup>[11]</sup>将时变概率的 MS-GARCH 模型应用于对东南亚货币动荡的分析,发现宏观基础因素和汇率波动本身提供的脆弱性信息能够对货币动荡时期进行有效识别.

近年来,国内学者开始应用机制转换方法研究货币危机和汇率异常波动问题,这些研究大都针对发达国家或新兴市场的汇率数据<sup>[12-14]</sup>. 随着人民币汇率波动范围的扩大和境内外市场的发展,一些研究采用自回归条件异方差等时间序列模型分析了人民币即期汇率和 NDF 汇率的波动特征<sup>[15-16]</sup>. 有少数研究应用 MS 模型分析了人民币汇率的动态特征,如赵华燕等<sup>[17]</sup>采用 MS-GARCH 模型分析了 2005 年汇改后人民币汇率波动的状态转换行为,发现双状态 GARCH 模型的拟合和预测效果均优于单状态 GARCH 模型;李敏等<sup>[18]</sup>应用 MS-AR 模型分析了 1991 至 2008 年期间人民币实际有效汇率的波动路径,发现存在“过度贬值”、“适度贬值”和“升值”的显著三区制特征.

综上,国际上现有研究较多采用机制转换方法对本币大幅贬值期间进行分析,对本币升值压力异常期间的分析较为欠缺. 国内相关研究尚未采用机制转换方法对人民币汇率预期变量——NDF 汇率的波动特征展开分析.

本文通过采用双机制的 MS 波动源模型对人民币 NDF 汇率的异常波动机制进行识别,揭示人民币升值预期压力的积聚期间;通过对 2003 年 9 月至 2011 年 3 月期间日数据的分析,系统考察 2005 年 7 月 21 日和 2010 年 6 月 21 日人民币 2 次汇改前后以及 2007 年下半年国际金融危机爆发前后本币升值预期压力变化的动态路径;通过比较 3 个月和 1 年期 NDF 汇率波动机制的差别,分析交易型和投机型市场参与者对汇率走势的不同预期特征.

## 1 模型和数据

### 1.1 汇率的机制转换模型

自 Engel 等<sup>[1]</sup>将马尔可夫机制转换方法应用于汇率动态分析以来,一些研究采用不同形式的机制转换时间序列模型分析汇率波动特征. 本文将波动源模型和马尔可夫机制转换算法结合起来建立一个双机制的 MS 分析模型,应用于对人民币 NDF 汇率异常波动的识别. 模型形式如下:

$$\Delta e_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t^{\delta_{s_t}} \quad (1)$$

式中: $e_t$  为汇率的时间序列,  $\Delta e_t = \lg(e_t) - \lg(e_{t-1})$ ;  $\mu_{s_t}$  为均值,  $s_t$  为  $t$  时刻的机制,  $s_t \in \{0, 1\}$ ;  $\varepsilon_t$  为误差项,  $\varepsilon_t \sim \text{idd}(0, \delta_{s_t}^2)$ ,  $\delta_{s_t}$  为该误差项的标准差.

根据式(1), 汇率时序的均值、方差都依赖于机制,而机制变量  $s_t$  是一个不可观测的 0 或 1 变量,揭示了 2 种内含机制,一种为正常机制,另一种为异常机制. 即一段时间内可能主要受随机波动源的影响,表现为低波动的稳定机制;另一段时间内则受异常波动源的控制,表现为高波动的异常机制.

$s_t$  为一个严格平稳的 1 阶马尔可夫过程. 若  $p_{ij}$  表示从机制  $i$  转换到  $j$  的概率,则机制转换概率为

$$P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) = p_{11} \quad (2)$$

$$P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} = p_{10} \quad (3)$$

$$P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) = p_{00} \quad (4)$$

$$P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) = 1 - p_{00} = p_{01} \quad (5)$$

采用 Hamilton 提出的 EM 算法<sup>[19]</sup>, 通过滤波和平滑方法找到模型参数向量空间中的一个点  $\Theta^*$ , 使式(6)表示的预期对数似然函数  $L(\Theta)$  最大化,从而确定该模型的最佳解释参数  $\theta = (\mu_0, \mu_1, \delta_0, \delta_1, p_{00}, p_{11})$ , 其中,  $\mu_0, \mu_1$  为 2 种机制下的均值;  $\delta_0, \delta_1$  为 2 种机制下的误差项的标准差.

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^T \lg f(\Delta e_t | E_{t-1}; \Theta) \quad (6)$$

$$\lg f(\Delta e_t | E_{t-1}; \Theta) =$$

$$\pi_{t-1}(S_t = 0)f(\Delta e_t | S_t = 0, E_{t-1}; \Theta) +$$

$$\pi_{t-1}(S_t = 1)f(\Delta e_t | S_t = 1, E_{t-1}; \Theta)$$

式中:  $T$  为观测值的个数;  $f(\Delta e_t | S_t = 0, E_{t-1}; \Theta)$  和  $f(\Delta e_t | S_t = 1, E_{t-1}; \Theta)$  为条件分布密度函数;  $E_t$  为到  $e_{t-1}$  的汇率序列; 系数  $\pi_{t-1}(S_t = 0)$  和  $\pi_{t-1}(S_t = 1)$  为已知  $t-1$  时观测到某种机制事后概率的条件下  $t$  时为异常或稳定机制的事前概率. 起始值  $\pi_{-1}(S_0 = 0)$  和  $\pi_{-1}(S_0 = 1)$  由初始化遍历概率  $\pi = \pi P$  得到

$$\begin{bmatrix} \pi_{t-1}(S_t = 0) \\ \pi_{t-1}(S_t = 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{t-1}(S_{t-1} = 0) \\ \pi_{t-1}(S_{t-1} = 1) \end{bmatrix}'$$

$$P \begin{bmatrix} \pi_t(S_t = 0) \\ \pi_t(S_t = 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{t-1}(S_{t-1} = 0) \\ \pi_{t-1}(S_{t-1} = 1) \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} f(\Delta e_t | S_t = 0, E_{t-1}; \Theta) \\ f(\Delta e_t | S_t = 1, E_{t-1}; \Theta) \end{bmatrix} \cdot \left( \frac{1}{f(\Delta e_t | E_{t-1}; \Theta)} \right) \quad (7)$$

若式(1)的误差项  $\varepsilon_t$  存在机制转换的标准差  $\delta_i$  ( $i = s_t = 0, 1$ ), 则上述条件密度函数符合如下正态分布密度:

$$f(\Delta e_t | S_t = i, E_{t-1}, \theta) = f(\Delta e_t | S_t = i, \Delta e_{t-1}, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\delta_i^2}} \exp \left[ -\frac{\Delta e_t - \mu_i - \rho_i \Delta e_{t-1}}{2\delta_i^2} \right] \quad (8)$$

## 1.2 人民币汇率预期变量

无论从交易流动性指标、市场参与者数量和成熟度还是从价格形成的市场化程度而言, 相对于境内本币可交割的银行间远期和银行对企业的远期结售汇汇率, 境外 NDF 汇率更能反映人民币汇率的市场预期。由于该市场几乎不存在管制, 其主要参与者为欧美大银行及投资机构, 代理的客户主要是跨国公司, 也包括一些总部设在香港的中国内地企业, 它们一方面为满足客户需求而进行外汇风险对冲交易, 另一方面自身根据市场信息进行人民币汇率的投机性交易, 因此人民币 NDF 汇率蕴含着丰富的信

息。本文通过对市场化程度更高、价格信息对市场反映更直接的 NDF 报价信息进行实证分析揭示人民币汇率预期变化的动态特征。

## 1.3 数据来源

人民币 NDF 数据来自彭博交易系统, 选择日收盘价的卖出价作为研究对象。分析期间为 2003-09-10—2011-03-25, 该期间内人民币汇率面临较大升值压力, 并经历了 2005 年 7 月 21 日和 2010 年 6 月 19 日 2 次人民币汇率制度改革以及 2007 年下半年爆发的国际金融危机。NDF 报价有多个期限, 其中, 3 月期 NDF 交易最为活跃, 1 年期以上的 NDF 交易量较少。该市场主要是套期保值者、套利者和投机者之间的交易。一般而言, 参与短期 NDF 交易以套期保值者为主, 长期 NDF 交易(1 年及以上)以投机者为主。本文以交易量最大的 3 月期 NDF 汇率表示交易型参与者的市场预期, 1 年期 NDF 汇率表示投机型参与者的市场预期。

图 1 显示了样本期内人民币即期汇率、美元指数及 2 种期限的人民币 NDF 汇率走势。由图可知, 3 月期 NDF 走势和 1 年期 NDF 走势基本相同, 但后者的波动更大。比较而言, 前者与即期汇率走势更为相近, 后者受美元指数走势的影响更为明显。

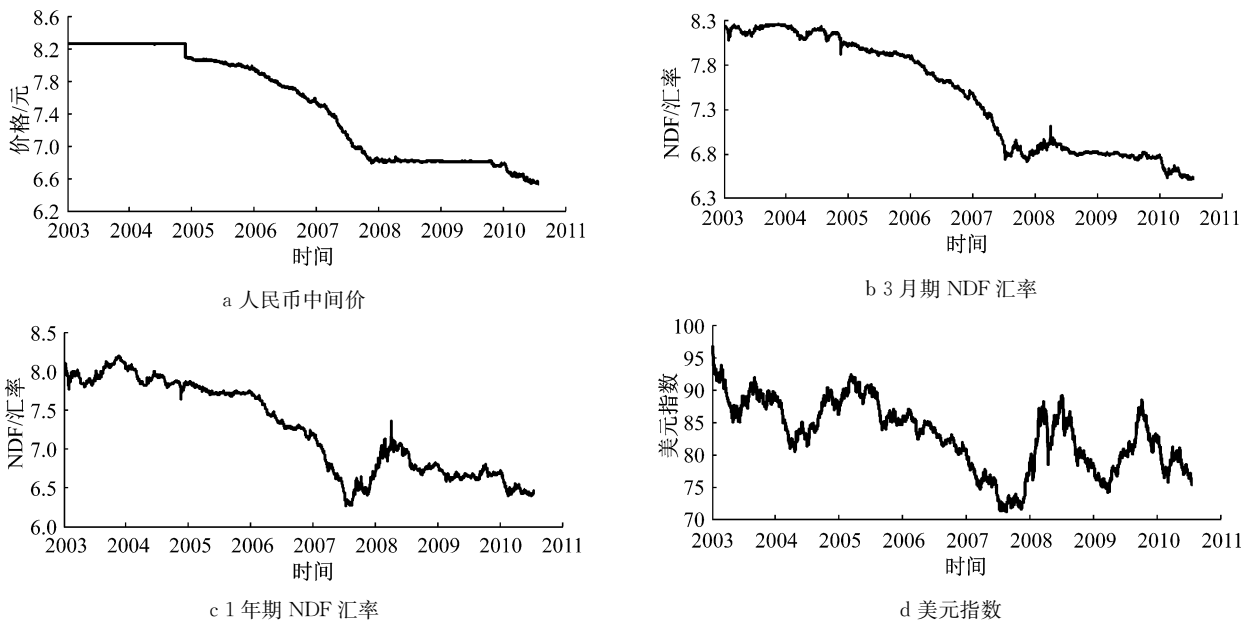


图 1 人民币即期汇率、3 月期和 1 年期 NDF 汇率及美元指数走势

Fig. 1 The trend of RMB spot exchange rate, 3-month and 1-year CNYNDF, and U.S. dollar index

## 2 实证结果

采用 MATLAB 软件的 MS 模型应用程序包对

2003-09-10—2011-03-25 期间 3 个月和 1 年的人民币 NDF 对数收益率序列(均通过平稳性检验)进行实证分析。上述机制转换模型的系数估计结果见表 1 和 2, 汇率时序和机制转换平滑概率如图 2 和图 3。

表 1 机制转换模型的系数

Tab.1 Regime switching model coefficients

期限	机制	常数项系数/ $10^{-5}$	常数项系数统计值的标准差/ $10^{-5}$	残差/ $10^{-7}$	残差统计值的标准差/ $10^{-8}$	波动
3 月期	1	(-4.14)	1.08	(1.36)	0.54	低
	2	-8.63	6.03	(18.10)	9.54	高
1 年期	1	(-5.98)	1.88	(3.80)	1.70	低
	2	-3.33	8.42	(45.10)	22.70	高

注:( )表示在 0.01 的水平上显著。

表 2 机制转换模型的概率

Tab.2 Regime switching model probability

期限	机制转换	概率	概率统计值的标准差	机制的预期持续期
3 月期	1→1	0.959 9	0.021 8	24.94
	2→1	0.041 1	0.007 7	24.94
	1→2	0.110 9	0.021 4	9.02
	2→2	0.889 1	0.005 6	9.02
1 年期	1→1	0.955 2	0.021 4	22.31
	2→1	0.044 8	0.009 6	22.31
	1→2	0.103 2	0.022 2	9.69
	2→2	0.896 8	0.018 2	9.69

如表 1 所示,根据残差的显著差异可区分为低波动和高波动 2 种机制,其中,机制 1 为汇率预期升值且波动较低的正常机制,机制 2 为高波动的异常机制。与 3 月期相比较,1 年期估计结果的波动更大,且机制 2 的负常数项更不显著。可见,交易型与投机型市场参与者对未来人民币汇率走势的预期整体上较为一致,都存在一种升值低波动的正常机制 1 和一种高波动的异常机制 2,机制 2 中汇率升值的系数

不显著说明样本期内存在一定程度的贬值预期,其中,投机者对人民币贬值预期的幅度更大,预期的波动区间也较大。表 2 显示了模型的机制转换概率,就两类参与者的预期波动而言,机制 1 持续的时间均明显长于机制 2,说明低波动的正常机制比高波动的异常机制稳定。比较而言,投机型参与者预期处于异常机制的持续时间略长于交易型参与者。

由图 2 显示的 2 种期限 NDF 汇率收益率时序可知,投机者对人民币汇率走势的市场预期波动范围明显大于交易者。由图 3 显示的平滑概率曲线可知,交易型参与者对人民币汇率预期的异常点集中在 2007 年下半年至 2009 年初,该阶段是美国次贷危机后的一个高危期,美元汇率总体上处于贬值趋势,为避免国际金融危机的不利影响,2009 年初央行缩小了人民币即期汇率对美元汇率的波动区间;2005 年 7 月 21 日第 1 次汇改前后和 2010 年 6 月 21 日第 2 次汇改前后人民币汇率预期波动均处于异常机制,且 2 次汇改后的初期均存在一个人民币升值预期压力集中释放的阶段;2006 年底至 2007 年上半年、2009 年至 2010 年上半年、2011 年 2 月之后人民币汇率转为相对稳定的升值预期阶段。由平滑概率曲线可知,投机型参与者与交易型参与者在汇率预期异常机制的时间分布上有所差别:虽然金融危机前后两者均处于高波动的异常机制,但投机者持续的时间较长,一直延续到 2009 年 5 月,并在 2009 年下半年出现一波新的异常机制,这是因为 2008 年下半年至 2009 年上半年国际外汇市场出现阶

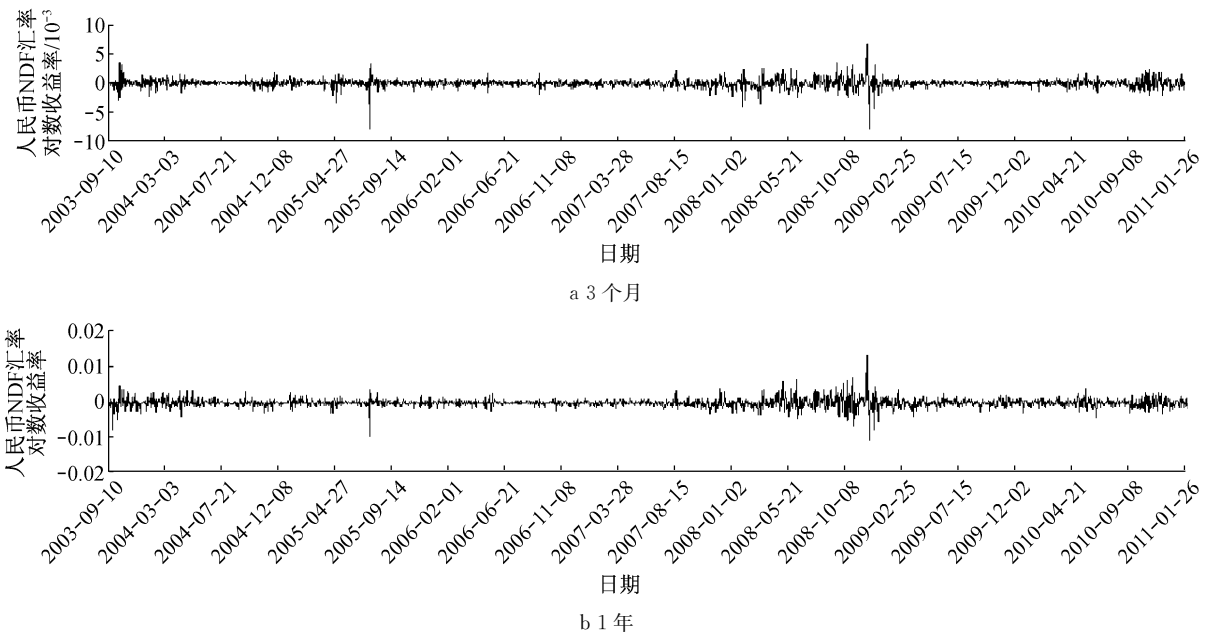


图 2 人民币 NDF 汇率对数收益率时序

Fig.2 Time series of RMB NDF logarithmic yield

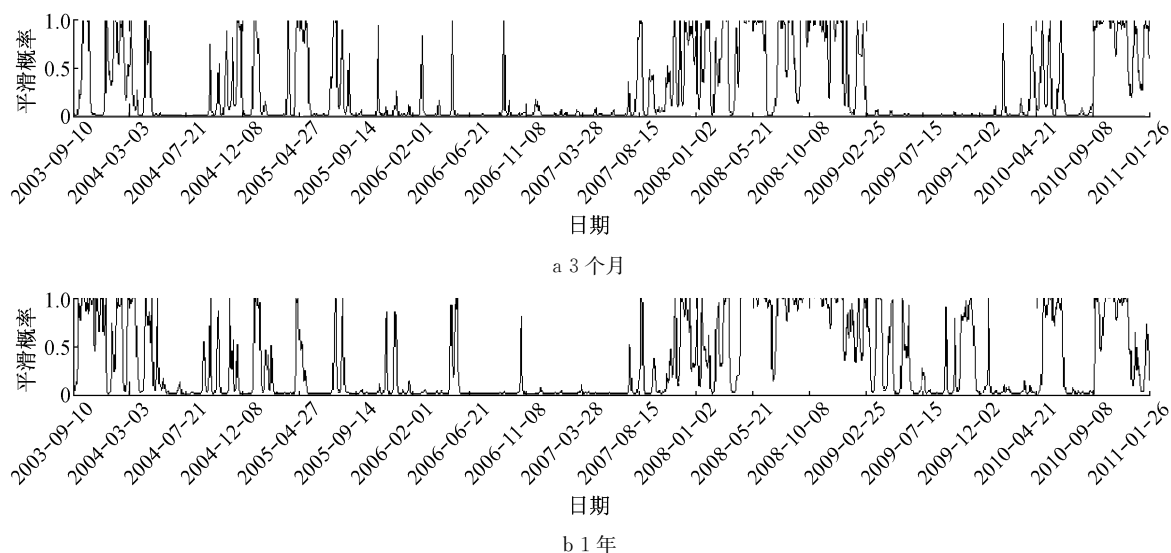


图 3 机制 2(高波动)的平滑概率曲线

Fig. 3 Smoothed states probabilities of Regime 2 (high volatility)

段性的美元反弹信号,投机型市场参与者对人民币汇率存在明显的贬值预期压力,且波动较大;在 2 次汇改的前后期,投机者与交易者汇率预期波动基本相同,均处于异常波动机制,且汇改后的初期均存在一个人民币升值预期压力集中释放的阶段;2011 年初开始,投机者对人民币汇率预期的波动明显下降,转向升值低波动的稳定机制。

### 3 结论

①2005 年 7 月 21 日和 2010 年 6 月 19 日央行 2 次汇改前后人民币 NDF 汇率均处于高波动的异常机制,2 次汇改后的初期均存在一个升值预期压力集中释放的阶段,此后转向低波动的正常机制,说明汇率制度改革取得了稳定预期的成效;②2007 年下半年至 2009 初的金融危机期间人民币 NDF 汇率出现持续显著的异常波动,说明美国次贷危机引发的国际金融市场波动对人民币汇率预期产生了较大冲击,该阶段美元经历了先抑后扬的大幅波动走势,是影响人民币汇率预期波动的主导因素;③短期和长期 NDF 汇率的波动特征存在一些显著差别,主要表现为后者的波动范围更大、异常机制的持续时间也较长,在国际金融市场美元强劲反弹的阶段出现大幅度的人民币贬值预期,说明投机者的预期更易受到国际金融市场冲击的影响。

#### 参考文献:

[1] Engel C, Hamilton J D. Long swings in the dollar: are they in

the data, and do the markets know it [J]. *American Economic Review*, 1990, 80(4): 689.

[2] Engel C. Can the Markov switching model forecast exchange rates [J]. *Journal of International Economics*, 1994, 36(1-2): 151.

[3] Kirikos D G. Forecasting exchange rates out of sample: random walk vs Markov-switching regimes [J]. *Applied Economics Letters*, 2000, 7: 133.

[4] Klaassen F. Long swings in exchange rates: are they really in the data [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2005, 23: 87.

[5] Jeanne O, Masson P. Currency crises, sunspots and Markov-switching regimes [J]. *Journal of International Economics*, 2000, 50(2): 327.

[6] Abiad A. Early-warning systems: a survey and a regime-switching approach[R]. [S.l.]: IMF Working Paper Research Department, 2003.

[7] Fiess N, Shankar R. Determinants of exchange rate regime switching [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28(1): 68.

[8] Wilfling B. Volatility regime-switching in European exchange rates prior to monetary unification [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28(2): 240.

[9] Soledad M, Peria M. A regime-switching approach to the study of speculative attacks: a focus on EMS crises [J]. *Empirical Economics*, 2002, 27: 299.

[10] Bazdresch S, Werner A. Regime switching models for the Mexican peso [J]. *Journal of International Economics*, 2005, 65(1): 185.

[11] Brunetti C, Mariano R S, Scotti C, et al. Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia [J]. *Emerging Markets Review*, 2008, 9(2): 104.

[12] 张伟. 体制转换模型能预测货币危机吗[J]. *经济研究*, 2004(7): 18.

ZHANG Wei. Regime switching models predict currency crises [J]. *Studies of Economics*, 2004(7): 18.

(下转第 1904 页)