

汇率非线性因素在部分 亚洲货币汇率中的特征^{*} ——检验购买力平价论的新方法

丁剑平, 谌卫学

(上海财经大学 现代金融研究中心, 上海 200433)

摘要:当真实汇率运动实际上是非线性过程,而假设它为线性时,那么检验购买力评价理论的标准单位根检验通常是低效力的。文章运用带有单位根的门限自回归模型模拟了包括中国在内的6个亚洲主要新兴市场国家货币兑美元的真实汇率,发现它们都具有较强的非线性,说明了传统的线性方法不再具备模拟真实汇率的能力,且除人民币以外的其他5种货币的真实汇率都表现出了平稳非线性特征,在异动时期具有均值回归的趋势。周期性的金融危机是导致中国以外的其他5个国家货币的真实汇率出现异动的的主要因素。人民币真实汇率的非线性行为则表现出了与其他国家不同的特点,导致它出现异动的因素为人民币对内和对外价格的相互背离,人民币真实汇率没有表现出向均值调整的趋势,甚至在异动时期呈现了向均值偏离的趋势。

关键词:购买力平价;非线性;平稳性;门限自回归模型

中图分类号:F830.73 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)02-0004-11

一、引言

购买力平价(Purchasing Power Parity, PPP)理论是最主要的汇率决定理论之一,它为各国货币之间均衡汇率的确定奠定了基础。长期以来,检验真实汇率的平稳性是一种被广泛用于检验 PPP 的方法,其运用线性的扩展的迪基—富勒(Augmented Dicky-Fuller, ADF)检验方法对真实汇率进行单位根检验,试图模拟出真实汇率线性和平稳过程,但是,运用该检验类型的研究一般来说都没能拒绝主要工业化国家的货币兑另一个国家的货币在浮动汇率制度时期的真实汇率数据的原假设(单位根过程),因此,PPP 的偏离总是被认为是持久的。对于 ADF 检验在拒绝真实汇率的零假设方面低效力的一个普

收稿日期:2009-10-21

基金项目:国家社科基金(07BJY155);国家社会科学基金重大项目(08Q2D036)

作者简介:丁剑平(1957—),男,上海财经大学现代金融研究中心教授,博士生导师;

谌卫学(1979—),女,上海财经大学现代金融研究中心博士研究生。

遍解释为,长时期内真实汇率具有向其均值回归的倾向,运用短时期的数据来考察真实汇率向均值回归不能得到足够的信息。

学者们在采用长期跨时真实汇率数据后虽然解决了单位根检验低效力的问题,却又产生了另一个问题。虽然长期跨时研究表明真实汇率明显偏向均值,但是其偏离具有偏高的持续程度,偏离 PPP 的半衰期大约为 3—5 年(Regoff, 1996),也就是有名的“冰河期”。自从 Regoff 第一次注意到这个问题以来,学术界一直在利用各种手段试图为该问题寻找答案,近来较为通用的手段就是利用非线性时间序列模型来模拟真实汇率的行为过程。例如 Taylor (2000b)就在非线性仿真的数据产生过程的蒙特·卡罗模拟的基础上,指出“当真实调整过程是非线性时,而假设为线性调整的,那么估计的半衰期也是向上偏离的,且标准的单位根检验也通常是低效力的”。事实上,近来的实证研究也证明,真实汇率运动是一个非线性过程,运用标准的线性 ADF 方法来检验真实汇率必然会产生误差,因此,有必要对真实汇率进行平稳非线性检验。

近来,运用非线性时间序列模型研究真实汇率的文献有很多,但大多采用的是主要发达国家的真实汇率数据,研究亚洲新兴市场国家货币真实汇率非线性的文献却很少,如 Michael(1997)就英镑分别兑美元和法郎真实汇率的研究、Henry(2001)运用门限自回归(Threshold Autoregressive, TAR)模型对澳元真实汇率的分析以及 Sollis 和 Wohar(2006)运用 TAR 模型对比利时、加拿大、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、瑞典、瑞士和英国等 11 个国家的货币 1973 年 4 月至 1997 年 12 月兑美元的真实汇率的研究。总的来说,上述文献研究结果表明,真实汇率表现出了平稳非线性,具有向均值回归的趋势,且其向均值调整的行为具有非线性,偏离越大,向均值调整的速度就越快,并且调整所用的时间要远远低于“冰河期”(Taylor 等, 2001),这其实就是一个支持 PPP 的证据。学者的研究结果还表明,名义汇率的调整使得真实汇率的调整具有上述的非线性特征,当真实汇率愈加偏离 PPP 时,或是外汇市场投机者对名义汇率的一致预期使得它向均值回归(Kilian 和 Taylor, 2003),或是央行对汇市进行干预使得它向均值回归(Taylor, 2004),但无论是哪种途径使得它向均值调整,都是名义汇率发挥了价格调整功能。既然发达国家货币的真实汇率都表现出了很强的平稳非线性特征,那么介于发达与发展之间的新兴市场国家货币真实汇率是否也具有这种特征呢?其名义汇率也具有这种价格调整功能吗?其中人民币汇率是否表现出了与众不同的特征呢?这都是值得我们研究的问题。本研究就是对亚洲部分新兴市场国家真实汇率是否具有平稳非线性特征进行检验。

TAR 模型是一个被广泛用于检验真实汇率的平稳非线性的时间序列的模型。本文将运用带有单位根的 TAR 来检验包括中国在内的 6 个亚洲主要

新兴市场国家货币兑美元的真实汇率的行为进行模拟,以验证亚洲新兴市场国家真实汇率是否具有非线性、平稳性及其向均值回归的特征,并且将特别关注人民币的真实汇率的非线性过程与与其他国家的差别及其是否会有向均值调整的现象。同时,本文还将关注那些导致亚洲国家真实汇率异常变化的因素,以使未来的货币政策当局在适当时机做出适当反应。

TAR 模型由 Tong(1978)创建,此后,在非线性时间序列领域中很是流行,其运用的程度可见 Tong(1983),但是其参数分布的推断的抽样理论的发展却较为缓慢,其中做出了较大贡献的研究有:Chan(1991)和 Hasen(1996)描述了门限检验的似然比渐近分布;Chan(1993)指出门限的最小二乘估计是一致的,并且还发现了它的渐近分布;Hansen(1997b;2000)发展了另外一种近似的渐近分布方法,Chan 和 Tsay(1998)分析了相关连续的 TAR 模型,并且在该模型中发现了参数估计的渐进分布。但是上述所有模型都假设数据是平稳的,从而很难把非平稳性和非线性区分开。直到 Caner 和 Hansen(2001)利用带有单位根的 TAR 模型首次同时对美国成年男性失业率的非平稳性和非线性进行精密检验后,TAR 模型才逐步被用于时间序列数据的平稳非线性的检验。Alba 和 Park(2005)就运用 TAR 模型对土耳其兑美元的真实汇率的平稳非线性特征进行了检验。

文章的第二部分主要构建能够检验真实汇率平稳非线性特征的带有单位根的 TAR 模型,第三部分简要描述数据,第四部分是利用 TAR 模型来检验 6 种货币真实汇率的平稳非线性特征,其实就是考察它们是否具有向均值非线性调整的特征,以找到 PPP 在部分亚洲新兴国家成立的证据和探索导致这些国家真实汇率异动的原因,最后一部分为结论。

二、检验真实汇率平稳非线性特征的 TAR 模型的构建

TAR 模型由 Tong(1978)创建,该模型实际上利用“门限”变量把状态空间分割成几个子空间,每个子空间上使用线性逼近,来描述金融时间序列数据,比如真实汇率在上升和下跌过程中的非对称性。一个两制度的 TAR 模型一般表达式为:

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \theta_2' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + e_t \quad (1)$$

$t=1, \dots, T$, 这里, $x_{t-1} = (y_{t-1} \Delta y_{t-1} \Delta y_{t-2} \dots \Delta y_{t-k})'$, $I_{\{\cdot\}}$ 是指示函数, e_t 为服从 iid 分布的残差, $Z_t = y_t - y_{t-m}$, m 为滞后参数,且 $m \geq 1$ 。 λ 是未知的门限变量,它的取值范围为, $\lambda \in \Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, λ_1 和 λ_2 的值将分别使得 $P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$ 和 $P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$,一般来说, π_1 和 π_2 是对称的,即 $\pi_1 = 1 - \pi_2$ 。 π_1 和 π_2 的取值一般为 0.15 和 0.85 (Andrews, 1993),本文的统计结果也基于 $\pi_1 = 0.15$ 和 $\pi_2 = 0.85$ 的基础上产生的。

为了便于进行统计分析,需要分别讨论系数向量的组成部分,它们为:

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \alpha_1 \\ \beta_1 \end{pmatrix}, \theta_2 = \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \alpha_2 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$$

其中, ρ_1 和 ρ_2 是标量, 为 y_{t-1} 的斜率系数, α_1 和 α_2 也是标量, 为常数系数, β_1 和 β_2 为 k 维向量, 是 $(\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-k})$ 的斜率系数向量。

上述 TAR 模型参数可运用最小二乘法来估计, 对每个 $\lambda \in \Lambda$, 通过普通最小二乘法估计可以获得以下函数: $\Delta y = \theta_1(\lambda)' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \theta_2(\lambda)' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + e_t(\lambda)$, 则,

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_1^T e_t(\lambda)^2 \quad (2)$$

为当 λ 固定时残差方差 σ^2 的最小二乘估计量, 其中 T 为样本容量(下同)。而门限变量 λ 的最小二乘估计值为使得 $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ 最小的值, 即 $\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda)$ 。

在本模型中, 有两个很重要的检验, 即门限效应(非线性)检验和单位根(非平稳性)检验。

对于门限效应检验, 原假设 $H_0: \theta_1 = \theta_2$, 即假设没有门限效应, 该检验的方法为 Wald 检验, 其统计值 W_T 为如下表示:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$$

其中, $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ 是门限自回归模型的残差方差, 其值见方程(2), $\hat{\sigma}_0^2$ 为线性自回归模型残差方差的最小二乘估计值。由于 $W_T(\hat{\lambda})$ 是 $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ 的减函数, 即 $W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda)$, 因此又把该检验称作“Sup-Wald”检验。由于 $W_T(\lambda)$ 的分布函数很复杂(Caner 和 Hansen, 2001), 其临界值很难通过统一的列表获得, 因此, 本文将用 Boot-Strap(自助法)来模拟其临界值。

在上述模型中检验时间序列 y_t 是否平稳, 其实就是检验参数 ρ_1 和 ρ_2 是否等于 0。在制度 1, 如果 ρ_1 显著异于 0, 那么 y_{t1} 在制度 1 是平稳的, 同理, 如果 ρ_2 显著异于 0, y_t 在制度 2 也是平稳的。在该检验中, 零假设为联合假设, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, 即, y_t 在两个制度中都有单位根。其对立假设可以为:

$$H_1: \rho_1 < 0 \text{ 和 } \rho_2 < 0$$

其意思为 y_t 是平稳的。也可以是:

$$H_2: \rho_1 < 0 \text{ 且 } \rho_2 = 0 \text{ 或 } \rho_2 < 0 \text{ 且 } \rho_1 = 0$$

表示 y_t 在一个制度中是平稳的, 而在另外一个制度中则有单位根。上两个对立假设针对的是单边检验, H_0 的对立假设的另外一个选择也可以是双边检验:

$$H_3: \rho_1 \neq 0 \text{ 或 } \rho_2 \neq 0$$

对于 PPP 检验, 它成立的假设是要求真实汇率是向均值回归的, 即 $\rho_1 < 0$ 或

$\rho_2 < 0$ 。因此,本文报告的也是单边检验的统计值, $R_{it}^2 = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, 其备择假设为 $\rho_1 < 0$ 或 $\rho_2 < 0$, R_{it} 显著意味拒绝单位根假设,但是它不能区别 y_t 是属于 H_1 平稳还是 H_2 平稳,要辨别它是属于 H_1 平稳还是 H_2 平稳还需要考察两制度的统计值 t_1 和 t_2 。 t_1 和 t_2 的值由标准的迪基—富勒 t 分布所随机控制, R_{it} 实际上就是两参数的迪基—富勒 t 统计量,因此可以用来和传统的 ADF 检验进行比较。本文门限效应的统计量的临界值和 ρ 统计值都是我们通过自助法求出的,而单位根检验的 p 统计值,则分别运用了自助法和渐近法来获得,其中在自助法中,我们进行了 1 000 次重复计算。同时在本模型中, m 也是内生变量,对于每一个 $m \leq k$ 的滞后参数,都可以通过上述方法估计 λ ,从而获得是残差方差最小的 m 和 λ 的组合, $\hat{m}$ 和 $\hat{\lambda}$ 。

三、数据选择和来源

布雷顿森林体系崩溃以后,亚洲新兴市场国家的汇率制度经历了比发达国家更长的改革历程,部分亚洲国家在 20 世纪 90 年代以前甚至还没有形成统一的汇率,其中代表性国家有印度和中国。直到 90 年代初,这些国家才陆续进行了汇率制度改革,如印度在 1993 年 1 月 1 日的汇率并轨和中国在 1994 年 1 月 1 日的汇率制度改革。因此本文选取的样本为 6 个亚洲主要新兴国家货币从 1994 年 1 月至 2008 年 12 月的真实汇率数据,它们分别为人民币(CNY)、印度卢比(INR)、韩元(KRW)、泰铢(THP)、菲律宾比索(PHP)和印尼卢比(IDR)兑美元的真实汇率。在这里,我们对真实汇率取了自然对数,为:

$$y_t = \ln(E_t) + \ln(P_t^*) - \ln(p_t)$$

其中, E_t 为直接标价法下的每月月末名义汇率, p_t^* 为美国的 CPI 指数, p_t 为本国的 CPI 指数。以上各国货币汇率和 CPI 指数数据来源于 IFS。在构建门限模型之前,要对真实汇率进行 ADF 检验,检验结果见表 1,从表 1 可以看出在 10% 的显著性水平上不能拒绝原假设,即真实汇率存在单位根,它们是不平稳的,与现有的大多数关于 PPP 的文献研究结果一致。

表 1 各货币真实汇率 ADF 检验结果

货 币	t 统计值	p 值	货 币	t 统计值	p 值
CNY	-1.550 044	0.505 9	IDR	-2.428 369	0.135 5
KRW	-1.787 044	0.386 0	THP	-1.988 304	0.291 8
INR	-1.311 533	0.623 9	PHP	-1.375 538	0.593 3

四、真实汇率平稳非线性实证结果分析

接下来,我们要对 6 个国家货币兑美元的真实汇率的非线性和平稳性检验结果进行分析,以验证 PPP 理论是否在这 6 个国家成立。

1. 门限效应(非线性)检验结果

门限效应检验结果见表 2。从表 2 我们可以看出,6 个国家的货币兑美元的真实汇率的门限效应检验的统计值, W 的 Boot-Strap(自助法)值都小于 5%,即在 5%的显著性水平上,都可以拒绝没有门限效应的原假设,6 个国家货币兑美元的真实汇率都存在门限效应(非线性),制度 1 为处于 $z_{t-1} < \lambda$ 的观测值,制度 2 则为处于 $z_{t-1} \geq \lambda$ 的观测值。制度分割下的各货币真实汇率图见图 1,从图 1 中可以看出,除了人民币的真实汇率以外,其他 5 种货币兑美元的真实汇率处于制度 2(极度贬值)的数据很少,据我们计算,其占总数据的比例最低为 17.44%,最高也只有 28.73%,可以把这称为真实汇率的异动时期。人民币兑美元的真实汇率却相反,其处于制度 1(升值)的数据很少,真实汇率的大幅升值为异动时期。

表 2 门限(非线性)检验

货 币	λ	$\rho(z_{t-1} < \lambda)$	$\rho(z_{t-1} \geq \lambda)$	W_T	Boot-Strap p 值
CNY	-0.022 980	0.078 790 (0.027 322)	-0.024 969 (0.009 933)	47.060 760	0.003 000
INR	0.008 881	0.002 622 (0.019 481)	-0.097 180 (0.034 390)	17.364 221	0.047 000
THP	0.019 999	-0.016 301 (0.014 598)	-0.217 329 (0.049 316)	54.271 963	0.013 000
PHP	0.014 247	-0.005 087 (0.011 978)	-0.104 964 (0.028 220)	28.322 076	0.044 000
IDR	0.058 130	-0.026 054 (0.029 662)	-0.408 140 (0.051 876)	110.396 389	0.004 000
KRW	0.023 040	-0.029 123 (0.024 715)	-0.257 364 (0.059 215)	54.432 649	0.031 000

注:括号中的为标准差,Boot-Strap p 值是通过 1 000 次重复计算所得, λ 为门限值, ρ_1 和 ρ_2 为制度 1 和 2 下 y_{t-1} 的系数, W_T 为门限检验统计值。

而且,从图 1 还可以看出,除中国之外,印度、韩国、泰国、菲律宾和印尼等受亚洲金融危机影响深重的国家货币的真实汇率在两次金融危机时期都处于异动时期(极度贬值),另外,后 4 个国家货币的真实汇率的异动时期基本上都聚集在亚洲金融危机及危机后时期,周期性的金融危机是造成这些国家货币真实汇率非线性的主要因素。但是,却没有证据表明亚洲金融危机使得人民币兑美元的真实汇率跨越门限,进入异常变动(大幅升值)状态,更出乎我们意料之外的是,随着人民币汇率制度的改革和我国资本市场的不断开放,即使是汇率制度改革和次贷危机也未能够使其处于异常时期,外部因素不是导致人民币真实汇率非线性的因素。人民币兑美元真实汇率的异常升值分别聚集于 1994—1996 年我国高通货膨胀时期与 2006—2008 年初人民币对外升值、对内贬值时期。致使人民币真实汇率出现非线性特征的因素为内部经济环境,即物价和汇率的背离 PPP。

2. 单位根(非平稳性)检验结果

表 3 为我们运用带有单位根的 TAR 模型检验的 6 个国家货币兑美元真

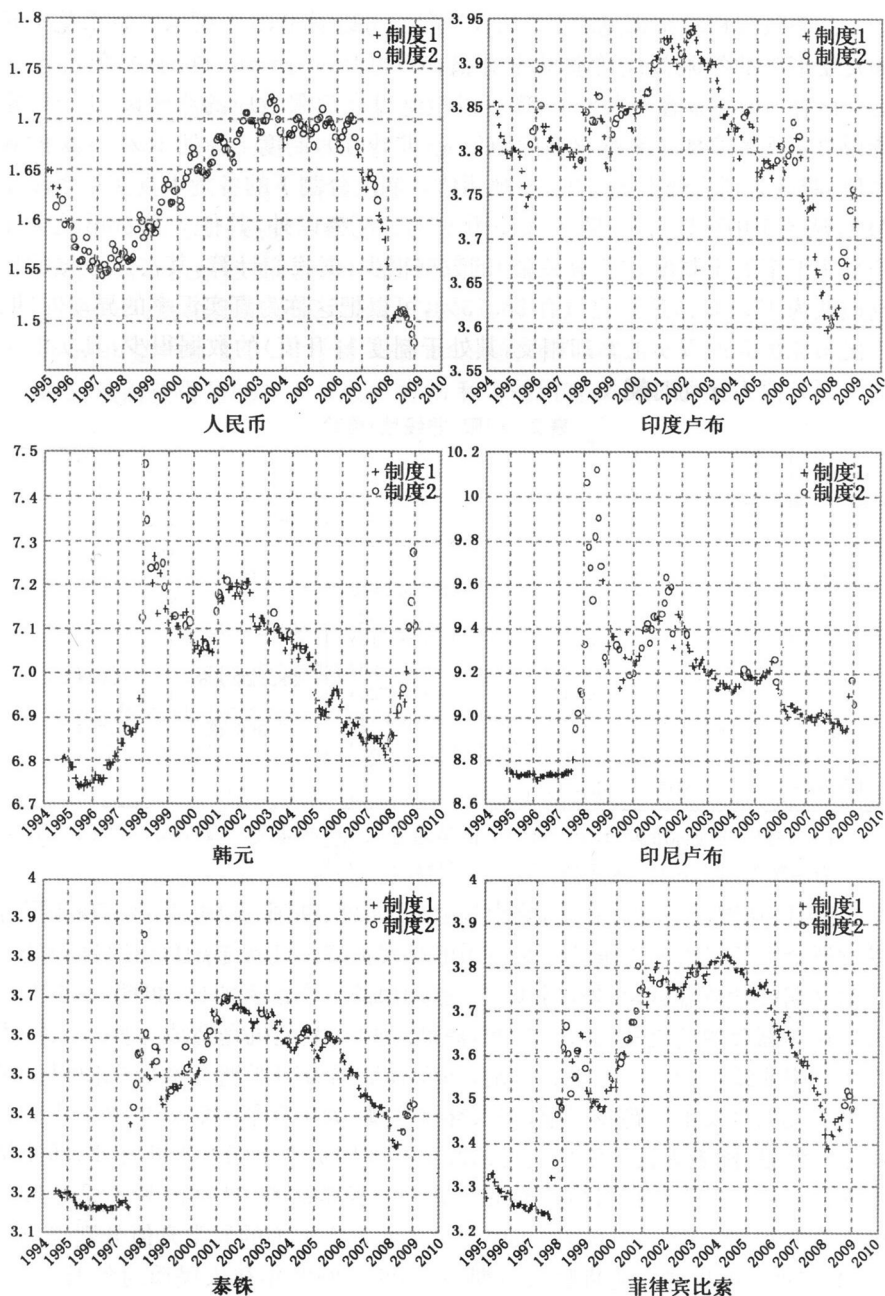


图 1 制度分割下的真实汇率图

实汇率的非线性单位根检验结果。表中单位根检验总体统计值 R_{it} 的自助 p 值表明,除了人民币以外,其他 5 种货币兑美元的真实汇率在 10% 的显著性

水平上拒绝具有单位根的原假设，其中有 4 个国家的货币兑美元的真正汇率在 5% 的显著性水平上就可以拒绝原假设。虽然我们所检验的国家并没有都拒绝单位根原假设，但是与在线性的 ADF 检验中没有一个国家拒绝原假设相比，在考虑真正汇率的非线性行为的情况下，购买力平价理论更能得到证据支持。

表 3 单位根检验 p 值

统计值 货币	R _{1t}		t ₁		t ₂	
	Boot.	Asym.	Boot.	Asym.	Boot.	Asym.
CNY	0.361 000	0.408 987	1.000 000	0.114 152	0.155 000	0.235 023
INR	0.105 000	0.155 525	0.812 000	0.959 614	0.068 000	0.134 181
THP	0.032 000	0.001 911	0.472 000	0.838 621	0.011 000	0.001 355
PHP	0.040 000	0.030 623	0.699 000	0.948 511	0.011 000	0.014 351
IDR	0.000 000	0.000 000	0.594 000	0.893 830	0.000 000	0.000 000
KRW	0.028 000	0.002 266	0.469 000	0.820 754	0.015 000	0.001 706

注：R_{1t} 为单位根单边检验统计量，其原假设为 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ，对立假设为 $H_1: \rho_1 < 0$ 或 $\rho_2 < 0$ ，t₁ 和 t₂ 分别是制度 1 和制度 2 单位根检验统计量，Boot. 代表的是 Boot-Strap（自助法）求出的 p 值，Asym. 代表的是渐近分布求出的 p 值。

另外，表 3 中制度 1 和制度 2 单位根检验统计量 t₁ 和 t₂ 的自助 p 值则显示，印度卢比、韩元、泰铢、菲律宾比索和印尼卢比兑美元的真正汇率在 10% 的显著性水平上是偏平稳的，即在其中一个制度是平稳的，在另一个制度则仍具有单位根，且都是在制度 2 是平稳的。该结果表明，真正汇率处于异常时期（极度贬值）时，通常具有修复功能，会向均值回归，而在正常时期，则为随机游走状态，说明在该时期，对真正汇率的冲击的影响是永久的。

值得我们关注的是，虽然，R_{1t} 结果表明，人民币兑美元的真正汇率不能拒绝单位根假设，但是，正如前所述 R_{1t} 是单边检验统计值，原假设的对立假设为 $\rho_1 < 0$ 或 $\rho_2 < 0$ ，当 $\rho_1 > 0$ 或 $\rho_2 > 0$ 时，R_{1t} 的结果通常无效。而在人民币真正汇率单位根 TAR 模型中， ρ_1 （异动时期）的值为 0.078 79，因此针对这种情况需要构造一个能够对双边（备择假设为 $\rho_1 \neq 0$ 或 $\rho_2 \neq 0$ ）进行检验的统计值，R_{2t}。R_{2t} 的自助 p 值 0.055 000，表明拒绝单位根假设。与其他国家货币的真正汇率相反，人民币真正汇率在异动时期不仅不会向均值回归，而且会愈加偏离均值，物价和汇率偏离对人民币真正汇率造成的冲击是永久性的，这与学术界一致认为的 PPP 在高通胀时期更易成立相矛盾。

为什么人民币真正汇率在异动期会产生和其他 5 种货币的真正汇率在异动期截然相反的行为呢？我们认为原因在于，人民币名义汇率没有发挥价格调整功能。一般来说，物价是粘性的，真正汇率短期波动的主要因素来自于名义汇率的波动，因此，当真正汇率异动时，通常是名义汇率的调整使之向均值回归。1997 年亚洲金融危机以前，6 个国家虽然实行的是有管理的浮动汇率制度，但事实上其汇率都是钉住美元，波动幅度很小，亚洲金融危机的冲击，致使中国以外的其他 5 个国家的名义汇率大幅贬值，使得真正汇率也发生了异

动(大幅贬值)。危机爆发后,5 个国家或扩大汇率的波动幅度(如印度),或实行自由浮动汇率制度,致使危机后 5 种货币的名义汇率波动幅度远远高于危机前(见表 4),汇率波动幅度的加大增强了名义汇率的价格调整功能,名义汇率的调整致使真实汇率向均值回归。而人民币汇率在 2005 年 7 月在汇改以前,一直保持着高度的稳定,1994 年到 1996 年的物价水平的持续高涨,致使真实汇率大幅升值,由于物价的粘性,以及人民币名义汇率的高度稳定使其没有发挥价格调整功能,真实汇率水平在异常时期非但没有向均值调整,反而愈加偏离均值水平也就在情理之中了。即使在汇改以后,我国出现了结构性的通货膨胀,但是由于人民币波动幅度有限,国际市场对人民币仍保持着升值预期,人民币名义汇率在汇改后一直处于单边升值状态,仍然没有发挥对内的价格调整功能,这也许是人民币汇率参照篮子中货币权重发生了变化之故。

表 4 亚洲金融危机前后 5 种货币名义汇率的变异系数

	INR	KRW	IDR	THP	PHP
危机前	0.059 683 511	0.028 016	0.035 501	0.009 997 000	0.030 718
危机后	0.067 245 447	0.306 974	0.137 464	0.109 577 519	0.094 410

五、结 论

购买力平价论从某个侧面在解释价值规律,那就是价格围绕价值上下波动,尽管短期名义汇率剧烈波动但最后总是收敛在真实汇率上。而非线性特征也是如此,门限分割区间更加细化了上下波动区间的特征,这正是传统的线性模型所不能够做到的。

本文检验了包括中国在内的 6 个亚洲主要新兴市场国家货币兑美元的 1994 年 1 月至 2008 年的 12 月月度真实汇率,证据表明 6 个国家的真实汇率都存在门限非线性。并且得出了以下重要结论:

首先,除人民币以外的其他国家货币的真实汇率出现非线性的主要因素为突发因素(如金融危机),因此,用线性模型来模拟真实汇率是错误的。且与线性 ADF 检验相比,带有单位根的 TAR 模型能为购买力平价理论提供更强的支持。真实汇率在异动时期(极度贬值)是平稳的,会向均值回归,而在正常时期则呈现随机游走状态。

其次,与其他国家货币的真实汇率不同,造成人民币兑美元的真实汇率的非线性行为不是周期性的金融危机,而是内部经济因素,物价和汇率的背离 PPP,且这种背离使得人民币真实汇率在异动时期(大幅升值)不是像其他国家货币真实汇率那样向均值回归,而是愈加偏离均值,此时,对真实汇率的冲击造成的影响是永久性的,原因在于人民币名义汇率没有发挥价格调整功能,在未来我国应该逐步放大人民币汇率的弹性。

* 此文同时还受到上海财经大学研究生创新基金(CXJJ-2008-319)的资助。

参考文献:

- [1]Alba Joseph D, Donghyun Park.Non-linear mean reversion of real exchange rates and purchasing power parity: Some evidence from Turkey[J].Applied Economics Letters, 2005,12:701—704.
- [2]Caner Mehmet, Bruce E Hansen.Threshold autoregression with a unit root[J].Econometrica,2001,69:1555—1596.
- [3]Chan K S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression[J]. Journal of the Royal Statistical Society, Series B,1991,53:691—696.
- [4]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—533.
- [5]Chan K S, R S Tsay.Limiting properties of the least squares estimator of a continuous threshold autoregressive model[J].Biometrika,1998,45:413—426.
- [6]Hansen Bruce E.Inference in TAR models[J].Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics,1997b,1:119—131.
- [7]Hansen Bruce E.Sample splitting and threshold estimation[J].Econometrica,2000,68: 575—603.
- [8]Henry Oëlan T. Exchange rate instability: A threshold autoregressive approach[J].The Economic Record,2001,237:160—166.
- [9]Imbs Jean, Morten O Ravn, Haroon Mumtaz, Helene Rey.Nonlinearities and real exchange rate dynamics[J].Journal of the European Economic Association,2003,1(2—3): 639—649.
- [10]Kilian Lutz, Mark P Taylor,Why is so difficult to beat the random walk forecast exchange rates[J].Journal of International Economics,2003,60(1):85—107.
- [11]Michael Panos, A Robert Nobay, David A Peel. Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation[J].The Journal of Political Economy,1997,105(4):862—879.
- [12]Regoff R. The purchasing power parity puzzle[J].Journal of Economic Literature, 1996,34:647—668.
- [13]Sollis Robert, Mark E Wohar.The real exchange rate-real interest rate relation: Evidence from tests for symmetric and asymmetric threshold cointegration[J].International Journal of Finance and Economics,2006,11:139—153.
- [14]Taylor A M.Potential pitfalls for the purchasing power parity puzzle? Sampling and specification biases in mean reversion test of the law of one price[R].Working Paper 2006b, No. 7577.
- [15]Taylor M P, D A Peel, L Sarno.Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: Toward a solution to the purchasing power parity puzzles[J].International Economic Review,2001,42:1015—1042.

- [16] Taylor Mark P, Lucio Sarno. International real interest rate differentials, purchasing power parity and the behaviour of real exchange rates: The resolution of a conundrum [J]. Journal of International Finance and Economics, 2004, 9(1): 15—23.
- [17] Tong H. On a threshold model, in pattern recognition and signal processing [M]. Amsterdam: Sijhoff and Noordhoff, 1978.
- [18] Tong H. Threshold models in non-linear time series analysis [M]. Lecture Notes in Statistics, 21. Berlin: Springer, 1983.

Nonlinear Characteristics of Real Exchange Rates of Some Asian Currencies: A New Way to Put the Theory of Purchasing Power Parity to the Proof

DING Jian-ping, CHEN Wei-xue

(Research Center for Modern Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: When the fluctuation of real exchange rate is actually a non-linear process and is assumed a linear process, the standard unit root test which is used for putting the theory of purchasing power parity to the proof is usually ineffective. The paper applies the Threshold autoregressive (TAR) model with a unit root to the simulation of real exchange rates of the currencies of six major Asian emerging market countries including China to U.S. dollar, and finds these real exchange rates fluctuations are significantly featured by nonlinearity. It indicates that the traditional linear models no longer have the ability to simulate the real exchange rates, and the real exchange rates of the other five currencies except RMB are featured by smooth nonlinearity and a trend of mean-reversion during abnormal periods. Periodic financial crises are the main factor causing the abnormal movements of the real exchange rates of the other five currencies except RMB. Compared with the real exchange rates of the other five currencies, the real exchange rate of RMB shows different nonlinear characteristics, which is mainly due to the difference between RMB's internal price and its external price. And the real exchange rate of RMB is not featured by a trend of mean-reversion, but deviates from the mean in its abnormal movements.

Key words: purchasing power parity; nonlinearity; stationarity; Threshold autoregressive model

(责任编辑 周一叶)