

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 隋建利*

内容摘要 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其均衡水平(又称基本因素均衡汇率)的偏离,样本区间为 1990 年 1 月—2006 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限效应。结合实际经济运行,本文认为人民币汇率在 2005 年 7 月进行升值调整是适时、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

JEL分类:C15,C32,F31 **中图分类号:**F830.92 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-6249(2007)11-0016-010

一 引言

人民币汇率问题近些年一直国内外学者、投资者以及我国政府积极关注的核心经济与金融问题,它关系到对现有人民币汇率制度和政策的评价,也关系到人民币汇率政策的未来走向。从其演变过程而言,我国政府给予了充分的认识和重视。从 90 年代初开始至今,人民币汇率主要经历了四次变化:第一次为 1991 年 4 月 9 日实行人民币官方汇率有管理的浮动运行机制,第二次是 1994 年 1 月 1 日官方汇率与外汇调剂市场汇率并轨,自此我国实行单一的有管理浮动汇率制,第三次是 1999 年初,宣布保持人民币汇率稳定,第四次是 2005 年 7 月 21 日人民币汇率制度再次改革,形成了更富弹性的人民币汇率机制。

在这种背景下,国内外学者在人民币汇率调整和人民币升值问题展开了大量的深入研究。利用购买力平价的均衡汇率实证模型来研究人民币均衡汇率,外国学者研究结论是人民币被严重低估,中国学者研究结论则是人民币没有被低估或轻度低估(俞乔,2000;窦祥胜和杨忻,2004)。但是,易纲(1997)、张晓朴(2001)、王志强等(2004)认为,用购买力平价理论估计人民币汇率错位存在严重的理论缺陷。基于购买力平价的均衡汇率实证模型,由于没有考虑由基本经济要素变化引起的均衡汇率变化,一般高估了汇率错位程度。对我国这样一个转型中的发展中国家,基本经济要素变化非常剧烈,忽略基本经济要素变化对均衡汇率的影响会得出严重错误的结论(李英和史丽妍,2007)。

* 刘金全:吉林大学数量经济研究中心 长春 130012 电子信箱:jqliu1964@yahoo.com.cn; 郑挺国:吉林大学数量经济研究中心 长春 130012; 隋建利:吉林大学数量经济研究中心 长春 130012。

本研究得到吉林大学“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)资助。最后,作者衷心感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵意见。

实际上,长期水平上由一些如实际收入、货币供给、利率、贸易、资本流动以及相关贸易和财政政策等组成的基本经济要素是影响汇率趋势变化和决定均衡汇率的主要因素,也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方法证明了汇率在长期上会达到均衡的事实,如 Chou 和 Shih (1998)、王志强等(2004)、以及刘金全和郑挺国(2006)。因此在经济数量方法上,人们可以采用协整和非线性协整技术研究这些基本经济要素的长期关系。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,分析也变得相对困难。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之一。

早期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,例如一些关于检验实际汇率是否为非平稳的相关研究。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因素变化而调整,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,那么模型条件和结构可能被误设,并由此产生检验的低势(low power),结果导致一些研究认为购买力平价不成立等,另外这种线性结构设定无法使人们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(Terasvirta, 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 Enders 等(2005)做了进一步推广。

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。

二 均衡汇率模型和门限协整方法

在这一部分,我们先简要讨论弹性价格货币模型,并在此模型构架下导出基均衡汇率,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。

(一)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

① 本文所指的基本因素均衡汇率,是基于弹性价格货币模型下由两国实际收入、货币供给、利率等组成的基本经济因素来衡量的汇率值。

② 早期的均衡汇率估计方法往往依据购买力平价理论 (PPP),20 世纪 80 年代末则发展出来两种重要的计算均衡实际汇率的方法:基本均衡汇率法(FEER)和行为均衡汇率法(BEER)。相对而言,由于文中考虑的货币主义弹性价格模型引入了本国和外国的一些经济要素,所以在模型设定和经验研究上较 PPP 方法有更好的解释能力,但货币主义汇率决定模型仍然只是从货币市场均衡的角度出发,相对考虑更多市场均衡的 FEER 方法和 BEER 方法仍有一定的不足和缺陷。文中选用货币主义汇率决定模型来获取均衡汇率的主要原因是基于数据方面的考虑,非线性方法一般要求数据充分多,因此这对 FEER 方法和 BEER 方法的运用便受到极大的限制。

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需求函数,而且两国货币市场均衡,那么两国的货币市场均衡可分别表示为:

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

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

其中表示外国相应的变量。这里系数 ϕ 表示货币需求的收入弹性, 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,基本因素 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, $\omega_i, i=1,2,3$ 为系数,且 $\omega_1 > 0, \omega_2 < 0, \omega_3 > 0, \mu_t$ 是误差项。Frommel, Michael 等(2005)采用了类似的模型设定,并利用马尔科夫区制转移方法对汇率的短期调整进行了研究。

(二) 门限 (Threshold) 自回归(TAR)模型

门限自回归模型(TAR)又称阈模型,其模型形式与分段线性模型形式非常相似,但前者采用门限间隔来改进线性模型。门限或阈(Threshold)的概念是指高于门限值(阈值)的自回归过程与低于门限值(阈值)的自回归过程完全不同,因此这个模型可以捕捉到一个过程下降和上升模式中的非对称性。

根据 Tong (1990),考虑一个具有阶滞后的门限自回归模型,其形式为:

$$\Delta\mu_t = \rho_1\mu_{t-1}1_{(z_t < \tau)} + \rho_2\mu_{t-1}1_{(z_t \geq \tau)} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

其中 $\phi_i, i=1, \dots, p$ 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 $-2 < \rho_1, \rho_2 < 0, \mu_t$ 为协整误差, z_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 $z_t < \tau$ 时,示性函数值为 1,否则为零, τ 为门限值。模型也可表示为:

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } z_t < \tau \\ \rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } z_t \geq \tau \end{cases} \quad (8)$$

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 $z_t \geq \tau$ 时其反应的时间要比在 $z_t < \tau$ 具有更强的持续性。

若变量 $z_t = \mu_{t-1}$,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,本文中用人民币均衡汇率偏离的大小。在经济含义上,如果 $\mu_t > 0$,则表明人民币名义汇率高于均衡汇率,说明人民币汇率存在低估,本币应升值,相反则表明名义汇率存在高估,本币应贬值。若变量 $z_t = \Delta\mu_{t-1}$,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。 $\Delta\mu_t$ 为人民币名义汇率对均衡汇率的偏离在 t 时刻与 $t-1$ 时刻的变化,其变化方向与名义汇率的变化方向一致,所以在经济学意义上, $\Delta\mu_t$ 的变化大小对应了本币升值或贬值幅度大小。

(三) 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2。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偏离呈现非对称调整行为。当 $z_t < \tau$ 时,系统短期失衡会按照 $\rho_1\mu_{t-1}$ 调整到长期均衡,当 $z_t \geq \tau$ 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。

四 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。

(一) 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2006年12月,样本个数为204个,研究的数据包括人民币对美元名义汇率、中国(美国)货币供给、中国工业增加值、美国工业生产指数^①(2000年基期)

^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。

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	PPc	PP τ	PP	PPc	PP τ
人民币/美元汇率	1.052	-2.312	-1.698	-13.392	-13.472	-13.616
中国货币供给	12.047	-4.345	-2.468	-9.535	-14.469	-15.466
美国货币供给	9.069	2.649	-1.738	-5.370	-9.476	-10.029
中国工业指数	5.290	1.461	-0.977	-20.212	-25.257	-25.835
美国工业指数	4.245	-0.533	-1.203	-11.657	-12.665	-12.639
中国存款利率	-1.988	-1.245	-1.433	-14.123	-14.194	-14.193
美国国债利率	-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

说明:PP表示不含截距和趋势项,PPc表示只含截距,PP τ 表示含截距和趋势项。

表2 单位根检验

变量	原序列			一阶差分序列		
	PP	PPc	PP τ	PP	PPc	PP τ
	4.533	-5.229	-2.459	-11.118	-13.646	-14.586
	-1.422	1.339	-0.462	-21.340	-24.461	-24.904
	-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

说明:PP表示不含截距和趋势项,PPc表示只含截距,PP τ 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。

(二)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:

$$\hat{\mu}_t = s_t \begin{matrix} -0.8278 \\ (-15.266) \end{matrix} -0.5344 \begin{matrix} (m_t - m_t^*) \\ (-24.016) \end{matrix} +0.2900 \begin{matrix} (y_t - y_t^*) \\ (10.799) \end{matrix} -0.0199 \begin{matrix} (r_t - r_t^*) \\ (-8.7105) \end{matrix} \quad (9)$$

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因素决定的均衡汇率时间序列图,图 2 为均衡汇率偏离的时间序列图。在图中,我们可以得到,在单一盯住美元(1994 年)之前,人民币名义汇率明显高估($\mu_t < 0$),^①由于汇率调整贬值过高,从 1994 年开始处于不断升值的状态,并经历了 1994 年至 1999 年的明显低估时期,和 2001 年至 2004 年的明显高估时期。均衡汇率持续走低,从 2005 年开始人民币名义汇率开始被低估,但 2005 年 7 月人民币升值调整使名义汇率走势与均衡汇率保持协调一致,一定程度上削平了这种低估态势。

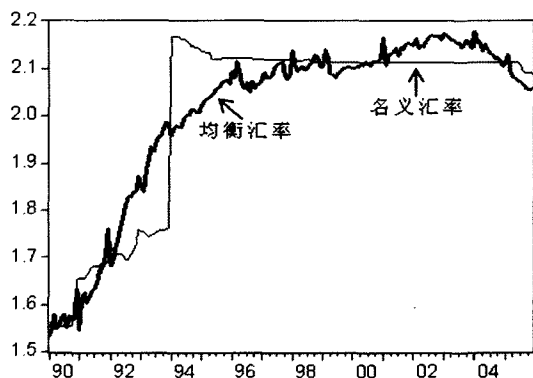


图 1 人民币对美元名义汇率与均衡汇率

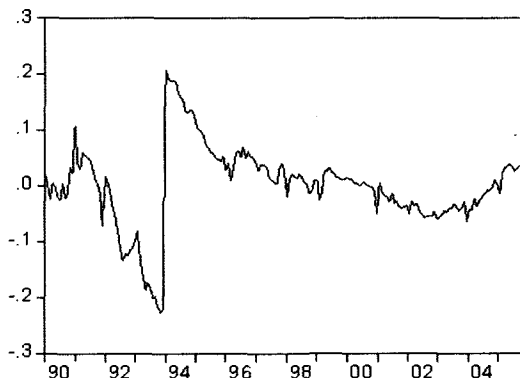


图 2 人民币均衡汇率偏离序列图

(三)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,由滞后长度选择的 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:

$$\Delta \hat{\mu}_t = \begin{matrix} -0.1592 \\ (-3.3752) \end{matrix} \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\hat{\mu}_{t-1} < 0)} -0.0741 \begin{matrix} \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\hat{\mu}_{t-1} \geq 0)} \\ (-1.4623) \end{matrix} + e_t \quad (10)$$

$$AIC_1 = -6.6656$$

这里 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

① 事实上 1994 年我国实行了外汇体制改革,于该年 1 月 1 日人民币对美元的汇率调到 8.7 元人民币,人民币贬值高达近 50%。这次改革一举解决了人民币长期的高估的难题,同时还解决了汇率并轨,实行以市场需求为基础的,单一的、有管理的浮动汇率制度。

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 和附表 2。

文的讨论。

相反, MTAR 模型的估计结果为:

$$\Delta \hat{\mu}_t = -0.0355 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\Delta \hat{\mu}_{t-1} < 0)} - 0.3524 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\Delta \hat{\mu}_{t-1} \geq 0)} + \sum_{i=1}^4 \hat{\phi}_i \Delta \hat{\mu}_{t-i} + e_t \quad (11)$$

(-0.8011) (-5.3403)

AIC₂ = -6.7377

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, $\Delta \mu_{t-1} > 0$ 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。^① 当 $\Delta \mu_{t-1} > 0$ 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:

$$\Delta \hat{\mu}_t = -0.1706 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\hat{\mu}_{t-1} < -0.0468)} - 0.0697 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\hat{\mu}_{t-1} \geq -0.0468)} + e_t \quad (12)$$

(-3.4853) (-1.4341)

AIC₃ = -6.6656

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:

$$\Delta \hat{\mu}_t = -0.0283 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\Delta \hat{\mu}_{t-1} < 0.0029)} - 0.4614 \hat{\mu}_{t-1} 1_{(\Delta \hat{\mu}_{t-1} \geq 0.0029)} + \hat{\phi}_1 \Delta \hat{\mu}_{t-1} + e_t \quad (13)$$

(-0.7593) (-6.4307)

AIC₄ = -6.8018

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 $\Delta \hat{\mu}_{t-1} < 0.0029$ 当

^① 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。

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。

(四) 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。

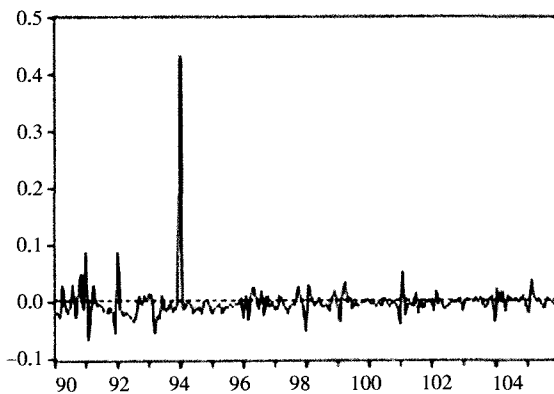


图 3 门限与均衡汇率偏离的一阶差分序列

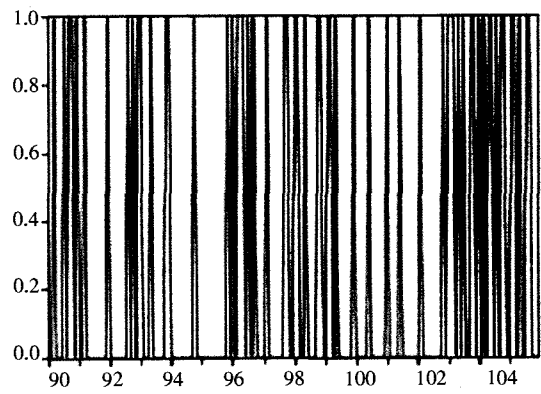


图 4 示性函数 $1_{(\Delta \mu_{t-1} > 0.0029)}$

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在汇率制度的改变上, 是一种短期调整行为。例如 1994 年之前人民币汇率由于明显高估, 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因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, 经济基本因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。

四 基本结论

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—2006 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均衡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高估时期(1992 年至 1994 年和 2001 年至 2004 年)与一次低估时期(1994 年至 1999 年), 其间从 1994 年至 2003 年一直处于升值之状态;(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。

另外, 我们认为人民币汇率在 2005 年 7 月进行调整的举措是适时、准确的。文中分析表明 2005 年之前的一段时间里人民币汇率发生了明显高估, 均衡汇率持续走低, 从 2005 年开始, 人民币汇率开始被低估, 2005 年 7 月人民币升值调整使名义汇率走势与均衡汇率保持协调一致, 一定程度上削平了这种低估态势。

参考文献:

- 窦祥胜、杨旸, 2005, 人民币均衡汇率的估计和评价, 《数理统计与管理》, 2005 年第 3 期。
- 李英、史丽妍. 人民币均衡汇率实证分析及人民币汇率调整的思考. 经济研究导刊, 2007 年第 7 期。
- 刘金全、郑挺国, 2006, 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, 《管理世界》, 2006 年第 6 期。
- 王志强、齐佩金、孙刚, 2004, 人民币汇率购买力平价的界限检验, 《数量经济技术经济研究》, 2004 年第 2 期。
- 易纲、范敏, 1997, 人民币汇率的决定因素及走势分析, 《经济研究》, 1997 年第 10 期。
- 俞乔, 2000, 购买力平价、实际汇率与国际竞争力: 关于测算我国加权实际汇率指数的理论方法, 《金融研究》, 2000 年第 1 期。
- 张晓朴, 1999, 人民币均衡汇率的理论及模型, 《经济研究》, 1999 年第 12 期。
- Chan, K. S., 1993, Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model, *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- Chou, W. L., and Y. C. Shih, 1998, The equilibrium exchange rate of the Chinese Renminbi, *Journal of Comparative Economics*, 26, 165-174.
- Dumas, B., 1992, Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world, *Review of Financial Studies*, 5, 153-180.
- Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons. Inc.
- Enders, W., and P. L. Siklos, 2001, Cointegration and threshold adjustment, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Enders, W., J. Lee, and C. S. Mark, 2005, Testing for threshold cointegration and the monetary model of exchange rates, Working paper.
- Frenkel, J. A., 1976, A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- Frommel, M., R. MacDonald, and L. Menckhoff, 2005, Do fundamentals matter for the D-Mark/Euro-Dollar? A regime switching approach, *Global Finance Journal*, 15, 321-335.
- Froot, K. A., and K., Rogoff, 1995, Perspectives on PPP and long-run real exchange rates, In Grossman, G. and K. Rogoff, (Eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. III. North-Holland, Amsterdam.
- Hamilton, J. D., 1989, A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, 57(2), 357-384.

Pindyck, R. S., and L. R. Daniel, 1998, *Econometric models and economic forecasts*, Boston: McGraw-Hill.

Taylor, M. P., and H. Allen, 1992, The use of technical analysis in the foreign exchange market, *Journal of International Money and Finance*, 11, 304-314.

Taylor, M. P., and D. A. Peel, 2000, Nonlinear adjustment long-run equilibrium and exchange rate fundamentals, *Journal of international money and finance*, 19, 33-53.

Taylor, M. P., D. A. Peel, and L. Sarno, 2001, Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles, *International economic reviews*, 42, 1015-1042.

Ter?svirta, T., 1994, Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models, *Journal of American Statistic Association*, 89, 281-312.

Tong, H., 1990, *Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford: Oxford University Press.

附录: Enders 和 Siklos (2001) 蒙特卡罗试验获得的临界值表

附表 1 TAR 模型门限值已知即 $\tau = 0$ 时的检验临界表

样本 个数	F分布临界值						t-Max 分布临界值					
	SETAR调整			MTAR调整			SETAR调整			MTAR调整		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%
50	5.09	6.20	8.78	5.59	6.73	9.50	-1.89	-2.12	-2.58	-1.79	-2.04	-2.53
100	5.01	5.98	8.24	5.45	6.51	8.78	-1.9	-2.11	-2.55	-1.77	-2.02	-2.47
250	4.94	5.91	8.08	5.38	6.42	8.61	-1.9	-2.12	-2.53	-1.76	-1.99	-2.45
500	4.91	5.85	7.89	5.36	6.35	8.43	-1.89	-2.11	-2.52	-1.76	-1.98	-2.41

附表 2 TAR 模型门限值 τ 未知时的检验临界表

样本 个数	F分布临界值						t-Max 分布临界值					
	SETAR调整			MTAR调整			SETAR调整			MTAR调整		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%
50	5.09	6.20	8.78	5.59	6.73	9.50	-1.62	-1.89	-2.43	-1.65	-1.92	-2.44
100	5.01	5.98	8.24	5.45	6.51	8.78	-1.61	-1.85	-2.35	-1.65	-1.9	-2.37
250	4.94	5.91	8.08	5.38	6.42	8.61	-1.59	-1.84	-2.31	-1.66	-1.9	-2.36

Study on Asymmetric Adjustment of Deviations from RMB Equilibrium Exchange Rate

Jinquan Liu Tingguo Zheng Jianli Sui

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. The results also show that regime adjustment of RMB exchange rate in July, 2005 is timely, exact and effective.

Keywords: Equilibrium Exchange Rate; Threshold; Asymmetric Adjustment; Nonlinearity

(责任编辑:黄寿峰)