

# 购买力平价非线性检验方法的进展回顾 及其对人民币实际汇率的应用

张卫平\*

**摘 要** 单位根检验下实际汇率通常的非平稳性与购买力平价相矛盾, 然而考虑到国际套利交易成本, 实际汇率可能遵循某种非线性均值回复行为。本文对近年来国际上对实际汇率的非线性均值回复领域的研究进行了回顾和总结, 并选取带有约束的 ESTAR 模型对人民币实际汇率的非线性行为进行了实证分析, 对其均值回复速度进行了估计, 并给出了购买力平价下的均衡汇率。结果支持了人民币与美元的购买力平价关系。

**关键词** 购买力平价, 人民币实际汇率, 均值回复

## 一、引 言

“购买力平价”通常有“绝对购买力平价”和“相对购买力平价”之分。前者是说, 经名义汇率换算成同一货币计量后不同国家的价格水平是相同的; 后者则是说, 一国货币相对另一国货币的贬值速率与两国通货膨胀率之差相等。如果将经过相对价格水平调整的名义汇率定义为实际汇率, 那么实际汇率的变动就意味着对绝对购买力平价的偏离, 而实际汇率相对某一常数的变动就意味着对相对购买力平价的偏离。因此, 检验购买力平价即等价于检验实际汇率的均值回复性。

“购买力平价”这一术语最早是由瑞典经济学家 Cassel 在 1918 年提出的, 其思想起源可以追溯到 16 世纪西班牙的 Salamanca 学派。大多数经济学家都认为, 尽管购买力平价在短期内不是严格成立的; 而在长期内, 实际汇率却是遵循某些形式的购买力平价 (Rogoff, 1996)。购买力平价所描述的名义汇率和相对价格水平的关系, 至少作为一种长期关系, 通常是国际经济学中一些较为复杂理论的隐含前提。如传统的“粘性价格货币”模型 (Dornbusch, 1976), 以及引入微观基础和跨时最优化框架的“新开放宏观经济学”模型 (Obstfeld and Rogoff, 1995)。不仅如此, 相对于更为复杂的汇率决定理论,

\* 北京大学经济学院。通讯地址: 张卫平, 北京大学畅春新园 2 号楼 575 室, 100871; 电话: (010) 62754194; E-mail: zw@pku.edu.cn。非常感谢两位匿名评审人对本文初稿细致入微的评审和诸多富有建设性的意见。当然, 文责自负。

购买力平价所确定的汇率水平也可为一国制定汇率政策,或者市场参与者对长期汇率进行预测提供初步参考。

正是由于其重要的理论和现实意义,购买力平价理论自诞生之日起就不断接受来自实证方面的检验;同时,随着计量经济学的发展,新的检验方法不断被应用到该理论的检验中。众多检验方法的复杂与购买力平价理论本身的简洁形成了鲜明的对比。购买力平价理论意味着在理想经济中实际汇率应是一个常数,而现实经济中实际汇率则应是一个平稳序列。然而,在对实际汇率进行单位根检验时通常不能拒绝单位根为零假设,这个矛盾称之为“第一代购买力平价之谜”。后来这个谜被许多研究者认为是由单位根检验的低效造成的:实际汇率是均值回复的,只是回复的速度缓慢,如果数据的期限不够长,通常的单位根检验就很难拒绝零假设。这又促使大量利用长期数据(Cheung and Lai, 1993; Lothian and Taylor, 1996)和面板数据(Frenkel and Rose, 1996; Wu, 1996; Taylor and Sarno, 1998)对实际汇率进行单位根检验的研究的出现,这些研究的结果通常支持购买力平价。但是长期数据由于数据的时间跨度太长,往往含有不易判断的结构变化;而利用面板数据很容易由于某一个序列的平稳而拒绝所有序列都是单位根序列的假定。即使忽略这些问题,认为长期数据和面板数据支持了实际汇率的均值回复性,这种回复的速度也是极其缓慢的,通常半周期为3至5年。Rogoff(1996)在其精彩的综述中认为,实际汇率的短期频繁波动与其持久偏离均值的矛盾很难在一个统一的框架下得以协调。这个矛盾可称为“第二代购买力平价之谜”。

在Rogoff(1996)提出“第二代购买力平价之谜”之前,大部分实证研究都假定实际汇率服从一个线性自回归过程,实际汇率的均值回复性是在线性框架下讨论的。此后的近十年来,一些研究者开始运用非线性方法检验实际汇率的均值回复性。对实际汇率行为的非线性描述并不是一些偏爱“数学模型”的经济学家们热衷复杂的结果,其本身有着坚实的经济理论基础。实际汇率遵循非线性过程的思想可以追溯到Heckscher(1916)<sup>1</sup>。Heckscher认为现实世界对一价定律的偏离是由国际贸易中相互分割市场间的交易成本造成的。在此之后,一些关于实际汇率非线性行为的较为正式的理论也相继出现(Benninga and Protopapadakis, 1988; Dumas, 1992; Obstfeld and Rogoff, 2000)。在这些理论模型中,交易成本通常被理解为运输成本、关税和非关税壁垒等其他阻碍国际商品套利存在的障碍。国际贸易交易成本的存在通常会使得套利者在当其利益达到一定程度的时候才进行套利活动。因此当实际汇率的偏离不够大时,背后没有经济动力使其回复,此时的实际汇率的行为类

<sup>1</sup> 引自Obstfeld and Taylor(1997)。

似于随机游走，甚至可能是发散过程，因此不具有均值回复性；而当这种偏离足够大时，套利活动发生，从而将实际汇率从偏离中拉回。因此实际汇率在全局来看是均值回复的。此外，名义汇率如果受政府或货币当局的控制，这种控制行为，如对外汇市场的干预，通常也遵循偏离较大时干预、偏离较小时不干预的行为模式。这都使得实际汇率在其均衡值附近的较小范围内长久持续地偏离；而一旦实际汇率偏离较远，经济的内在力量就又会使它向均衡水平回复。

在对实际汇率的非线性行为的描述中，有三类较具代表性的非线性模型，分别是 TAR (threshold autoregressive) 模型 (Obstfeld and Taylor, 1997)，STAR (smooth transition autoregressive) 模型 (Michael, Nobay and Peel, 1997; Taylor, Peel and Sarno, 2001)，以及 MSAR (Markov switching autoregressive) 模型 (Bergman and Hansson, 2005)，本质上它们均可视为含义更为一般的域变模型 (regime switching models)。在下文的模型部分，我们首先对这三类模型进行简单的介绍和比较；而后，选取 ESTAR 模型作为基准模型，并给出它的估计方法；最后，在实证部分，我们用 ESTAR 模型对人民币实际汇率进行实证检验。本文结论与上述的研究结果一致，即虽然用通常的单位根检验不能拒绝实际汇率的非平稳性，但是如果考虑到实际汇率行为的非线性，我们仍然可以认为人民币实际汇率是全局均值回复的，这支持了购买力平价。

本文共分五个部分：第一部分为引言；第二部分阐述实际汇率均值回复与购买力平价的联系，主要是为澄清概念，避免相关研究中的基本概念混淆；第三部分为时间序列模型部分，内容包括对三类域变模型的基本描述，选用 ESTAR 模型的理由、估计方法以及模型的诊断检验等；第四部分是实证分析，在此首先说明模型数据情况，以及人民币实际汇率时间序列的基本特征，然后用 ESTAR 模型对人民币实际汇率进行建模，以此估计出实际汇率的均值回复速度及其均衡水平；第五部分给出本文结论。

## 二、实际汇率均值回复与购买力平价之联系

购买力平价的理论基础是一价定律，其含义是，用同一种货币计量的同一种商品的价格在不同国家是相同的。一价定律基于无商品套利条件，如果没有运输成本、关税或者非关税壁垒等贸易成本，不同国家的同种商品价格上的任何差异都会因贸易商的套利活动而消除。对一价定律的背离依赖于商品的可贸易程度以及生产要素的可贸易程度。一价定律可以表示为：

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^*, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad (1)$$

其中， $P_{i,t}$  表示商品  $i$  在  $t$  时期的本国价格， $P_{i,t}^*$  表示商品  $i$  在  $t$  时期的外国价

格;  $S_t$  表示  $t$  时期直接标价法下的名义汇率, 即一单位外币的本币价格。这里我们暂时假定这  $N$  种商品都是贸易品。将 (1) 式中所有商品的  $N$  个等式加权后再进行加总, 可以得到绝对购买力平价:

$$P_t = S_t P_t^* \quad (2)$$

其中,  $P_t = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}$ ,  $P_t^* = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^*$ 。  $P_t$  和  $P_t^*$  分别是本国价格水平和外国价格水平,  $\alpha_i$  是构造价格水平的权重,  $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$ , 这里我们假定国内国外权重相

同。由此可以看出, 在一价定律的基础上, 如果本国和外国构造价格指数的权重是相同的, 那么我们可以得到绝对购买力平价。把 (2) 式两边取对数, 我们可以得到对数形式的绝对购买力平价:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

在 (2) 式中, 我们运用的是算术加权平均价格水平, 如果采用几何加权平均价格水平, 同样可以得到 (3) 式。此时,  $p_t = \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t}$ ,  $p_t^* = \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t}^*$ ,

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i = 1。$$

绝对购买力平价考虑的是价格水平, 而相对购买力平价则考虑价格水平的变动, 有下式:

$$\frac{P_t}{P_0} = \frac{S_t P_t^*}{S_0 P_0^*} \quad (4)$$

两边分别取对数, 可以得到对数形式的相对购买力平价:

$$s_t = p_t - p_t^* + k \quad (5)$$

其中  $k = \ln(S_0 P_0^* / P_0)$ 。由此可以看出, 绝对购买力平价 (3) 式对应着相对购买力平价 (5) 式  $k=0$  的特殊情形, 因此相对购买力平价弱化了绝对购买力平价。相对购买力平价的成立并不要求绝对购买力平价也成立。无论是对数形式的绝对购买力平价 (3) 式, 还是对数形式的相对购买力平价 (5) 式, 都可得下式:

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (6)$$

如果 (5) 式中可以有  $k=0$  的情况, 那么我们可以认为 (6) 式是 (5) 式的差分形式, 但是我们并不能从 (6) 式得出  $k=0$ , 因此 (6) 式对应着更为一般的相对购买力平价, 而不是特殊的绝对购买力平价。如果定义对数形式的实际汇率:

$$q_t \equiv s_t + p_t^* - p_t \quad (7)$$

那么绝对购买力平价意味着  $q_t = 0$ ，相对购买力平价意味着  $q_t = k$ ， $k$  的值依赖于基期的相对价格水平和名义汇率。需要注意的是，虽然在上面的(2)—(7)式中，“价格”都统一理解为价格水平，这与我们通常可利用数据的价格指数是有差异的，每一期的价格指数只是当期价格水平相对于基期价格水平的一个相对值。但购买力平价理论的表述本身并不要求上面式子中的“价格”必须理解为价格水平，把“价格”都理解为价格指数也是可以的。只不过这样理解的时候需要注意，绝对购买力平价式中本国和外国价格指数必须构建在基期价格水平相同的基础上。因此，在理论上，一些学者（如张晓朴，2000）关于绝对购买力平价基于价格水平，而只有相对购买力平价才基于价格指数的区分是不必要的。当然，实践中我们很难获得价格水平数据，通常利用比较有名的国际比较项目（International Comparison Project）进行计算，更多的对购买力平价的研究则是利用价格指数数据。因此在对绝对购买力平价进行检验时就要注意“基期问题”，即本国和外国在用来构造价格指数的基期应该有大致相当的价格水平。但对相对购买力平价的检验就不需满足此要求。国内一些利用价格指数检验绝对购买力平价的研究，通常就是没有考虑“基期问题”。“基期问题”造成的困难使得实证研究更多的是对相对购买力平价进行检验。在利用价格指数数据时，(7)式中的  $q_t$  可以理解成是“实际汇率指数”，它是经过“价格指数”调整的名义汇率<sup>2</sup>。实际汇率指数与实际汇率本身在数值上是不等的，但是它们有着相同的变动趋势。

由上面的分析可以看出，购买力平价成立，就意味着现实中实际汇率是均值回复的。实际汇率存在着一个“均衡水平”，当实际汇率偏离这一均衡水平时，就会有一种力量使之回复。这种力量通常被理解为国际商品套利。当然，理论上购买力平价的成立并没有约束实际汇率均值回复的形式，实际汇率均值回复的形式可以是线性的，也可以是非线性的。早期对实际汇率行为的建模就采取线性形式，通常为 AR 过程，但在一般的单位根检验下，经常难以拒绝其非平稳的性质，这就与购买力平价相矛盾。如前文所述，矛盾的解决一方面有赖于实际汇率数据的改善，许多研究采用长期数据或者面板数据；另一途径就是采用非线性的均值回复形式，而不再认为实际汇率的均值回复在全局上是简单的线性行为。多数研究（Benninga and Protopapadakis, 1988；Dumas, 1992；Obstfeld and Rogoff, 2000）从理论上也给出了实际汇率非线性行为的经济解释。他们认为国际贸易之间存在的不同形式的交易成本是导致实际汇率非线性行为的主要原因。这种交易成本的存在使得商品套利只在实际汇率发生比较大偏离时才发生；在偏离较小的时候，没有动力使实际汇率向均衡回复。本文第三部分概括的实证研究中经常出现的三类非线性

<sup>2</sup> 本文实证部分用到的实际汇率序列是取对数之后的实际汇率指数。

模型即是建立在上述理论基础之上的。这些模型都设定实际汇率在全局是均值回复的,但在小的偏离下,实际汇率是随机游走的。

对人民币与美元之间购买力平价的检验,我们也考察实际汇率的均值回复性。然而由于我们的数据样本包含“人民币汇率体制”改革以及“人民币汇率生成机制”的转变,这使得人民币实际汇率更多地包含了政府宏观调控因素<sup>3</sup>。的确,市场的自发调整与政府的宏观调控是迥异的两类行为。一个自然而合理的想法是,我们首先应该从实际汇率的数据中剥离出政府的因素。然而,本文并没有进行这种剥离,也就是说我们并没有把体制转变视为模型不能解释的“异常”而剔除。我们认为购买力平价是开放经济的内在要求,无论是市场套利行为,还是政府的宏观干预,都是这种经济内在要求的体现。在本文模型选取的样本期内,大部分时期的名义汇率都是固定的,但这种由于汇率制度造成的名义汇率的固定却并不能阻碍实际汇率的“均值回复”。只要一个开放国家内的价格是灵活的,并且购买力平价成立,那么价格水平的走势就会内在地遵循购买力平价的要求。购买力平价是一种平衡力量,它总要在整体经济的某个环节寻找突破口,政府的干预或许能控制经济中的某个部分,但它控制不了全部。如果政府企图控制全部,那么长期内经济必然会出现“失衡”,这又会迫使政府回过头来再进行修正。制度的转变往往是迫于某种压力,而且这种压力往往就来自经济的某个内在平衡力量。在某种意义上,“人民币汇率体制”改革以及“人民币汇率生成机制”的转变或许本身就是购买力平价要求的体现。<sup>4</sup>

### 三、时间序列模型

在用非线性方法对实际汇率进行购买力平价检验的研究中,有三类较有影响的时间序列模型,分别为 TAR 模型、STAR 模型和 MSAR 模型,它们都是基于 AR 过程的随机域变模型。这里的“域变模型”指的是经济变量的动态行为并不是始终一致的,经济变量某一时刻或时段的行为依赖于其所在的“域”,在不同的域内经济变量的行为(即模型的参数)是不同的。“域”可以理解成状态;“域变”的含义是经济变量的行为模式依其所处“状态”的变化而变化。“随机域变”指的是这种状态的变化是随机的,而不是确定的,

<sup>3</sup> 感谢匿名审稿人在此问题上对作者的提醒。

<sup>4</sup> 本文并不企图在这个问题上给出一个“定论”,制度的转变,在多大程度上体现了经济的内在要求,在多大程度上只是政府的“非市场因素”干扰,不同的问题会有不同的答案。是否剔除某些制度转变的影响,也往往与模型设定有关。本文的实证部分选择了不剔除,并不是说作者就认为不剔除是唯一正确的,剔除或许能够得到更理想的模型。这里给出的理由只是表明,对于本文的问题而言,选择不剔除制度转变的影响这一简化做法,并不会造成第一感觉下的严重后果。当然,如何剔除制度转变的非市场因素,的确值得进一步的研究。

即事先无法确定经济变量将会处于哪一状态。“基于 AR 过程”是指在每一种域下，经济变量都遵循 AR 过程（包括单位根过程和发散过程）。随机域变模型按照域的属性大致可以分为两类，一类是由可观测到变量决定的、事后我们可以明确经济变量所在的域；另一类是由不可观测变量决定的、即便事后也不能确定经济变量所在的域，而只能推断经济变量在某一域中的概率。这里，TAR 和 STAR 属于第一类，MSAR 属于第二类。为了方便，我们称决定经济变量所在状态的变量为“域变量”。虽然这三类非线性模型有着共同的本质，但它们彼此之间又有各自的特点。就本文要考虑的人民币与美元之间的购买力平价问题而言，我们最终选取指数 STAR (ESTAR) 模型作为分析工具。下面我们将给出三类模型的形式并做出比较，随后给出 ESTAR 模型的具体建模过程。

### （一）模型的比较与选取

如前文所述，国际贸易的套利者或者货币当局面对实际汇率的偏离较小时通常不作为，任由实际汇率“随机游走”甚至发散；只有实际汇率的偏离较大时，经济中才有动力纠正这种偏离。因此，在三类模型中，我们都假定实际汇率的行为存在两种不同的域：在一个域上，实际汇率随机游走或是发散；而在另一个域上，实际汇率服从平稳的 AR 过程。而且模型的设定使得实际汇率在全局上是均值回复的。

我们首先给出 TAR 模型：

$$q_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}q_{t-1} + \cdots + \phi_{p,1}q_{t-p} + \varepsilon_t & \text{if } |q_{t-d}| \leq \mu, \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}q_{t-1} + \cdots + \phi_{p,2}q_{t-p} + \varepsilon_t & \text{if } |q_{t-d}| > \mu, \end{cases}$$

其中  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ ， $q_{t-d}$  为门限变量， $\mu$  为门限值。这里模型假定两个域具有相同的扰动。TAR 模型也可以写成：

$$q_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}q_{t-1} + \cdots + \phi_{p,1}q_{t-p})(1 - I[|q_{t-d}| > \mu]) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}q_{t-1} + \cdots + \phi_{p,2}q_{t-p})I[|q_{t-d}| > \mu] + \varepsilon_t,$$

其中  $I[A]$  为示性函数，当  $A$  为真时， $I[A] = 1$ ；否则  $I[A] = 0$ 。这里  $I[|q_{t-d}| > \mu]$  显然是一个非连续的函数，当它被一个取值从 0 到 1 的连续函数  $G(q_{t-1}, \gamma, \mu)$  替代时，这个新的模型就是 STAR 模型：

$$q_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}q_{t-1} + \cdots + \phi_{p,1}q_{t-p})(1 - G(q_{t-1}, \gamma, \mu)) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}q_{t-1} + \cdots + \phi_{p,2}q_{t-p})G(q_{t-1}, \gamma, \mu) + \varepsilon_t,$$

这里， $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ ，转移函数  $G(q_{t-1}, \gamma, c)$  通常可以选 logistic 函数或者指数函数，根据 Taylor, Peel and Sarno (2001)，这里选取指数函数：

$$G(q_{t-1}, \gamma, \mu) = 1 - \exp[-\gamma(q_{t-d} - \mu)^2].$$

此时通常称之为 ESTAR 模型, 其中的转移函数为“U”形。当  $q_{t-d} = \mu$  时,  $G=0$ ,  $q_t$  遵循  $AR(p)$  过程:

$$q_t = \phi_{0,1} + \phi_{1,1}q_{t-1} + \dots + \phi_{p,1}q_{t-p} + \varepsilon_t.$$

当  $q_{t-d} = \pm\infty$  时,  $G=1$ ,  $q_t$  遵循一个不同的  $AR(p)$  过程:

$$q_t = \phi_{0,2} + \phi_{1,2}q_{t-1} + \dots + \phi_{p,2}q_{t-p} + \varepsilon_t.$$

转移参数  $\gamma$  决定了两个域之间的转移速度和平滑性。重新安排参数, STAR 模型通常也写成如下形式:

$$q_t = \phi'z_t + \theta'z_t G(q_{t-d}, \gamma, \mu) + \varepsilon_t, \quad (8)$$

其中,  $z_t = (1, q_{t-1}, q_{t-2}, \dots, q_{t-p})$ ,  $\phi = (\phi_0, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ ,  $\theta = (\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ ,  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ , 转移函数  $G(q_{t-d}, \gamma, \mu)$ 。

在上面的 TAR 和 STAR 模型中, 域变量都是实际汇率自身的滞后值, 是可观测的。在下面的 MSAR 模型中, 域变量是不可观测的变量, MSAR 模型可以写为:

$$q_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}q_{t-1} + \dots + \phi_{p,1}q_{t-p} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 0, \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}q_{t-1} + \dots + \phi_{p,2}q_{t-p} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 1, \end{cases}$$

或者写为:

$$q_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}q_{t-1} + \dots + \phi_{p,1}q_{t-p})(1 - s_t) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}q_{t-1} + \dots + \phi_{p,2}q_{t-p})s_t + \varepsilon_t,$$

其中,  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ ,  $s_t$  通常被假定服从一阶马尔科夫过程 (Hamilton, 1989)。转移矩阵为:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix},$$

其中,  $P[i, j]$  表示  $s_t$  由域  $j$  转向域  $i$  的概率。

Obstfeld and Taylor (1997) 运用 TAR 模型, Michael, Nobay and Peel (1997) 以及 Taylor, Peel and Sarno (2001) 运用转移函数为指数函数的 STAR 模型, Bergman and Hansson (2005) 运用 MSAR 模型, 分别对他们所考虑的实际汇率进行建模, 其结果一致认为, 在考虑了实际汇率的非线性行为之后, 实际汇率是均值回复的, 这就从实证上支持了购买力平价理论。

在本文实证部分对人民币实际汇率行为的模型选取中, 我们根据 Dumas (1994) 以及 Teräsvirta (1994) 等人的建议, 采用 STAR 模型。他们的观点是, 异质个体的非同步行为推动的实际汇率调整以及利用时间加总的数据倾

向于连续域变模型。另外，我们认为实际汇率对偏离的调整行为是对称的，即无论是正向偏离还是负向偏离，只要偏离足够大，实际汇率都应该有相同的均值回复行为。这是因为实际汇率的均值回复背后是商品套利行为，当实际汇率偏离均衡使得套利行为有利可图时，很难想象套利者会区别对待两种不同的偏离。因此我们最终选取指数转移函数的 ESTAR 模型作为本文的分析工具。<sup>5</sup>

Tsay (1989) 和 Hansen (1997) 给出了一般 TAR 模型的参数估计与统计推断步骤。Luukkonen, Saikkonen and Timo Teräsvirta (1988)、Granger and Teräsvirta (1993) 以及 Teräsvirta (1994) 给出了一般形式下 STAR 模型估计的详细步骤。Hamilton (1989) 讨论了 MSAR 域变模型的估计步骤。虽然本文在众多的非线性模型中讨论了三类具有同一特征的域变模型，并且选取 ESTAR 模型作为分析人民币实际汇率的基本模型，但是，为了得到有效的估计，我们不是估计一般形式下的 ESTAR，而是进一步缩小模型的选择空间。根据人民币实际汇率样本偏自相关图（图 3），我们在模型（8）的基础上，进一步限定两个域，自回归的阶数都为 1；根据实际汇率非线性行为的理论描述（Benninga and Protopapadakis, 1988；Dumas, 1992；Obstfeld and Rogoff, 2000），如果实际汇率偏离均衡比较小，由于各种形式交易成本的存在，套利者无利可图，因而不会有调整行为发生；只有实际汇率偏离大到一定程度时，套利行为才会发生，并且偏离越大，调整的速度越快。因此，我们假定实际汇率在一个域上的 AR 过程含有单位根，而另一个则是平稳 AR 过程。转移函数如前文所述，为指数函数。模型的形式为：

$$q_t = q_{t-1} - \phi(q_{t-1} - \mu) \{1 - \exp[-\gamma(q_{t-d} - \mu)^2]\} + \varepsilon_t. \quad (9)$$

模型（9）是本文实证部分的基准模型。实际汇率在其“均衡水平” $\mu$  附近的行为接近随机游走，在偏离“均衡水平” $\mu$  较远的地方遵循平稳的 AR 过程，并且偏离越远，向“均衡水平”回复的速度越快。

## （二）模型（9）的估计步骤

通常在一般的 STAR 模型（8）中，自回归的阶数以及转移函数  $G(q_{t-d}, \gamma, \mu)$  的形式都是在模型估计中确定。自回归阶数根据 AIC 或者偏自相关函

<sup>5</sup> 对人民币实际汇率的研究，我们在三类非线性模型中选取 STAR，而没有选取 TAR 和 MSAR；在两类 STAR 模型中，选取了指数转移函数，而没有选取 logistic 转移函数。这里虽然简要给出了我们这样选择模型的理由，然而这些理由的确是本文选取模型时候的“先验”约束。这些约束使得我们能够“浩如烟海”的非线性模型中一步一步缩小范围，最终在一个比较小的我们认为合理的范围内选择最能拟合数据的模型。这样做的好处是模型精简使得参数估计更加有效，使得我们有限的的数据能够胜任虽然是非线性但依然不很复杂的模型估计。代价是我们没有在更一般的范围里选取模型，比如可以将范围扩大到包含上述三类非线性模型，然后进行模型选取和比较，这的确是非常有意义的一项工作。然而由于本文的数据长度（252 个观测）的限制，我们还是选择了一个小范围的模型选择。

数来估计, 转移函数(通常只是在指数转移函数和 Logistic 转移函数两类中选取)根据一系列检验来选取。上文提到的文献对此有详细的讨论。本文对人民币实际汇率的建模, 将这两部分直接放在模型设定中考虑, 设定自回归阶数为 1, 转移函数为指数函数。这样做是为了避免因数据长度有限而缩小模型选择的空间, 有利于有效的参数估计, 也有利于简化估计程序。

在模型(9)的基础上, 模型的估计主要包括域变量  $q_{t-d}$ 、汇率均衡水平  $\mu$ 、转移函数参数  $\gamma$ 、非线性部分回归系数  $\phi$  以及扰动项标准差  $\sigma$  的估计。通常在估计模型之前, 我们通过线性检验(Linearity Test)来看模型是否有采取非线性形式的必要。对于下文将要讨论的人民币实际汇率问题, 该检验的零假设是线性 AR(1)形式, 备择假设是非线性的模型(9)形式。零假设也可以等价描述为  $H_0: \gamma=0$ 。由于在零假设下  $\phi$ 、 $\mu$  等参数都无法识别, 因而采取(9)式中的非线性部分在  $\gamma=0$  处的一阶泰勒展开式作为辅助回归方程, 当  $d=1$  时, 辅助回归方程为:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 q_{t-1} + \beta_2 q_{t-1}^2 + \beta_3 q_{t-1}^3 + \varepsilon_t^* ; \quad (10)$$

当  $d \geq 2$  时, 辅助回归方程为:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 q_{t-1} + \beta_2 q_{t-d} + \beta_3 q_{t-1} q_{t-d} + \beta_4 q_{t-d}^2 + \beta_5 q_{t-1} q_{t-d}^2 + \varepsilon_t^* , \quad (11)$$

其中  $\varepsilon_t^*$  为  $\varepsilon_t$  与泰勒展开高阶项之和。因为  $\beta_j (j \geq 2)$  可以写成  $\gamma \cdot f(\phi, \mu)$  的形式, 所以  $H_0: \gamma=0$  就等价于  $H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0 (d=1)$  或者  $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0 (d \geq 2)$ 。又因为零假设下  $\varepsilon_t^* = \varepsilon_t$ , 所以对零假设检验的 LM 统计量的渐进分布与通常的线性情况一样。并且在小样本下,  $d=1$  时统计量服从  $F(2, T-5)$ ;  $d \geq 2$  时, 统计量服从  $F(4, T-d-6)$ , 其中  $T$  为样本个数。

我们每次选取  $d \in [1, \dots, 6]$  的一个滞后变量  $q_{t-d}$ , 然后对(10)式和(11)式进行 LM 检验, 如果在给定的显著水平下, 每一次检验都不能拒绝零假设, 那么就没有选择非线性模型的必要; 反之, 如果零假设被拒绝, 就选取使得检验得到的  $P$  值最小的滞后变量作为模型的域变量<sup>6</sup>。上面的线性检验可以帮助我们选择  $d$  的值, 在此基础上用最大似然法对其余参数  $(\mu, \gamma, \phi, \sigma)$  进行估计。由于初值对一个非线性优化问题的重要性, 我们首先采取格点搜索的方法对参数进行预估计。方法是在一个预定的范围内构造  $(\gamma, \mu)$  格点(网)<sup>7</sup>, 对每一格点  $(\gamma, \mu)$ , 用 OLS 估计其他参数  $\phi$  和  $\sigma$ 。在所有的格点中, 选取使得 OLS 估计得到的残差平方和最小的格点  $(\gamma^*, \mu^*)$ , 连同以此为条件进行 OLS 估计得到的  $\phi^*$  和  $\sigma^*$  作为迭代的初值。由于零假设下  $q_t$  服从单位根

<sup>6</sup> 这种方法根据 Tsay(1989)。

<sup>7</sup> 根据文中所列文献的实证研究,  $\gamma$  的范围为  $[0, 10]$ ; 根据本文样本数据,  $\mu$  的范围为样本实际汇率的最大最小值之间, 即  $[0.96, 1.66]$ 。

过程，而此时模型（9）中参数估计量的分布不同于平稳形式下的分布，Kapetanios, Shin and Snell (2003) 讨论了简单情形下参数  $\gamma$  的分布，它是一个含有标准布朗运动积分函数的随机变量。本文在实证部分采用蒙特卡罗方法考察模型估计结果中参数的显著性。即在符合样本数据特征下，构造一单位根序列，然后以此为样本，估计模型中的参数。在估计某一参数的同时，根据实际样本数据下参数的估计值校准其他参数。重复 1000 次，取 1000 次估计中估计值超过实际样本下参数的估计值作为  $P$  值。

## 四、实证

### （一）数据来源和基本统计特征

我们采用月度数据，期限为 1985 年 1 月到 2005 年 12 月，共 252 个观测。名义汇率（一单位美元的人民币价格）和美国 CPI 数据来自 IFS，中国 CPI 数据来自《中国统计》和《中国人民银行统计季报》。我们利用（7）式计算人民币相对于美元的实际汇率  $q_t$ <sup>8</sup>。图 1 是人民币实际汇率的时间序列图，图 2 是人民币实际汇率一阶差分后的时间序列图。表 1 给出了  $\{q_t\}$  序列及其一阶差分的基本统计特征。

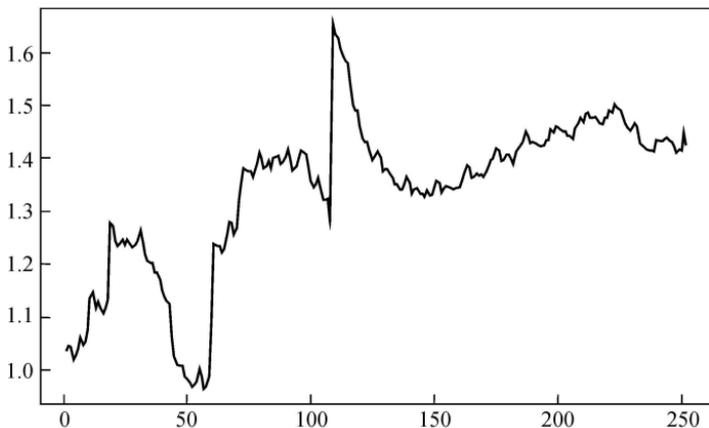


图 1 人民币实际汇率

<sup>8</sup> 如前文所述，通常“实际汇率”是指经过“价格水平”调整的名义汇率，本文是一单位外国商品的本国商品的价格。而经过“价格指数”调整的名义汇率，准确地说应该是“实际汇率指数”（本文是取了対数的），它与“实际汇率”在数量上是不同的，但却有相同的变动趋势。在对实际汇率序列的均值回复性研究中，我们实际上用的是实际汇率指数序列，它们相同的变动趋势使得我们这种替代是可行的。在实证部分，我们将不作这种区分，简称“实际汇率指数”为“实际汇率”。

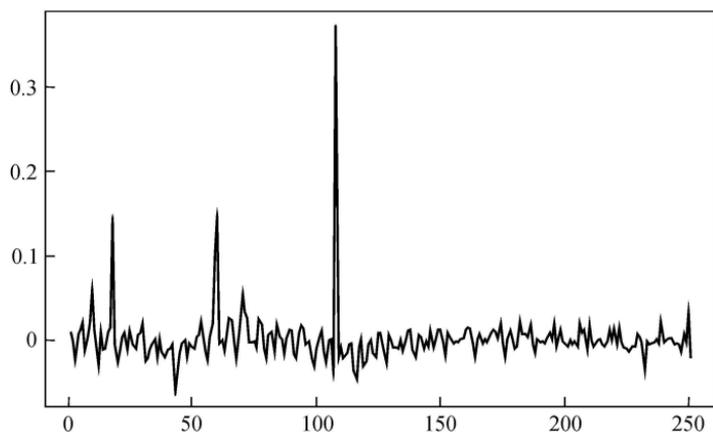


图2 人民币实际汇率一阶差分

表1 人民币实际汇率及其一阶差分的描述统计量

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
$q_t$	1.3356	1.3783	1.6542	0.9643	0.1474	-0.9503	3.3224
$\Delta q_t$	0.0015	-0.0013	0.3715	-0.0608	0.0313	7.3780	81.4757

回顾中国的汇率制度,大致分为四个阶段:1981年到1984年,我国实行的是多重汇率制度,官方汇率、外汇调剂价和贸易内结算价并存;1985年到1993年,取消了贸易内结算价,官方汇率与市场调剂汇率并存;1994年到2005年7月,官方汇率与市场调剂汇率并轨;2005年7月至今,我国实行的是有管理的浮动汇率制。在我们的样本区间内,包括了两个阶段。

在图1和图2中,可以看到实际汇率贬值幅度最大(对应着 $q_t$ 的大幅上升)的三个时期分别是1986年7月、1989年12月—1990年1月和1994年1月。这三个时期都有相应的经济背景。1986年7月,人民币官方汇率开始盯住美元;1989年12月—1990年1月,我国实行紧缩性宏观调控政策;1994年1月,我国外汇体制实现了官方汇率和市场调剂汇率并轨。在图2中,我们可以清楚地看到人民币实际汇率的这三处“异常”变动。本文的研究不可避免地遇到这些“异常”情况。我们知道,某些观测“异常”与否是相对于特定的模型而言的,在某一个模型框架下的异常观测,可能在另一个模型框架下就是正常的。非线性模型在某种意义下就可以认为是对线性模型里较为普遍的“异常”所进行的模拟。如果一个关于实际汇率的模型不能把这些“异常”情况模型化,那么在构建模型之前就要剔除这些异常情况。相反,如果这些异常能够被模型本身消化,那么就无须剔除之。本文的研究没有剔除这些异常情况,也就是说我们希望它们尽可能是在模型内部的事情。事实上,实际汇率的变动可能是名义汇率的变动,也可能是两国相对物价水平的变动。而名义汇率和相对物价水平的变动可能是市场力量作用的结果,也可能是非

市场力量如政府作用的结果。政府行为如果是按照市场原则或者说市场意愿行事的话，那么政府行为本身就可以理解为一种市场力量；否则，政府行为就是一种外在于市场的力量。本文所考虑的购买力平价，其成立的关键就是国际商品套利和国际竞争的要求。如果名义汇率和相对物价水平变动的根本力量是“套利”或者国际竞争的要求，那么无论这种变动由市场参与者直接还是政府间接去实现，本质都是一样的。也就是说某些看似异常的情况本身其实可能是“正常”的，是市场自身相互作用的结果。本文没有考虑政府行为等非市场因素，可以说是做了一个简化。如何将政府行为中的市场因素和非市场因素分离，以及如何判定某些疑似“异常”值是由变量的非线性行为所造成，还是确实是异常值等问题，有待于进一步研究。

表2 人民币实际汇率及其一阶差分的 ADF 检验

变量	只含有常数项		含有常数项和时间趋势项	
	$t$ -统计量	$P$ 值	$t$ -统计量	$P$ 值
$q_t$	-2.2597(0)	0.1861	-2.5226(0)	0.3170
$\Delta q_t$	-15.0380(1)	0.0000	-15.0366(0)	0.0000

注：括号内为根据施瓦茨信息准则选取的滞后差分项阶数， $P$  值根据 Mackinnon(1996)。

对样本内人民币实际汇率的单位根检验也与一般的研究结果一致，我们不能拒绝它是一个单位根过程，而且一阶差分后是一个平稳过程，因此样本内人民币实际汇率服从  $I(1)$ 。检验的结果见表2。根据购买力平价和图1，我们并不认为人民币实际汇率有明显的确定性趋势，但我们依然对实际汇率序列同时采用只含有常数项的形式和既含有常数项又含有时间趋势项的形式进行 AD 检验，滞后差分项的选取根据施瓦茨信息准则。

图3给出了人民币实际汇率序列的样本偏自相关图，只有一阶偏自相关显著异于零，因此模型(9)中设定自回归的滞后阶数为1。

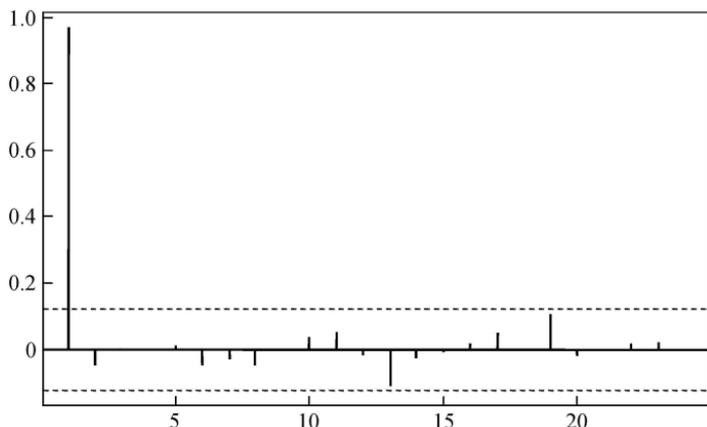


图3 实际汇率样本偏自相关函数

(二) ESTAR 模型估计结果<sup>9</sup>

首先利用样本数据(共252个观测)对模型(9)进行线性检验,检验结果见表3。根据表3,我们选取P值最小的d值,因此模型(9)中的 $d=2$ ,域变量为 $q_{t-2}$ 。我们对模型(9)进行了估计,结果 $\phi$ 非常接近1,检验的结果不能拒绝 $\phi=1$ 的假设。为了使其他参数的估计更加有效,也为了使模型更为精简,我们估计施加了约束 $\phi=1$ 的模型(9),即

$$q_t = q_{t-1} - (q_{t-1} - \mu) \{1 - \exp[-\gamma (q_{t-2} - \mu)^2]\}. \quad (12)$$

表3 ESTAR 模型线性检验结果

$d$	$d=1$	$d=2$	$d=3$	$d=4$	$d=5$	$d=6$
P 值	0.3244	0.0063	0.0887	0.2958	0.3410	0.1462

注:其中P值为检验统计量落在样本值右端的概率, $d=1$ 时,检验统计量服从 $F(2, T-5)$ 分布, $d \geq 2$ 时,统计量服从 $F(4, T-d-6)$ ,其中T为样本个数。

利用样本内所有实际汇率数据对模型(12)进行估计<sup>10</sup>,得到的结果为:

$$q_t = q_{t-1} - (q_{t-1} - 1.2871) \{1 - \exp[-0.5159 (q_{t-2} - 1.2871)^2]\} \\ (0.0368) \quad (0.2133) \quad (0.0368)$$

$$T = 252, \quad \hat{\sigma} = 0.0310, \quad R^2 = 0.9560,$$

$$pQ(1) = 0.6392, \quad pQ(3) = 0.8868, \quad pQ(6) = 0.9004,$$

$$pLM_{ARCH}(1) = 0.8538,$$

$$pLM_{ARCH}(3) = 0.9945,$$

$$pLM_{ARCH}(6) = 1.0000,$$

小括号内为标准差, $\hat{\sigma}$ 为估计的扰动项的标准差, $R^2$ 为拟合优度。 $pQ$ 为对残差Ljung-Box自相关检验Q统计量的P值,括号内数字为阶数。 $pLM_{ARCH}$ 为对残差ARCH效应进行LM检验得到的P值,括号内为阶数。残差不存在序列相关,不存在ARCH效应。图5给出了估计结果中转移函数对域变量 $q_{t-2}$ 的函数图像,图6给出了真实值与拟合值的时间序列图。

<sup>9</sup> 模型估计的程序用GAUSS7编写。

<sup>10</sup> 根据一名匿名审稿人的意见,我们将模型(12)与一个全局上的随机游走模型进行了样本外比较。方法是用前200个数据估计模型并得到第201个观测的估计,减去真实值并取绝对值,就得到第201个观测的绝对离差;同样的用前201个观测估计可以得到观测202的绝对离差;以此类推,可以得到观测201到252共52个观测的绝对离差。对随机游走模型进行同样的操作,然后比较两个模型的平均绝对离差的大小。对于上述向前一步预测,模型(14)优于随机游走,但当提高预测距离(我们尝试了向前2到6步)时,两个模型似乎不分优劣。由于数据长度较短,我们难以确认这一结果的稳健性。

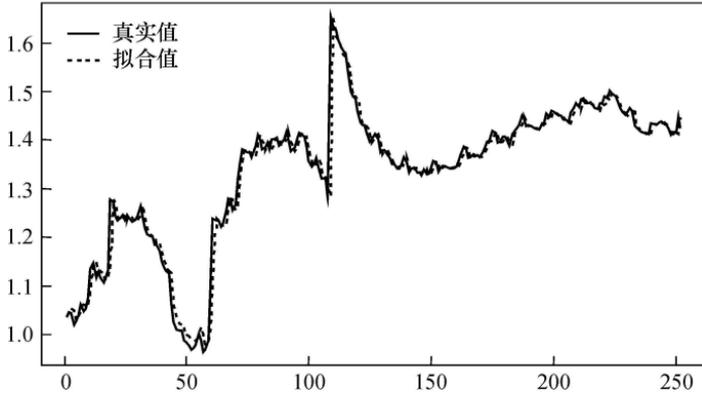


图 4 实际汇率真实值与拟合值

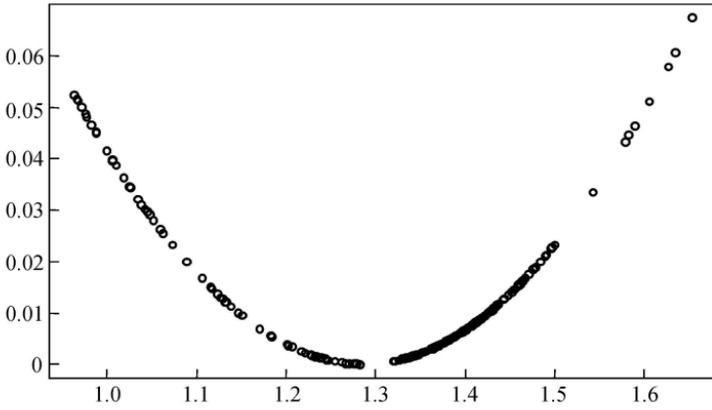


图 5 转移函数对转移变量  $q_{t-2}$

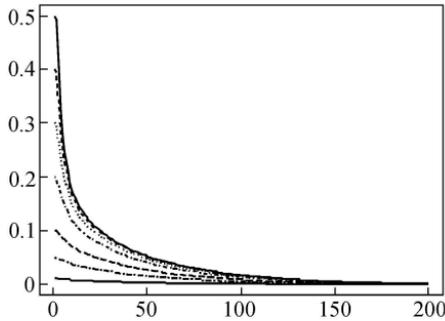


图 6a 估计的脉冲相应函数——基于历史平均汇率值

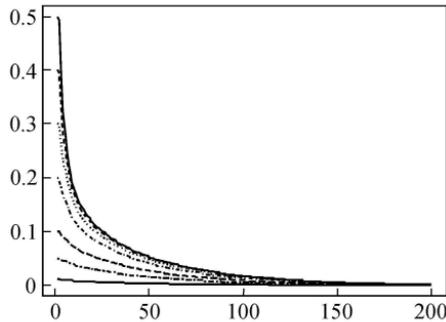


图 6b 估计的脉冲相应函数——基于均衡汇率值

从估计结果可以看出,在样本区间内,均衡的实际汇率(指数)为 1.2871。值得注意的是,如果我们认为实际汇率存在某一相对稳定的均衡水平,那么某一时期相应名义汇率的“均衡水平”是与通货膨胀率相联系的。我们根据这一实际汇率水平和 2005 年中美通货膨胀率之差,得到均衡情况下相应的名义汇率水平。目前所在范围大概在 6.8 与 7.2 之间,即约为 7。这一结果表明根据购买力平价,大致可以判断目前的人民币币值“或许”存在低估的现象。我们这里用词谨慎,是因为现实世界的均衡汇率或许存在,但其决定极其复杂。虽然购买力平价给出的名义汇率与价格之差的关系可能在复杂多变的世界中是稳定的,我们看不到决定均衡汇率的纷杂因素,但我们却可以看到那些纷杂因素影响下不变的名义汇率和价格差之间的关系。尽管如此,我们仍然希望有更精准的模型给出更为合理的均衡水平值。我们认为购买力平价得到的这一均衡水平是粗糙的,然而在更精确的模型面前,它的确是一个具有一定指导意义最为基础的参考。

### (三) 均值回复速度的估计

由模型可以看出,当实际汇率偏离这个均衡值较小时,调整速度很慢;而当实际汇率偏离这个水平较大时,调整速度加快。根据 Taylor, Peel and Sarno (2001) 的文章给出的两种方法,我们估计了不同程度冲击对“均衡水平”偏离回复的脉冲响应函数,图 6 给出该函数的图像,并在表 4 中给出不同程度冲击均值回复的半周期。<sup>11</sup>把表 4 与线性模型下的结果做一个比较,我们对去均值的实际汇率数据拟合一个简单的线性 AR(1) 模型,结果如下:

$$\Delta q_t = -0.0301q_{t-1}.$$

<sup>11</sup> 为了节省篇幅,关于两种估计脉冲响应函数方法的描述,详见 Taylor, Peel and Sarno(2001)一文附录。

容易得到其收敛的半周期为  $\log(0.5)/(1-0.0301)$ ，约为 23 个月，即接近两年。从表 4 给出的结果我们可以看出，对于较大的冲击，实际汇率回复的速度要快得多。可以简单地认为线性模型下得到的 2 年的半周期，实际上是“冲击大回复快”的情形与“冲击小回复慢”的情形的一个糅合。但这种糅合模糊了实际汇率行为的本质特征，实际汇率面对较大的冲击，回复还是很快的，只不过当冲击比较小的时候，其接近随机游走的行为使其偏离具有较长的持续时间。

表 4 均值回复半周期估计结果

冲击 (%)	50	40	30	20	10	5	1
半周期 a (月)	5	7	10	14	23	27	31
半周期 b (月)	12	17	23	31	38	41	42

注：半周期 a 基于历史平均汇率值，对应图 6a；半周期 b 基于均衡汇率值，对应图 6b。

## 五、结 论

购买力平价虽然形式比较简单，但却在理论和现实中具有重要意义。本文在一个统一的框架下对最近国际上实际汇率研究中比较流行的几个非线性模型做了描述和解释。与此同时，根据国际贸易套利的交易成本理论及人民币实际汇率的特点，选取形式相对精简的、带有约束的 ESTAR 模型对人民币实际汇率的非线性行为做了分析，并由此得出了和国际上一些对主要发达国家实际汇率行为研究相一致的结论，实际汇率均值回复的速度并不像以往线性理解下的那么慢，考虑到实际汇率的非线性行为，在偏离较大的情况下其均值回复速度是比较快的；本文也通过模型计算出购买力平价下的均衡实际汇率（指数），并根据中美两国最近的通货膨胀率差异，得到了美元与人民币的名义比价大概为 7 的结论。结果表明，人民币实际汇率具有非线性均值回复的特点，它支持了人民币与美元之间相对购买力平价的成立。虽然与更复杂的汇率理论相比，这只是一个相对粗糙的值，但是我们不妨把它作为考虑更为复杂的模型下得到的汇率均衡水平的一个初始参考。

本文也有几处需进一步深入研究，由于数据的原因，我们只考虑了消费者价格指数，而没有考虑批发价格指数等其他价格指数；我们没有考虑由于不同部门生产力相对差异造成的巴拉萨-萨缪尔森效应；我们仅仅考虑了人民币相对于美元的情况，没有考虑其他货币的情况；同时，我们也没有在实证部分进行各种非线性模型的比较研究。

## 参考文献

- [1] Benninga, S., and A. Protopapadakis, "The Equilibrium Pricing of Exchange Rates and Assets When Trade Takes Time", *Journal of International Economics*, 1988, 7(2), 129—149.
- [2] Bergman, U., and J. Hansson, "Real Exchange Rates and Switching Regimes", *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24(1), 121—138.
- [3] Bertola, G., and R. Caballero, "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics", in Blanchard, O., and S. Fischer (eds.), *NBER/Macroeconomics Annual*. Cambridge: The MIT Press, 1990, 237—295.
- [4] Cheung, Y., and K. Lai, "A Fractional cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business Economics and Statistics*, 1993, 11(1), 103—112.
- [5] Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 1976, 84(6), 1162—1176.
- [6] Dumas, B., "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World", *Review of Financial Studies*, 1992, 5(2), 153—180.
- [7] Eitrheim, O., and T. Teräsvirta, "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, 1996, 74(1), 59—75.
- [8] Frenkel, J., "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 1976, 78(2), 200—224.
- [9] Frenkel, J., "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of News: Lessons from the 1970s", *Journal of Political Economy*, 1981, 89(4), 665—705.
- [10] Frenkel, J., and A. Rose, "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", *Journal of International Economics*, 1996, 40(1—2), 209—224.
- [11] Granger, C., and T. Teräsvirta, *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [12] Kapetanios, G., Y. Shin, and A. Snell, "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework", *Journal of Econometrics*, 2003, 112(2), 359—379.
- [13] Lothian, J., and M. Taylor, "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries", *Journal of Political Economy*, 1996, 104(3), 488—510.
- [14] Luukkonen, R., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta, "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models", *Biometrika*, 1988, 75(3), 491—499.
- [15] Hamilton, J., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 1989, 57(2), 357—384.
- [16] Hansen, B., "Inference in TAR Models", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1997, 2(1), 1—14.
- [17] Hansen, B., "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, 2000, 68(3), 575—603.
- [18] Michael, P., A. Nobay, and D. Peel, "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 1997, 105(4), 862—879.

- [19] Mundell, R., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 1963, 29(4), 475—485.
- [20] Obstfeld, M., and K. Rogoff, "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy*, 1995, 103(3), 624—660.
- [21] Obstfeld, M., and K. Rogoff, "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?" NBER Working Paper, No. 7777, 2000.
- [22] Obstfeld, M., and A. Taylor, "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited", *Journal of the Japanese and International Economies*, 1997, 11(4), 441—479.
- [23] Rogoff, K., "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 1996, 34(2), 647—668.
- [24] Sarno, L., and M. Taylor, *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, 51—96.
- [25] Taylor, M., D. Peel, and L. Sarno, "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles", *International Economic Review*, 2001, 42(4), 1015—1142.
- [26] Taylor, M., and L. Sarno, "The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period", *Journal of International Economics*, 1998, 46(2), 281—312.
- [27] Teräsvirta, T., "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89(425), 208—218.
- [28] Tsay, R., "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of the American Statistical Association*, 1989, 84(405), 231—240.
- [29] van Dijk, D., T. Teräsvirta, and P. Franses, "Smooth Transition Autoregressive Models—A Survey of Recent Developments", *Econometric Reviews*, 2002, 21(1), 1—47.
- [30] Wu, Y., "Are Real Exchange Rates Non-Stationary? Evidence from a Panel-Data Test", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1996, 28(1), 54—63.
- [31] 张晓朴, "购买力平价思想的最新演变及其在人民币汇率中的应用", 《世界经济》, 2000年第9期, 第10—18页。

## The Nonlinear Mean-reversion Test of PPP: A Review and an Application to the Real Exchange Rate of RMB

WEIPING ZHANG  
(Peking University)

**Abstract** The non-stationarity of the real exchange rate under conventional unit root test

conflicts with the Purchasing Power Parity (PPP). However, considering the transaction costs in international arbitrage, the real exchange rate may follow a kind of nonlinear mean-reversion. After reviewing the recent international research in this field, this paper performs an empirical analysis to discern the nonlinearity of the real exchange rate of RMB with a constrained ESTAR model, and then estimates the mean-reversion speed, as well as the equilibrium exchange rate under PPP. The existence of the PPP relation between RMB and USD is confirmed by the empirical results.

**JEL Classification** F31, F41, F47