

汇改后人民币汇率波动的非线性特征研究 ——基于门限自回归 TAR 模型

靳晓婷, 张晓峒, 栾惠德

(南开大学 国际经济研究所, 天津 300071)

摘要:文章对自2005年7月人民币汇率制度改革至2008年1月31日的人民币对美元名义汇率波动进行了计量研究,通过建立基于不同时间段汇率数据的门限自回归模型(TAR)可以看到,两年多来的人民币汇率波动存在门限的非线性特征,当升值幅度较大,即大于一定的门限值时,升值的冲击显示出更持久的延续性,体现出了升值预期的作用和升值不断加速的趋势。

关键词:非线性时间序列模型;门限自回归模型(TAR);人民币汇率

中图分类号:F830.73 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)09-0048-10

一、引言

自2005年7月21日起,我国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。三年来,人民币汇率的波动呈现出新的特征,现有的研究方法也需要进一步改进才能更好地描述人民币汇率制度变化后的汇率波动特征。

在已有的关于汇率波动的研究中,许多是基于线性时间序列的分析,例如建立自回归移动平均(ARMA)模型。戴晓枫(2005)针对我国加入世贸组织后人民币对美元的日汇率值建立ARMA模型,得到的最佳模型为ARMA(8,0)。但是,ARMA模型采用期望值为零,且服从独立同方差的假设,不能客观和准确地描述出汇率等金融序列中存在的方差的“波动集群”(volatility clustering)特征,即方差在一定时段中较小,而在一定时间内较大。利用自回归条件异方差(ARCH)模型和广义自回归条件异方差模型(GARCH)可以描述这类现期方差与前期方差波动的关系。例如在国外的研究中,Aguilar, Nydahl(2000)使用

收稿日期:2008-06-03

基金项目:教育部重大课题(05JJD630025),国家自然科学基金(70571039)资助项目

作者简介:靳晓婷(1981—),女,山西大同人,南开大学国际经济研究所博士生;

张晓峒(1949—),男,河北唐山人,南开大学国际经济研究所教授;

栾惠德(1979—),男,黑龙江伊春人,南开大学国际经济研究所博士生。

GARCH 模型来对汇率的波动性进行建模；国内例如惠晓峰（2003）运用 GARCH 模型来分析人民币对美元汇率并进行预测，取得了较好的预测效果。

20 世纪 90 年代末以来，非线性时间序列模型的研究日益增多。非线性模型主要分为混沌论模型（chaos model）和状态转换模型（switching regime model）两种。常见的状态转换模型主要有：门限自回归模型（Threshold Autoregression model, TAR），马尔可夫状态转换模型（Markov Switching Regime model, MSR）和平滑转换自回归模型（Smooth Transition Autoregression model, STAR），它们刻画了各种不同形式的状态转换行为（王俊，2006）。许多学者已经把这类非线性时间序列模型应用于实际汇率波动行为的研究中，并证明了其能准确地描述行为的特征。如 Sarantis（1999）、Sarno（2000）、McMilla 和 Speight（2001）等采用这些非线性模型研究实际汇率的行为特征，均取得了较好的研究结果。国内也有学者对人民币实际汇率的非线性特征进行了研究。刘潭秋（2007）采用了不同的线性和非线性时间序列模型进行研究，结果表明，非线性的自激发（self-exciting）门限自回归模型（SETAR）和平滑转换自回归模型对人民币实际汇率历史数据有很好的拟合效果；徐国希（2006）基于非线性对数门限自回归模型（LSTAR）对我国人民币实际汇率进行了实证研究，得出人民币实际汇率对购买力平价的偏离具有均值回复特性，而这种均值回复的调整行为服从非线性 LSTAR 模型。

本文为了研究我国汇率制度改革后人民币对美元名义汇率的波动特征，将先分析人民币对美元汇率变动的背景，并从统计上描述波动的特征，然后通过建立基于不同时间段汇率数据的门限自回归模型（TAR），来分析人民币对美元汇率波动的非线性特征。

二、汇改后人民币对美元汇率波动形势

（一）人民币对美元汇率波动变化的背景

1994 年以前，我国先后经历了固定汇率制度和双轨汇率制度。1994 年汇率并轨以后，我国实行以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度。

1994 年到 1997 年以前，人民币汇率稳中有升，海内外对人民币的信心不断增强，又由于央行从 1993 年开始数次升息，高利率使投机者产生了汇率升值的短期预期，1995 年初，中美汇率小幅升值至 1 美元兑 8.30 元人民币。1996 年之后，国内普遍出现产能过剩的现象，为了维持我国商品在世界市场上的竞争力，通过出口来带动经济增长，央行通过干预外汇市场维持汇率的稳定，并且也不断积累了外汇储备，因此汇率一直在 1 美元兑 8.30 元人民币的基础上小幅波动。

但 1997 年后由于亚洲金融危机爆发，为防止亚洲周边国家和地区货币轮番贬值使危机深化，我国作为一个负责任的大国，主动收窄了人民币汇率浮动

区间。随着亚洲金融危机的影响逐步减弱,人民币汇率一直保持稳定。但是到了 2002 年人民币贬值预期开始被强大的升值压力所取代,外汇升值的预期在接下来的几年里被不断强化。

自 2005 年 7 月 21 日起,我国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。人民币汇率不再盯住单一美元,形成更富弹性的人民币汇率机制。人民币汇率弹性不断增强,双向波动趋势日益明显,市场供求因素在人民币汇率形成中发挥着越来越重要的作用。从 2006 年 1 月 4 日起,央行宣布在银行间即期外汇市场上引入询价交易(简称 OTC 方式),改进了人民币汇率中间价的形成方式,规定每日银行间即期外汇市场美元对人民币交易价在中国外汇交易中心公布美元交易中间价上下的 3% 幅度内浮动^①。2007 年 5 月 21 日起央行又加大了人民币对美元汇率的日波动区间,将人民币对美元汇率交易价浮动幅度扩大至 5%^②。

(二) 汇改后人民币对美元汇率波动的统计分析

本文选取了 2005 年 7 月 22 日至 2008 年 1 月 31 日这 621 个交易日人民币对美元中间价序列^③(US)(图 1)进行分析。

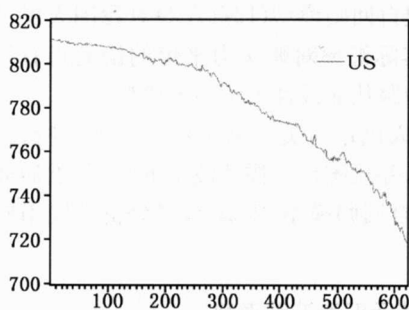


图 1 621 个交易日人民币对 100 美元汇率序列

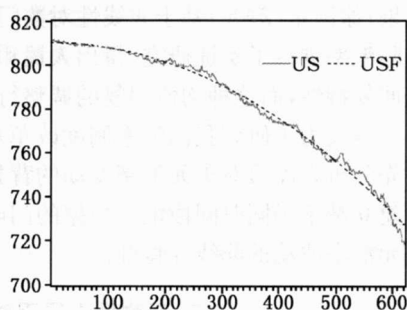


图 2 抛物线趋势拟合图

从汇率波动的整体趋势来看,序列呈抛物线趋势特征,所以我们用汇率数据对时间 t 进行抛物线拟合,估计结果如表 1 所示:

表 1 抛物线模型估计结果

变量	参数估计值
常数项	809.9029 ** (6429.118)
t^2	-0.0002 ** (-75.2862)

注:** 表示估计系数在 5% 的水平上显著。* 表示在 10% 的水平上显著。表 4、表 5 同。

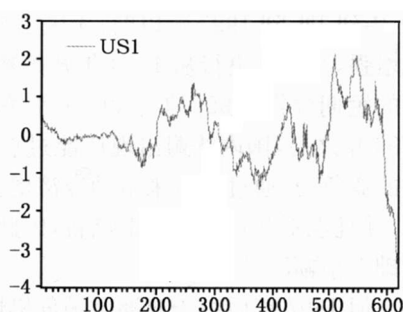


图 3 退势后序列的 5 期移动平均图

在表 1 的估计结果中, R^2 值为 0.99, 并且通过图 2 中预测序列 USF 和原序列 US 的比较, 都说明抛物线对数据拟合的效果较好, 可以判断汇率波动的序列存在抛物线的非线性趋势。

对汇率波动的趋势拟合说明了人民币对美元升值的速度在加快。根据表 1 的结果, 对 t 求导可得系数为 -0.0002, 显示出在所考察的时间段内, 人民币对美元汇率平均以日增加 2‰ 厘的速度在升值。另外, 对原 US 序列进行抛物线退势的基础上, 我们对退势后的序列计算 5 期移动平均可得序列 US1 (如图 3), 可以看到人民币升值过程中存在着周期性的变化。

三、人民币对美元汇率波动的 TAR 模型

门限自回归模型作为一类非线性模型, 能够解释金融数据中的非线性性质。它首先是由 Tong (1980) 提出的。门限自回归模型设定某一特定的时点, 时间序列的运动方式从一种机制 (regime) 跳跃到了另一种机制, 同时这种跳跃是离散的。门限自回归模型在拟合实际数据时具有较好的性质, 但是由于建立门限自回归模型的步骤比较复杂, 直到 Ruey S. Tsay (1989) 提出了相对来说比较简易的建模及检验方法后, 这类模型才被人们广泛地应用。

一般地, 对于时间序列 $\{X_t, t=1, 2, \dots\}$ 称为满足一个 k 段门限自回归模型 (TAR), 其门限变量为 Z_{t-d} , 假设初始值 $(x_0, x_{-1}, \dots, x_{-p_j+1})$ 是已知的, 如果其满足 (1) 式:

$$X_t = \psi_{j0} + \psi_{j1} X_{t-1} + \psi_{j2} X_{t-2} + \dots + \psi_{j p_j} X_{t-p_j} + \xi_{jt}, r_{j-1} < Z_{t-d} \leq r_j \quad (1)$$

其中, $-\infty = r_0 < r_1 < \dots < r_{k-1} < r_k = \infty$; $\{r_j, j=1, 2, \dots, k\}$ 表示门限; k 表示段数, 是正整数, j 表示第 j 段, $j=1, 2, \dots, k$; 要求门限变量 Z_{t-d} 在空间 F_{t-1} 上可测 (即: Z_{t-d} 是 F_{t-1} 内元素的可测函数), 在这里 F_{t-1} 是时刻 $t-1$ 之前可用信息的域; 参数 d 被称为延迟变量, 也是正整数; $\{\xi_{jt}\}$ 是均值为 0, 方差为 σ_j^2 , 独立的序列, $j=1, 2, \dots, k$, 实际上对于相同的 j , $\{\xi_{jt}\}$ 服从独立同分布。满足上述条件的模型通常记为: $TAR(d, k, p_1, p_2, \dots, p_k)$ 。当 $p_1 = p_2 = \dots = p_k = p$ 时, 即模型满足在各段的阶数相等时记为: $TAR(d, k, p)$ 。

在实际应用中, 由 Tong (1983, 1990) 提出了各种状态下涉及若干含有分离高阶 $AR(p)$ 过程的不同状态的 TAR 过程。两状态的 TAR 模型的一般形式是 (2) 式:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_{10} - \alpha_{11} y_{t-1} + \dots + \alpha_{1p} y_{t-p} + \hat{u}_{1t}, & y_{t-1} > \tau \\ \alpha_{20} - \alpha_{21} y_{t-1} + \dots + \alpha_{1r} y_{t-r} + \hat{u}_{2t}, & y_{t-1} \leq \tau \end{cases} \quad (2)$$

这里存在由 y_{t-1} 的值定义的两个可分离状态。

如果门限已知, 则依据 y_{t-1} 的值是否在门限之上或之下, 分离观测值。然后用 OLS 估计方法估计每段方程式, 其滞后期长度 p 和 r 根据 AR 模型的方法确定, 因此可以用 t 检验对单个系数进行检验。在门限值未知的情况下, 根

据 Chan(1993)提出的方法来获得门限 τ 的超一致估计,为了确保在门限两边有适当数量的观测值,从检索中排除了按大小排列的 y_t 最高和最低部分各 15% 的值。接下来,运用程序使 τ 取每一个观测值估计 TAR 模型,其中相应残差平方和最小的回归方程含有门限的一致估计。

本文将先选取 2005 年 7 月 22 日至 2007 年 4 月 30 日这 435 个交易日人民币对美元中间价序列^①(US)建立门限自回归(TAR)模型,然后再对近期汇率升值加速后的样本进行建模,将样本范围变化到 2007 年 1 月 31 日至 2008 年 1 月 31 日 245 个交易日人民币对美元中间价序列,再进行 TAR 模型的估计,从而进一步检验非线性的门限效应是否仍然存在。

(一)基于 2005 年 7 月 22 日至 2007 年 4 月 30 日 435 个交易日数据的 TAR 模型

1. 平稳性检验

首先采用迪基—富勒的 ADF 方法对变量及其一次差分变量的平稳特征进行检验。其中原假设是被检验序列具有单位根,是非平稳序列;备择假设是被检验序列不具有单位根,是平稳序列。根据表 2 的结果,人民币对美元汇率序列(US)的 ADF 统计量的值都大于 1% 和 5% 临界值,因此可以判断该序列是非平稳的。进行一次差分处理后(dUS 表示 US 序列的一次差分),ADF 统计量的值都相应小于临界值,因此可以确定被估计序列是单整次数为 1 的非平稳序列。所以,我们对一次差分序列进行模型的估计。

表 2 ADF 单位根检验结果

检验等式类型	ADF 统计量		临界值	
	US	dUS	1% 临界值	5% 临界值
含截距项	1.5439	-22.6926**	-3.445	-2.868
含趋势项与截距项	-1.4230	-22.9003**	-3.979	-3.420
无趋势项与截距项	-2.2604	-21.7189**	-2.570	-1.942

注:** 表示在 5% 的临界值水平下判断为平稳序列。表 6 同。

2. 差分后平稳序列的统计特征

从图 1 可以看出,435 个交易日中 US 序列总的趋势是升值。表 3 列出了基本描述统计量,其均值是 -0.09 分,说明每天平均升值 0.09 分。偏度系数为正,表明序列呈现右偏,一定程度上反映出汇率波动的非对称特征。

表 3 435 个交易日人民币对美元汇率差分序列的基本描述统计量

序列	均值	最小值	最大值	标准差	偏度	峰度
dus	-0.0932	-1.6100	2.0300	0.4530	0.1644	4.529

3. 建立自回归(AR)模型

根据偏自相关图,选取 AR 模型的最高阶数 p 为 8。对 dUS 序列可建立最优拟合的 AR 模型如表 4 中的 AR 模型 i,经过 Q 检验,残差序列为白噪声

过程。

表 4 基于两组数据的 AR 模型估计结果

AR 模型 i		AR 模型 ii	
变量	参数估计	变量	参数估计
常数项	-0.093** (-5.2327)	常数项	-0.249** (-3.7845)
dUS _{t-1}	-0.087* (-1.8007)	dUS _{t-14}	0.176** (2.6356)
dUS _{t-8}	-0.143** (-2.9592)	—	—

4. 非线性检验和门限自回归(TAR)模型的估计

对已经拟合的线性 AR 模型进行 RESET(The Regression Error Specification Test)检验,F 统计量值为 4.6989,显著大于 F 分布的 $F_{0.05(2,421)}$ 临界值 3.01,表明序列存在非线性特征。

通过 Eviews 编程对 dUS 序列进行了 Tsay 检验,结果表明门限效应存在。我们使用 Chan 的方法获得了门限值是一 0.39。图 4 显示了所考虑的每个门限的残差平方和(横轴为所考察的每个门限值,纵轴为门限值对应的残差平方和),可以看到最小的残差平方和在一 0.39 附近,因此 -0.39 是门限 τ 的一致估计。

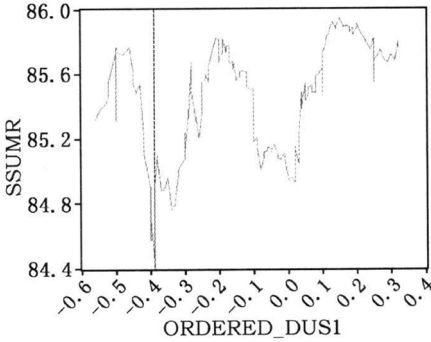


图 4 各门限的残差平方和

使用这一门限值估计 TAR 模型,得到结果见表 5 中的模型 i,残差序列经 Q 检验为白噪声序列。

5. 线性模型与非线性模型的比较检验

从估计结果比较,建立 AR(8)模型的可决系数是 0.02,建立 TAR 模型可决系数是 0.05,说明从拟合结果上得到了改进。

进一步地,我们使用 F 统计量对两个模型加以对比检验。这里原假设为约束条件成立即第 1 状态和第 2 状态方程中各变量被估参数相等,门限效应不存在,线性拟合更优;备择假设为约束条件不成立即门限效应存在。在假设“约束条件成立”条件下,统计量如(3)式:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/m}{SSE_u/(T - k)} \sim F(m, T - k) \tag{3}$$

其中:SSE_r表示施加约束条件后估计模型的残差平方和;SSE_u表示未施加约束条件的估计模型的残差平方和;m表示约束条件个数;T表示样本容量;k表示非约束模型中被估参数的个数。根据 AR(8)模型和 TAR 模型的残差值

计算得 F 统计量的值为 3.66, 大于 5% 临界值对应的 $F_{0.05(3\ 435-6)}$ 统计量值 2.62, 表明约束条件不成立, 即门限性效应存在, 非线性模型拟合的效果优于线性模型。

表 5 基于两组数据的门限自回归 (TAR) 模型估计结果

模型 i	变量	参数估计	模型 ii	变量	参数估计
状态 1 方程 ($dUS_{t-1} \geq -0.39$)	常数项	-0.090** (-3.4809)	状态 1 方程 ($dUS_{t-1} \geq -0.99$)	常数项	-0.183** (-3.0210)
	dUS_{t-1}	-0.157** (-2.0997)		dUS_{t-14}	-0.139** (-1.9639)
	dUS_{t-8}	-0.131** (-2.3301)		—	—
状态 2 方程 ($dUS_{t-1} < -0.39$)	常数项	-0.465** (-3.1669)	状态 2 方程 ($dUS_{t-1} < -0.99$)	常数项	-0.314** (-2.1681)
	dUS_{t-1}	-0.481** (-2.4702)		dUS_{t-14}	-0.428** (-2.2754)
	dUS_{t-8}	-0.207** (-2.1890)		—	—

此估计结果说明被估计序列存在门限特征。当系统接受小于 -0.39 的冲击 (门限值之下的冲击), 即人民币有较大幅度升值时, dUS_t 服从第 2 个状态的表达式, 自回归系数之和大于第 1 个状态表达式的自回归系数之和, 这表明相对于大于 -0.39 的冲击 (门限值之上的冲击), 升值冲击的延续性更强。

(二) 基于 2007 年 1 月 31 日至 2008 年 1 月 31 日 245 个交易日数据的 TAR 模型

考虑到随着人民币汇率改革的不断深化, 汇率波动的幅度不断加大, 升值不断加速, 汇率波动的特征会发生变化, 所以, 我们选取近期一年的汇率变动数据, 以 2007 年 1 月底至 2008 年 1 月底的数据为样本, 考察汇率波动的门限效应是否依然显著存在。对于这组数据, 遵循同样的建模原则和方法, 我们可以得到基于近期数据的 TAR 模型。

对该序列进行平稳性检验的结果如表 6, 根据原序列的 ADF 统计量都大于 1% 和 5% 临界值, 判断该序列是非平稳的。进行一次差分处理后 (dUS 表示 US 序列的一次差分), 差分序列是平稳的。因此我们对一次差分序列进行模型的估计。

表 6 ADF 单位根检验结果

检验等式类型	ADF 统计量		临界值	
	US	dUS	1% 临界值	5% 临界值
含截距项	1.9046	-15.0397**	-3.457	-2.873
含趋势项与截距项	-0.4417	-15.3204**	-3.996	-3.428
无趋势项与截距项	-4.5460	-13.9876**	-2.574	-1.942

我们对 245 个交易日序列的差分数据建立自回归 (AR) 模型。根据偏自相关图, 选取 AR 模型的最高阶数 p 为 14, 可建立最优拟合的 AR 模型如表 4

中的 AR 模型 ii。经过 Q 检验,残差序列为白噪声过程。接着,我们对拟合的 AR(14)模型进行 RESET 检验,确定序列存在非线性特征后,继续对 dUS 序列进行了 Tsay 检验,结果表明门限效应存在,并使用 Chan 的方法获得了门限值是一 0.99。使用这一门限值估计 TAR 模型,得到结果如表 5 中的 TAR 模型 ii,残差序列经 Q 检验为白噪声序列。

根据 AR(14)模型和 TAR 模型的残差值计算得 F 统计量的值为 4.60,大于 5%临界值对应的 $F_{0.05(2\ 245-4)}$ 统计量值 3.04,表明约束条件不成立,即门限非线性效应存在,非线性模型拟合的效果优于线性模型。

对于近期升值速度加快的一年的汇率样本值,TAR 模型的估计结果进一步验证了汇改后人民币对美元的汇率差分序列存在非线性的门限特征。与基于 2007 年 4 月 30 日以前数据估计结果不同的是,当人民币升值幅度大于 0.99(大于 TAR 模型 i 中的 0.39)时,dUS_t 服从第 2 个状态的表达式,回归系数为状态 1 方程回归系数的 3 倍多,相比于 TAR 模型 i 中状态 2 方程的回归系数和是状态 1 方程回归系数和的 2 倍,说明升值的延续性变得更加显著,进一步验证了升值冲击有较强延续性的结论,同时说明人民币升值有不断加速的趋势。

四、结 论

2005 年 7 月以来,人民币汇率改革对外汇市场上人民币汇率的波动产生了很大的影响。通过本文的分析,可以看到汇率改革后的人民币对美元名义汇率变化具有非线性特征,一方面我们通过统计的分析得出波动的抛物线趋势,并得出波动具有周期性的特征;另一方面,我们通过对汇率变动数据的非线性门限效应检验证实了非线性特征的存在。从数据的拟合结果看,与线性时间序列模型相比,非线性时间序列模型中的门限自回归模型可以更充分地描述我国 2005 年汇率制度改革后人民币对美元名义汇率波动的特征。人民币升值幅度较小或贬值时,对后期的汇率波动影响较小。而当升值幅度较大时,升值的冲击显示出明显增强的延续性,体现出了升值预期的作用和人民币加速升值的趋势。

汇率改革后汇率波动之所以呈现这种非线性特征,其影响因素主要是以下几个方面:

首先,这种非线性的特征来自于汇率市场本身的特点。因为市场信息以非线性的方式呈现,投资人也以非线性的方式对信息作出反应,当这些行为最终通过市场活动反映出来,就会使得汇率构成的时间序列呈现出非线性特征。

其次,短期的汇率波动中,预期在汇率波动影响的持续性上有重要作用。随着我国外汇储备的持续增长,我国会面临更多来自国际上的升值压力,这种较强的升值预期必然会强化国际游资的注入行为和国内居民、企业的抛售外

汇及惜购外汇行为。同时,我国实施从紧的货币政策,也会令市场形成很强的升值心理预期。此外,我国资本项目改革发展很快,资金规模的扩大和由股市持续上涨带来的资产增值效应,都对人民币升值带来了比较大的推动。表现在外汇市场上,升值波动对预期的强化作用比贬值的作用大,而且较大幅度的升值所带来的升值预期影响更持久,表现出了升值预期的自我实现效应。但就长期而言,不断增强的汇率弹性将有效缓解外资对人民币单边大幅升值的预期,由预期带动的升值也有可能会减弱。

再次,在短期的汇率波动中,一些重大国际事件会起到促使人民币加速升值的“催化剂”作用。例如,从 2006 年 9 月中美宣布建立战略经济对话机制以来,历次中美战略经济对话之前,人民币皆发生“保尔森效应”,强劲升值。

另外,人民币对美元的汇率波动,在很大程度上还会受到美元在国际汇市总体表现的影响。例如 2006 年美元在国际汇市的几次大幅波动都对人民币汇率的短期走势造成显著影响,在 2006 年 8 月中旬美元对其他国际货币整体走强时,人民币汇率出现了短期的急速走低。而到 2006 年 10 月后,人民币汇率的新高都伴随着国际汇市上美元的低点。2006 年以来,美国经济增长的放缓推动了市场对美元进一步疲软的预期,这对人民币汇率的走势也会产生联动的影响而进一步升值。在 2007 年美联储逐渐转入降息周期后,随着我国应对通货膨胀而不断采取加息政策,中美之间的利差进一步收窄,会推动更多国际资本进入我国,从而可能加剧人民币升值的压力。

注释:

- ①见 2006 年 1 月 4 日我国人民银行发布的《中国人民银行关于进一步完善银行间即期外汇市场的公告》。
- ②见 2007 年 5 月 18 日我国人民银行发布的《中国人民银行关于扩大银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度的公告》。
- ③数据来源:国家外汇管理局网站。
- ④数据来源:国家外汇管理局网站。

参考文献:

- [1]戴晓枫,肖庆宪.时间序列分析方法及人民币汇率预测的应用研究[J]. 上海理工大学学报,2005,(4):341—344.
- [2]刘潭秋.人民币实际汇率的非线性特征研究[J]. 数量经济技术经济研究,2007,(2):11—18.
- [3]惠晓峰,柳鸿生,胡伟,何丹青.基于时间序列 GARCH 模型的人民币汇率预测[J]. 金融研究,2003,(5):99—105.
- [4]王俊,孔令夷.非线性时间序列分析 STAR 模型及其在经济学中的应用[J]. 数量经济技术经济研究,2006,(1):77—85.
- [5]徐国希.人民币实际汇率购买力平价实证研究[D]. 华中科技大学博士学位论文,2006.
- [6]Chan K S. Consistency and limiting distribution of least squares estimator of a threshold

- autoregressive model[J]. The Annals of Statistics, 1993, 21: 520—533.
- [7] McMillan D, A Speight. Non-linearities in the black market Zloty-Dollar exchange rate: Some further evidence[J]. Scottish Journal of Political Economy, 2001, 11(2): 209—220.
- [8] Ruey S Tsay. Testing and modeling threshold autoregressive processes[J]. Journal of the American Statistical Association, 1989, 84: 231—240.
- [9] Sarantis N. Modeling non-linearities in real effective exchange rates[J]. Journal of International Money and Finance, 1999, 18: 27—45.
- [10] Sarno L. Real exchange rate behavior in high information countries: Empirical evidence from Turkey, 1980—1997[J]. Applied Economics Letters, 2000, (7): 285—291.
- [11] Tong H, Lim K S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data (with discussion of the paper)[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1980, 42(3): 245—292.
- [12] Tong H. Threshold models in nonlinear time series analysis[M]. New York: Springer Verlag, 1983.
- [13] Tong H. Non-linear time series: A dynamical systems approach[M]. Oxford: Oxford University Press, 1990.

Modeling Non-linearities in RMB Nominal Exchange Rate Fluctuations after RMB Exchange Rate Reform Based on TAR Model

JIN Xiao-ting, ZHANG Xiao-tong, LUAN Hui-de

(*Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: On July 21st in 2005, the People's Bank of China announced RMB exchange rate regime reform. The paper builds up a threshold autoregressive model to make an analysis of RMB—Dollar nominal exchange rate fluctuation from July 2005 to Jan. 2008. It shows that current RMB exchange rate series is nonlinear and is changing with a threshold. The impulsion of appreciation, which is bigger than the absolute value of the threshold, can last longer than the smaller impulsion. The results show that the expectation of RMB appreciation has served a function and RMB appreciation has constantly been accelerated.

Key words: nonlinear time series model; threshold autoregressive model (TAR); RMB exchange rate

(责任编辑 周一叶)