

# 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

□刘金全 云 航 郑挺国

**摘要:**本文利用 Markov 区制转移方法,对我国 1980 年 1 月~2004 年 8 月的人民币汇率进行了购买力平价的 Engel-Granger 协整检验分析。我们发现购买力平价检验可以由两个不同的内生区制来加以刻画,而这些区制的划分与人民币汇率制度改革、经济政策调整和通货膨胀率变化等重要经济事件相联系。我们还发现人民币汇率的长期购买力平价假说成立,但在短期内人民币汇率偏离购买力平价。我们度量了现阶段人民币汇率短期内的偏离程度,从购买力平价假说的角度出发,我们没有发现支持人民币汇率应该升值的经验证据。

**关键词:** 汇率 购买力平价 区制转移 协整检验

## 一、引言

由于不同国家汇率机制的购买力评价假说一直是制定和实施宏观经济调控和经济政策的基础,因此长期以来人们对汇率购买力平价假说进行了多种形式的计量检验,例如检验实际汇率是否服从随机游动的单位根检验(Ott, 1996),汇率与价格水平之间相互作用的协整关系检验(Froot and Rogoff, 1995)等。一些经济学家认为,汇率在长期中的总购买力平价假说是成立的,如 Froot 和 Rogoff(1995)在对购买力平价假说进行检验时提供了支持该结论的经验证据。但是,当针对浮动汇率进行检验时,许多经验研究却不支持这种观点(Cheuang and Lai, 1993; Lothian, 1997)。

我国学者也对购买力平价假说进行了理论和实证研究。在理论方面,陈岱孙和厉以宁(1991)对购买力平价理论及其相关应用做了详细的分析。在实证方面,何泽荣(1997)分别利用部分年份中美两国的消费物价指数的季度数据进行实证分析,结果表明购买力平价理论对人民币汇率行为缺少足够的解释能力。Chou 和 Shih(1998)利用 1978 年第 1 季度~1994 年第 4 季度的中国消费者价格指数和美国批发物价指数数据进行了中美之间购买力平价假说的检验,检验发现人民币汇率与国内外价格水平之间存在显著的协整关系,因而推断两国之间的购买力平价理论在长期内是成立的。但是,由于一些经验研究采用的样本数量不足和使用的计量方法存在缺陷,关于购买力平价假说在我国经济是否成立还需要进一步的检验,不仅需要更为充分的数据支持,而且需要更为稳健的检验方法。

一般情况下,我们在购买力平价假说检验时,大都难以拒绝实际汇率序列中存在单位根的原假设,主要原因是传统检验方法中的线性假设和检验势比较低,特别是对近似单位根过程的检验不够敏感。为此一些研究者提出了新的检验方法。例如, Perron(1990)发现标准单位根检验无法拒绝截距项变化,进而提出了允许均值过程发生变化的新的单位根检验过程。他们利用这种方法发现了美国实际利率过程出现了结构非稳定性,并拒绝该过程存在单位根。

\* 本文为吉林大学“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)的研究成果。

但是, Perron(1990)在检验假设截距参数是人为事先设定的, 这既缺乏经济理论支持, 也没有经验证据的支持。事实上, 一个过程的截距参数应该是随时间内生变化的, 不同的截距与不同的内生区制或经济状态相联系。在研究美元对英镑汇率的长期波动震荡过程中, Engel 和 Hamilton(1990)提出具有漂移和区制转移的 Markov 随机游动模型, 并将其与传统的随机游动模型做了比较, 发现 Markov 区制转移模型的均方差在大多数情况下比单一区制随机游动模型的均方差更低, 由此提高了模型的预测模拟精度, 也增加了假设检验的置信程度。

考虑到我国近 20 年来汇率制度和汇率政策已经做出了几次重大调整, 在市场经济体制的建设过程中汇率形成机制和变化机制已经经历了不同区制状态之间的转移, 此时单一区制状态假设下的购买力平价假说的检验方法已经无法适应我国快速发展和变化的汇率体制。为此, 在本文对我国汇率机制的理论描述和经验检验中, 我们将 Engel 与 Granger(1987)的协整检验方法和 Hamilton(1989)的 Markov 转移方法结合起来, 研究我国人民币兑美元汇率的购买力平价假说的有效性。利用 Markov 区制转移方法, 我们将人民币兑美元名义汇率和相对价格水平之间的协整关系划分为两个不同区制, 并以此来刻画和度量它们之间的动态相关过程, 这样就可以对人民币购买力平价进行动态度量, 并在统一框架下检验短期和长期内购买力平价假说是否成立。同时, 我们在购买力平价假说检验的基础上, 通过对人民币汇率的长期均衡态势和短期波动模式的分析, 对目前人民币汇率是否升值的争论给出一些可供参考的经验证据。

## 二、购买力平价假说检验和具有 Markov 区制转移的协整分析

早期的购买力平价理论是由瑞典经济学家卡塞尔(Gustav Cassel)于 1922 年首先提出的。他认为两国货币的均衡汇率取决于两国货币的购买力, 而两国货币的购买力又取决于两国的国内价格水平。均衡汇率将使得两国货币变换以后具有相同的购买力, 或两国价格经过汇率转换后具有相同的实际价格, 因此购买力平价理论是以“一价定律”为基础的。

假定两国之间无贸易障碍和交易成本(如关税

和配额), 两国均具有完全竞争市场条件下的有效价格体系, 市场价格随供求的变化而变化, 那么两国的一种商品以同一种货币表示的价格相等, 即:

$$P_i^d = EP_i^f, i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

其中  $E$  表示名义汇率,  $P_i^d$  和  $P_i^f$  分别表示本国和外国的第  $i$  种商品的价格。  $n$  是整个商品篮子中的商品数量。如果以同一种货币衡量的两个国家每一种商品的价格都相等, 那么以同一种货币衡量的两个国家  $n$  种商品价格总水平必然相等。这样, “一价定律”可以推广到价格总水平上, 即:

$$P^d = EP^f \quad (2)$$

其中  $P^d$  和  $P^f$  分别表示本国和外国的价格总水平。这时可以得出绝对购买力平价公式:

$$E = P^d / P^f \quad (3)$$

同样, 相对购买力平价公式为:

$$E_t / E_a = (P_t^d \times P_a^f) / (P_t^f \times P_a^d) \quad (4)$$

下标  $a$  代表基期。这表明汇率的变动率等于两国同一篮子商品和货物的价格膨胀率的差异。绝对购买力平价是一种静态分析, 描述的是某一时点上汇率的决定方式。而相对购买力平价是一种动态分析, 描述的是在两个时点内汇率的变动。

目前针对一些发达国家进行研究获得的经验结论可以概括为: 短期内, 购买力平价是不成立的, 这是因为汇率是一种资产价格, 它能很快地反映新的信息, 而新商品的价格具有粘性, 它的调节则相对较慢, 所以购买力的偏差必然存在。长期内, 在高通货膨胀率、高货币增长率和较小的供给冲击情况下, 购买力平价是成立的。其他情况下, 没有明显的迹象表明购买力平价成立。

### (一) Engel 和 Granger 的协整关系分析

Engel 和 Granger(1987)提出了检验经济变量之间是否存在长期均衡关系的方法。利用协整关系检验购买力平价假说时, 仅要求检验名义汇率序列  $e_t$ 、相对价格水平对数序列  $(p_t^d - p_t^f)$  的线性组合是否平稳, 即是否存在常数  $\alpha, \beta$ , 使得  $e_t - \alpha - \beta(p_t^d - p_t^f)$  为平稳时间序列, 其中参数  $\alpha$  表示存在的贸易障碍和交易成本(如关税和配额)等限制国际贸易和资本流动程度的因素。

假设模型(3)中的时间序列都是 1 阶单整过程, 这时就可以进行购买力平价假说的协整关系检验。早期应用 Engel 和 Granger(1987)协整方法检验

购买力平价假说的基本步骤可以分为(具体方法参见 Mills, 1999)。

(1)用 ADF 或 PP 统计量检验名义汇率对数序列和相对价格水平对数序列( $p^d-p^f$ )中是否存在单位根。一般情形下,如果存在单位根,则这些随机过程可能服从随机游动假说。

(2)用普通最小二乘估计方法估计下述方程,并判断是否存在协整组合关系:

$$e_t = \alpha + \beta(p_t^d - p_t^f) + \varepsilon_t \quad (5)$$

如果名义汇率和相对价格水平之间是协整的,那么组合剩余的随机误差序列  $\varepsilon_t$  是平稳的。

(3)用 ADF 或 PP 统计量检验序列  $\varepsilon_t$  是否存在单位根,此时需要对下述方程的结构和参数进行显著性检验:

$$\Delta \varepsilon_t = (\rho - 1)\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta \varepsilon_{t-i} + u_t \quad (6)$$

如果检验接受原假设  $\rho=1$  成立,则相对价格和汇率之间不存在显著的协整关系;如果检验认为  $\rho < 1$  成立,则价格和汇率之间存在显著的协整关系。

## (二)结构转变和 Markov 区制转移

关于购买力平价假说的传统研究一般是检验名义汇率与相对价格水平之间是否存在长期相关性。这些经验性研究都假设名义汇率与相对价格水平之间的关系是服从线性结构的,并且这种线性结构没有出现结构性转变。但是,由于影响汇率的基本因素(通货膨胀率、利率和货币供给量等)大都处于非线性动态变化中,这些因素与汇率水平的变化势必影响到购买力平价结构的动态变化。因此,在较长时期的时间序列中,可能存在不同的汇率和相对价格水平的结构关系,导致购买力平价的短期和长期行为之间存在显著差异(Juselius, 1995)。

时间序列数据生成过程中即使出现了结构变化,但发生结构变化的时点并不是事先知道的,为此我们需要在协整关系检验中引入具有 Markov 区制转移行为的参数,并以此描述购买力平价检验的结构性转变。

在购买力平价检验的协整关系模型的参数中引入 Markov 区制转移,则可以得到下述模型:

$$e_t = \alpha_s + \beta_s(p_t^d - p_t^f) + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中  $e_t$  是名义汇率水平值的对数,  $p_t^d$  和  $p_t^f$  分别为国内和国外物价指数的对数,  $S_t$  为识别  $t$  时刻购买力平价方程所处区制的不可观测变量,它具有

$S_t=0$  和  $S_t=1$  两种离散取值方式,分别表示人民币汇率政策是否发生调整或者人民币购买力平价是否发生结构改变。

进一步假设随机误差项的条件分布具有依赖购买力平价区制状态的条件方差:

$$\varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2) \quad (8)$$

其中  $\Phi_{t-1}$  是截止到  $t-1$  时刻的信息集。我们进一步假定区制状态变量  $S_t$  服从一阶 Markov 链,其转移概率为:

$$\begin{aligned} P(S_t=1 | S_{t-1}=1) &= p_{11}, P(S_t=0 | S_{t-1}=1) = 1-p_{11} \\ P(S_t=0 | S_{t-1}=0) &= p_{00}, P(S_t=1 | S_{t-1}=0) = 1-p_{00} \end{aligned} \quad (9)$$

当具体估计模型参数时,离散区制变量的取值也具有时变概率(或称滤子概率),其估计值为:

$$P(S_t=1 | \Phi_t) = p_t^1, P(S_t=0 | \Phi_t) = (1-p_t^1) = p_t^0 \quad (10)$$

设  $y_t = \{e_t, (p_t^d - p_t^f)\}$  表示名义汇率对数和相对价格水平对数的向量,则  $\Phi_t = (y_1, y_2, \dots, y_t)$  表示截止到  $t$  时刻的信息集,该模型的概率分布由状态变量  $S_t$  及其转移关系来识别和描述。通过利用 Hamilton (1989) 滤波迭代法则,可以在极大似然估计方法的基础上获得上述模型的参数估计和条件方差估计、区制状态和转移概率估计。

## 三、实证结果分析

鉴于近年来我国人民币出现了持续的升值压力,以及我国实行单一的有管制的浮动汇率制度,我们着重考虑中国与美国之间的购买力平价问题。之所以选择美国为代表进行我国的购买力评价分析,主要原因是中美之间的进出口贸易继续呈现快速增长态势,而且人民币与美元汇率具有特殊的政策导向作用。我们选择人民币兑美元汇率和中美物价指数作为统计分析的样本,样本区间为 1980 年 1 月~2004 年 8 月的月度数据。其中名义汇率数据取自人民银行外汇管理局所公布的牌价,美国的消费物价指数(CPI)取自世界银行报告,我国消费物价指数是根据中国统计局有关资料调整得出的。数据分析以人民币为基准,价格指数以 1980 年为基期。

图 1 给出了人民币兑美元名义汇率、中国消费物价指数和美国消费物价指数的变化路径(左端纵轴表示价格指数对数值,右端纵轴表示汇率对数值)。从图 1 中我们可以观察到,1980~1988 年期间我国的物价指数(实线)比美国的物价指数(虚线)

低, 而从 1989 年以后我国的物价指数开始超过美国的物价指数。从总体上看, 我国物价指数的增长路径相对于美国来说增长得更为陡峭、波动性也更为显著, 这意味着我国物价水平上涨的总体趋势要比美国快, 这种相对价格水平变化趋势中出现的结构性转变, 正是我们在分析物价指数相对水平变化结构对购买力平价协整关系结构具有区制转移影

表 1 模型 (7) 的估计结果

参数	估计值	标准差	t-值	p-值
$p_{11}$	0.9964	0.0038	265.389	0.00
$p_{00}$	0.9717	0.0168	57.975	0.00
$\alpha_1$	1.3852	0.0088	156.641	0.00
$\alpha_0$	0.9591	0.0259	37.042	0.00
$\beta_1$	1.2363	0.0192	64.266	0.00
$\beta_0$	2.2784	0.1278	17.830	0.00
$\sigma_1$	0.0797	0.0037	21.321	0.00
$\sigma_0$	0.2313	0.0181	12.758	0.00

响的主要原因。另外, 图 1 中的人民币兑美元的名义汇率一直处于上升过程, 这个过程表示随着我国物价的上升所带来的人民币

贬值过程。图 1 中人民币兑美元的名义汇率也出现两次平滑的水平态势, 清楚地表明了我国分别在 1986~1990 年期间、1994 年至今的大部分时间内所实行的两次明显盯住美元的汇率政策。

(一) 模型估计结果

为了对购买力平价假说进行协整关系检验, 我们首先利用单位根检验对名义汇率和相对价格水平序列进行单整检验 (检验结果略), 在 5% 的显著性水平下, 这些检验均无法拒绝这些序列存在单位根的原假设。然后, 我们继续对模型 (7) 进行了模拟和估计, 估计结果由表 1 给出。估计结果表明截距项、回归系数和标准差均在 1% 水平下显著, 这意味着人民币汇率和相对价格水平的协整关系由两种不同的结构形成。参数  $p_{11}$  和  $p_{00}$  估计值也在 1% 水平下显著, 其估计值都非常接近于 1, 这就意味着区制 1 和区制 0 均有高持续性。表 1 中各参数估计值的 t 统计量和 p 值表明具有 Markov 区制转移的协整方程十分显著, 并且模型结构具有很强的稳健性。

图 2 和图 3 分别为区制 1 和区制 0 的取值概率的变化轨迹。从中可以清楚地看出, 购买力平价协整方程处于区制 1 的时期分别为 1985 年 1 月~1988 年 8 月、1990 年 2 月~1993 年 12 月、1994 年 11 月~2004 年 8 月; 相对应地, 在其余期间购买力平价的协整方程大多处于区制状态 0。显然, 对比图 2 和图 3 可知, 协整方程的区制状态 0 和 1 之间具有互补性, 这意味着两个取值状态的区制划分可以较好地地区分出购买力平价的动态变化过程。



图 1 中国消费物价指数、美国消费物价指数和人民币兑美元名义汇率

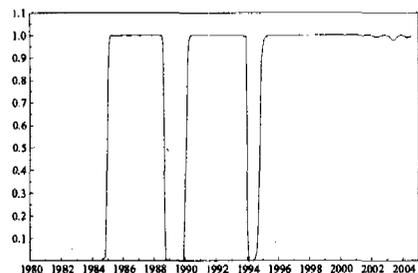


图 2 区制 1 的平滑概率

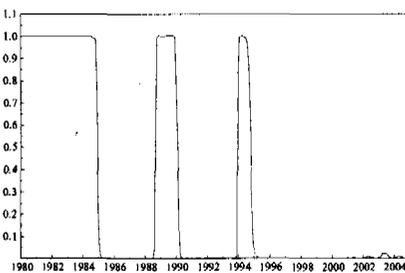


图 3 区制 0 的平滑概率

表 2 我国汇率政策调整过程和相关的经济事件

1981年~1984年	我国实行多重汇率制度, 包括官方汇率、贸易内部结算价和外汇调剂价
1985年~1993年	官方汇率与外汇调剂并存
1985年1月1日	我国取消贸易内部结算价, 实行第一次汇率并轨, 恢复单一汇率
1986年7月5日	人民币官方汇率开始盯住美元, 直到1991年4月9日实行有管理的浮动汇率运行机制
1988年	中国放开外汇调剂市场价格, 官方汇率和外汇调剂价格并存
1988年~1989年	我国发生第一次严重的通货膨胀
1989年	我国政府开始实施紧缩性宏观调控政策
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
1993年~1995年	我国发生了第二次比较严重的通货膨胀
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
1994年2月至1997年6月	东南亚货币危机之前, 人民币/美元汇率变动的标准差为0.0026
1997年7月东南亚金融危机	东南亚货币大幅度贬值, 中国政府宣布人民币不贬值
1997年~2003年	我国发生轻微的通货紧缩
1999年初	中央银行宣布保持人民币汇率稳定

值得注意的是, 我们还可以发现购买力平价区间与我国利率和经济政策调整期间具有一定程度的对应性。我们将这个期间利率政策变化和发生的重要经济事件列在表 2 中。比较表 2 后, 我们发现这些内生区制的划分与一些典型汇率制度和汇率政策调整的事件发生时间相对应, 且一般存在约 2 到 5 个季度的滞后 (这种滞后被认为是经济政策调整或经济结构转变产生作用所需的时间)。例如, 在

图3中,1988年9月作为区制转变点(概率大于0.5)度量了我国1988~1989年之间发生的严重通货膨胀。1994年1月~1994年10月的区制状态则体现了1994年1月我国第二次官方汇率与外汇调剂市场汇率并轨、实行单一的有管理浮动汇率制的政策效应,以及1993~1995年我国发生的第二次严重通货膨胀过程。另外,我们还发现1988年9月、1994年1月开始的两个0区制状态持续的时间长度均较短,而区制状态1持续的时间很长,这意味着短期经济政策行为有可能是短视的,导致货币政策效应和政策目标的相机选择性。

### (二)基于协整残差平稳性的购买力平价检验

通过以上分析,我们获得了具有Markov区制转移过程的购买力平价结构,即模型(7)的估计结果,估计结果具备比较强的稳健性。因此,我们可以通过模型(7)获得这些协整残差序列:

$$\varepsilon_{1t} = e_t - \alpha_1 - \beta_1(p_t^d - p_t^f) \quad (11)$$

$$\varepsilon_{0t} = e_t - \alpha_0 - \beta_0(p_t^d - p_t^f) \quad (12)$$

其中 $\varepsilon_{1t}$ 和 $\varepsilon_{0t}$ 分别代表区制0和区制1的协整残差。图4给出了两个不同区制下的协整残差,对于区制1,我们可以看出在1986年之前、1988年底至1989年底和1994年前后的时间段内的协整残差较大,而1990年之后的协整残差较小<sup>①</sup>;对于区制0,其在整个样本区间内协整残差都较大,这在表1的估计结果中表明 $\sigma_0$ 较大而 $\sigma_1$ 较小。然而,在数据生成过程中,并非两条协整残差序列均在所有时刻发生,而是遵循着以下的数据生成规则:

$$u_t = P(S_t=1 | \Phi_t) \varepsilon_{1t} + P(S_t=0 | \Phi_t) \varepsilon_{0t} \quad (13)$$

$u_t$ 为 $t$ 时刻协整残差的条件期望, $P(S_t=1 | \Phi_t)$ 和 $P(S_t=0 | \Phi_t)$ 分别为区制取值的条件概率。

由Engel和Granger(1987)的协整分析可知,我们要判断具体时间阶段内人民币兑美元名义汇率的长期购买力平价是否存在,只需判断区制状态1和区制状态0时的协整残差序列是否平稳,即判断这两组协整残差序列是否存在单位根。因此,我们建立如下购买力平价假说的协整检验关系:

原假设 $H_0$ :长期购买力平价不成立 $\leftrightarrow$ 协整残差序列非平稳 $\leftrightarrow$ 协整残差序列存在单位根;

备选假设 $H_1$ :长期购买力平价成立 $\leftrightarrow$ 协整残差序列平稳 $\leftrightarrow$ 协整残差序列不存在单位根。

因此,对人民币兑美元名义汇率的购买力平价

检验就最终归结为区制1和区制0的协整残差的单位根检验。表3分别给出了区制1和区制0的协整残差序列的单位根检验结果。对于区制0下的协整残差序列 $\varepsilon_{0t}$ ,ADF检验和PP检验的结果都表明在5%的显著性水平下拒绝该序列存在单位根的原假设,这时对应的时间序列是协方差平稳的,即人民币兑美元名义汇率的长期购买力平价假说成立;对于区制1下的协整残差序列 $\varepsilon_{1t}$ ,ADF检验和PP检验的结果也都表明在5%的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设,这时对应的时间序列也是协方差平稳的,此时人民币兑美元名义汇率的长期购买力平价假说也成立。

虽然上述检验表明长期内人民币购买力的平价假说成立,但是在短期内人民币汇率仍然出现了与购买力平价的暂时偏离。根据上述模型估计,我们已知人民币兑美元名义汇率的购买力平价自1994年11月以来一直处于区制1的状态上(见图2),由此可以获得当期汇率与短期购买力平价的偏离方向和偏离程度。通过图4中协整残差轨迹的估计和比较,可以推断2000年前表明人民币汇率存在被高估(均值小于零)的现象,而在2000年后表明人民币汇率被体现为被低估(均值大于零)的态势。我国目前人民币汇率在短期上偏离了购买力平价,这正是人民币存在升值压力的主要原因。

## 四、本文检验的基本结论和对现阶段人民币升值压力的思考

对人民币汇率购买力平价假说的检验,不仅是

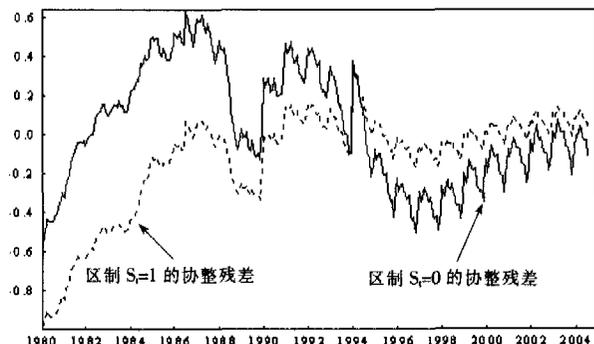


图4 购买力平价的协整残差

表3 协整残差的单位根检验

变量	区制1的协整残差 $\varepsilon_{1t}$		区制0的协整残差 $\varepsilon_{0t}$	
检验方法	ADF检验	PP检验	ADF检验	PP检验
统计量值	-2.35	-2.391	-3.379	-3.439
5%临界值	-1.941	-1.941	-1.941	-1.941

对一个经济学命题的检验,而且是对人民币汇率政策的重大思考。人民币汇率购买力平价假说关系到对现有人民币汇率制度和汇率政策的评价,也关系到人民币汇率政策的未来走向。即使现阶段我国实行的人民币汇率制度是有管理的浮动汇率制,但已有的数据和模型仍然能够揭示人民币购买力平价的动态变化过程。通过人民币汇率购买力平价假说的 Engel 和 Granger 协整检验分析,我们获得了以下基本结论和政策启示。

首先,我们通过 Markov 区制转移模型,将购买力平价检验的 Engel 和 Granger(1987)协整关系划分成两个不同的内生区间状态。通过对其进行估计和检验,我们发现区制状态 1 和区制状态 0 的状态划分可由我国汇率体制内生结构的转变过程刻画和生成。这两种区制状态及其转换过程分别刻画了我国汇率制度改革、汇率政策调整以及国内通货膨胀率变化等重要经济转变,这些重大宏观经济事件显著地影响和改变了我国人民币汇率的长期购买力平价结构,并对人民币汇率调整和国际贸易结构产生了具有导向性的压力。

其次,我们利用具有 Markov 转移的 Engel 和 Granger(1987)协整分析,获得了两种不同区制状态下的协整残差序列。对这些残差序列的单位根检验结果表明,区制 1 和区制 0 下的协整残差序列都是序列平稳的。因此,无论是在区制状态 1 下还是在区制状态 0 下,在长期过程中人民币汇率购买力平价假说都是成立的,但协整误差的波动性表明,在短期过程中人民币汇率仍然暂时偏离了购买力平价,这既意味着目前人民币存在短期升值的压力,也说明人民币汇率并没有偏离长期均衡状态。因此,人民币在短期内盲目和仓促地升值将对其长期均衡带来显著影响,并且有可能产生对我国持续稳定经济增长不利的经济波动。

第三,目前流行的“人民币升值论”的主要依据是目前我国存在一定程度的贸易顺差、人民币汇率存在一定程度的市场压力和人民币暂时低于购买力平价等方面的因素,其中人民币汇率显著低于购买力平价是主要原因。上述分析和检验表明购买力平价存在时间形式上的差异,一般情况下长期购买力平价成立,而短期购买力平价不成立。目前我国人民币汇率在长期上的购买力平价仍然成立,只是

存在暂时的、短期的有偏购买力平价。因此,我国人民币升值压力是出现购买力平价偏差的暂时现象,也是国际金融市场波动,特别是美元汇率波动带来的短暂影响。

目前一些提倡人民币升值的舆论不仅否定或忽视了购买力平价存在的长期性,而且混淆了长短期购买力平价之间的差异性,人民币短期内显著升值将导致国家之间经济衰退和经济危机的形成与转移。因此,我国人民币汇率改革和汇率调整一定要从本国国情出发,根据建设和完善市场经济体制的要求,力求保持我国经济的持续、快速和稳定发展。

(作者单位:吉林大学数量经济研究中心;责任编辑:蒋东生)

### 注释

①实际上,协整残差度量了偏离购买力平价的程度,正残差代表人民币被低估,负残差代表人民币被高估。

### 参考文献

- (1)陈岱孙、厉以宁:《国际金融学说史》,中国金融出版社,1991年。
- (2)何泽荣:《中国外汇市场》,西南财经大学出版社,1997年。
- (3)Cheung, Y.-W. and Lai, K. S., 1993, "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, pp.103-112.
- (4)Chou, W. L. and Shih, Y. C., 1998, "The Equilibrium Exchange Rate of the Chinese Renminbi", *Journal of Comparative Economics*, 26, pp.165-174.
- (5)Engel, R. F. and Granger, C. W., 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp.252-276.
- (6)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.
- (7)Hamilton, J. D., 1989, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57(2), pp.357-384.
- (8)Juselius, K., 1995, "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-series Model", *Journal of Econometrics*, 69, pp.211-240.
- (9)Lothian, J. R., 1997, "Multi-country Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity under the Current Float", *Journal of International Money and Finance*, 16, pp.19-35.
- (10)Ott, M., 1996, "Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 15, pp.405-418.
- (11)Perron, P., 1990, "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp.153-162.
- (12)Mills, T. C., 1999, "The Econometric Modelling of Financial Time Series", Cambridge: Cambridge University Press.