

# CKM 理论的人民币汇率失衡测算

朱孟楠, 韩晓雪

(厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 本文通过 CKM 理论证明了购买力平价理论的正确性, 实际均衡汇率是动态平稳过程。并通过修正 KMC-STR 模型的结构突变函数, 建立 S-STR 模型。该模型能更好地解释存在多个结构突变点、并有升值趋势的非线性稳定问题。由此模型对人民币实际均衡汇率进行估计, 并得到 5 个阶段的测算, 发现人民币现阶段处于略微高估状态, 而非低估。

**关键词:** 人民币汇率失衡; CKM 理论; S-STR 模型

**中图分类号:** F831.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-476X(2013)05-0052-07

## 一、引言

2007 年美国次贷危机、2009 年欧洲主权债务危机, 使发达经济体发展前景不容乐观, 与此同时, 新兴经济体高速发展, 世界目光开始转向东亚。中国正凭借着较低的劳动成本、原材料的优势, 经济稳步发展, 跨国经济活动频繁, 贸易、投资正以前所未有的加速度增长。但因我国现实行结汇制的汇率制度, 在双顺差下大量货币被动超发, 稳定物价目标的实现难度越来越高。此时很多国外学者根据三元悖论原理提出, 资本市场不断开放的中国, 人民币汇率存在失衡, 被大幅低估, 降低了货币政策有效性。但人民币汇率是否真像政治家们所说的被严重低估, 必须大幅升值?

早期的购买力平价型均衡汇率理论, 与公式 (1) 一致, 认为均衡实际汇率是在名义汇率给定的情况下, 完全由交叉国物价之比决定, 且这

个值为常数, 仅与相对劳动生产率有关。具体的说, 此理论认为所有宏观经济状况的改善与恶化会被物价所完全反应, 所以中央银行可以通过改变名义汇率影响宏观经济状况, 反应在物价的改变, 但假设各国劳动生产率不变, 故均衡汇率不变。本节涉及的变量除没有特殊说明外, 均为取自然对数的形式。

$$\varepsilon = e + P^* - P \quad (1)$$

购买力平价型均衡汇率理论新的发展, 在于放开均衡实际汇率为常数的结论, 而转为其长期的期望值为常数的结论。于是, 近年该理论的研究方向主要为各国实际汇率实证研究, 发展各种判断单位根存在与否的实证方法。

这个理论领域存在两种实证分支: 一种是侧重数据自身实证方法的改进, 如 Dickey - Fuller 检验、Augmented Dickey - Fuller 检验、Phillips - Perron 单位根检验<sup>[1]</sup>、Modified Dickey - Fullert

收稿日期: 2013-03-08

基金项目: 教育部新世纪优秀人才支持计划“全球金融危机下中国外汇储备管理研究”(NCET-08-0476)

作者简介: 朱孟楠(1963-), 男, 福建尤溪人, 厦门大学经济学院副院长, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事国际金融及台港澳与东南亚金融研究。E-mail: zmnan@xmu.edu.cn

检验。另一种是近年研究热点，加入结构型断点的单位根检验方法。后一种方法是建立于经济结构自身或重大经济环境改变而使实际汇率均衡偏离期望值而形成波动的思想上产生的。结构型断点最早是 Chow 提出的，以重大经济事件（如布雷顿森林体制的货币政策瓦解）作为断点，加入虚拟变量选择不同的自回归斜率，以完成单位根检验<sup>[2]</sup>。这个时期的研究断点具有外生性，人为给定。之后逐渐发展到断点内生，Zivot 和 Andrews 认为重大事件发生改变宏观经济变量会存在滞后或超前现象，断点内生的发展使断点由数据本身发掘得到，脱离人为性<sup>[3]</sup>。Leybourne 和 Mills 提出的门限自回归将断点内生型单位根检验推向了新的高度，打破之前所研究的结构型突变仅为一个点，而允许结构突变是个渐进的过程，并引入非线性回归与蒙特卡洛的方法<sup>[4]</sup>，之后由 Cerrato 等将其实证方法进一步改进<sup>[5]</sup>。

二、CKM 理论模型

在购买力平价理论的假设下，实际均衡汇率是平稳的过程。建立现实的实际汇率模型，一则其运动轨迹是随自身路径且平稳的 AR (1) 过程 ( $\beta < 1$ )；二则假设实际汇率还受两国货币政策差异的影响，以中外利差变量为代表 ( $z_{t-1} = r_{t-1} - r_{t-1}^*$ )。另外，实际汇率的走势受预期因素的影响 ( $s_t$ )。于是，实际汇率走势可以表示为：

$$\varepsilon_t = \beta\varepsilon_{t-1} + mz_{t-1} + s_t + v_t \tag{2}$$

其中， $s_t$  为理性预期因素对实际汇率走势的

影响； $v_t$  为干扰项； $0 < \beta < 1$ 。

假设理性预期使人们能准确预期未来的实际汇率，并已知实际均衡汇率的位置，那因为外汇市场存在巨额流转的投机套利资本，所以任何预期与均衡的实际汇率偏离 ( $E_{t-1}(\varepsilon_t) - \bar{\varepsilon}_t$ ) 都会被套利活动所湮灭，至使  $E_{t-1}(\varepsilon_t) = \bar{\varepsilon}_t$  成立。需要说明的是，这里实际均衡汇率不是一个点值，而是一个区间值，实际均衡汇率为  $\bar{\varepsilon}_t \in [\varepsilon_L, \varepsilon_H]$ ，如图 1 的两条水平线区间。所以当人们预期下一期的实际汇率在均衡区间的话，零套利不会对实际汇率走势产生影响。若预期下一期的实际汇率高于均衡区间的上界  $\varepsilon_H$ ，那么套利活动对实际汇率走势会产生强烈回归冲击，瞬间将实际汇率拉回均衡区间内。预期下一期的实际汇率低于均衡区间的下界  $\varepsilon_L$  亦然。用  $\lambda$  表示收敛的速度 ( $\lambda \rightarrow +\infty$ )，理性预期因素对实际汇率走势的影响  $s_t$  可以表示为：

$$s_t = \begin{cases} \lambda (\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}_t) & \text{如果 } \bar{\varepsilon}_t < \varepsilon_L \\ 0 & \text{如果 } \varepsilon_L < \bar{\varepsilon}_t < \varepsilon_H \\ \lambda (\varepsilon_H - \bar{\varepsilon}_t) & \text{如果 } \bar{\varepsilon}_t > \varepsilon_H \end{cases} \tag{3}$$

根据公式 (3) 和  $\lambda \rightarrow +\infty$ ，很容易知道公式 (2) 的第三项  $s_t$  决定了实际汇率波动走势的均衡区间。前两项  $\beta\varepsilon_{t-1} + mz_{t-1}$  决定了在均衡区间内实际汇率的具体波动位置，正如图 1 中曲线所示。

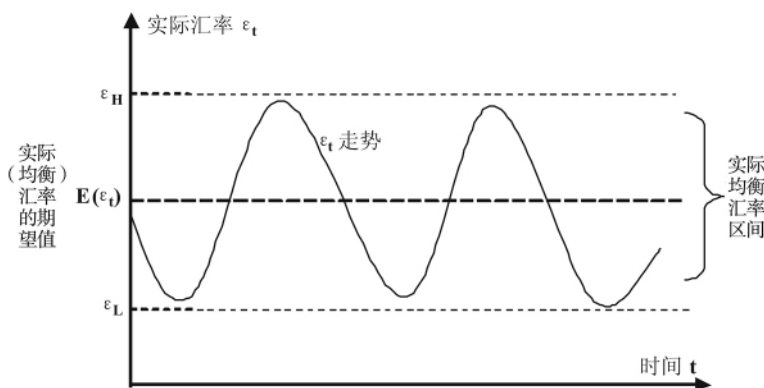


图 1 实际均衡汇率路径

$E_{t-1}(\varepsilon_t) = \bar{\varepsilon}_t$  成立，意味着  $s_t = 0$ ，根据公式 (2) 整理得到：

$$E_{t-1}(\varepsilon_t) = \beta\varepsilon_{t-1} + mz_{t-1} \tag{4}$$

另外，假设非抛补的利率平价 (UIP) ( $\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + r_{t-1}^* - r_{t-1}$ ) 不成立，但外汇资本风险溢

价 ( $\pi_{t-1}$ ) 的 UIP 成立<sup>[6]</sup>，得到：

$$\begin{aligned} E_{t-1}(\varepsilon_t) &= \varepsilon_{t-1} + r_{t-1}^* - r_{t-1} + \pi_{t-1} \\ &= \varepsilon_{t-1} - z_{t-1} + \pi_{t-1} \end{aligned} \tag{5}$$

公式 (4) 与公式 (5) 整理得到，中外利差 (货币政策) 与实际汇率的平稳关系为：

$$z_{t-1} \equiv r_{t-1} - r_{t-1}^* = \frac{1}{m+1} \pi_{t-1} + \frac{1-\beta}{m+1} \varepsilon_{t-1} \quad (6)$$

将公式(6)和公式(3)的结果带入公式(2),得到实际汇率的路径解析式:

$$\varepsilon_t \equiv \begin{cases} a_L + b_L \varepsilon_{t-1} & \text{如果 } \varepsilon_t < \varepsilon_L \\ a_0 + b_0 \varepsilon_{t-1} & \text{如果 } \varepsilon_L < \varepsilon_t < \varepsilon_H \\ a_H + b_H \varepsilon_{t-1} & \text{如果 } \varepsilon_t > \varepsilon_H \end{cases} \quad (7)$$

其中:

$$\begin{cases} a_L = \frac{\lambda \varepsilon_L}{m(1-\lambda) + 1} + \frac{m(1-\lambda)}{m(1-\lambda) + 1} \pi_{t-1} + v_t \\ a_0 = \frac{m}{m+1} \pi_{t-1} + v_t \\ a_H = \frac{\lambda \varepsilon_H}{m(1-\lambda) + 1} + \frac{m(1-\lambda)}{m(1-\lambda) + 1} \pi_{t-1} + v_t \\ b_L = \frac{(1-\lambda)(m+\beta)}{m(1-\lambda) + 1} \\ b_0 = \frac{m+\beta}{m+1} \\ b_H = \frac{(1-\lambda)(m+\beta)}{m(1-\lambda) + 1} \end{cases} \quad (8)$$

在  $\varepsilon_L < \varepsilon_t < \varepsilon_H$  时,  $s_t = 0$ , 即  $\varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + m z_{t-1} = E_{t-1}(\varepsilon_t) |_{s_t=0} = \varepsilon_t$  (忽略扰动项  $v_t$ ), 意味着公式(7)与公式(8)的第二行结果不仅为实际汇率的路径,也为实际均衡汇率的路径,即图1的实际汇率曲线也为实际均衡汇率曲线。

因  $0 < \beta < 1$ , 则  $b_0 < 1$ , 仅当外汇资本风险溢价  $\pi_{t-1}$  趋近于零时, 本理论模型框架下的实际均衡汇率路径是平稳自回归过程, 即 AR(1) 的过程。符合购买力平价理论要求的实际均衡汇率必须为平稳过程的假设。

在得到实际均衡汇率路径之后, 由公式(6)可以得到中外利差的平稳路径。

### 三、S-STR 实证模型

S-STR 模型是基于 KMC-STR 模型<sup>[6]</sup>的修正, 在购买力平价成立的前提下, 对中国实际均衡汇率的影响。

#### 1. 原始数据处理

根据修正的 CKM 理论模型, 实证从计算实际汇率入手。实际汇率的计算式采用传统名义汇率与中外相对物价水平之比的定义方法, 公式(9)。用各国消费物价水平(CPI)作为物价水平的衡量变量。原始数据变量包括: 中国居民消费价格指数(上月=100)、中国居民消费价格指数(上月=100)的同月增速、美国居民消费价格指数(US: Consumer Price Index)、月加权平均名义汇率(直接标价)、联邦基准利率、中

国存款基准利率。数据间隔为月, 以 1994m1 为数据基期, 选取的数据区间为 [1994m1, 2011m12]。数据来源于聚源数据库和彭博数据库 Bloomberg。

$$\varepsilon_t = e_t + P_t^* - P_t \quad (9)$$

对于基期的处理, 采用两个原则: 增长率不变, 以可得最近一期数据作为参考点。在处理中国居民消费价格指数时, 同时用到 CPI 与 CPI 增长率, 是为了保证数据的完整性, 因为中国 CPI 数据仅有 2000m1 之后的数据。

在计算实际汇率之前, 中国居民消费价格指数、美国居民消费价格指数数据进行了季节调整, 采用 X12 的经典方法, 通过 Eviews6.0 操作实现。最后将数据取自然对数, 得到  $e_t, cpi_t, cpi_t^*$ 。

利用公式(9)计算得到实际汇率  $\varepsilon_t$ , 如图2中实线。虚线是未经 X12 季节性调整的实际汇率。直接标价法下, 实际汇率  $\varepsilon_t$  值越小, 剔除相对物价影响的人民币就越升值。从图2可以看出, 中美两国的双边实际均衡汇率除 1997—2005 年左右为贬值过程外, 其他时间均为升值过程。特别是 2005 年之后, 实际汇率连续大幅下降, 截止 2011 年底已突破 1.7。

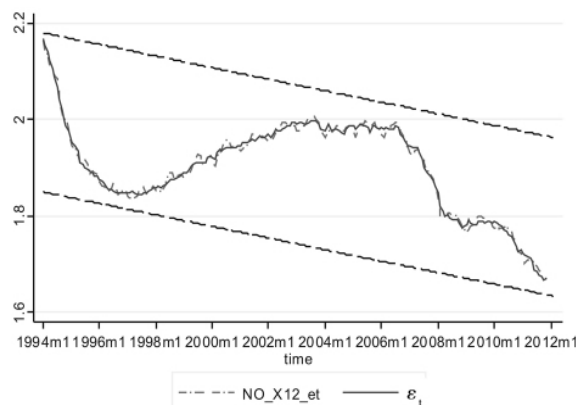


图2 中美双边实际均衡汇率

中美双边实际均衡汇率(图2)与修正的 CKM 理论模型(图1)存在差异, 又有共同之处。后者的实际汇率是在一个均衡区间内上下波动, 稳定时间序列, 而前者似乎没有上下边界, 非稳定时间序列。但如果中美双边实际均衡汇率的解释变量中加入时间趋势向( $\rho_t, \rho < 0$ )或漂移项( $a_0, a_0 < 0$ ), 那么也存在类似均衡区间, 如图2的上下界。

#### 2. 非线性实证模型(S-STR)

引用 Leybourne 和 Mills 提出的结构突变模型<sup>[4]</sup>, 其给出三种可能:

Model A:  $\varepsilon_t = a_0 + a_1 S_t(\theta) + u_t$   
 Model B:  $\varepsilon_t = a_0 + a_1 S_t(\theta) + b_0 t + u_t$  (10)  
 Model C:  $\varepsilon_t = a_0 + a_1 S_t(\theta) + b_0 t + b_1 t S_t(\theta) + u_t$   
 其中,  $S_t(\theta)$  为结构突变函数。该模型认为

除了考虑购买力平价的结构型突变, 还应加入趋势项、漂移项、趋势型突变。在主流实证研究中, 学者先后提出四个结构突变表达式, 列于表 1 所示。

表 1 各种模型的结构突变反应函数

模型	结构突变反应函数: $S_t(\theta)$	参数: $\theta$
LSTR	$\{1 + \exp[-\gamma(t - cT)]\}^{-1}$	$\gamma, c$
ESTR	$1 - \exp[-\gamma^2(t - cT)^2]$	$\gamma, c$
A-ESTR	$1 - \exp[-I_t \gamma_1^2(t - cT)^2 - (1 - I_t) \gamma_2^2(t - cT)^2]$	$\gamma_1, \gamma_2, c$
KMC-STR	$\left\{ \frac{1 + \exp[-\gamma_1^2(t - c_1T)^2]}{1 - \exp[-\gamma_1^2(t - c_1T)^2]} \right\} \left\{ \frac{1 - \exp[-\gamma_2^2(t - c_2T)^2]}{1 + \exp[-\gamma_2^2(t - c_2T)^2]} \right\}^{-1}$	$\gamma_1, \gamma_2, c_1, c_2$
S-STR	$\left\{ \frac{1 + \exp[-\gamma_n^2(t - c_nT)^2]}{1 - \exp[-\gamma_n^2(t - c_nT)^2]} \right\}$	$\gamma_1, \gamma_2, c_1, c_2$

LSTR 模型最早被提出, 其结构突变反应函数具有原点对称、值永久性升高的特点<sup>[4]</sup>, 如图 3 所示, 结构突变值逐渐从 0 升高到 1, 平稳层面永久性修正。ESTR 模型提出平稳非永久性修正, 而是受结构突变的冲击后, 有一段时间的偏离, 最终回归到原始稳定状态, 如图 4 所示, 具有对称轴对称、平稳层面不变的性质<sup>[7]</sup>。A-ESTR 模型提出非对称性质的结构突变反应函数<sup>[7]</sup>, 如图 5 和图 6 所示。当权重  $I(t)$  随时间变动时, 结构突变的渐进反应速度 ( $\gamma_i, i = 1, 2$ ) 重要性在改变, 造成除  $t = cT$  的结构突变冲

击外, 权重在小反应速度 ( $\min(\gamma_i), i = 1, 2$ ) 较大时, 结构突变的冲击会较显著。

如图 7 的左端与图 8 右端。KMC-STR 模型<sup>[5]</sup>提出多个结构突变的冲击反应函数, 即可能会形成正负各一次波动的路径。正负的先后顺序, 取决于正负冲击的发生顺序。以上均已数据样本为  $T = 300$  为例。

KMC-STR 模型在模拟美国对其他国际货币的实际均衡汇率较为合适, 显著水平较高, 可能因为资本流动限制较低, 高资本流动使得实际汇率存在周期性反复。

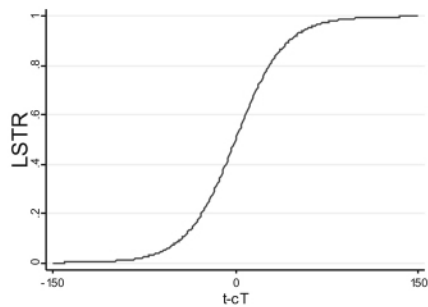


图 3 LSTR ( $\gamma = 0.050, c = 0.500$ )

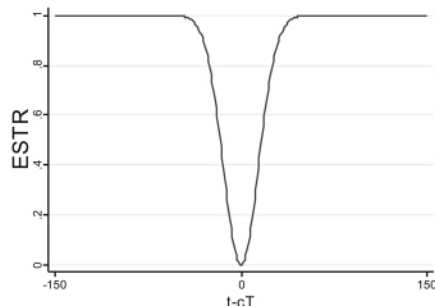


图 4 ESTR ( $\gamma = 0.050, c = 0.500$ )

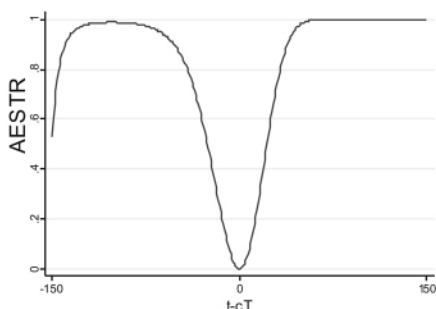


图 5 A-ESTR ( $\gamma_1 = 0.500, \gamma_2 = 0.050, c = 0.500, I(t) = t/T$ )

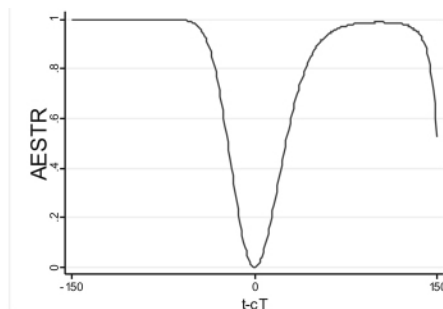


图 6 A-ESTR ( $\gamma_1 = 0.050, \gamma_2 = 0.500, c = 0.500, I(t) = t/T$ )

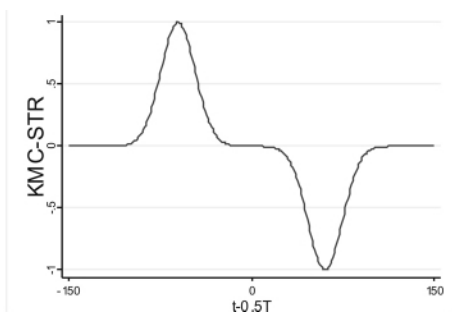


图7 KMC - STR ( $\gamma_1 = \gamma_2 = 0.05, c_1 < c_2, c_1 = 0.3, c_2 = 0.7$ )

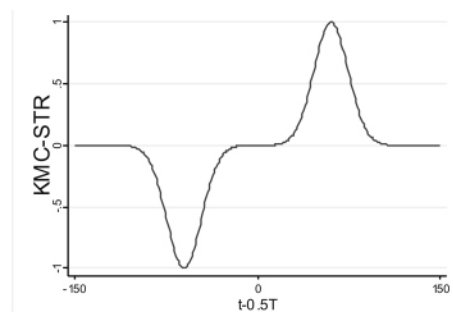


图8 KMC - STR ( $\gamma_1 = \gamma_2 = 0.05, c_1 > c_2, c_1 = 0.7, c_2 = 0.3$ )

而中国由于采取有管理的浮动汇率制度，名义利率也受央行控制，导致投机性资本的外汇溢价长期内恒为正，即公式 (5) 中  $\pi_{t-1} > 0$ 。另外，中国 1994 年外汇体制改革、2002 年加入世界贸易组织 (WTO)，2005 年实行参考一篮子货币进行调节的有管理的浮动汇率制度，另外，中国的技术进步和产业转型，都可能是人民币升值的潜在结构突变点，那么中国的实际汇率主要波动方向是升值。故此修正 KMC - STR 模型，建构适合中国特色的 S - STR 模型，其结构突变反应函数  $S_t(\theta)$  表示为：

$$S_t(\theta) = \{1 - \exp[-\gamma_1^2(t - c_1T)^2]\} \{1 - \exp[-\gamma_2^2(t - c_2T)^2]\} \cdots \{1 - \exp[-\gamma_n^2(t - c_nT)^2]\} \quad n=1, 2, \dots, T \quad (11)$$

其中，T 为样本个数。因为每个  $S_t^i(\theta) =$

$\{1 - \exp[-\gamma_i^2(t - c_iT)^2]\}$  取值都是 (0, 1)，如图 9 所示。n 个  $S_t^i(\theta)$  之积取值范围仍然为 (0, 1)。

当  $n=2$  时，其结构突变反应函数  $S_t(\theta)$  有图 10 的形状，对实际汇率有两个向下 (升值) 的结构型突变结构。人民币自 1994 年汇改一次性大幅贬值，从 5.76 贬值到 8.62。之后贸易净出口逐步增多，并在大多数年份有正的缺口，积累大量外汇，人民币处于升值通道。本文修正的意义正在于研究人民币升值通道中政策性改革对其自身结构突变的影响，而忽略期间贬值的结构型突变，即假设不存在贬值的结构型突变。

对于结构突变个数 n 的选择，本文采用逐一尝试的方法，以显著性最高的 n 作为结构突变个数，具有内生性的优势。

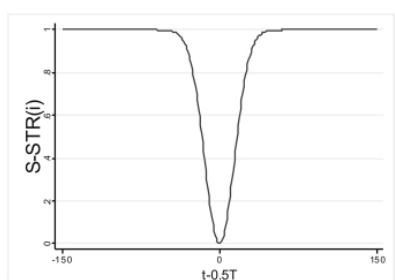


图9 S - STR (i)

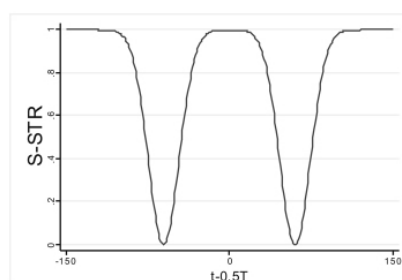


图10 S - STR

考虑外汇资本风险溢价在发展中国家趋向于零的假设成立比较微弱，所以对 Leybourne 的三种结果突变模型进行修正。加入中美两国名义利率差  $\Delta r$  (1 年期) 作为外汇资本风险溢价  $\pi_{t-1}$  的代替量。于是：

$$\begin{aligned} \text{Model A: } & y_t = a_0 + a_1 \Delta r + a_2 S_t(\theta) + u_t \\ \text{Model B: } & y_t = a_0 + a_1 \Delta r + a_2 S_t(\theta) + b_0 t + u_t \quad (12) \\ \text{Model C: } & y_t = a_0 + a_1 \Delta r + a_2 S_t(\theta) + b_0 t + b_1 t S_t(\theta) + u_t \end{aligned}$$

公式 (11) 与公式 (12) 共同构建出 S - STR 的实证模型。Model A 包含漂移项 ( $a_0$ ) 与

结构型突变  $S_t(\theta)$ ，实际汇率  $\varepsilon_t$  (为了区别于干扰项，方便阅读，这里用  $y_t$  表示) 的均值动态方程从  $a_0$  移动到  $a_0 + a_1 + a_2$ 。Model B 除了 Model A 的截距项移动外，还包括固定斜率项  $b_0$ 。Model C 为截距与斜率的两项同时改变，截距项仍由  $a_0$  移动到  $a_0 + a_1 + a_2$ ，斜率项由  $b_0$  移动到  $b_0 + b_1$ 。

模型中  $S_t(\theta)$  的存在，意味着非线性估计 NLS，不能用简单的 OLS。为了简化非线性估计的计算复杂问题，Leybourne 和 Mills 给出简化求解方法<sup>[4]</sup>。当结构型突变函数  $S_t(\theta)$  的参数  $\theta$  已

知时，带入得到的  $S_t(\theta)$  相当于外生变量，于是模型中的待估参数  $\hat{\beta}(\theta) = \{\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_2, \hat{b}_0, \hat{b}_1\}$  可以由 OLS 估计得到：

$$\hat{\beta}(\theta) = (X(\theta)'X(\theta))^{-1} (X(\theta)'Y) \quad (13)$$

其中，以 Model C 为例， $X(\theta) = [1, t, S_t(\theta), t^* S_t(\theta)]$ ， $(t=1, 2, \dots, T)$ ，是  $T \times 4$  的矩阵。 $Y = [\varepsilon_t]$ ， $(t=1, 2, \dots, T)$ ，是  $T \times 1$  的矩阵。所以， $\hat{\beta}(\theta)$  为  $4 \times 1$  的矩阵。

本文采用网格法估计，对参数  $\theta$  求解。在所有可能的  $\theta$  中，残差平方和最小化的  $\hat{\theta}$ ，即为估计的解。

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &= \arg \min_{\theta} [Y'Y - Y'X\hat{\beta}(\theta)] \\ &= \arg \min_{\theta} \hat{\sigma}^2(\theta) \end{aligned} \quad (14)$$

3. 实证过程与结果

实证的步骤：1) 给定结构突变个数  $n = 2$ ；2) 用网格法假定结构型突变函数的参数  $\theta = \theta_k = \{(c_1, \gamma_1) \dots (c_n, \gamma_n)\}$ ， $\theta \in \Omega$ ；3) 在结构型突变函数的参数  $\theta$  给定情况下，用 OLS 估计（公式（13）），得到  $\hat{\beta}(\theta)$  以及残差平方和  $\hat{\sigma}^2(\theta)$ ；4) 循环第二步，在所有的残差平方和  $\hat{\sigma}^2(\theta)$  中，最小的  $\hat{\sigma}^2(\hat{\theta})$  对应的  $\hat{\theta}$  即为参数解。

实证结果包括非线性估计参数  $\hat{\theta}$ 、线性估计参数  $\hat{\beta}(\hat{\theta})$ 、最小残差平方和  $\hat{\sigma}^2(\hat{\theta})$ 。步骤 2) 中涉及的网格法。具体的讲，就是把  $\theta$  所有的可行全局域  $\Omega$ ，全部试算一遍。可行区域  $\Omega = \{c_1 \in (0, 1); c_2 \in (0, 1); \gamma_1 \in (0, 1); \gamma_2 \in (0, 1)\}$ ，本文以 0.01 为精度试算，参数估计结果如表 2 所示。

表 2 S-STR 模型的参数估计

	非线性参数 $\hat{\theta}$	线性参数 $\hat{\beta}$	最小残差平方和 $\hat{\sigma}^2(\hat{\theta})$	$\bar{R}^2$
Model A	$\hat{c}_1 = 0.300$ $\hat{c}_2 = 0.900$ $\hat{\gamma}_1 = 0.010$ $\hat{\gamma}_2 = 0.010$	$\hat{a}_0 = 46.580$ $\hat{a}_1 = 1.160$	$\hat{\sigma}^2(\hat{\theta}) = 0.610$	0.970
Model B	$\hat{c}_1 = 0.200$ $\hat{c}_2 = 0.250$ $\hat{\gamma}_1 = 0.030$ $\hat{\gamma}_2 = 0.010$	$\hat{a}_0 = 1.990^{***}$ $\hat{a}_1 = -1.790^{***}$ $\hat{a}_2 = 0.330^{***}$ $\hat{b}_0 = -0.003^{***}$	$\hat{\sigma}^2(\hat{\theta}) = 0.100$	0.950
Model C	$\hat{c}_1 = 0.300$ $\hat{c}_2 = 0.300$ $\hat{\gamma}_1 = 0.020$ $\hat{\gamma}_2 = 0.010$	$\hat{a}_0 = 1.760^{***}$ $\hat{a}_1 = -0.950^{***}$ $\hat{a}_2 = 0.670^{***}$ $\hat{b}_0 = 0.002^{***}$ $\hat{b}_1 = -0.005^{***}$	$\hat{\sigma}^2(\hat{\theta}) = 0.050$	0.970

注：\*\*\* 表示 1% 的显著性水平。

将表 2 的结果代入公式（12），但不包括中美利差影响项  $a_1 \Delta r$ ，即得到的实际均衡汇率是外汇资本风险溢价（ $\pi_{t-1}$ ）等于零的实际均衡汇

率，其与实际汇率图形如图 11、图 12 和图 13 所示。因为最小残差平方和的不同，Model C 更贴近实际汇率的走势。

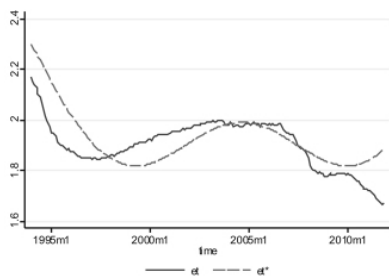


图 11 实际均衡汇率 (S-STR 模型, Model A)

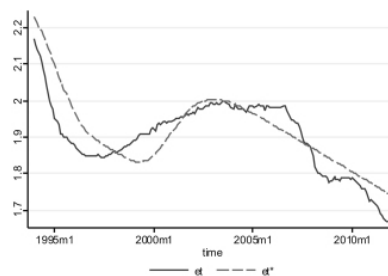


图 12 实际均衡汇率 (S-STR 模型, Model B)

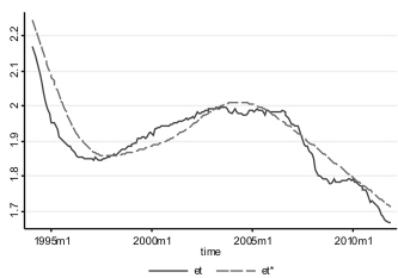


图 13 实际均衡汇率 (S-STR 模型, Model C)

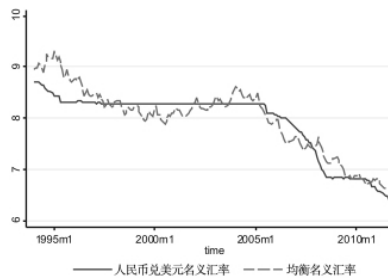


图 14 名义汇率与均衡名义汇率

图 13 中, 实际汇率小于实际均衡汇率, 即在动态购买力平价假设下, 人民币已经不存在被低估一说。将实际汇率按物价水平转换, 得到均衡名义汇率的估计值 (如图 14 所示), 名义汇率也小于均衡名义汇率, 本币高估。

根据 BEER 理论, 汇率失衡的衡量标准是实际汇率与实际汇率均衡值的百分比, 如图 15 所示。自 2005 年, 人民币汇率经过多个阶段的汇率失调, 当前人民币被高估。

$$cm_t = (\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}_t) \div \bar{\varepsilon}_t \quad (15)$$

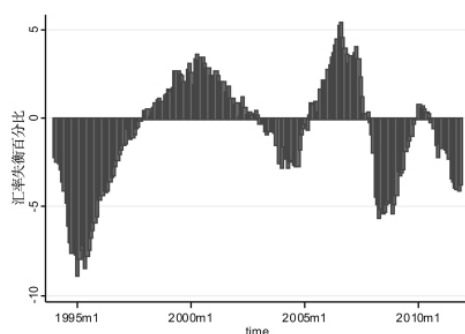


图 15 汇率失衡百分比

根据本文 S-STR 模型 (图 15), 自 2010 年 7 月人民币开始处于高估, 平均高估 2.200%, 最高为 2011 年 10 月的 4.050%。这期间发生欧债危机, 对欧贸易受损, 但对外贸易整体基本保持与前期一致, 受欧债危机影响不大。同时, 直接投资、短期投机资本大幅加大。三者使得外汇持续性突增, 央行公开市场操作难度加大, 外汇占款增大, 货币处于超发, 物价水平持续上扬, 货币通胀预期抬头。另外, 期间人民币汇率由稳定转向升值。再者, 中国产业结构改革, 经济处于增长加速度逐步放缓阶段, 经济前景再次不明朗和本阶段人民币的高估是外汇占款过多、经济前景不明朗和名义汇率升值所致。

#### 四、政策建议

第一, 汇率制度改革方面。人民币汇率的形成机制应朝向更透明的方向改革, 公布合理的均衡汇率估计方法, 达到市场内部自动平复汇率失衡, 即用汇率形成规章体制去影响和利用汇率市场预期。另外, 建议加大汇率日波动区间, 释放汇率市场自我调节空间。

第二, 汇率政策调控方面。央行作为外汇市场的特殊交易者, 其频繁进场操作会加强市场预期, 扰乱市场信息, 不利于汇率预期管理。建议建立多个隐形央行, 以一般交易者身份进入外汇市场, 代替央行分散操作, 减少干扰外汇市场程

度, 并能从内部调动市场预期。

第三, 从结售汇的外汇管理规章方面。建议加大自主、自愿式结售汇的范围, 藏汇于民有利于外汇投资收益管理。之前的强制性结售汇造成大量外汇囤积于央行, 规模巨大的外汇加大了央行的外汇管理难度, 采取购买外国政府债券等低风险资产, 不但收益较低, 而且若遇到该国发生金融风险, 这些资产同样也会大幅缩水。

#### 参考文献:

- [1] Perron, P., Philips, P. C. B. Does GNP Have a Unit Root? A Re - Evaluation [J]. *Economics Letters*, 1987, 23(2): 139 - 145.
- [2] Chow, G. C. Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions [J]. *Econometrica*, 1960, 28(3): 591 - 605.
- [3] Zivot, E., Andrews, K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, 10(10): 251 - 270.
- [4] Leybourne, S. J., Mills, T. C. Spurious Rejections by Dickey - Fuller Tests in the Presence of a Break under the Null [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 191 - 203.
- [5] Cerrato, M., Kim, H., Macdonald, R. Three - Regime Asymmetric STAR Modeling and Exchange Rate Reversion [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42(7): 1447 - 1467.
- [6] Clark, P. B., MacDonald, R. Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of Beers and Feers [R]. IMF Working Paper, 1998.
- [7] Sollis, R. Evidence on Purchasing Power Parity from Univariate Models: The Case of Smooth Transition Trend - Stationarity [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(1): 79 - 98.
- [8] 龚祥胜. 人民币均衡汇率估计——不同方法的比较 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2004, (4): 34 - 41.
- [9] 姜波克, 李怀定. 均衡汇率理论文献评述 [J]. *当代财经*, 2006, (2): 44 - 60.
- [10] 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*, 2005, (4): 34 - 45.
- [11] 唐亚晖, 陈守东. 基于 BEER 模型的人民币均衡汇率与汇率失调的测算: 1994Q1 - 2009Q4 [J]. *国际金融研究*, 2010, (12): 29 - 38.

(责任编辑: 杨全山)