

# 货币政策的粘性均衡汇率效应模型及 人民币汇率定价的弹性分析

刘纪显

(广东商学院, 广州 510320)

**摘要:** 本文将货币的定价问题纳入开放经济的宏观经济框架进行一般均衡研究。以开放的宏观经济为框架, 以厂商利润最大化为微观经济基础, 以严格的数学推导为逻辑纽带, 以粘性价格为理论依据, 以购买力平价的微分冲击形式为理论基础, 综合运用最优化方法、时间序列单方程等模型方法, 本文提出并构建了两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型。以货币政策的粘性均衡汇率效应模型为平台, 本文开发建立了它的人民币兑美元模型。应用开发的模型, 本文对 1992 年至 2000 年的人民币粘性均衡汇率进行了定价, 并对 2001 年的定价进行了预测。以定价汇率及其预测为标准, 本文对 1992 年至 2001 年的人民币汇率偏离定价与经常性项目的关系, 进行了弹性分析。分析表明模型的定价及其预测是合理的有效的。

**关键词:** IS-LM 分析; 汇率; 通货膨胀; 粘性价格; 货币定价

**中图分类号:** C931.1;F224.0;F019;F015;F016;F821

## 一、引言

Dornbusch 认为, 当货币供给增加, 货币市场受到冲击时, 产品市场对冲击的响应是滞后的, 表现为粘性价格(the sticky price)。因此, 购买力平价短期内不成立, 而长期内成立<sup>[1-3]</sup>。

事实上, 由于各种宏观变量相互抵消, 如产出增加等, 以零为起点的货币供给增加, 未必能够对产品市场和价格产生实际影响。但 Dornbusch 的粘性价格货币模型未能找到能够对产品市场产生实际冲击的货币政策起点, 这一起点就是通货中性的货币供给, 这是第一。第二, 没有考虑汇率决定的微观基础, 如利润最大化等; 第三, 不考虑经常性项目对汇率的作用, 如进出口等; 第四, 不涉及财政政策对汇率的影响, 如政府购买、税收等。总而言之, Dornbusch 以货币为中心, 其理论所包含的宏观经济广度和微观经济深度都还不够。因此, 模型在实证检验中很不理想。

Obstfeld & Rogoff 建立了汇率动态模型<sup>[4-6]</sup>。模型具有微观经济基础, 考虑了效用函数和垄断竞争, 并且可以分析货币和财政政策效应。但是, 同样没有明确获得通货中性的货币供给。并且假设过于严格, 比如假设国内外居民有相同的偏好, 没有交易成本, 居民能预见未来并使其总效用最大化等, 实际难以满足。其次是模型过于复杂, 包含了多达 70 个方程式。

---

基金项目: 广东省自然科学基金管理学科项目(05003980);中国博士后科学基金(2005037159)

作者简介: 刘纪显(1960-), 男, 江西人, 教授, 管理学博士后, 经济学博士, 理学硕士。

我们试图把两国货币政策的均衡汇率效应和汇率均衡定价问题纳入开放的宏观经济框架中，以厂商利润最大化作为微观基础，进行一般均衡研究。

首先，我们获得了购买力平价的微分冲击形式，使货币均衡定价问题转化成为均衡价格的变化率问题，即均衡通货膨胀问题。这是我们研究的理论基础。

然后，我们以开放的宏观经济作为理论框架，以厂商利润最大化作为微观基础，以严格的数学推导作为逻辑纽带，建立产品市场和货币市场同时均衡并且劳动市场非充分就业均衡的通货中性的货币供给跨时模型，从而找到能够对产品市场产生实际冲击的货币政策起点。

然后，以 Dornbusch 的粘性价格为理论依据，运用时间序列单方程模型方法，建立货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型。最后，我们以通货中性的货币供给跨时模型和货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型为基础，以购买力平价的微分冲击形式为理论基础，构建了**两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型**。

两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型是通用的国家模型和开发平台。利用中国和美国的统计数据，我们在这个平台上开发建模。首先分别建立了中国和美国的通货中性的货币供给跨时模型和货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型，以此为基础我们构建了中美两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型。应用这一模型，首先我们对 1992 至 2000 年人民币兑美元粘性均衡汇率进行了定价，并且对 2001 年的定价进行了预测。然后以定价汇率及其预测的为标准，对 1992 至 2001 年的人民币汇率偏离与经常性项目的关系进行了弹性分析。分析表明，模型的定价及其预测是合理的有效的。

## 二、货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型

Michele Bernasconi, Oliver Kirchkamp 应用 OLG 模型 (overlapping generations model) 做了一个通货膨胀实验<sup>[7]</sup>。实验中假设通货膨胀由每期的货币政策和平均储蓄以决定。实验中可以观察预期的形成及可以分解储蓄行为的过程。Richard Dennis 考虑了通货膨胀带来产成本的增加如何自发地影响货币政策向通货膨胀目标倾斜<sup>[8]</sup>。Lars E.O. Svensson 澄清了通货膨胀目标的本质特征，比较了通胀目标、货币目标及 GDP 目标的不同，并获得了一些欧洲央行货币政策的结论<sup>[9]</sup>。Alfred V. Guender 对简单随机宏观经济模型增加了一些工具性规定，并且检验了在通货膨胀目标下，货币政策参数的最优集合<sup>[10]</sup>。Jon Steinsson 以菲利普斯曲线 (Phillips curve) 为依据，研究了持续平稳通货膨胀的最优货币政策<sup>[11]</sup>。Robert H. DeFina, Thomas C. Stark, and Herbert E. Taylor 实证研究和估计了稳定的利率的货币政策如何影响通货膨胀和收入增长的长期关系<sup>[12]</sup>。此外，Douglas K. Pearce, Motoshi Sobue、Andreas Savvides 和 Linda Kamas 也从不同的角度研究了货币政策与通货膨胀的关系<sup>[13-15]</sup>。我们试图找到以通货中性的货币供给为起点的货币政策与粘性均衡通货膨胀的数量关系。

#### 四部门开放经济均衡收入的决定

根据凯恩斯理论，总需求由计划实际消费 $C$ 、投资 $I$ 、政府购买 $G$ 及净出口 $X-M$ 构成，而消费函数由 $C = \alpha + \beta(Y-T)$ 确定， $\beta$ 是边际消费倾向， $Y$ 是计划实际收入， $T$ 是税收；进口函数由 $M = M_a + l_m(Y-T)$ 确定， $l_m$ 是边际进口倾向；税收函数由 $T = T_0 + \tau Y$ 确定， $\tau$ 是边际税率。因此

$$C + I + G + (X - M) = \alpha - (\beta - l_m)T_0 + (\beta - l_m)(1 - \tau)Y + I + G + X - M_a \quad (1)$$

当国内产品市场均衡时，四部门开放经济均衡收入 $Y$ 所满足的方程为

$$Y = \frac{1}{1 - (\beta - l_m)(1 - \tau)} [\alpha - (\beta - l_m)T_0 + I + G + X - M_a] \quad (2)$$

#### IS 线

在(2)式中，把投资 $I$ 内生化的，设投资函数为 $I = e - dr$ ， $r$ 是利率，即可获得IS线

$$Y = \frac{1}{1 - (\beta - l_m)(1 - \tau)} [\alpha - (\beta - l_m)T_0 + (e - dr) + G + X - M_a] \quad (3)$$

#### LM 线

设货币需求函数为 $L = kY - hr$ ，设名义货币供给为 $M$ ，价格水平为 $P$ 。那么实际货币供给为

$$M_r = \frac{M}{P} \quad (4)$$

当货币市场均衡时，可获得LM线 $M_r = kY - hr$ ，这里实际货币供给 $M_r$ 是外生变量，所以LM线应为

$$r = \frac{k}{h}Y - \frac{M_r}{h} \quad (5)$$

#### 一般均衡收入决定

在产品市场和货币市场一般均衡条件下，收入由IS-LM线决定。也就是

$$Y = \frac{1}{1 - (\beta - l_m)(1 - \tau)} [\alpha - (\beta - l_m)T_0 + (e - dr) + G + X - M_a] \quad \dots\dots\dots \text{IS 线}$$

$$r = \frac{k}{h}Y - \frac{M_r}{h} \quad \dots\dots\dots \text{LM 线}$$

来决定。将LM线代入到IS线即可获得一般均衡的收入决定方程

$$Y = \mu_0 + \mu_1 M_r + \mu_2 G + \mu_2 X \quad (6)$$

#### 税后利润最大化的通货中性货币供给跨时模型

从收入构成看，一是工资 $Z$ ，二是利息 $J$ ，三是折旧 $H$ ，四是税前利润(隐成本)及间接税。由于所得税与收入有明确的线性函数关系，将其从税前利润中分离而获得税后利润 $R$ ，同时

获得净税收  $T$ ，包括间接税加所得税减补贴。于是税后利润函数可表示为

$$R=Y-(Z+J+H+T) \quad (7)$$

将(6)代入(7)式后两边乘以  $P$  即可获得

$$PR = \mu_0 P + \mu_1 M + \mu_2 GP + \mu_2 XP - ZP - JP - HP - TP \quad (8)$$

微观经济已经证明，收益(利润)函数一般情况下必存在最大化的利润。因此，为了获得最大税后利润，只要税后利润  $R$  的一阶微分  $dR$  等于零就可以了。对(8)式取微分，令  $dR=0$ ，再把工资  $Z$  分解为工资率  $W$  与劳动力  $L$  即  $Z=WL$ ；利息  $J$  分解为利率  $r$  与信贷  $B$  即  $J=rB$ ；

折旧  $H$  分解为折旧率  $q$  与固定资产存量  $N$  即  $H=qN$ ，然后令  $\frac{dP}{P} = p = 0$ 。我们获得了以第

$i-1$  年为基期，第  $i$  年( $i=1, \dots, n'$ ) 通货中性的货币供给跨时模型(数学推导见附录)

$$\left[ \frac{dM}{M} \right]_{\pi=0} = [(\theta_3 \eta_6 + \theta_2 \eta_3 + \theta_2 \eta_4 + \theta_2 \eta_5) \frac{dY}{Y} + \theta_2 \eta_3 (\frac{dW}{W} - \frac{d(Y/L)}{Y/L}) + \theta_2 \eta_4 (\frac{dr}{r} - \frac{d(Y/B)}{Y/B}) + \theta_2 \eta_5 (\frac{dq}{q} - \frac{d(Y/N)}{Y/N}) - \theta_1 \eta_1 \frac{dG}{G} - \theta_1 \eta_2 \frac{dX}{X}]_i, (i=1, \dots, n')$$

为了简便，我们将通货中性的货币供给跨时模型对应地记为

$$\bar{m}_i = e_i^1 y_i + e_i^2 (w_i - a_i) + e_i^3 (r_i - b_i) + e_i^4 (q_i - c_i) - e_i^5 g_i - e_i^6 x_i, (i=1, \dots, n') \quad (9)$$

其中， $\theta_1 = \frac{h}{d}$ ， $\theta_2 = \theta_1 [1 + (l_m - \beta)(1 - \tau)] + k$ ， $\theta_3 = \tau \theta_2$ ，如前所述， $h, d, l_m, \beta, \tau, k$  分别是

第  $i$  年相应变量的边际； $\eta_1 = \frac{G}{M_r}$ ， $\eta_2 = \frac{X}{M_r}$ ， $\eta_3 = \frac{WL}{M_r}$ ， $\eta_4 = \frac{rB}{M_r}$ ， $\eta_5 = \frac{qN}{M_r}$ ， $\eta_6 = \frac{Y}{M_r}$ ，

分别是第  $i-1$  年每单位实际货币供给的政府购买，外贸出口，工资，利息，折旧和收入； $\bar{m}_i$

是第  $i$  年通货中性时的货币供给， $y_i, w_i, a_i, r_i, b_i, q_i, c_i, g_i, x_i$  分别是第  $i$  年相应宏观经济变

量的增长率， $a_i, b_i, c_i$  分别是第  $i$  年劳动生产率，信贷产出率和固定资产产出率增长的百分

数； $(w_i - a_i), (r_i - b_i), (q_i - c_i)$  等是成本抵补，分别是劳动生产率对工资率的抵补，信贷

产出率对利率的抵补和固定资产产出率对折旧率的抵补； $e_i^1, e_i^2, e_i^3, e_i^4, -e_i^5, -e_i^6$  分别是第  $i$

年货币供给的收入弹性，货币供给的工资抵补、利率抵补和折旧抵补弹性以及货币供给的政府购买弹性和出口弹性。

模型(9)确定了三个市场各种宏观经济变量变动的冲击在通货中性约束下的数量关系。这一模型已经不是经验规律的概括模型，而是具有深刻宏观微观经济背景的数学推导模型。并且，模型具有明确合理的经济意义。

首先，货币供给的收入弹性为正，等于  $e_i^1$ 。事实上，当产出增加时，产品市场的供给增加，形成对价格的压力。这时为了维持价格不变，即保持通货中性，需要增加货币供给来支撑价格。货币供给的政府购买弹性为  $-e_i^5$ ，是小于 0 的。政府购买会增加对价格的拉动力，而要保持价格水平不变应该减少货币供给以平衡拉力。同理，出口也会增加对价格的拉动力，需要减少货币供给来平衡拉力。工资率、利率和折旧率分别被劳动生产率、信贷产出率和固定资产产出率所抵补。当抵补水平降低时，三个抵补就会增大，总成本占用货币量就会增加，对货币的需求就会增加。可见货币供给的三个成本抵补弹性为正，它们分别等于  $e_i^2, e_i^3, e_i^4$ 。

### 货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型

以模型(9)所确定的通货中性货币供给为起点，我们来看看货币政策与均衡通货膨胀的粘性关系。我们定义货币政策变量是即期货币供给相对通货中性货币供给的偏离

$$\Delta = \left. \frac{dM}{M} - \frac{dM}{M} \right|_{\pi=0}$$

。一旦货币供给发生偏离，即偏离  $\Delta$  不等于 0，则表明这一货币政策必然影响产品市场的价格。假设在第  $t$  期货币供给发生偏离，并且受到这一偏离冲击前产品市场的均衡价格为  $P$ 。由于价格粘性，新的均衡价格  $P + dP$  是在以后的  $t+1, t+2, \dots$  等期里逐渐形成的。现在我们利用现期第  $t-1$  期和历期第  $t-2, t-3, \dots, t-n'$  期各期的宏观经济变量冲击信息，通过模型(9)计算出各期的通货中性的货币供给，然后根据各期的即期货币供给，我们计算出相应各期的偏离  $\Delta_{t-1}, \Delta_{t-2}, \Delta_{t-3}, \dots, \Delta_{t-n'}$ 。由于价格粘性，未来下一期，第  $t$  期的均衡通货膨胀  $p_t$  是现期或历期的某个偏离  $\Delta_{t-i}$  或以往各期的偏离  $\Delta_{t-1}, \Delta_{t-2}, \dots, \Delta_{t-i}, \dots, \Delta_{t-n'}$  的某种线性组合。从而粘性均衡通货膨胀模型为

$$p_t = \sum_{i=1}^{n'} \delta_{t-i} \Delta_{t-i} \quad (10)$$

下面我们以即期通货膨胀为参照，对粘性均衡通货膨胀模型(10)进行最优参数估计。由于模型(10)具有动态性，不妨认为第  $t$  期是现期或历期。这样便于将(10)式所确定的粘性均衡通货膨胀  $p_t$  与即期通货膨胀  $\tilde{p}_t$  做比较。假定两者的误差为  $\tilde{p}_t - p_t = u_t$ ， $u_t$  为随机误差项。

将(10)式代入得

$$\tilde{p}_t = \sum_{i=1}^{n'} \delta_{t-i} \Delta_{t-i} + u_t \quad (11)$$

最后，运用计量经济学方法最优估计这一模型的参数，所获得的参数记为  $\lambda_{t-j}, j=1, \dots, n, (n \leq n')$  和  $\lambda$ ，可获得“平移”误差最小的粘性均衡通货膨胀优化模型

$$p_t = \lambda + \sum_{j=1}^n \lambda_{t-j} \Delta_{t-j}, \quad (t \leq n' + 1) \quad (12)$$

通货中性货币供给跨时模型(9)与粘性均衡通货膨胀优化模型(12)合成,即获得了**货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型**。货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型具有经济理论意义和现实意义。一方面,它提出了未来下一期的粘性均衡通货膨胀可以利用现期或历期各种宏观经济变量冲击信息进行预期的计算方法;二方面,它是一个通用的国家模型,是建立一个国家货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型的开发平台;三方面,它是建立两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型的基础。

### 三、两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型

#### 购买力平价的微分冲击形式

我们对购买力平价模型  $S = \frac{P}{P^*}$  两边取对数,再对两边微分,便获得购买力平价的微分

$$\text{冲击形式} \quad \frac{dS}{S} = \frac{dP}{P} - \frac{dP^*}{P^*} \quad (13)$$

其含义是均衡汇率变化的百分比  $\frac{dS}{S}$  等于本国均衡价格变化百分比  $\frac{dP}{P}$  减去外国均衡价格

变化百分比  $\frac{dP^*}{P^*}$ 。实际上就是相对购买力平价的微分形式。为了与货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型一致,将购买力平价的微分冲击形式(13)对应地记为

$$s = p - p^* \quad (14)$$

购买力平价的微分冲击形式不仅把购买力平价的非线性“商”形式简化成了线性“和”形式,而且经济意义明确。

#### 两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型

在建立了货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型的基础上,我们以购买力平价的微分冲击形式(14)为理论基础,将两国货币政策的均衡汇率效应和汇率均衡定价问题纳入开放的宏观经济框架中,从而构建了**两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型**

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (15)$$

$$p_t = \lambda + \lambda_{t-1}\Delta_{t-1} + \dots + \lambda_{t-n}\Delta_{t-n}, \quad (t \leq n' + 1) \quad (16)$$

$$p_t^* = \lambda^* + \lambda_{t-1}^*\Delta_{t-1}^* + \dots + \lambda_{t-n}^*\Delta_{t-n}^*, \quad (t \leq n' + 1) \quad (17)$$

$$\Delta_{t-i} = m_{t-i} - \bar{m}_{t-i}, \quad (i = 1, \dots, n) \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \bar{m}_{t-i} = & e_{t-i}^1 y_{t-i} + e_{t-i}^2 (w_{t-i} - a_{t-i}) + e_{t-i}^3 (r_{t-i} - b_{t-i}) + e_{t-i}^4 (q_{t-i} - c_{t-i}) \\ & - e_{t-i}^5 g_{t-i} - e_{t-i}^6 x_{t-i} , \quad (i = 1, \dots, n) \end{aligned} \quad (19)$$

$$\Delta_{t-i}^* = m_{t-i}^* - \bar{m}_{t-i}^* , \quad (i = 1, \dots, n^*) \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \bar{m}_{t-i}^* = & e_{t-i}^{1*} y_{t-i}^* + e_{t-i}^{2*} (w_{t-i}^* - a_{t-i}^*) + e_{t-i}^{3*} (r_{t-i}^* - b_{t-i}^*) + e_{t-i}^{4*} (q_{t-i}^* - c_{t-i}^*) \\ & - e_{t-i}^{5*} g_{t-i}^* - e_{t-i}^{6*} x_{t-i}^* , \quad (i = 1, \dots, n^*) \end{aligned} \quad (21)$$

其中, (15)式同(14)式, 是购买力平价的微分冲击形式; (16)和(17)式同(12)式, 分别是本国和外国的粘性均衡通货膨胀优化模型; (18)和(20)式分别是本国和外国的货币政策变量; (19)和(21)式同(9)式, 分别是本国和外国通货中性货币供给跨时模型。

货币政策的粘性均衡汇率效应模型表明, 第*t*期的粘性均衡汇率*s<sub>t</sub>*是由本国以往*n*期的货币政策变量  $\Delta_{t-i}$  ( $i=1, \dots, n$ )和外国以往*n\**期的货币政策变量  $\Delta_{t-i}^*$  ( $i=1, \dots, n^*$ )所决定。而本国和外国各期的货币政策变量是由相应期的通货中性货币供给  $\bar{m}$  所决定。而各期的通货中性货币供给又是由相应期该国的各种宏观经济变量变动的冲击程度所决定。可见, 货币政策的粘性均衡汇率效应模型既有宏观经济的广度又有微观经济的深度, 同时具有严格的数学推导。并且具备对粘性均衡汇率定价及定价的预测的能力。

值得注意的是, 由于工资的僵固性, 劳动市场实际上处于非充分就业均衡态。模型的推导符合存在失业的基本假设。

## 四、中国货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型

### 样本和数据的选取

由于货币供给等重要宏观经济变量中国在 1985 年以前缺损, 所以我们的研究以 1985 年为基期, 样本选取从 1985 年开始的数据, 即从 1985 年至 2000 年, 其样本容量为 16 年。我们选取货币供给*M*作为模型中的名义货币供给*M*。除此以外, 模型中所有以货币单位计量的宏观经济变量, 均把它相应的统计量折合成以基期 1985 年的不变价格计算的实际变量, 以适应模型的需要。

事实上, 如果选取统计量 GDP 作为模型的均衡收入 *Y*, 由于 GDP 是事后核算结果, 与价格型汇率定价模型中的计划实际的均衡收入 *Y*相比, 一般会严重高估, 因为 GDP 中包括了存货投资。因此, 我们首先选取 GDP 减去当年的存货增加便获得当年的名义均衡收入, 然后用它除以当年的价格, 之后再乘以基期 1985 年的价格, 便获得了按不变价格计算的实际均衡收入, 也就是符合模型要求的收入变量 *Y*。

作为国内的工资成本, 如果选用“职工工资总额”, 显然被低估了, 因为“职工工资总

额”的主要统计面是国有和集体企业。因此我们选用了“劳动者报酬”作为工资成本。但中国的“劳动者报酬”是从1994年才开始统计的，因此如何较为合理的为1994年以前的“劳动者报酬”数据补损就成了问题。我们通过“职工工资总额”乘以系数获得，也就是：劳动者报酬=职工工资总额×系数。关键是历年的系数如何确定。首先我们发现，从1994年至2000年的系数，除了1998年以外，其它基本上是按同比增长的。如果我们认为1994年至2000年的系数的增加比例是过去历年保持惯性的结果，或者说，从1985年至1993年的系数也是按这一比例线性增加的，那么就可以通过1994年和2000年的实际系数计算获得从1985年至1993年的系数，从而补损从1985年至1993年的“劳动者报酬”。详见《中国统计年鉴》。最后再按基期的不变价格折合成实际变量。

如果选取“职工人数”作为模型的劳动力 $L$ ，同理也被低估了。我们选取了“从业人员”作为劳动力。现在来看利率的选取。从1991年开始，中国对贷款利率的项目做了调整。按新项目，1991年至2000年我们选取“个体工商户贷款”和“固定资产投资贷款”等两项目贷款利率的平均值作为模型的利率。而1985年至1990年，我们按当时的贷款项目，选取“流动贷款”“农业生产费用贷款”和“固定资产贷款”等三个项目的平均利率作为模型的利率。我们选用“金融机构各项贷款”作为模型的贷款是合理的。现在我们来看模型的固定资产存量。我们以“全社会固定资产投资”统计项目的数据为基础，以1984年为基期的不变价格来计算从1985年至2000年的固定资产存量。计算公式是 $N_t = N_{t-1}(1 - q_t) + \Delta N_t$ 。其含义是第 $t$ 期(年)末的固定资产存量 $N_t$ 是第 $t-1$ 期(年)末的固定资产存量 $N_{t-1}$ 扣去折旧 $N_{t-1} \times q_t$ (其中 $q_t$ 是第 $t$ 期的折旧率)，再加上第 $t$ 期(年)的新增固定资产投资 $\Delta N_t$ ，这个 $\Delta N_t$ 即是第 $t$ 年的“全社会固定资产投资”。最后折合成实际变量。

我们使用“居民消费”并按照基期的不变价格计算出模型中的实际消费 $C$ 。我们选用“政府消费”并计算出模型的政府购买 $G$ 。现在来看中国的税收。如果我们直接选用“各项税收收入”作为模型的税收，将有可能被高估。从1985年开始，政府对国有企业一直实行亏损补贴，每年补贴高达三位数亿元，这一部分应从“各项税收收入”中扣除。另外，直到1993年实行利改税为止，政府除了从企业收取税收收入以外，企业还向国家上缴利润，也就是政府从企业获取的收入，统计上列为“企业收入”项目。这部分应加到“各项税收收入”中去。因此，政府的实际总税收应是：净税收=各项税收收入+企业收入-企业亏损补贴。最后折合成实际变量。我们用“居民消费价格总指数”作为价格水平指数 $P$ 。这比选用“商品零售价格总指数”要合理，因为“居民消费价格总指数”不仅考虑了商品还考虑了劳务。我们选用“固定资产形成总额”并计算出模型的投资 $I$ 。最后折合成实际变量。

### 中国相关函数联立方程组参数估计及中国模型参数计算

对开放经济和开放市场而言，实际货币供给 $M$ 和税收 $T$ 作为货币政策和财政政策变量，



是外生的。此外消费C投资I收入Y利率r和进口U<sub>m</sub>都是内生的。但是对中国的现实经济来说，利率尚未市场化，投资也有很强的计划性。因此，在建立中国模型过程中，把利率r和投资I也作为外生变量。

由于利率和收入等内生变量同时出现在多个方程中，所以用普通最小二乘法 OLS 来估计参数是有偏不相容的。也不能使用两阶段最小二乘法 2SLS 和极大似然法 LIML，他们是单个方程逐个估计，不考虑方程之间的联系。因此，应该使用三阶段最小二乘法 3SLS 来估计参数。估计结果为

$$\begin{aligned}
 &MSE=1.0023 \quad R^2=0.9876 \\
 &C=151.343 + 0.532273(Y-T) \\
 &\quad (1.375) \quad (58.57) \quad F=2.0777 \\
 &M_r=81.325 + 0.001202Y - 605.2722r \\
 &\quad (8.926) \quad (17.531) \quad (-6.889) \quad F=85.3946 \\
 &I=24326 - 92193r \\
 &\quad (1.476) \quad (-1.526) \quad F=16.21 \\
 &U_m=443.886 + 0.206267(Y-T) \\
 &\quad (0.803) \quad (16.538) \quad F=4.9462
 \end{aligned}$$

于是我们获得了中国的结构参数  $\hat{\beta} = 0.5323, \hat{k} = 0.001202, \hat{h} = 605.27, \hat{d} = 92193,$

$\hat{l}_m = 0.2063$ 。因此，建立中国模型的参数  $\theta_1 = \frac{\hat{h}}{\hat{d}} = \frac{605.27}{92193} = 6.565 \times 10^{-3}$ 。现

在逐年计算中国的边际税率  $\tau$ ，从而计算出中国模型参数  $\theta_2 = \theta_1[1 + (1 - \tau)(\hat{l}_m - \hat{\beta})] + \hat{k}$  和

$\theta_3 = \tau\theta_2$ 。详见参数计算表。

模型参数计算表(中国)

	$\tau$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$
1986年	0.18620	0.006565	0.006025	0.001122
1987年	-0.00068	0.006565	0.005625	-0.000004
1988年	0.06350	0.006565	0.005763	0.000366
1989年	0.09940	0.006565	0.005840	0.000580
1990年	0.07880	0.006565	0.005795	0.000457
1991年	0.07600	0.006565	0.005789	0.000440
1992年	0.07120	0.006565	0.005779	0.000412
1993年	0.12280	0.006565	0.005890	0.000723
1994年	0.07150	0.006565	0.005780	0.000413
1995年	0.08100	0.006565	0.005800	0.000470
1996年	0.09170	0.006565	0.005823	0.000534
1997年	0.19660	0.006565	0.006048	0.001189
1998年	0.27400	0.006565	0.006213	0.001702
1999年	0.39310	0.006565	0.006468	0.002543
2000年	0.26040	0.006565	0.006184	0.001610

### 中国通货中性的货币供给及即期货币供给偏离的计算

为了计算通货中性的货币供给，首先根据《中国统计年鉴》历年的原始统计数据计算出

$$\text{参数值 } \eta_1 = \frac{G}{M_r}, \eta_2 = \frac{X}{M_r}, \eta_3 = \frac{WL}{M_r}, \eta_4 = \frac{rB}{M_r}, \eta_5 = \frac{qN}{M_r}, \eta_6 = \frac{Y}{M_r}。 \text{然后应用已求得的}$$

的参数  $\theta_1, \theta_2$  和  $\theta_3$  便可计算出相应年的各种弹性系数。见“弹性系数表”

现在，根据相关数据计算各种宏观经济变量的增长率。然后，根据这些年的弹性系数和相应的增长率，通过货币政策的粘性均衡汇率效应模型中的中国通货中性的货币供给跨时模型(19)便可计算出通货中性货币供给。详见“通货中性货币供给计算表”。

最后，根据各年的即期货币供给，可计算出相应年货币政策变量。详见“即期货币供给偏离、即期通货膨胀表”

### 中国粘性均衡通货膨胀优化模型

我们根据表中历年的货币政策变量，以及历年的即期通货膨胀，对粘性均衡通货膨胀模型(11)进行最优参数估计，从而获得中国粘性均衡通货膨胀优化模型(16)

$$\begin{aligned}
 p_t = & 0.116641 + 0.023089 \Delta_{t-1} + 0.252074 \Delta_{t-2} + 0.163746 \Delta_{t-3} + 0.25003 \Delta_{t-4} \\
 & (4.459) \quad (0.175) \quad (1.889) \quad (1.257) \quad (1.623) \\
 & - 0.256813 \Delta_{t-5} - 0.043767 \Delta_{t-6} \quad (22) \\
 & (-0.921) \quad (-0.163) \\
 & R^2=0.9001 \quad F=3.004 \quad D.W=2.076
 \end{aligned}$$

弹性系数表(中国)

	$e^2$	$e^3$	$e^4$	$e^1$	$e^5$	$e^6$
1986年	0.39906	0.07323	0.01554	0.78889	0.23266	0.15895
1987年	0.42287	0.07323	0.02975	0.52483	0.22583	0.17876
1988年	0.50079	0.08306	0.04696	0.73193	0.22594	0.22290
1989年	0.67512	0.11058	0.07048	1.05261	0.25722	0.26313
1990年	0.91413	0.14182	0.10808	1.35800	0.33502	0.32233
1991年	1.05571	0.18948	0.12237	1.56152	0.35139	0.46589
1992年	1.06407	0.18981	0.13932	1.56941	0.36756	0.49707
1993年	1.07806	0.17052	0.13312	1.68000	0.35510	0.47549
1994年	1.16396	0.20177	0.13736	1.68620	0.37814	0.44412
1995年	1.69668	0.27856	0.18467	2.43659	0.49477	0.86137
1996年	2.14345	0.34608	0.24671	3.13043	0.55446	1.03192
1997年	2.54699	0.41304	0.29948	4.18767	0.59274	0.94943
1998年	2.44332	0.39057	0.32274	4.38336	0.55442	0.96339
1999年	2.44248	0.33901	0.36625	4.85805	0.53454	0.85841
2000年	2.04283	0.24477	0.34967	3.58766	0.49055	0.76308

通货中性货币供给计算表(中国)

	$y$	$w-a$	$r-b$	$q-c$	$g$	$x$	$\bar{m}$
1986年	0.13808	0.20617	0.14275	0.36448	0.15456	0.33774	0.11768
1987年	0.17254	0.08428	-0.04703	0.20646	0.08998	0.35847	0.04449
1988年	0.24792	0.10350	0.05579	0.12700	0.15906	0.20184	0.16296
1989年	0.13269	0.09879	0.16774	0.09150	0.17719	0.10715	0.15759
1990年	0.09691	0.10738	0.14698	0.04269	0.10772	0.52648	0.04947
1991年	0.16551	0.04680	0.01339	0.17255	0.25666	0.28177	0.11005
1992年	0.23223	0.03710	-0.06596	0.01386	0.23403	0.22189	0.19704
1993年	0.30018	0.03065	0.14375	0.04667	0.28846	0.13012	0.40377
1994年	0.35009	0.12535	0.02386	0.00054	0.33036	0.97203	0.18450
1995年	0.25062	0.00429	-0.00601	0.02523	0.11765	0.19478	0.39493
1996年	0.16086	0.09379	0.05521	0.06857	0.17354	0.01001	0.63407
1997年	0.09690	0.01236	0.00842	0.09190	0.11121	0.20549	0.20725
1998年	0.05214	0.03041	-0.14354	0.13471	0.08711	0.00468	0.23746
1999年	0.04751	-0.00343	-0.18657	0.09874	0.09526	0.06094	0.09211
2000年	0.08939	-0.00180	-0.09049	0.05350	0.12678	0.27695	0.04005

## 五、美国货币政策的粘性均衡通货膨胀效应模型

### 样本和数据的选取

以“固定资本形成”为基础，以1984年为基期来计算从1985年至2000年的固定资本存量。不同于中国，美国数据中，没有相对过去无数年固定资本存量的绝对折旧率，仅有固定资本折旧的绝对数“固定资本折旧”。因此美国的固定资本存量计算公式应为 $N_t = N_{t-1} - \Delta D_t + \Delta N_t$ ，含义是第 $t$ 期(年)末的固定资本存量 $N_t$ 是第 $t-1$ 期(年)末的固定资本存量 $N_{t-1}$ 是扣去折旧 $\Delta D_t$ 后，再加上第 $t$ 期(年)新增的固定资本 $\Delta N_t$ ， $\Delta N_t$ 即是美国数据“固定资本形成”。同时，美国数据中没有一个绝对折旧率，所以我们只能确定以1984年的固定资本形成作为存量基础的相对折旧率 $q$ 。

用“税收收入”总额扣除“补贴”作为模型中的税收 $T$ 。以“银行部门提供的国内信贷占GDP的比率(%)”来计算“银行部门提供的国内信贷”，并作为模型中的信贷 $B$ 。

需要说明，美国的经济统计是动态统计，不断调整。比如1990年的GDP，不同来源或同一来源不同的年卷数据均不相同，出现过57438, 55222, 54900和57510亿美元不等。于是我们以国家统计局的《国际统计年鉴》的最新数据为基本来源。其中没有的数据，我们以世界银行的《世界发展指标》及经济合作与发展组织的《主要经济指标》(OECD Main Economic Indicators)等的最新数据为来源。

### 美国相关函数联立方程组参数估计及美国模型参数计算

实际货币供给 $M$ 和税收 $T$ 作为货币政策和财政政策变量，是外生的。此外都是内生的。使用三阶段最小二乘法3SLS来估计参数。结果为

$$\begin{aligned}
&MSE=0.77368 \quad R^2=0.9982 \\
&C=3832.731 + 0.8776(Y-T) \\
&\quad (9.146) \quad (119.0) \quad F=-4.2432 \\
&M_r=96.214 + 0.000313Y - 414.131r \\
&\quad (16.063) \quad (8.116) \quad (-7.339) \quad F=1.7246 \\
&I=14641 - 32967r \\
&\quad (1.871) \quad (-1.36) \quad F=111.683 \\
&U_m=2750.912 + 0.1897(Y-T) \\
&\quad (5.414) \quad (21.217) \quad F=4.3233
\end{aligned}$$

即期货币供给偏离、即期通货膨胀表(中国)

	$\bar{m}$	$m$	$\Delta$	$\tilde{p}$
1986年	0.11768	0.2668	0.14912	0.065
1987年	0.04449	0.1693	0.12481	0.073
1988年	0.16296	0.2096	0.04664	0.188
1989年	0.15759	0.0662	-0.09139	0.180
1990年	0.04947	0.0891	0.03963	0.031
1991年	0.11005	0.2421	0.13205	0.034
1992年	0.19704	0.3589	0.16186	0.064
1993年	0.40377	0.3878	-0.01597	0.147
1994年	0.18450	0.2617	0.07720	0.241
1995年	0.39493	0.1678	-0.22713	0.171
1996年	0.63407	0.1888	-0.44527	0.083
1997年	0.20725	0.2213	0.01405	0.028
1998年	0.23746	0.1185	-0.11896	-0.008
1999年	0.09211	0.1767	0.08459	-0.014
2000年	0.04005	0.1595	0.11945	0.004

于是我们获得了美国的结构参数  $\hat{\beta} = 0.8776, \hat{k} = 0.000313, \hat{h} = 414.131, \hat{d} = 32967,$

$\hat{l}_m = 0.1897$ 。因此，建立美国模型的参数  $\theta_1 = \hat{h}/\hat{d} = 414.131/32967 = 0.012562$ 。

现在逐年计算美国的税率  $\tau$ ，从而计算出美国模型参数  $\theta_2 = \theta_1[1 + (1 - \tau)(\hat{l}_m - \hat{\beta})] + \hat{k}$  和  $\theta_3 = \tau\theta_2$ 。

#### 美国通货中性的货币供给及即期货币供给偏离的计算

为了计算出各年的通货中性的货币供给，首先我们根据《国际统计年鉴》、《世界发展指标》(The World Bank Group: World Development Indicators)等美国历年的原始统计数据，计数据计算出各年的模型参数值  $\eta_1, \eta_2, \eta_3, \eta_4, \eta_5, \eta_6$ 。然后应用已求得的模型参数  $\theta_1, \theta_2$  和  $\theta_3$  便可计算出相应年的各种弹性系数。见“弹性系数表”。

现在，根据数据可计算出历年各种宏观经济变量的增长率。然后，根据这些年的弹性系数和相应的增长率，通过货币政策的粘性均衡汇率效应模型中的美国通货中性的货币供给跨

时模型(21)便可计算出历年的通货中性货币供给。详见“通货中性货币供给计算表”。

最后,根据各年的即期货币供给,可计算出相应年的货币政策变量。详见“即期货币供给偏离、即期通货膨胀表”

模型参数计算表(美国)

	$\tau$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$
1986年	0.1401	0.012562	0.005444	0.0007627
1987年	0.2956	0.012562	0.006788	0.0020065
1988年	0.1482	0.012562	0.005514	0.0008172
1989年	0.2069	0.012562	0.006022	0.0012458
1990年	0.1159	0.012562	0.005235	0.0006068
1991年	0.1497	0.012562	0.005527	0.0008274
1992年	0.0989	0.012562	0.005088	0.0005032
1993年	-0.0915	0.012562	0.003443	-0.0003150
1994年	0.5575	0.012562	0.009051	0.0050460
1995年	0.1701	0.012562	0.005704	0.0009702
1996年	0.2527	0.012562	0.006417	0.0016216
1997年	0.2500	0.012562	0.006394	0.0015985
1998年	0.2924	0.012562	0.006760	0.0019767
1999年	0.2094	0.012562	0.006043	0.0012654
2000年	0.3307	0.012562	0.007091	0.0023451

弹性系数表(美国)

	$e^{2*}$	$e^{3*}$	$e^{4*}$	$e^{1*}$	$e^{5*}$	$e^{6*}$
1987年	2.26110	0.34269	0.48840	4.26529	1.28980	0.51625
1988年	2.00857	0.31815	0.42512	3.27240	1.40213	0.60236
1989年	2.36934	0.42553	0.49308	4.14076	1.47467	0.73397
1990年	2.26089	0.48018	0.48121	3.68407	1.59536	0.87082
1991年	2.43132	0.47185	0.49903	4.03234	1.59581	0.91826
1992年	2.18390	0.34900	0.45832	3.37071	1.61900	0.93215
1993年	1.44196	0.17505	0.29991	1.68574	1.52171	0.91916
1994年	3.74557	0.44405	0.75484	8.59836	1.45575	0.88742
1995年	2.56352	0.37009	0.46030	4.15887	1.52058	0.99407
1996年	3.14495	0.56063	0.55044	5.64710	1.64836	1.19259
1997年	3.33923	0.60832	0.58237	5.99961	1.71920	1.26537
1998年	3.74430	0.71340	0.62706	6.99853	1.78372	1.41529
1999年	3.50757	0.71329	0.56630	6.05711	1.80742	1.38823
2000年	4.05176	0.85392	0.63252	7.83957	1.74727	1.31728

### 美国粘性均衡通货膨胀优化模型

我们根据以上获得的货币政策变量,以及即期通货膨胀,对粘性均衡通货膨胀模型(11)进行最优参数估计,从而获得美国粘性均衡通货膨胀优化模型(17)

$$\begin{aligned}
p_t^* = & 0.026880 + 0.010111 \Delta_{t-1}^* - 0.006842 \Delta_{t-2}^* + 0.000625 \Delta_{t-3}^* + 0.013166 \Delta_{t-4}^* \\
& (9.923) \quad (0.850) \quad (-0.645) \quad (0.052) \quad (1.216) \\
& + 0.001580 \Delta_{t-5}^* - 0.019849 \Delta_{t-6}^* \\
& (0.146) \quad (-1.846)
\end{aligned} \tag{23}$$

$R^2=0.8611 \quad F=1.033 \quad D.W=2.578$

通货中性货币供给计算表(美国)

	$y^*$	$w^* - a^*$	$r^* - b^*$	$q^* - c^*$	$g^*$	$x^*$	$\bar{m}^*$
1986年	0.05694	0.002269	-0.08933	-0.07048	0.07418	0.05743	—
1987年	0.06504	0.003891	-0.00168	-0.04867	0.06266	0.14058	0.10847
1988年	0.07713	0.005349	0.12930	-0.02795	0.05415	0.22129	0.08318
1989年	0.07455	-0.013351	0.16999	-0.01300	0.04566	0.14679	0.16792
1990年	0.05722	0.018654	-0.15095	-0.04426	0.05677	0.11400	-0.03063
1991年	0.03153	-0.015388	-0.10272	-0.01147	0.05682	0.05745	-0.10787
1992年	0.05558	0.002834	-0.24691	-0.02473	0.01955	0.06960	-0.00049
1993年	0.05118	0.001478	-0.00978	-0.01708	0.01918	0.02857	0.02613
1994年	0.06203	-0.002731	0.17845	-0.08291	0.01882	0.09260	0.43022
1995年	0.04908	0.002323	0.32071	-0.01464	0.04525	0.15678	0.09736
1996年	0.05577	-0.006027	-0.02415	-0.00563	0.02739	0.04518	0.18031
1997年	0.06466	0.007525	0.09588	0.00908	0.04901	0.13084	0.22687
1998年	0.05567	0.011382	0.07257	-0.02612	0.03197	-0.0010	0.41200
1999年	0.05612	0.006988	-0.03093	-0.02706	0.04408	0.02480	0.21292
2000年	0.05934	-0.000085	0.13972	-0.03381	0.03804	0.04950	0.43109

即期货币供给偏离、即期通货膨胀表(美国)

	$\bar{m}^*$	$m^*$	$\Delta^*$	$\tilde{p}^*$
1986年	—	0.18489	—	0.019
1987年	0.10847	0.01301	-0.09546	0.036
1988年	0.08318	0.04312	-0.04006	0.041
1989年	0.16792	0.01317	-0.15475	0.048
1990年	-0.03063	0.11332	0.14395	0.054
1991年	-0.10787	0.08544	0.19331	0.042
1992年	-0.00049	0.11732	0.11781	0.030
1993年	0.02613	0.09725	0.07112	0.030
1994年	0.43022	0.00081	-0.42941	0.026
1995年	0.09736	-0.00917	-0.10653	0.028
1996年	0.18031	0.01360	-0.16671	0.029
1997年	0.22687	0.03467	-0.19220	0.023
1998年	0.41200	0.03484	-0.37716	0.016
1999年	0.21292	0.10356	-0.10936	0.022
2000年	0.43109	-0.03796	-0.46905	0.034

## 六、中美两国货币政策的粘性均衡汇率效应模型及

### 人民币汇率定价实证分析

根据中国和美国模型(22)和(23)，我们构建货币政策的人民币粘性均衡汇率效应模型

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (24)$$

$$p_t = 0.116641 + 0.023089 \Delta_{t-1} + 0.252074 \Delta_{t-2} + 0.163746 \Delta_{t-3} + 0.25003 \Delta_{t-4} \\ (4.459) \quad (0.175) \quad (1.889) \quad (1.257) \quad (1.623) \\ - 0.256813 \Delta_{t-5} - 0.043767 \Delta_{t-6} \quad (25) \\ (-0.921) \quad (-0.163) \\ R^2=0.9001 \quad F=3.004 \quad D.W=2.076$$

$$p_t^* = 0.026880 + 0.010111 \Delta_{t-1}^* - 0.006842 \Delta_{t-2}^* + 0.000625 \Delta_{t-3}^* + 0.013166 \Delta_{t-4}^* \\ (9.923) \quad (0.850) \quad (-0.645) \quad (0.052) \quad (1.216) \\ + 0.001580 \Delta_{t-5}^* - 0.019849 \Delta_{t-6}^* \quad (26) \\ (0.146) \quad (-1.846) \\ R^2=0.8611 \quad F=1.033 \quad D.W=2.578$$

$$\Delta_{t-i} = m_{t-i} - \bar{m}_{t-i}, \quad (i=1, \dots, 6) \quad (27)$$

$$\bar{m}_{t-i} = e_{t-i}^1 y_{t-i} + e_{t-i}^2 (w_{t-i} - a_{t-i}) + e_{t-i}^3 (r_{t-i} - b_{t-i}) + e_{t-i}^4 (q_{t-i} - c_{t-i}) \\ - e_{t-i}^5 g_{t-i} - e_{t-i}^6 x_{t-i}, \quad (i=1, \dots, 6) \quad (28)$$

$$\Delta_{t-i}^* = m_{t-i}^* - \bar{m}_{t-i}^*, \quad (i=1, \dots, 6) \quad (29)$$

$$\bar{m}_{t-i}^* = e_{t-i}^{1*} y_{t-i}^* + e_{t-i}^{2*} (w_{t-i}^* - a_{t-i}^*) + e_{t-i}^{3*} (r_{t-i}^* - b_{t-i}^*) + e_{t-i}^{4*} (q_{t-i}^* - c_{t-i}^*) \\ - e_{t-i}^{5*} g_{t-i}^* - e_{t-i}^{6*} x_{t-i}^*, \quad (i=1, \dots, 6) \quad (30)$$

模型的(24)至(30)式的含义分别与(15)至(21)式的含义相同。

### 1992 至 2000 年人民币兑美元的粘性均衡汇率定价及其 2001 年的预测

粘性均衡汇率变动的百分比 $s_t$ 的计算和预测见表 1。以 1992 年为基期，我们可以获得 1993 年至 2000 年人民币兑美元的粘性均衡汇率定价，并且预测 2001 年的粘性均衡汇率定价。定价汇率及其预测用 $S_t$ 表示，用 $E_t$ 表示即期汇率(官方或市场汇率)，用 $S_t - E_t$ 表示即期汇率对定价汇率的偏离，用 $\beta = (S_t - E_t)/S_t \times 100\%$ 表示相对偏离。于是当 $\beta$ 大于零时表示即期汇率高估，小于零时则表示低估。见表 2 和关系图。同时在表和图中还列入了贸易顺差 $X_t - M_t$ (出口减进口)及其增长 $\gamma$ 。

### 1992 至 2001 年人民币兑美元粘性均衡汇率定价的实证分析

首先来看人民币兑美元定价汇率的走势。从表 2 和关系图可以看出，以 1992 年为基期，1992 至 1996 年的四年间，定价汇率持续大幅下跌，人民币一直处于大幅贬值过程中。四年间，定价汇率从 1992 年的 5.5146 跌至 1996 年的 8.9666，累计贬值幅度达 62.6%，平均每年

贬值 15.65%。还看出，1996 年开始，1997 至 1999 年，定价汇率平稳上升，人民币处于平稳升值过程中。三年间，定价汇率从 1996 年的 8.9666 升至 1999 年的 8.1050，累计升值幅度为 9.61%，平均每年升值 3.2%。2000 年定价汇率稍有下跌，并且**预期 2001 年人民币兑美元定价汇率将进一步下跌，人民币呈贬值趋势。大约从 2000 年的 8.1061 跌至 2001 年的 8.59 左右。**

我们来看人民币兑美元定价汇率走势形成的原因。1993 至 1995 年的三年间，中国通货膨胀保持在两位数百分点，其中 1994 年高达 24.1%，是中国的第二次恶性通货膨胀。这是 1992 年至 1996 年定价汇率大幅下跌的主要原因。为了治理通货膨胀，同时也为了抵御 1997 年爆发的金融危机，从 1994 至 1997 年中国政府采取了经济紧缩政策。但是货币供给和政府购买及政府投资紧缩过度，同时未能采用适度扩张的税收政策，致使 1998、1999 年出现了空前的通货紧缩，其中 1999 年高达 -1.4%。这是 1997 至 1999 年定价汇率上升的主要原因。2000 年中国通货紧缩稍有缓解，并且模型预期 2001 年中国通货紧缩将进一步缓解。相反 2001 年美国的通货膨胀将有所下降。因此**模型预期从 2001 年开始，人民币兑美元定价汇率将进一步下跌，人民币呈贬值趋势。**

中国外贸绝大多数以美元计价，所以人民币汇率偏离定价对中国外贸市场的影响是明显的。现在我们以定价汇率及其预测为标准，分析即期汇率偏离定价对中国经常性项目的影响。从表 2 和关系图可以看出，在外汇市场，1993 年即期汇率(官方汇率)相对于定价汇率是高估的，高估了 4.427%。这时，外贸市场对汇率的高估反应灵敏。1993 年贸易逆差高达 122.2 亿美元，贸易顺差相对上一年大幅下降，降幅达 165.7 亿美元。并且外贸市场对外汇市场的反应富有弹性。1993 年贸易顺差下降的汇率高估弹性为 37.4 亿美元/百分点，也就是 1993 年汇率每高估一个百分点，引起贸易顺差下降 37.4 亿美元。

1994 年中国汇率并轨，实行人民币经常项目下的自由兑换。为了扭转汇率并轨前人民币长期处于高估的局面，1994 年人民币大幅度贬值，贬值率达 49.58%。贬值后的汇率出现了过去少有的严重的低估。1994 年汇率低估达 21.058%。在低估的拉动下，1994 年实现了贸易顺差 54.0 亿美元，贸易顺差对上一年大幅上升，增加了 176.2 亿美元。外贸市场对外汇市场的反应依然灵敏富有弹性。1994 年贸易顺差上升的汇率低估弹性为 8.4 亿美元/百分点。1995 年即期汇率继续低估，低估了 2.945%。在低估拉动下，1995 年贸易顺差增加了 113 亿美元。1995 年贸易顺差上升的汇率低估弹性为 38.37 亿美元/百分点。

1996 年人民币汇率又一次出现了高估，高估了 7.276%。外贸市场对汇率高估的反应仍然灵敏，但弹性下降。1996 年贸易顺差下降了 44.8 亿美元，下降的汇率高估弹性为 6.16，较 1993 年高估时的弹性 37.4 有所减小。



表 1 人民币兑美元粘性均衡汇率变动百分比

	$P_t$	$P_t^*$	$S_t = P_t - P_t^*$
1993 年	0.11986	0.0266	0.09326
1994 年	0.21003	0.0294	0.18063
1995 年	0.16774	0.0280	0.13974
1996 年	0.13307	0.0278	0.10527
1997 年	0.01041	0.0229	-0.01249
1998 年	-0.01615	0.0181	-0.03425
1999 年	-0.03139	0.0208	-0.05219
2000 年	0.03453	0.0344	0.00013
2001 年	0.08250 <sup>#</sup>	0.0220 <sup>#</sup>	0.06040 <sup>#</sup>

注：#表示预测

表 2 人民币兑美元粘性均衡汇率定价

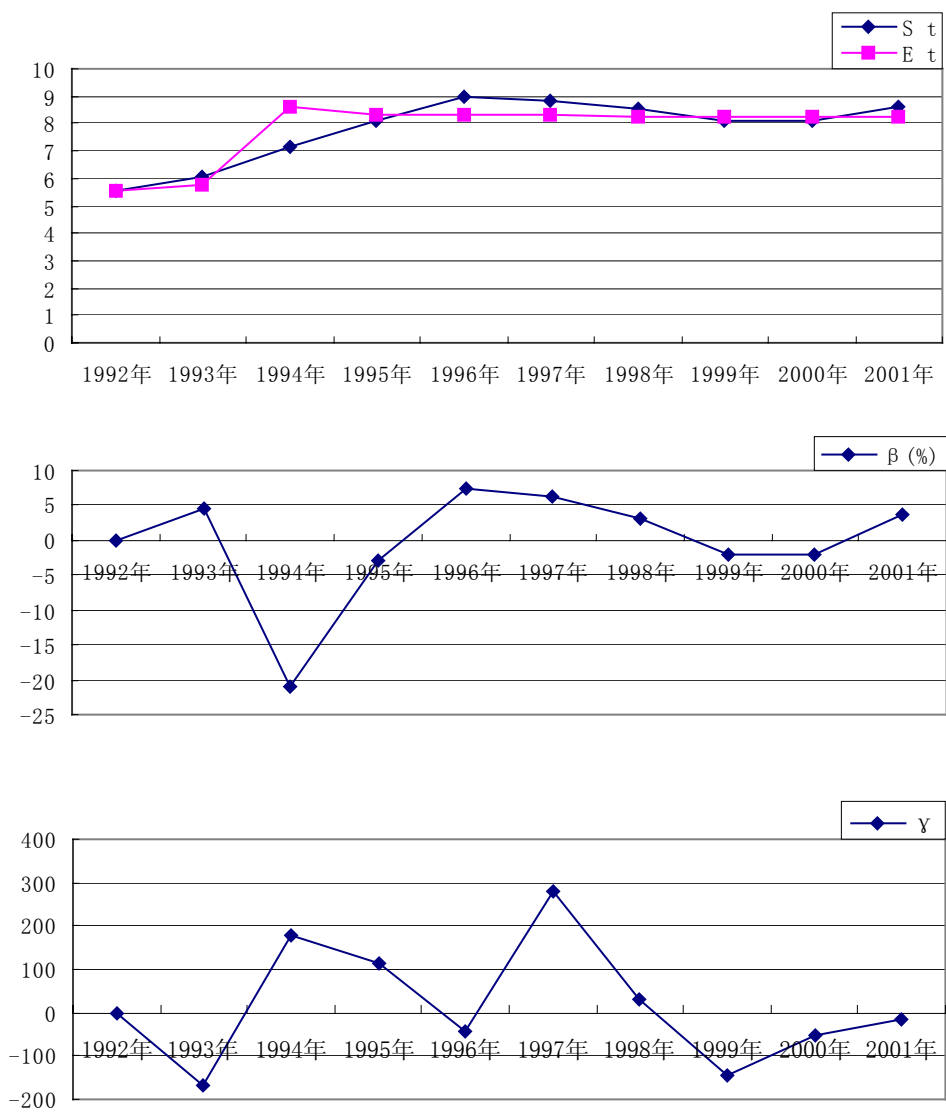
	$S_t$	$E_t$	$S_t - E_t$	$\beta(\%)$	$X_t - M_t$	$\gamma$
1992 年	5.5146 <sup>*</sup>	5.5146 <sup>*</sup>	0.0000	0.000	43.5	—
1993 年	6.0289	5.7620	0.2669	4.427	-122.2	-165.7
1994 年	7.1179	8.6187	-1.5008	-21.058	54.0	176.2
1995 年	8.1125	8.3514	-0.2389	-2.945	167.0	113.0
1996 年	8.9666	8.3142	0.6524	7.276	122.2	-44.8
1997 年	8.8546	8.2898	0.5648	6.379	404.2	282.0
1998 年	8.5513	8.2790	0.2723	3.184	434.7	30.5
1999 年	8.1050	8.2783	-0.1733	-2.138	292.3	-142.4
2000 年	8.1061	8.2785	-0.1724	-2.127	241.1	-51.2
2001 年	8.5957 <sup>#</sup>	8.2766	0.3191 <sup>#</sup>	3.712 <sup>#</sup>	225.0	-16.1

资料来源：即期汇率 $E_t$ 和贸易顺差 $x_t - m_t$ 数据 1991 至 2000 年来自中国国家统计局《中国统计年鉴》各年，2001 年的来自中国国家统计局《2001 年国民经济和社会发展统计公报》。

注：(1) 贸易顺差 $x_t - m_t$ 的单位是：亿美元。(2) #表示预测值。

1997 年人民币汇率继续高估，高估了 6.379%。然而贸易顺差增长不仅没有在汇率高估的压力下降低，反而增长了 282 亿美元，增幅为历年之最。1997 年国家出台了一系列重要政策<sup>①</sup>，全面扩大了企业的自营进出口经营权，打破了过去少数几家大型国有企业垄断进出口经营权的局面，大大激发了企业出口的积极性，特别是激发了广大的中小企业的积极性。这一系列政策对 1997 年贸易顺差增长起到了直接的促进作用。

①1997 年 1 月 22 日出台“对外贸易经济合作部关于印发《经济特区生产企业自营进出口权自动登记暂行办法》的通知”(外经贸政发[1996]848 号)；1997 年 1 月 30 日出台“国家经济贸易委员会、对外贸易经济合作部关于进一步推动生产企业自营进出口工作有关问题的通知”(国经贸贸[1997]55 号)；1997 年 5 月 23 日出台“对外贸易经济合作部、中华全国供销合作总社关于《国务院关于赋予供销合作社企业进出口经营权有关问题的批复》的通知”(外经贸政发[1997]299 号)；1997 年 6 月 16 日出台“对外贸易经济合作部、国家科学技术委员会关于加快赋予科研院所和高新技术企业自营进出口权的通知”(外经贸政发[1997]295 号)



人民币汇率相对偏离与贸易顺差增长的关系

无论如何，1992 至 1997 年的六年间，外贸市场和外汇市场的互动是正常的，贸易顺差对汇率估计的反应是合理的。首先，这六年每年的贸易顺差和汇率估计呈反向变动，弹性为负。表明两个市场互动正常。其次，六年中最大的弹性为 1995 年贸易顺差增加的汇率低估弹性 38.37，最小的弹性为 1996 年贸易顺差下降的汇率高估弹性 6.16，年平均弹性为 22.58。表明贸易顺差对汇率估计的反应是合理的。但 1998 至 2000 年情况发生了根本变化。

1998 至 2000 年连续三年贸易顺差对汇率估计的弹性反常，符号为正。反常弹性分别为 +9.58、+66.6、+24.07。反常弹性表明外贸市场失灵，也就是外贸市场对外汇市场的反应失灵，并且 1999 年市场反常和失灵最为严重。这种市场失灵是东南亚金融危机的直接结果。

1997 年东南亚金融危机爆发以后，这些国家或地区的货币大幅度贬值，以美元标价的出口产品价格大幅下降，使得这些国家出口产品的国际竞争力大大提升，因此中国大量的出

口被这些国家或地区所替代。随着这种替代的不断扩大，虽然 1998 年贸易顺差正增长，但在政策环境和汇率高估都没有大的变动的情况下，却增势锐减，从 1997 年贸易顺差增长 282.0 亿美元降至 1998 年的 30.5 亿美元，直至 1999 和 2000 年的 -142.4 和 -51.2 亿美元。因此，1998 至 2000 年，中国外贸市场对汇率变动的反应就已经完全失灵。

现在我们来分析 2001 年的情况。模型预期 2001 年定价汇率将会有所下跌，跌至大约 8.59 左右。以这个定价汇率为标准，2001 年即期汇率将出现高估，高估幅度为大约 3.7%。我们兴奋地看到，2001 年贸易顺差的反应已经正常，下降了 16.1 亿美元，弹性也恢复到 4.34。尽管这个弹性较市场正常时最小弹性 6.16 还低，但却表明，从 2001 年开始，中国外贸市场正逐步走出东南亚金融危机带来的失灵，正朝着对外汇市场反应灵敏、富有弹性的方向恢复和发展。

通过以上分析，我们反观粘性均衡汇率的定价可知，货币政策的粘性均衡汇率效应模型对 1992 年至 2000 年人民币兑美元的粘性均衡汇率定价以及 2001 年定价的预测，是合理的、有效的，模型的实证检验是理想的。

## 七、结论

本文提出并构建的货币政策的粘性均衡汇率效应模型，冲出了以货币为中心的思想模式。第一，基本假设大大放宽，仅包括厂商利润最大化、存在失业、购买力平价在长期内成立及均衡价格粘性等假设，使模型具有广泛的适应性；第二，不仅包含了货币政策而且还包含了财政政策变量，使模型能够处理货币政策、财政政策的变化；第三，在开放的宏观经济框架内建模，考虑了经常性项目对粘性均衡汇率的作用，使模型能够处理经常性项目变量，如进出口等；第四，以厂商利润最大化为微观基础，使模型的定价能力得到提高。因此，货币政策的粘性均衡汇率效应模型具有经济理论意义。

在东南亚金融危机中，假如中国对人民币实行大幅度贬值，贬值程度达到其他国家或地区替代中国出口的能力被抵消，以维持贸易顺差增加。这样做不仅会进一步加剧金融危机，而且会引起国内经济动荡。假如对人民币实行中小幅度贬值，由于中国外贸市场失灵，根本不能改善贸易顺差。因此，在东南亚金融危机中，中国坚持人民币不贬值，是明智合理。分析表明，随着东南亚金融危机的缓和，**2001 年开始，人民币粘性均衡汇率将会有所下跌，人民币呈贬值趋势。**

弹性分析表明，货币政策的粘性均衡汇率效应模型的定价及其的预测是合理的有效的。货币政策的粘性均衡汇率效应模型为一国政府了解货币财政政策对汇率影响的深远程度，提

供了定量工具，具有现实经济意义。

## 参考文献

- [1] Dornbusch, R. . Expectations and Exchange Rate Dynamics[J]. Journal of Political Economy, 1976, 84: 76-1161.
- [2] Dornbusch, R. . Exchange rate economics : Where do we stand?[J]. Brookings Paper on Activity, 1980, 9: 143-205.
- [3] Dornbusch, R. . Open Economy Macroeconomics[M]. Basic Books Inc , 1980.
- [4] Obstfeld, M. and K. Rogoff . Exchange Rate Dynamics Redux[R]. NBER Working Paper , 1994 , No. 4693.
- [5] Obstfeld, M. and K. Rogoff . Exchange Rate Dynamics Redux[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103: 624 ~ 660.
- [6] Obstfeld, M. and K. Rogoff. Risk and Exchange Rates[R]. NBER Working Paper, 1998, No. 6694.
- [7] Michele Bernasconi, Oliver Kirchkamp . Why do monetary policies matter? An experimental study of saving and inflation in an overlapping generations model[J]. Journal of Monetary Economics, 2000, 46: 315-343.
- [8] Richard Dennis . Discretionary monetary policy with costly inflation[J]. Economics Letters, 1999, 65: 91-96.
- [9] Lars E.O. Svensson . Inflation targeting as a monetary policy rule[J]. Journal of Monetary Economics , 1999, 43: 607-654.
- [10] Alfred V. Guender . Optimal monetary policy under inflation targeting based on an instrument rule[J]. Economics Letters , 2003, 78: 55-58.
- [11] Jon Steinsson. Optimal monetary policy in an economy with inflation persistence[J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50: 1425-1456.
- [12] Robert H. DeFina, Thomas C. Stark, and Herbert E. Taylor . The Long-Run Variance of Output and Inflation under Alternative Monetary Policy Rules[J]. Journal of Macroeconomics, 1996, 18: 235-251.
- [13] Andreas Savvides . Inflation and monetary policy in selected west and central African countries[J]. World Development, 1998, 26: 809-827.
- [14] Douglas K. Pearce, Motoshi Sobue . Uncertainty and the inflation bias of monetary policy[J]. Economics Letters, 1997, 57: 203-207.
- [15] Linda Kamas. Monetary policy and inflation under the crawling peg: Some evidence from VARs for Colombia[J]. Journal of Development, 1995, 46: 145-161.

## Sticky Equilibrium Exchange Effect Model of Monetary Policy and Elastic Analysis on Pricing of RMB Exchange

**Abstract:** The paper tries to put exchange rate pricing into the framework of open macro economy and conducts general equilibrium research. The paper puts forward and constructs the Sticky Equilibrium Exchange Rate Effect Model(SEEREM) by using Open Economy as the macroeconomic framework, profit maximization of manufacturers as microeconomic foundation, strict mathematical deduction as logic link, Dornbusch's sticky price as ideological guideline, differential impact form of Purchasing Power Parity as theoretical foundation, and comprehensively applying the models and methods such as optimization method, time series single equation, etc. The paper sets the price for the exchange rates for conversion from RMB to US dollars from 1992 to 2000, and predicts the pricing of 2001 by using the SEEREM for the conversion from RMB to US dollars. Using it as standard, the paper conducts elasticity analysis on the relation of market exchange rate deviation and current items

from 1992 to 2001.

**Key Words:** IS-LM analysis; Exchange rate; Inflation; Sticky price; Monetary Pricing

## 附录 通货中性货币供给跨时模型的数学推导

让我们从(8)式出发,对通货中性货币供给跨时模型进行严格的数学推导。

**证明:**将税收函数  $T = T_0 + \tau Y$  代入(8)式,得

$$PR = \mu_0 P + \mu_1 M + \mu_2 GP + \mu_2 XP - ZP - JP - HP - T_0 P - \tau YP \quad (a-1)$$

对(a-1)式两边取微分,得

$$PdR + RdP = \mu_0 dP + \mu_1 dM + \mu_2 (GdP + PdG) + \mu_2 (XdP + PdX) - ZdP - PdZ \\ - JdP - PdJ - HdP - PdH - T_0 dP - \tau (YdP + PdY)$$

两边除以  $P$ , 得

$$dR + R \frac{dP}{P} = \mu_0 \frac{dP}{P} + \mu_1 \frac{dM}{P} + \mu_2 \left( G \frac{dP}{P} + dG \right) + \mu_2 \left( X \frac{dP}{P} + dX \right) - Z \frac{dP}{P} - dZ \\ - J \frac{dP}{P} - dJ - H \frac{dP}{P} - dH - T_0 \frac{dP}{P} - \tau \left( Y \frac{dP}{P} + dY \right)$$

我们知道,收益(利润)函数具有凸性,因此当且仅当税后利润  $R$  的一阶微分  $dR$  等于零时,获得最大利润。我们令税后利润的微分为零,即  $dR=0$ , 这时即获得最大税后利润,记为  $R_m$ 。

然后将含有通货膨胀(紧缩)  $\frac{dP}{P}$  的项全部移到等号的同一边可得

$$\left( -R_m + \mu_0 + \mu_2 G + \mu_2 X - Z - J - H - T_0 - \tau Y \right) \frac{dP}{P} \\ = -\mu_1 \frac{dM}{P} - \mu_2 dG - \mu_2 dX + dZ + dJ + dH + \tau dY \quad (a-2)$$

另一方面,由微观经济学利润最大化的基本假设,厂商都是按利润最大化生产的,因此实际上就成立  $R_m = Y - (Z + J + H + T)$ 。即均衡收入减去总成本获得的就是最大利润。将(6)式和  $T = T_0 + \tau Y$  代入,得

$$R_m = \mu_0 + \mu_1 \frac{M}{P} + \mu_2 G + \mu_2 X - Z - J - H - T_0 - \tau Y$$

将其代入到(a-2)式,抵消一些项后就有

$$\left( -\mu_1 \frac{M}{P} \right) \frac{dP}{P} = -\mu_1 \frac{dM}{P} - \mu_2 dG - \mu_2 dX + dZ + dJ + dH + \tau dY$$

两边除以  $\left( -\mu_1 \frac{M}{P} \right)$  并变形后,得

$$\frac{dP}{P} = \frac{dM}{M} + \frac{\mu_2}{\mu_1} \frac{G}{M_r} \frac{dG}{G} + \frac{\mu_2}{\mu_1} \frac{X}{M_r} \frac{dX}{X} - \frac{1}{\mu_1} \frac{Z}{M_r} \frac{dZ}{Z} - \frac{1}{\mu_1} \frac{J}{M_r} \frac{dJ}{J} - \frac{1}{\mu_1} \frac{H}{M_r} \frac{dH}{H} \\ - \frac{\tau}{\mu_1} \frac{Y}{M_r} \frac{dY}{Y}$$

为简便起见,我们把所有增长率的系数分别对应记为  $\theta\eta$ , 于是有

$$\frac{dP}{P} = \frac{dM}{M} + \theta_1 \eta_1 \frac{dG}{G} + \theta_1 \eta_2 \frac{dX}{X} - \theta_2 \eta_3 \frac{dZ}{Z} - \theta_2 \eta_4 \frac{dJ}{J} - \theta_2 \eta_5 \frac{dH}{H} - \theta_3 \eta_6 \frac{dY}{Y}$$

我们把工资分解成工资率和劳动，即  $Z=WL$ ，把利息分解成利率和信贷规模，即  $J=rB$  以及把折旧分解成折旧率和固定资产存量，即  $H=qN$ 。同时，我们知道以下微分法则，当  $z=xy$

时， $\frac{dz}{z} = \frac{dx}{x} + \frac{dy}{y}$ ，当  $z=x/y$  时， $\frac{dz}{z} = \frac{dx}{x} - \frac{dy}{y}$ 。根据分解和法则可获得

$$\begin{aligned} \frac{dP}{P} = & \frac{dM}{M} - (\theta_3 \eta_6 + \theta_2 \eta_3 + \theta_2 \eta_4 + \theta_2 \eta_5) \frac{dY}{Y} - \theta_2 \eta_3 \left( \frac{dW}{W} - \frac{d(Y/L)}{Y/L} \right) - \theta_2 \eta_4 \left( \frac{dr}{r} - \frac{d(Y/B)}{Y/B} \right) \\ & - \theta_2 \eta_5 \left( \frac{dq}{q} - \frac{d(Y/N)}{Y/N} \right) + \theta_1 \eta_1 \frac{dG}{G} + \theta_1 \eta_2 \frac{dX}{X} \end{aligned}$$

再令  $\frac{dP}{P} = \pi = 0$ ，即可获得通货中性的货币供给跨时模型

$$\begin{aligned} \left. \frac{dM}{M} \right|_{\pi=0} = & (\theta_3 \eta_6 + \theta_2 \eta_3 + \theta_2 \eta_4 + \theta_2 \eta_5) \frac{dY}{Y} + \theta_2 \eta_3 \left( \frac{dW}{W} - \frac{d(Y/L)}{Y/L} \right) \\ & + \theta_2 \eta_4 \left( \frac{dr}{r} - \frac{d(Y/B)}{Y/B} \right) + \theta_2 \eta_5 \left( \frac{dq}{q} - \frac{d(Y/N)}{Y/N} \right) - \theta_1 \eta_1 \frac{dG}{G} - \theta_1 \eta_2 \frac{dX}{X} \end{aligned}$$

其中  $\theta_1 = \frac{\mu_2}{\mu_1} = \frac{h}{d}$ ， $\theta_2 = \frac{1}{\mu_1} = \theta_1 [1 + (l_m - \beta)(1 - \tau)] + k$ ， $\theta_3 = \frac{\tau}{\mu_1} = \tau \theta_2$ ，

$$\eta_1 = \frac{G}{M_r}, \eta_2 = \frac{X}{M_r}, \eta_3 = \frac{WL}{M_r}, \eta_4 = \frac{rB}{M_r}, \eta_5 = \frac{qN}{M_r}, \eta_6 = \frac{Y}{M_r},$$

证毕