

人民币汇率与均衡水平偏离的动态非对称调整研究

刘金全, 郑挺国

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文在货币模型框架下, 利用 Enders (2001) 门限协整方法研究人民币名义汇率与均衡汇率的偏离, 样本区间为 1990 年 1 月—2005 年 12 月。通过线性—平稳性检验和半周期分析, 我们发现人民币均衡汇率偏离呈现非线性调整, 表现为快速和长期持续两种不同的均值回复过程, 均衡汇率偏离具有显著的门槛效应。这表明我国人民币汇率历经了两次严重低估时期(1992 年至 1994 年和 2001 年至 2003 年)与一次严重高估时期(1994 年至 1999 年), 该经验研究认为人民币汇率在 2005 年 7 月进行调整是适时、正确和有效的。

关键词: 均衡汇率; 门限协整; 非对称调整; 非线性

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

在长期水平上, 由一些如实际收入、货币供给、利率等组成的经济基本要素是影响汇率趋势变化和决定均衡汇率的主要因素, 它为不同国家货币之间的兑换提供了一种基准度量。已有许多研究通过各种模型证明了汇率在长期上会达到均衡的事实, 如 Froot 和 Rogoff (1995)、刘金全和郑挺国 (2006)、王志强等 (2004) 等。而在短期, 名义汇率对经济基本因素均衡汇率的偏离则反映了汇率的波动性和短期调整行为, 其过程相对长期均衡更为复杂, 分析也变得更加困难。因此, 关于汇率短期动态行为和性质的研究已成为当前汇率研究的主要内容。

以往研究大多通过一些常用的单位根检验和协整检验来分析这种偏离, 并事先假设偏离服从线性条件, 即汇率呈线性调整状态, 如果这种均衡汇率偏离具有平稳性, 那么长期均衡关系成立。然而, 正如 Dumas (1992)、Taylor 和 Allen (1992) 和 Taylor 等 (2001) 认为由于交易成本的存在、投资者的技术分析和政府的干预会使得汇率的变动不能确切地随着经济基本要素变化而调整, 还有投资者间的差异会导致不同的投资决策, 所以均衡汇率偏离的调整过程应该是呈现非线性趋势。如果用线性条件去研究, 那么模型可能会被误设, 并由此产生检验的低势(power), 更无法了解这些变量之间真实的动态联系, 见 Enders 等(2005)。

然而非线性方法研究可以有效地解决上述问题。目前最为流行的几种非线性方法在汇率研究中应用前景十分广泛, 如马尔可夫转移(Hamilton, 1990)模型、门限(Tong, 1990)模型和平滑迁移(Teräsvirta, 1994)模型, 但同时也带来了模型估计和模型检验等困难问题。为识别和检验协整关系下均衡偏离的非对称调整问题, Enders 和 Siklos (2001) 基于门限自回归(TAR)模型提出了对非对称调整的门限协整检验方法, 其后在 Enders 等(2005)中进一步推广。

基于 Enders 和 Siklos (2001) 的研究, 本文将门限协整方法引入到我国人民币均衡汇率偏离的研究中。从弹性价格货币模型出发, 我们考查 1990 年至 2005 年人民币均衡汇率偏离的动态过程, 检验均衡汇率偏离是否呈现非线性和平稳性, 并进一步通过半周期分析人民币均衡汇率非对称调整的特点。

在第二部分我们将引出弹性价格货币模型, 并重点介绍 Enders 和 Siklos (2001) 的门限协整方法。第三部分人民币汇率进行实证分析, 包括数据描述、模型估计、非线性检验。第四部分是全文的结论。

2 人民币均衡汇率模型和门限协整方法

在这一部分,我们先给出所要讨论弹性价格货币模型,然后对门限自回归(TAR)模型作简要介绍,最后给出门限检验的方法。

2.1 弹性价格货币模型(Flexible-Price Monetary Model, 简称 FLPM)

构建弹性价格货币模型需要许多基本假设。首先,最为重要的基本假设就是在连续时间上购买力平价(PPP)假说成立。PPP认为汇率是两个国家商品的相对价格,当以相同货币表示时,两个国家的物价水平应该是相同的。购买力平价的表示形式为:

$$s_t = c + p_t - p_t^* \quad (1)$$

其中 c 是常数, s_t 为本国货币兑外国货币的名义汇率对数, p_t 和 p_t^* 分别为国内和国外价格水平对数。若 c 为零,则方程(1)表示绝对购买力平价,否则,方程(1)表示相对购买力平价成立。

其次,货币模型假设本国和外国有不变的需求函数,货币需求 m^d 均依赖于价格水平对数(p)、实际收入对数(y)和名义利率水平(i)。如果本国和外国货币需求有相同的货币需求函数,而且两国货币市场均衡,那么两国的货币均衡可分别表示为:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t \quad (2)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \lambda i_t^* \quad (3)$$

其中 * 表示外国。这里系数 ϕ 表示需求的收入弹性, λ 为货币需求的利率半弹性, ϕ 和 $\lambda \geq 0$ 。

将(2)和(3)式分别代入到(1)中,化简得到弹性价格货币模型的方程为:

$$s_t = c + (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) \quad (4)$$

式(4)表明,本国货币供给相对于外国货币存量的增长会导致 s_t 上升,即本币贬值,同样利率 i_t 上升也将会引起本币贬值,而收入 y_t 上升将导致本币升值。在弹性价格货币模型中,基本要素 y_t 和 i_t 变动只是通过货币需求的影响而影响汇率的。

如果放宽货币对数差 ($m_t - m_t^*$) 系数参数约束为 1 的条件,并考虑均衡误差,那么就可得到经验实证模型(见 Frankel, 1976)为:

$$s_t = \omega_0 + \omega_1(m_t - m_t^*) + \omega_2(y_t - y_t^*) + \omega_3(i_t - i_t^*) + \mu_t \quad (5)$$

这里, ω_i , $i=1,2,3$ 为系数,且 $\omega_1 > 0$ 、 $\omega_2 < 0$ 、 $\omega_3 > 0$, μ_t 是误差项。

2.2 门限(Threshold)自回归(TAR)模型

如果考虑一个具有 p 阶滞后的门限自回归模型,那么其表示形式为:

$$\Delta \mu_t = \rho_1 \mu_{t-1} 1_{(s_t < \tau)} + \rho_2 \mu_{t-1} 1_{(s_t \geq \tau)} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (6)$$

其中 ϕ_i , $i=1, \dots, p$ 为自回归系数且满足特征方程 $1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p = 0$ 的所有特征根位于单位圆外, ρ_1 和 ρ_2 为选择性系数且平稳性条件至少满足 $-2 < \rho_1, \rho_2 < 0$, μ_t 为协整误差, s_t 为可观测变量,模型误差项 $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。这里的 $1_{(\cdot)}$ 是示性函数,表示当满足条件 $s_t < \tau$ 时,示性函数值为 1,否则为零, τ 为门限值。模型也可表示为:

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } s_t < \tau \\ \rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } s_t \geq \tau \end{cases} \quad (7)$$

TAR 模型的主要特点是可以用来捕捉序列从长期均衡非对称偏离移动的深度, 若如果 $-2 < \rho_1 < \rho_2 < 0$, 那么可以表明当序列 $\{\mu_t\}$ 受到冲击, 在 $s_t \geq \tau$ 时其反应的时间要比在 $s_t < \tau$ 具有更强的持续性。

若变量 $s_t = \mu_{t-1}$, 则模型称为自激励(Self-Exciting)TAR 模型或 SETAR 模型, 此时模型依赖于变量自身的滞后, 本文中用 s_t 表示人民币均衡汇率偏离的大小。若变量 $s_t = \Delta\mu_{t-1}$, 则模型变为矩(Momentum)门限模型或 MTAR 模型, 此时模型依赖于均衡偏离的一阶差分, 文中经济意义表示人民币升值或贬值大小。

2.3 门限协整(Threshold Cointegration)检验

由于方程(6)可能是非平稳的或线性的, 因此需要作非平稳性检验和线性检验, 文中指门限协整检验, 这样就可以检验协整关系是否存在。Enders 和 Siklos (2001)分别考虑对 TAR 模型的两种假设检验:

其一, 非平稳性检验, 其原假设为无协整关系, 即 $\rho_1 = \rho_2 = 0$, 备择假设为存在协整。这里主要有两种不同统计量, 一种是类似 ADF 单位根的 t-Max($\hat{\rho}_1$ 和 $\hat{\rho}_2$ 对应的较大 t 值)统计量, 另一种是原假设为 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ 的 F 统计量。当已知门限值为零, 即 $\tau = 0$ 时, 可以构造统计量 $F = \frac{(SSR_1 - SSR_0)/2}{SSR_0/(T-p-2)}$, 其中 SSR_0 和 SSR_1 分别为未约束模型和约束模型的残差平方和, 该统计量不服从经典 F 分布; 当门限未知时, 采用 Chan (1993)的方法来搜索门限值 τ , 使得估计 TAR 模型的残差平方和最小, 此时统计量记为 t-Max* 和 F*, 形式同上。所有统计量的临界值由 Enders 和 Siklos (2001)通过蒙特卡罗模拟获得, 见附表 1 至附表 4。经验表明同 Engle-Granger 检验势相比较, t-Max 统计量的检验势最差, 而 F 统计量的检验势最好, 所以一般以 F 统计量作为判别标准。

其二, 线性检验, 其原假设对称调整, 即 $\rho_1 = \rho_2$, 备择假设非对称调整。这时, 我们可以使用传统的 F 统计量来检验, $F = \frac{SSR_1 - SSR_0}{SSR_0/(T-p-1)}$, 其中 SSR_0 和 SSR_1 分别为未约束模型和约束模型的残差平方和。如果在 5% 显著性水平不拒绝原假设, 那么表示自回归序列属于线性关系且具有对称调整的效应, 此时模型便退化为 Engle-Granger 的形式; 反之若拒绝原假设, 即 $\rho_1 \neq \rho_2$, 表明自回归序列属非线性关系或人民币均衡汇率呈现非对称调整行为。当 $s_t < \tau$ 时, 系统短期失衡会按照 $\rho_1\mu_{t-1}$ 调整到长期均衡, 当 $s_t \geq \tau$ 时, 短期失衡会按照 $\rho_2\mu_{t-1}$ 进行调整。

在模型估计中, 滞后长度可通过分析回归残差或用一些模型选择准则(如 AIC 或 BIC)来确定。值得注意的是, 门限协整是否存在要求平稳性和非线性同时成立, 也就是在 TAR 模型中不存在单位根且均衡误差是非对称调整的。

3 数据描述与实证分析

我们首先描述数据的基本性质, 然后估计弹性价格货币模型, 再对协整残差即人民币均衡汇率

偏离进行线性检验和平稳性检验，并通过计算非对称调整的半衰期来分析人民币均衡汇率偏离的动态调整过程。

3.1 数据描述和基本性质

本文研究采用月度数据，样本区间为1990年1月至2005年12月，样本个数为192个，研究的数据包括人民币兑美元名义汇率、中国(美国)货币供给、中国工业增加值、美国工业生产指数(2000年基期)¹和中国(美国)利率，其中我国利率由1年期的存款利率表示，美国利率由1年期国债固定到期利率表示。我国的所有数据来源为《中国统计年报》和《中国金融年鉴》，美国所有数据来源于圣路易斯联邦储备银行(Federal Reserve Bank of St. Louis)数据库。汇率为月度底值，其表示方式为直接标价法(direct quotes)，以美元为计价单位。为使数据比较一致，这里本文将我国工业增加值转化为指数形式，基期为2002年。在货币供应量方面，由于我国对M2的统计数据从1996年开始，本文货币供应量数据采用狭义货币供给(M1，通常是指通货)。以上数据均已在原始数据下经过季节调整。

表1 单位根检验

变量	原序列			一阶差分序列		
	PP	PP _c	PP _t	PP	PP _c	PP _t
人民币/美元汇率 s_t	1.052	-2.312	-1.698	-13.392	-13.472	-13.616
中国货币供给 m_t	12.047	-4.345	-2.468	-9.535	-14.469	-15.466
美国货币供给 m_t^*	9.069	2.649	-1.738	-5.370	-9.476	-10.029
中国工业指数 y_t	5.290	1.461	-0.977	-20.212	-25.257	-25.835
美国工业指数 y_t^*	4.245	-0.533	-1.203	-11.657	-12.665	-12.639
中国存款利率 i_t	-1.988	-1.245	-1.433	-14.123	-14.194	-14.193
美国国债利率 i_t^*	-1.407	-2.036	-1.706	-9.909	-9.919	-9.930
5%临界值	-1.943	-2.877	-3.434	-1.943	-2.877	-3.434

注：PP表示不含截距和趋势项，PP_c表示只含截距，PP_t表示含截距和趋势项。

在估计弹性价格货币模型之前，本文先对所有序列对数进行平稳性判别，即单位根检验，采取一般常用的Phillips和Perron(PP)单位根检验方法。7个序列的单位根检验结果由表1给出，粗体表示在5%水平下拒绝存在单位根原假设。我们发现其中除中国货币供给和利率分别当含截距项和不含截距与趋势项时不显著外，其他所有t统计量均在5%水平时接受原假设，此时表明序列不平稳，而在一阶差分后拒绝原假设，这表明一阶差分平稳。因此我们可以认为所有序列都是一阶单整序列，即I(1)序列。然后，我们又对两国序列对数差进行平稳性检验。PP检验结果(见表2)同样表明这些对数差序列均为一阶单整。

表2 单位根检验

变量	原序列			一阶差分序列		
	PP	PP _c	PP _t	PP	PP _c	PP _t
$m_t - m_t^*$	4.533	-5.229	-2.459	-11.118	-13.646	-14.586
$y_t - y_t^*$	-1.422	1.339	-0.462	-21.340	-24.461	-24.904
$i_t - i_t^*$	-1.333	-1.123	-1.687	-12.078	-12.087	-12.062
5%临界值	-1.943	-2.877	-3.434	-1.943	-2.877	-3.434

注：PP表示不含截距和趋势项，PP_c表示只含截距，PP_t表示含截距和趋势项。

3.2 计算均衡汇率偏离值

运用普通最小二乘(OLS)估计方法,容易求得模型估计残差 $\hat{\mu}_t$,即名义汇率偏离基本均衡的值,其方程式为:

$$\hat{\mu}_t = s_t - 0.8278 - 0.5344(m_t - m_t^*) + 0.2900(y_t - y_t^*) - 0.0199(r_t - r_t^*) \quad (6)$$

(15.266) (24.016) (-10.779) (8.7105)

模型的参数估计值完全符合弹性价格货币模型的参数约束。图 1 给出了由这些经济基本要素决定的均衡汇率时间序列图,图 2 为均衡汇率偏离 $\hat{\mu}_t$ 的时间序列图。在图中,我们可以到,在单一盯住美元(1994 年)之前,人民币汇率严重低估,之后到 2003 年一直处于不断升值的状态,期间经历严重高估时期(1994 年—1999 年),和 2001 年至 2003 年的严重低估时期,这与施建淮和余海丰(2005)对实际汇率的发现是一致的。下面我们针对人民币均衡汇率偏离即 $\hat{\mu}_t$ 作主要分析,研究 $\hat{\mu}_t$ 的动态过程和主要特征。

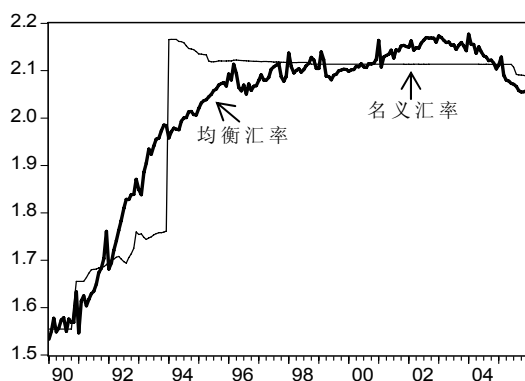


图 1 人民币兑美元名义汇率与均衡汇率

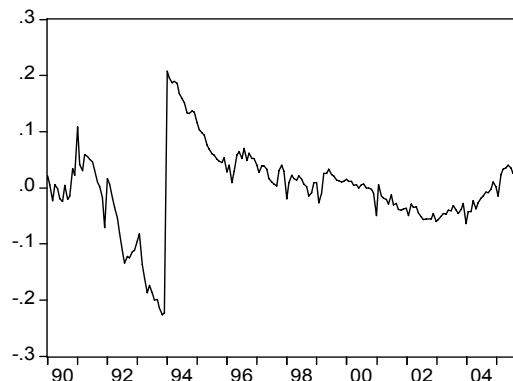


图 2 人民币均衡汇率偏离序列图

3.3 模型估计、门限协整检验与半周期分析

由第三部分关于非线性方法的描述,我们用门限自回归方法对均衡汇率偏离进行线性和平稳性检验,并主要分成两种情形进行:

情形 1: 考虑门限值 $\tau = 0$ 。此时,我们分别模拟 SETAR 程序和 MTAR 程序,由滞后长度选择 AIC 准则确定两种 TAR 模型的滞后阶数分别为 0 和 4。其中,SETAR 模型估计结果为:

$$\Delta \hat{\mu}_t = -0.1592 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\hat{\mu}_{t-1} < 0)} - 0.0741 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\hat{\mu}_{t-1} \geq 0)} + e_t$$

(-3.3752) (-1.4623) AIC₁ = -6.6656

这里正态性检验的Jarque-Bera统计量为 55979.9956,残差序列 $\{e_t\}$ 的Ljung-Box Q(5)统计量为 480.0208,都非常显著(以下各种情形都类似,不再累赘)。t-Max统计量为-1.4623,大于Enders和Siklos (2001)给出的 5%显著性水平临界值[-2.12, -2.11]²,而计算无协整($\rho_1 = \rho_2 = 0$)原假设的F统计量为 $F = 6.7651$,大于 5%显著性水平临界值[5.91, 5.98],因此拒绝无协整的原假设。另外计算对称调整($\rho_1 = \rho_2$)原假设的F统计量为 1.5082,小于 5%显著性水平临界值 3.90,所以无法拒绝对称调整的原假设。SETAR模型的结果表明人民币汇率与基本因素之间是对称调整的协整关系,而模型形式演化为普通的Engle-Granger检验,因此这种情形不适合本文的讨论。

相反,MTAR 模型的估计结果为:

$$\Delta \hat{\mu}_t = -0.0355 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\Delta \hat{\mu}_{t-1} < 0)} - 0.3524 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\Delta \hat{\mu}_{t-1} \geq 0)} + \sum_{i=1}^4 \hat{\phi}_i \Delta \hat{\mu}_{t-i} + e_t$$

$$\begin{matrix} (-0.8011) & (-5.3403) & AIC_2 = -6.7377 \end{matrix}$$

同样由于 t-Max 统计量较大, 我们主要观察无协整($\rho_1 = \rho_2 = 0$)原假设的 F 统计量为 15.1263, 大于对应 5%显著性水平的临界值[5.91, 5.98], 拒绝无协整原假设。而对称调整($\rho_1 = \rho_2$)原假设的 F 统计量为 16.8882, 也拒绝对称调整原假设。所以, MTAR 模型的结果表明人民币汇率与基本因素之间是非对称调整的协整关系, 即人民币均衡汇率偏离是非对称调整过程。

在MTAR模型情形中, $\Delta\mu_{t-1} \geq 0$ 表示名义汇率相对于均衡汇率是贬值的, 而 $\Delta\mu_{t-1} < 0$ 则表示升值。我们利用Enders (1995)的方法对MTAR模型的两个AR过程分别求最大特征根的模或绝对值(记为H), 并当 $H < 1$ 时根据Pindyck和Rubinfeld (1998)计算人民币均衡汇率偏离的半周期³。当 $\Delta\mu_{t-1} \geq 0$ 时, 我们计算得到最大特征根的模为 0.8484, 此时人民币均衡汇率偏离值的半周期为 4.2174 个月, 小于当 $\Delta\mu_{t-1} < 0$ 时的半周期 7.7358 个月, 其最大特征根的模为 0.9143。因此人民币贬值的调整收敛速度要明显快于升值的情况, 这也意味人民币贬值后向均衡回复的速度更快。

情形 2: 考虑门限值未知的情形。我们利用 Chan (1993)的搜索法, 搜寻在不同滞后长度中当残差平方和最小时的各个门限估计值, 并利用 AIC 模型选择准则确定滞后阶数和门限的一致估计值, 得到 SETAR 模型和 MTAR 模型的滞后阶数分别为 0 和 1, 它们的门限一致估计值分别为-0.0468 和 0.0029。其中, SETAR 模型估计结果为:

$$\Delta\hat{\mu}_t = -0.1706\hat{\mu}_{t-1}1_{(\hat{\mu}_{t-1} < -0.0468)} - 0.0697\hat{\mu}_{t-1}1_{(\hat{\mu}_{t-1} \geq -0.0468)} + e_t$$

$$\begin{matrix} (-3.48532) & (-1.4341) & AIC_3 = -6.6656 \end{matrix}$$

此时 t-Max*统计量为-1.4341, 同样大于 Enders 和 Siklos (2001)给出的 5%显著性水平临界值 [-1.85, -1.84], 而无协整($\rho_1 = \rho_2 = 0$)原假设的 F*统计量为 7.1021, 大于 5%显著性水平临界值[6.93, 6.95], 因此拒绝无协整的原假设。另外对称调整($\rho_1 = \rho_2$)原假设的 F 统计量为 2.1419, 小于 5%显著性水平临界值 3.90。因此这个结果与门限值为零的 SETAR 模型相同, 也表明人民币均衡汇率偏离是对称调整的。

其次, MTAR 模型的估计结果为:

$$\Delta\hat{\mu}_t = -0.0283\hat{\mu}_{t-1}1_{(\Delta\hat{\mu}_{t-1} < 0.0029)} - 0.4614\hat{\mu}_{t-1}1_{(\Delta\hat{\mu}_{t-1} \geq 0.0029)} + \hat{\phi}_1\Delta\hat{\mu}_{t-1} + e_t$$

$$\begin{matrix} (-0.7593) & (-6.4307) & AIC_4 = -6.8018 \end{matrix}$$

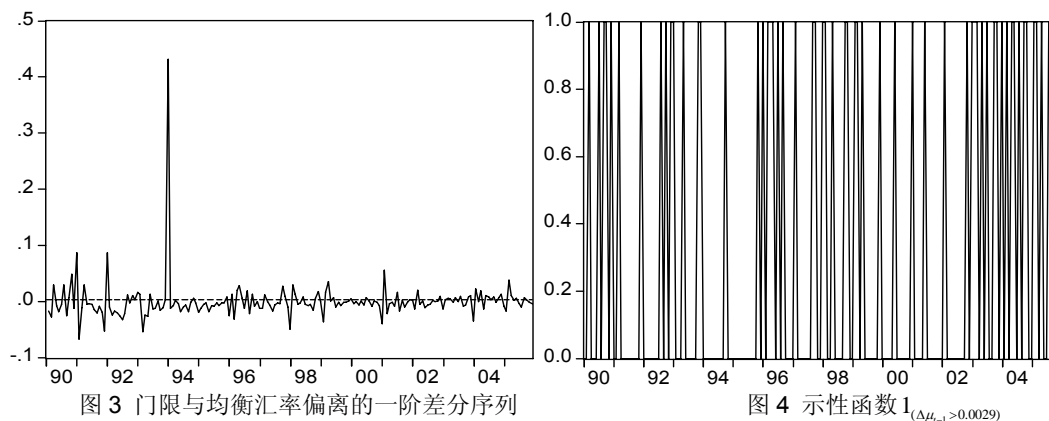
由于 t-Max*统计量较大, 我们主要观察无协整($\rho_1 = \rho_2 = 0$)原假设的 F*统计量为 21.5050, 显著拒绝无协整原假设。而对称调整($\rho_1 = \rho_2$)原假设的 F 统计量为 29.2814, 也显著拒绝对称调整原假设。因此, 这个结果与门限值为零 MTAR 模型结果相同。

由于门限值 $\hat{\tau} = 0.0029 > 0$, 所以当 $\Delta\hat{\mu}_{t-1} \geq 0.0029$ 时表明贬值大小超过门限值, 而当 $\Delta\hat{\mu}_{t-1} < 0.0029$ 时则表明贬值低于门限值或升值。此时我们计算当 $\Delta\hat{\mu}_{t-1} \geq 0.0029$ 时, MTAR 模型的 AR 过程最大特征根的模为 0.3392, 对应人民币汇率偏离的半周期为 0.6411 个月, 远远小于当 $\Delta\hat{\mu}_{t-1} < 0.0029$ 时所对应的半周期 21.2504 个月, 其 AR 过程最大特征根的模为 0.9679。因此, 结

果表明人民币汇率贬值超过门限值 0.0029 时, 要比未超过这个门限值或升值时的快得多, 表现为短期行为, 这也说明人民币贬值幅度大于 0.0029 时, 将其拉回至长期均衡的强度越大, 并呈现快速的均值回复过程, 而在低于该门限值时, 其回到长期均衡的速度越慢, 呈现相对持续、漫长的均值回复过程。

3.4 进一步分析与解释

为更为清晰地了解这种非对称调整, 我们给出了门限值为 0.0029 时的人民币升值、贬值即均衡汇率偏离一阶差分的序列图(图 3)和示性函数 $1_{(\Delta\mu_{t-1} > 0.0029)}$ 时间序列图(图 4)。从图 3 和图 4, 我们可以看出 $\Delta\mu_{t-1}$ 正偏离门限值的个数要小于其负偏离门限值的个数, 分别为 58 个和 133 个, 各占概率 30.4% 和 69.6%, 前者是后者的一半还少。而且在升值超过门限的状态往往呈现很短的时间(一般为 1 个月), 见图 4 中示性函数取值为 1 的点。这些结果也证实了人民币均衡汇率偏离的非对称调整, 其与半周期分析的结果相吻合。当人民币汇率迅速贬值超过某个门限时, 其作用时间是短暂的, 即短周期, 表现为人民币均衡汇率偏离以很快的速度回复到长期均衡水平上。



一般来说呈现长周期的区域, 可能主要是由于交易成本的存在或投资者的技术分析所导致, 而短周期的区域则可能是政府的干预和投资者间的差异造成, 见 Taylor 和 Peel (2000), 因为交易成本运转的时滞性和投资者技术分析的较长记忆性会使得过程呈现长期持续均值回复过程, 而政府干预行为主要体现汇率制度的改变上, 是一种短期调整行为。例如 1994 年之前人民币汇率由于严重低估, 政府采取单一盯住美元有管理的浮动汇率制度干预汇率后, 出现了短期的贬值行为, 而由于贬值过大, 使得投资者进行迅速调整, 人民币汇率持续升值, 这反映在图 1 和图 3 中。

不仅如此, 由于我国 1994 年开始的汇率制度是人民币盯住美元, 使得名义汇率不能及时反映经济基本要素构成的均衡汇率的变化趋势, 导致人民币汇率或是高估、或是低估, 因此汇率制度可能是导致非对称调整的另一原因。例如从 2003 年开始到 2005 年, 经济基本要素构成的人民币均衡汇率持续下降, 此时人民币汇率制度盯住美元稳定在同一水平不变, 人民币名义汇率相对均衡汇率逐渐贬值, 并经常超出贬值的门限值, 从而导致了均衡汇率的非对称调整, 在图 3 和图 4 中可以清晰地观察到这一点。

4 本文基本结论与 2005 年汇率政策评价

本文在弹性价格货币模型框架下运用门限协整方法对人民币均衡汇率的偏离进行了实证研究, 样本区间为 1990 年 1 月—2005 年 12 月。我们发现: (1) 人民币均衡汇率偏离呈现非对称调整的平稳

过程。通过对人民币均衡汇率偏离进行 SETAR 模型和 MTAR 模型的线性检验和对应的半周期分析,结果表明人民币均衡汇率偏离服从门限自回归过程,两个状态下的半周期显著不同,呈现短暂和长期持续的两种不同均值回复过程;(2)人民币均衡汇率偏离存在明显的门限效应。当设定门限已知为零时,门限效应表现为人民币升值($\Delta\mu_t < 0$)和人民币贬值($\Delta\mu_t \geq 0$)区间;当门限值未知时,门限效应表现为人民币贬值超出界限($\Delta\mu_t \geq 0.0026$)和低于界限($\Delta\mu_t < 0.0026$)的区间。这种门限效应直接影响了人民币汇率偏离的动态变化过程,使其沿着不同的运动轨迹发生变化;(3)人民币汇率历经两次低估时期(1992年至1994年和2001年至2003年)与一次高估时期(1994年至1999年),其间从1994年至2003年一直处于升值之状态,这个结果与施建淮和余海丰(2005)相吻合;(4)人民币盯住美元的汇率制度可能是导致均衡汇率偏离非对称调整的重要原因。

根据本文研究,我们认为人民币汇率在2005年7月进行调整的举措是完全适时、准确和前瞻性的。文中分析表明2005年之前的一段时间里人民币汇率发生了严重低估,但许多其他研究认为人民币存在高估并主导人民币升值论,当时如果对人民币升值,那么势必会使人民币低估的偏离更大,其影响将是极具破坏性的。而事实上,2003年开始我国经济已走出持续7年经济衰退步入快速扩张阶段(见刘金全和刘志刚,2005),国内产出的扩张性增长使得在人民币均衡汇率决定中起主导作用,导致人民币均衡汇率持续下降,消除了名义汇率与均衡汇率之间的偏离。前面分析也表明这一时期是持续的贬值时期,而且这种贬值也是一种非对称调整的密集时段。但是进入2005年,产出持续扩张增长并引起人民币均衡汇率继续走低,人民币开始被高估。因此2005年7月人民币升值的举措不仅使得人民币具有长期竞争力,而且也削平了这种高估态势,使人民币名义汇率走势与人民币均衡汇率保持协调一致。

参考文献

- [1] 刘金全,刘志刚. 我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析[J]. 经济研究,2005第3期.
- [2] 刘金全,郑挺国. 人民币汇率购买力平价假说的计量检验——基于 Markov 区制转移的 Engel-Granger 协整分析[J]. 管理世界,2006第6期.
- [3] 施建淮,余海丰. 人民币均衡汇率与汇率失调:1991—2004[J]. 经济研究,2006第4期.
- [4] 王志强,齐佩金,孙刚. 人民币汇率购买力平价的界限检验[J]. 数量经济技术经济研究,2004第2期.
- [5] Chan, K. S. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model[J]. The Annals of Statistics, 1993,21, 520 - 33.
- [6] Dumas, B. Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world[J]. Review of Financial Studies, 1992,5,153-180.
- [7] Enders, W. (1995), Applied econometric time series, New York: John Wiley & Sons. Inc.
- [8] Enders, W. and Siklos, P. L (2001), Cointegration and Threshold Adjustment[J]. Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association, vol. 19(2):166-76.
- [9] Enders, W., Lee, J. and Mark C. S. Testing for Threshold Cointegration and the Monetary Model of Exchange Rates. 2005 Working paper.
- [10] Frenkel, J. A. (1976), A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence[J]. Scandinavian Journal of Economics,1976, 78, 200-224.

- [11] Froot, K. A. and Rogoff, K. (1995), Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In Grossman, G. and Rogoff, K. (Eds.), Handbook of International Economics, Vol. III. North-Holland, Amsterdam.
- [12] Hamilton, J.D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. Econometrica, 1989, 57(2), 357-384.
- [13] Pindyck, R. S. and Daniel, L. R. (1998), Econometric Models and Economic Forecasts. Boston: McGraw-Hill.
- [14] Taylor, M. P. and Allen, H. The use of technical analysis in the foreign exchange market [J]. Journal of International Money and Finance, 1992, 11, 304-314.
- [15] Taylor, M. P. and Peel, D. A. Nonlinear adjustment long-run equilibrium and exchange rate fundamentals[J]. Journal of international money and finance, 2000, 19, 33-53.
- [16] Taylor, M. P., Peel, D. A. and Sarno L. Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles[J]. International economic reviews, 2001, 42, 1015-1042.
- [17] Teräsvirta, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models[J]. Journal of American Statistic Association, 1994, 89, 281-12.
- [18] Tong, H. (1990), Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach[C]. Oxford: Oxford University Press.

Study on Asymmetric Adjustment of deviations from RMB Equilibrium Exchange Rate

Liu Jinqun, Zheng Tingguo

(Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun Jilin 130012)

Abstract: Under the framework of the monetary model, this paper investigates the adjustment of deviations from RMB equilibrium exchange rate, by Enders's (2001) method of threshold cointegration. Through the tests of linearity and stationarity and the analysis of half-life, we find that deviations from RMB equilibrium exchange rate have asymmetric adjustment which appears two different mean reversion processes, such as quick and long-persistence respectively and the threshold effect significantly exists. We show that RMB exchange rate has undergone two periods of serious undervaluation (1992 to 1994 and 2001 to 2003) and one period of serious overvaluation (1994 to 1999), and confirm that regime adjustment of RMB exchange rate in July, 2005 is timely, exact and forward-looking.

Keywords: equilibrium exchange Rate, threshold, asymmetric adjustment, nonlinearity

收稿日期: 2006-1-10

基金项目: 吉林大学“985 工程”项目“中国宏观经济分析与预测”创新基地、国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)和教育部人文社会科学重点研究基地 2005 年度重大项目(05JJD790078)。

作者简介: 刘金全(1964—), 男, 吉林大学数量经济研究中心, 经济学博士, 教授, 博士生导师。

附：Enders 和 Siklos (2001)蒙特卡罗试验获得的临界值表

附表 1: F 分布临界值

样本个数	SETAR 调整			MTAR 调整		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%
50	5.09	6.20	8.78	5.59	6.73	9.50
100	5.01	5.98	8.24	5.45	6.51	8.78
250	4.94	5.91	8.08	5.38	6.42	8.61
500	4.91	5.85	7.89	5.36	6.35	8.43

附表 2: t-Max 分布临界值

样本个数	SETAR 调整			MTAR 调整		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%
50	-1.89	-2.12	-2.58	-1.79	-2.04	-2.53
100	-1.9	-2.11	-2.55	-1.77	-2.02	-2.47
250	-1.9	-2.12	-2.53	-1.76	-1.99	-2.45
500	-1.89	-2.11	-2.52	-1.76	-1.98	-2.41

附表 3: F*分布临界值

样本个数	SETAR 调整			MTAR 调整		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%
50	6.05	7.24	9.9	5.97	7.12	9.96
100	5.95	6.95	9.27	5.73	6.78	9.14
250	5.93	6.93	9.15	5.58	6.62	8.82

附表 4: t-Max*分布临界值

样本个数	SETAR 调整			MTAR 调整		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%
50	-1.62	-1.89	-2.43	-1.65	-1.92	-2.44
100	-1.61	-1.85	-2.35	-1.65	-1.9	-2.37
250	-1.59	-1.84	-2.31	-1.66	-1.9	-2.36

¹工业生产指数是反映工业生产发展速度的指标之一。对我国来说，是一种新的计算工业生产发展速度的方法，国家统计局从 1997 年开始试算。

²文中区间的上下界值表示由 Enders 和 Siklos (2001) 分别用 100 个和 250 个样本进行蒙特卡罗模拟得到的临界值，见附表 1—附表 4。

³半周期是均衡汇率偏离收敛到长期均衡值一半所需要的时间，即为收敛时间的快慢，计算公式为 $T = \ln(0.5) / \ln(H)$ 。当最大特征根所对应特征根的模或绝对值越大时，其收敛到长期均衡值的一半所需要的时间就会越长。