

汇率定价模型及人民币兑美元汇率研究

刘纪显^{1,2}, 陈建梁³, 张宗益¹

(1. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2. 广东商学院, 广州 510320;
3. 中山大学管理学院, 广州 510275)

摘要: 将汇率定价问题纳入宏观经济框架进行一般均衡研究. 以凯恩斯的经典理论为宏观经济框架, 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 Dornbusch 的价格粘性为思想指导, 以购买力平价的微分冲击形式为理论依据, 综合运用最优化方法、横截面联立方程组、时间序列单方程等模型方法, 提出并构建了产品市场和货币市场同时均衡、劳动市场非充分就业均衡的一般均衡粘性汇率定价优化模型. 以此为平台文章开发建立了它的人民币兑美元模型. 应用开发的模型, 对 1991 年至 2000 年的人民币一般均衡粘性汇率进行了定价, 并对 2001 年的定价进行了预测. 以此为标准, 对 1991 年至 2001 年的即期汇率偏离与经常性项目的关系, 进行了弹性分析.

关键词: IS-LM 分析; 汇率; 通货膨胀; 粘性价格; 定价

中图分类号: C931.1; F224.0; F0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2005)03-0028-13

0 引言

Dornbusch 认为, 当货币市场受到冲击时, 如货币供给增加等, 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, 短期内购买力平价不成立. 经过一个粘性周期的调整, 价格才会达到新的均衡水平. 因此, 长期内购买力平价成立^[1~3].

但 Dornbusch 一是没有提出确定价格粘性周期的方法; 二是没有考虑汇率决定的微观基础, 如利润最大化等; 三是不考虑经常性项目对长期均衡汇率的作用, 如进出口等; 四是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, Dornbusch 的粘性价格货币模型在实证检验中很不理想. 因而货币主义现代汇率理论又有了一些新发展, 如灵活价格货币模型、实际利率货币模型等. 但最引

人注目的是 Obstfeld & Rogoff 建立的汇率动态模型^[4~6]. 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, 其假设过于严格, 比如假设国内外居民有相同的偏好, 假设没有交易成本, 假设一价定律成立, 假设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. 此外, 魏巍贤、王铮、龚轶等分别从经常项目可兑换及贸易转价等角度研究了汇率^[7,8].

本文试图把汇率定价问题统一到整个宏观经济框架中, 以厂商利润最大化作为微观基础, 进行一般均衡研究.

首先, 本文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.

然后, 本文以凯恩斯 (Keynes) 和希克斯 (Hicks) 的经典理论作为宏观经济框架, 以厂商利

润最大化作为微观经济基础,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刚性均衡通货膨胀优化模型。然后,以 Dornbusch 的粘性价格为指导思想,运用时间序列单方程模型方法,建立粘性均衡通货膨胀优化模型。最后,本文以刚性、粘性均衡通货膨胀优化模型为基础,以购买力平价的微分冲击形式为理论依据,构建了宏观经济的一般均衡粘性汇率定价优化模型。

一般均衡粘性汇率定价优化模型是一个通用的国家模型和开发平台。利用中国和美国的统计数据,本文在这个平台上开发建模。首先建立了中国和美国的刚性粘性均衡通货膨胀优化模型,以此为基础本文构建了人民币兑美元一般均衡粘性汇率定价优化模型。应用这一模型,首先本文对 1991 至 2000 年人民币兑美元一般均衡粘性汇率进行了定价,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 1991 至 2001 年的即期汇率偏离与经常性项目的关系进行了弹性分析。

应用人民币兑美元一般均衡粘性汇率定价优化模型,本文确定了中国和美国的粘性周期。

1 刚性、粘性均衡通货膨胀优化模型

Hallman 等(HPS)提出了 P^* 通货膨胀模型^[9]。这是一个纯货币模型,基本思想是价格水平的调整等于实际货币供给比上对实际货币的长期需求。一时间, HPS 模型被广泛应用于政策制定、通货膨胀预测及各种经济分析。Evan F. Koenig 和 Athanasios Orphanides 对 P^* 模型进行了不同程度的改进^[10,11]。Campbell 建立了一个宏观模型^[12]。模型考虑了优化行为和刚性名义工资率和刚性名义价格。后来有大量的工作通过增加一些经验规律来发展这一模型,其中包括 Ireland、King 和 Watson 考虑了货币、利率和产出的关系^[13,14], Christiano 等考虑了利润下降与货币紧缩的关系^[15]等。

此外, Stock, Watson, Isard, Laxton, Nelson, Lindh, Malmberg, Loren Brandt, Xiaodong Zhu 等,分别利用 Phillips 曲线、Monte Carlo 随机模拟等方

法从不同角度对通货膨胀进行研究^[16~20]。

这些工作,一是注重把宏观经济变量对价格作用的经验规律概括为模型,再用统计方法来估计它。在发现了一些新的经验规律后,再加入到模型中去。二是不考虑所有模型参数(包括弹性系数)的任何宏观经济背景,仅把它当成待估计的参数。三是用纯粹的统计方法来分析和模拟价格。本文试图在开放的宏观经济框架下研究价格变动。

1.1 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 $C = c_0 + c_1(Y - T)$ 确定, c_1 是边际消费倾向, Y 是收入, 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 $T = T_0 + t_1Y$ 确定, t_1 是边际税率。因此

$$C + I + G + (X - M) = c_0 + c_1(Y - T_0 - t_1Y) + I + G + X - M_a - l_m(Y - T_0 - t_1Y) \quad (1)$$

当国内产品市场均衡时,四部门开放经济均衡收入 Y 满足

$$Y = \frac{1}{1 - (c_1 - l_m)(1 - t_1)} \cdot [c_0 - (c_1 - l_m)T_0 + I + G + X - M] \quad (2)$$

1.2 IS 曲线

在式(2)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

$$Y = \frac{1}{1 - (c_1 - l_m)(1 - t_1)} \cdot [(e - dr) + G + X - M] \quad (3)$$

1.3 LM 曲线

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

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

1.4 一般均衡收入决定

在产品市场和货币市场一般均衡时,收入由

IS-LM 曲线决定. 也就是

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

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

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

$$Y = \mu_0 + \mu_1 M_r + \mu_2 G + \mu_3 X \quad (6)$$

1.5 税后利润最大化的刚性均衡通货膨胀优化模型

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. 于是税后利润可表示为

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

将式(6)代入(7)后两边乘以 P 即可获得

$$PR = \mu_0 P + \mu_1 M + \mu_2 GP + \mu_3 XP - ZP - JP - HP - TP \quad (8)$$

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. 对式(8)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 $H = qN$. 可获得

$$\begin{aligned} \frac{dP}{P} = & \frac{dM}{M} - (\mu_3 \mu_6 + \mu_2 \mu_3 + \mu_2 \mu_4 + \mu_2 \mu_5) \cdot \\ & \frac{dY}{Y} - \mu_2 \mu_3 \left(\frac{dW}{W} - \frac{d(Y/L)}{Y/L} \right) - \\ & \mu_2 \mu_4 \left(\frac{dr}{r} - \frac{d(Y/B)}{Y/B} \right) - \\ & \mu_2 \mu_5 \left(\frac{dq}{q} - \frac{d(Y/N)}{Y/N} \right) + \\ & \mu_1 \mu_1 \frac{dG}{G} + \mu_1 \mu_2 \frac{dX}{X} \end{aligned}$$

分别对应地记为

$$p = m - e^1 - e^2(w -) - e^3(r - b) - e^4(q - n) + e^5 g + e^6 x \quad (9)$$

其中, $\mu_1 = \frac{h}{d}$, $\mu_2 = \frac{1}{1 + (l_m -) (1 -)} + k$,

$\mu_3 = \mu_2$, 如前所述, $h, d, l_m, , k$ 分别是相应函数的边际;

$$\begin{aligned} \mu_1 &= \frac{G}{M_r}, \quad \mu_2 = \frac{X}{M_r}, \quad \mu_3 = \frac{WL}{M_r}, \\ \mu_4 &= \frac{rB}{M_r}, \quad \mu_5 = \frac{qN}{M_r}, \quad \mu_6 = \frac{Y}{M_r}, \end{aligned} \quad \text{分别是}$$

每单位实际货币供给的政府购买, 出口, 工资, 利息, 折旧和收入; $p, m, , w, a, r, b, q, n, g, x$ 分别是相应宏观经济变量的增长率, 其中 p 是通货膨胀, a, b, n 分别是劳动生产率, 信贷产出率和固定资产产出率增长的百分数; $(w - a), (r - b), (q - n)$ 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; $- e^1, - e^2, - e^3, - e^4, e^5, e^6$ 分别是价格的收入弹性, 价格的工资抵补、利率抵补和折旧抵补弹性以及价格的政府购买弹性和外贸出口弹性.

式(9)就是产品市场和货币市场均衡并且劳动市场非充分就业均衡的一般均衡下, 利润最大化的刚性均衡通货膨胀优化模型. 模型确定了三个市场各种宏观经济变量变动的冲击与刚性价格的反应之间的数量关系. 该模型已经不是经验规律的概括, 而是具有深刻宏、微观经济理论背景的数学推导模型. 并且具有明确合理的经济意义.

首先, 价格的货币供给弹性是中性的. 表明货币供给对价格起着基础性支撑作用. 价格的政府购买弹性为 e^5 , 是大于 0 的. 表明政府购买会增加对价格的支撑力. 同理, 出口也会增加对价格的支撑力. 价格的收入弹性为负, 等于 $- e^1$. 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. 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抵补. 当抵补水平降低时, 三个抵补增大, 总成本占用货币量增加, 对货币的需求增加. 货币需求增加引起利率上升, 利率上升导致投资下降, 投资下降使总需求下降, 于是形成对价格的压力. 可见价格的三个成本抵补弹性为负, 它们分别等于 $- e^2, - e^3, - e^4$.

1.6 粘性均衡通货膨胀优化模型

利用现期第 $t - 1$ 期和历期第 $t - 2, t - 3, \dots, t - l$ 期的各种宏观经济变量冲击信息, 通过刚性模型(9)可获得各期的刚性均衡通货膨胀 p_{t-1} ,

$p_{t-2}, p_{t-3}, \dots, p_{t-l}$. 由于价格粘性, 本文定义未来下一期, 第 t 期的粘性均衡通货膨胀 p_t 是现期或历期的某个刚性通货膨胀 p_{t-i} 或以往各期刚性通货膨胀 $p_{t-1}, p_{t-2}, \dots, p_{t-i}, \dots, p_{t-l}$ 的某种线性组合. 从而粘性均衡通货膨胀模型为

$$p_t = \sum_{i=1}^l \alpha_i p_{t-i} \quad (10)$$

本文以即期通货膨胀为参照, 对模型 (10) 进行最优参数估计. 由于模型具有动态性, 不妨认为第 t 期是现期或历期. 这样便于将式 (10) 所确定的粘性均衡通货膨胀 p_t 与即期通货膨胀 \bar{p}_t 比较. 假定两者的误差为 $\bar{p}_t - p_t = u_t$, u_t 为随机误差项. 将式 (10) 代入得

$$\bar{p}_t = \sum_{i=1}^l \alpha_i \bar{p}_{t-i} + u_t \quad (11)$$

最后, 运用经济计量方法最优估计这个时间序列单方程的参数. 结果记为 $\alpha_j, j = 1, \dots, l$, ($l \geq 1$), 从而获得“平移”误差最小的粘性均衡通货膨胀优化模型

$$p_t = \sum_{j=1}^l \alpha_j p_{t-j} \quad (12)$$

将第 $t-i$ 期的刚性模型 (9) 表示为 (13a), 并与粘性模型 (12) 联立, 从而建立了刚性粘性均衡通货膨胀优化模型

$$\begin{aligned} p_{t-i} = & m_{t-i} - e_{t-i}^1 (w_{t-i} - a_{t-i}) - \\ & e_{t-i}^2 (w_{t-i} - a_{t-i}) - \\ & e_{t-i}^3 (r_{t-i} - b_{t-i}) - \\ & e_{t-i}^4 (q_{t-i} - n_{t-i}) + \\ & e_{t-i}^5 g_{t-i} + e_{t-i}^6 x_{t-i} \end{aligned} \quad (13a)$$

$$p_t = \sum_{j=1}^l \alpha_j p_{t-j} \quad (13b)$$

其中, $m, w, a, r, b, q, n, g, x; (w - a), (r - b), (q - n); e^1, e^2, e^3, e^4, e^5, e^6$ 等的含义同 (9).

刚性粘性均衡通货膨胀的优化模型 (13) 具有重要的理论意义和实际意义. 1) 它表明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下的刚性均衡通货膨胀进行预期的数量关系; 2) 它提出了一种确定粘性周期的方法; 3) 它是一个通用的国家模型; 4) 它是建立一般均衡粘性汇率定价优化模型的基础.

2 一般均衡粘性汇率定价优化模型

2.1 购买力平价的微分冲击形式

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冲击形式 $\frac{dS}{S} = \frac{dP}{P} - \frac{dP^*}{P^*}$. 其含义是一般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. 为了与刚性粘性均衡通货膨胀优化模型一致, 将购买力平价的微分冲击形式对应地记为 $s = p - p^*$.

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.

2.2 一般均衡粘性汇率定价优化模型

在建立了刚性粘性均衡通货膨胀优化模型的基础上, 本文以购买力平价的微分冲击形式为理论依据, 将货币均衡定价问题纳入宏观经济框架内, 构建宏观经济的一般均衡粘性汇率定价优化模型

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (14)$$

$$p_t = \alpha_1 p_{t-1} + \dots + \alpha_{l-1} p_{t-l+1} \quad (15)$$

$$p_t^* = \alpha_1^* p_{t-1}^* + \dots + \alpha_{l-1}^* p_{t-l+1}^* \quad (16)$$

$$\begin{aligned} p_{t-i} = & m_{t-i} - e_{t-i}^1 (w_{t-i} - a_{t-i}) - \\ & e_{t-i}^2 (w_{t-i} - a_{t-i}) - \\ & e_{t-i}^3 (r_{t-i} - b_{t-i}) - \\ & e_{t-i}^4 (q_{t-i} - n_{t-i}) + \\ & e_{t-i}^5 g_{t-i} + e_{t-i}^6 x_{t-i} \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} p_{t-i}^* = & m_{t-i}^* - e_{t-i}^{1*} (w_{t-i}^* - a_{t-i}^*) - \\ & e_{t-i}^{2*} (w_{t-i}^* - a_{t-i}^*) - \\ & e_{t-i}^{3*} (r_{t-i}^* - b_{t-i}^*) - \\ & e_{t-i}^{4*} (q_{t-i}^* - n_{t-i}^*) + \\ & e_{t-i}^{5*} g_{t-i}^* + e_{t-i}^{6*} x_{t-i}^* \end{aligned}$$

$$i = 1, \dots, l \quad (18)$$

其中,式(14)是购买力平价的微分冲击形式;式(15)和(16)分别是本国和国外的粘性均衡通货膨胀优化模型, l, l^* 分别是本国和国外的均衡价格粘性周期(如果回归显著);式(17)和(18)分别是本国和国外的刚性均衡通货膨胀优化模型。

一般均衡粘性汇率定价优化模型表明,第 t 期的均衡粘性汇率 s_t 是由本国以往 l 期的刚性均衡通货膨胀 p_{t-i} ($i = 1, \dots, l$) 和外国以往 l^* 期的刚性均衡通货膨胀 p_{t-i}^* ($i = 1, \dots, l^*$) 所决定,其中 l 和 l^* 分别是本国和国外的均衡价格粘性周期。而本国和外国各期的刚性均衡通货膨胀是由即期该国的各种宏观经济变量变动的冲击程度所决定。可见,一般均衡粘性汇率定价优化模型既有较广的宏观经济的广度又有较深的微观经济的深度,同时具有严格的数学推导,并且具有对一般均衡粘性汇率的预测能力。

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。

3 中国粘性均衡通货膨胀优化模型的建立

3.1 样本和数据的选取

货币供给在 1985 年以前缺损,所以样本从 1985 年开始,至 2000 年为止,容量为 16 年。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,因为其主要统计面是国有和集体企业。因此应该选用“劳动者报酬”作为工资成本。但中国的“劳动者报酬”从 1994 年才开始统计。本文通过“职工工资总额”乘以系数为 1994 年以前补损,也就是:劳动者报酬 = 职工工资总额 \times 系数。本文发现,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。按这一比例本文获得 1985 年至 1993 年的“劳动者报酬”。详见《中国统计年鉴》。

选取“职工人数”作为模型的劳动力,同理也被低估了。应该选取“从业人员”作为劳动力。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 年本文选取“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,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。以“全社会固定资产投资”为基础,以 1984 年为基期来计算 1985 年至 2000 年的固定资产存量。计算公式是 $N_t = N_{t-1}(1 - q_t) + N_t$,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 N_t , N_t 就是第 t 年的“全社会固定资产投资”。

选用“各项税收收入”作为模型的税收,将被高估。1985 年开始,政府对国有企业一直实行亏损补贴,补贴高达每年三位数亿元,这一部分应从中扣除。另外,直到 1993 年实行利改税为止,政府从企业除了收取税收收入以外,企业还上缴利润,也就是统计上的“企业收入”。这部分应加到其中。因此,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。选取“固定资产形成总额”加上“存货增加”作为模型的投资。

3.2 中国消费函数、LM 线、税收函数、投资函数和进口函数联立方程组的参数估计

对国内货币市场和产品市场而言,实际货币供给 M_r 和税收 T 作为货币政策和财政政策变量,是外生的,进口 U_m 也是外生的。此外消费 C 投资 I 收入 Y 和利率 r 都是内生的。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

$$MSE = 1.8496 \quad R^2 = 0.9953$$

$$C = 1283.297 + 0.501272(Y - T)$$

(3.565) (65.877)

$$F = -3.0212$$

$$M_r = 82.0474 + 0.001194Y - 6.094276r$$

(9.003) (17.255) (-7.064)

$$F = 28$$

$$T = 826.444 + 0.097266Y$$

(2.569) (16.284)

$$F = 10.3838$$

$$I = 55\,542 - 4\,294.717 r$$

(3.284) (2.386)

$$F = 14.1113$$

$$U_m = 183.087 + 0.189096(Y - T)$$

(0.337) (13.535)

$$F = 2.9384$$

于是获得了中国的结构参数

$$\hat{\alpha} = 0.501, \kappa = 0.001194, \theta = 4\,294.7$$

$$h = 6.094, \hat{\alpha} = 0.0973, t_m = 0.1891$$

因此,中国模型的参数 e_1, e_2 和 e_3 为

$$e_1 = \frac{h}{\theta} = \frac{6.094}{4\,294.72} = 1.419 \times 10^{-3}$$

$$e_2 = \frac{1}{1 + (1 - \hat{\alpha})(t_m - \hat{\alpha})} J + \kappa = 2.213 \times 10^{-3}$$

$$e_3 = \hat{\alpha} e_2 = 2.15371 \times 10^{-4}$$

表1 中国弹性系数表

Table 1 Coefficients of Elasticity of China

年份	e^1	e^2	e^3	e^4	e^5	e^6
1985	0.23698	0.14658	0.02690	0.00571	0.05029	0.03436
1986	0.26217	0.16637	0.02881	0.01171	0.04881	0.03864
1987	0.30174	0.19685	0.03189	0.01846	0.04883	0.04818
1988	0.39738	0.25583	0.04190	0.02671	0.05560	0.05687
1989	0.53593	0.34909	0.05416	0.04127	0.07241	0.06967
1990	0.61773	0.40358	0.07243	0.04678	0.08021	0.10070
1991	0.62562	0.40748	0.07269	0.05335	0.07945	0.10744
1992	0.60799	0.40505	0.06407	0.05002	0.07675	0.10278
1993	0.67098	0.44565	0.07725	0.05259	0.08173	0.09599
1994	0.95090	0.64737	0.10628	0.07046	0.10694	0.18618
1995	1.19888	0.81460	0.13153	0.09376	0.11984	0.22304
1996	1.36079	0.93196	0.15113	0.10958	0.12812	0.20461
1997	1.27959	0.87029	0.13911	0.11496	0.11984	0.20824
1998	1.22183	0.83569	0.11599	0.12531	0.11554	0.18554
1999	1.07091	0.73105	0.08759	0.12513	0.10603	0.16494
2000	1.01125	0.68841	0.07700	0.12593	0.10345	0.18236

3.4 中国粘性均衡通货膨胀优化模型

利用刚性均衡通货膨胀和即期通货膨胀对时间序列单方程模型(11)进行最优参数估计,从而获得式(15)中国粘性均衡通货膨胀的优化模型

$$p_t = -0.066361 + 0.544049 p_{t-1} + 0.418392 p_{t-2} + 0.204227 p_{t-3} + 0.346609 p_{t-4} \quad (19)$$

(-2.17) (3.079) (2.731) (1.269) (1.964)

$$R^2 = 0.8702 \quad D.W = 1.896 \quad F = 10.06$$

4 美国粘性均衡通货膨胀优化模型的建立

4.1 样本和数据的选取

以“固定资本形成”为基础,以1984年为基期

3.3 中国1986年至2000年15年的刚性均衡通货膨胀计算

首先根据原始统计数据计算出1985年至2000年的参数值

$$e_1 = \frac{G}{M_r}, \quad e_2 = \frac{X}{M_r}, \quad e_3 = \frac{WL}{M_r},$$

$$e_4 = \frac{rB}{M_r}, \quad e_5 = \frac{qN}{M_r}, \quad e_6 = \frac{Y}{M_r},$$

然后便可计算出相应年的各种弹性系数.详见“表1中国弹性系数表”.

此后,可计算出1986年至2000年各种宏观经济变量的增长率.最后,通过模型(17)可计算出相应年的刚性均衡通货膨胀.详见“表2中国增长率表”.

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 $N_t = N_{t-1} - D_t + N_t$, 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 D_t 后,再加上第 t 期(年)新增的固定资本 N_t , 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,所以本文只能确定以1984年的固定资本形成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,一是多头统计,来源复杂;二是动态统计,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57 438,55 222,54 900和57 510亿美元不等.于是本文以国家统计局的《国际统计年鉴》的最新数据为基本来源.其中没有的数据,本文以世界银行的《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.

4.2 美国消费函数、LM线、税收函数、投资函数和进口函数联立方程组的参数估计

用同样的方法可获得美国结构参数
 $\alpha = 0.8767, \kappa = 0.00032, \eta = 380.354,$
 $\lambda = 0.20579, \theta = 78863, \tau_m = 0.18877$

因此,美国模型参数 α_1, α_2 和 α_3 为

$$\alpha_1 = \frac{\eta}{\theta} = \frac{380.354}{78863} = 4.823 \times 10^{-3}$$

$$\alpha_2 = \alpha_1 [1 + (1 - \alpha) (\tau_m - \alpha)] J + \kappa = 2.508 \times 10^{-3},$$

$$\alpha_3 = \alpha_2 = 5.161 \times 10^{-4}$$

4.3 美国粘性均衡通货膨胀优化模型

用同样的方法(表3及表4),本文获得式(16)美国粘性均衡通货膨胀优化模型

$$p_t^* = 0.027103 + 0.094091 p_{t-1}^* - 0.075621 p_{t-2}^* + 0.043165 p_{t-3}^* + 0.016602 p_{t-4}^* + 0.00181 p_{t-5}^* \quad (20)$$

$$R^2 = 0.7863 \quad D.W = 2.371 \quad F = 2.944$$

5 人民币兑美元的一般均衡粘性汇率定价优化模型及其实证分析

5.1 人民币兑美元一般均衡粘性汇率定价优化模型

根据中国和美国模型(19)和(20),本文构建人民币兑美元一般均衡粘性汇率定价优化模型

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (21)$$

$$p_t = -0.066361 + 0.544049 p_{t-1} + 0.418392 p_{t-2} + 0.204227 p_{t-3} + 0.346609 p_{t-4} \quad (22)$$

$$R^2 = 0.8702 \quad D.W = 1.896 \quad F = 10.06$$

$$p_t^* = 0.027103 + 0.094091 p_{t-1}^* - 0.075621 p_{t-2}^* + 0.043165 p_{t-3}^* + 0.016602 p_{t-4}^* + 0.00181 p_{t-5}^* \quad (23)$$

$$R^2 = 0.7863 \quad D.W = 2.371 \quad F = 2.944$$

$$p_{t-i} = m_{t-i} - e_{t-i}^1 (r_{t-i} - b_{t-i}) - e_{t-i}^2 (w_{t-i} - \tau_{t-i}) - e_{t-i}^3 (r_{t-i} - b_{t-i}) - e_{t-i}^4 (q_{t-i} - n_{t-i}) + e_{t-i}^5 g_{t-i} + e_{t-i}^6 x_{t-i} \quad (24)$$

$$i = 1, \dots, 4$$

$$p_{t-i}^* = m_{t-i}^* - e_{t-i}^{1*} (r_{t-i}^* - b_{t-i}^*) - e_{t-i}^{2*} (w_{t-i}^* - \tau_{t-i}^*) - e_{t-i}^{3*} (r_{t-i}^* - b_{t-i}^*) - e_{t-i}^{4*} (q_{t-i}^* - n_{t-i}^*) + e_{t-i}^{5*} g_{t-i} + e_{t-i}^{6*} x_{t-i}^* \quad (25)$$

$$i = 1, \dots, 5$$

模型式(21)至(25)的含义分别与式(14)至(18)的含义相同.

通过人民币兑美元一般均衡粘性汇率定价优化模型可以看到,中国的一般均衡价格粘性周期是四年.通过美国粘性通货膨胀模型(23)还可以发现,前第4年和第5年的通货膨胀 p_{t-4} 和 p_{t-5} 回归不显著,所以美国的价格粘性周期是3年.主要原因是美国的产业层次、生产能力以及信息与物流业都优于中国,这使得美国的价格粘性传递的过程和周期较中国短.

5.2 1991至2000年人民币兑美元的一般均衡粘性汇率定价及其2001年的预测

一般均衡粘性汇率变动的百分比 s_t 的计算和预测见表2.本文以1991年为基期,可以获得1991年至2000年人民币兑美元的一般均衡粘性汇率定价,同时预测2001年的汇率定价.定价汇率用 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,用偏离的百分比 $(S_t - E_t) / S_t \times 100\%$ 表示相对偏离.于是当大于零时表示即期汇率高估,小于零则表示低估.见表3和图1比较图.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.

5.3 1991至2001年人民币兑美元一般均衡粘性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3和图1比较图(系列1为定价汇率,系列2为即期汇率)可以看出,以1991年为基期,1992至1996年的5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。5年间,定价汇率从1992年的5.5942跌至1996年的8.8539,累计贬值幅度达58.27%,平均每年贬值11.65%。还看出,1996年开始,1997至1999年3年间,定价汇率平稳上升,人民币处于平稳升值过程中。3年间,定价汇率从1996年的8.8539升至1999年的7.9412,累计升值幅度为10.31%,平均每年升值3.44%。还发现,2000年的定价汇率为7.9532,与1999年几乎持平。经过一年的平谷期后,可以预期从2001年开始,人民币兑美元定价汇率将会有较大幅度的下跌,人民币呈贬值趋势。大约从2000年的7.9532跌至2001年的8.8左右。

现在来看人民币兑美元定价汇率走势形成的原因。1993至1995年的3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2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至2000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。同时模型预期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会有较大幅度的下跌,人民币呈贬值趋势。

表2 人民币兑美元均衡粘性汇率变动百分比

Table 2 Change rate of equilibrium sticky exchange rate from RMB to US dollars

年份	p_t	p_t^*	$s_t = p_t - p_t^*$
1990	0.085 51		
1991	0.020 34	0.040 56	- 0.020 22
1992	0.078 79	0.027 92	0.050 87
1993	0.139 42	0.030 22	0.109 20
1994	0.198 91	0.029 56	0.169 35
1995	0.178 79	0.024 77	0.154 02
1996	0.086 31	0.028 93	0.057 38
1997	- 0.022 34	0.025 15	- 0.047 49
1998	- 0.003 52	0.022 35	- 0.025 87
1999	- 0.015 93	0.017 44	- 0.033 37
2000	0.034 62	0.033 10	1.52×10^{-3}
2001	0.116 94 [#]	0.004 88 [#]	0.112 06 [#]

注: # 表示预测值

表3 人民币兑美元均衡粘性汇率定价

Table 3 Equilibrium sticky exchange rate pricing from RMB to US dollars

年份	S_t	E_t	$S_t - E_t$	(%)	$X_t - M_t$	
1991	5.323 4 [*]	5.323 4 [*]	0.000 0	0.000 0	80.5	
1992	5.594 2	5.514 6	0.079 6	1.423	43.5	- 37.0
1993	6.205 1	5.762 0	0.443 1	7.141	- 122.2	- 165.7
1994	7.255 9	8.618 7	- 1.362 8	- 18.782	54.0	176.2
1995	8.373 5	8.351 4	0.022 1	0.264	167.0	113.0
1996	8.853 9	8.314 2	0.539 7	6.096	122.2	- 44.8
1997	8.433 5	8.289 8	0.143 7	1.704	404.2	282.0
1998	8.215 3	8.279 0	- 0.063 7	- 0.775	434.7	30.5
1999	7.941 2	8.278 3	- 0.337 1	- 4.245	292.3	- 142.4
2000	7.953 2	8.278 5	- 0.325 3	- 4.090	241.1	- 51.2
2001	8.844 4 [#]	8.276 6	0.567 8 [#]	6.420 [#]	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。

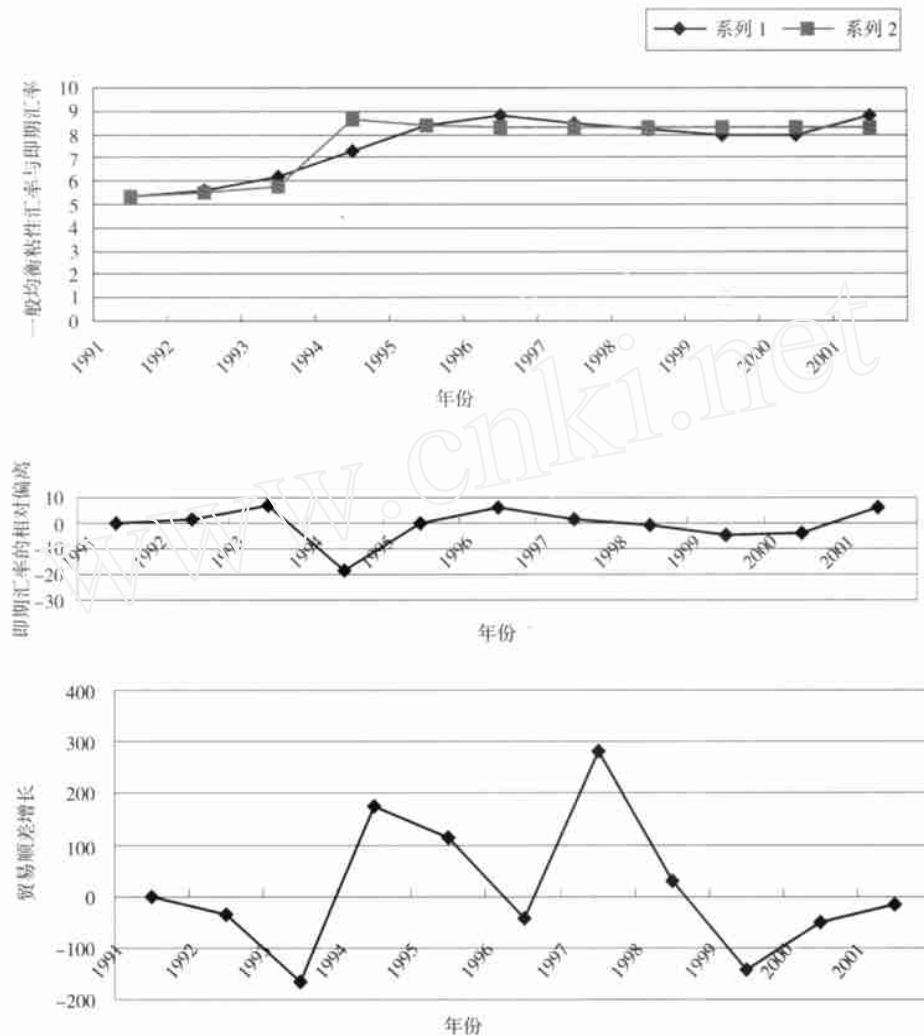


图1 均衡汇率、即期汇率及贸易顺差增长比较

Fig. 1 Comparing increase of X-M with deviation of market exchange rate

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.现在本文以定价汇率及其预测为标准,分析即期汇率与定价汇率的偏离对中国经常性项目的影响.从表2和比较图可以看出,在外汇市场,1992、1993年即期汇率(官方汇率)相对于定价汇率是高估的,分别高估1.423%和7.141%.这时,外贸市场对汇率的高估反应灵敏,1992年,特别是1993年中国外贸出口顺差大幅度下滑,分别下降了37亿美元和165.7亿美元,导致1993年出现了较为严重的贸易逆差,逆差高达122.2亿美元.并且外贸市场对外汇市场的反应富有弹性,1992、1993年贸易顺差下降的汇率高估弹性分别为26和23.2亿美元/百分点,也就是1992、1993年汇率每高估

一个百分点,引起贸易顺差下降分别是26和23.2亿美元.

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18.782%.在低估的拉动下,1994年中国贸易顺差大幅上升,增加了176.2亿美元,从根本上改变了贸易逆差.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分别为9.4亿美元/百分点.

1995年即期汇率几乎与定价汇率几乎持平.但是1995年贸易顺差继续上升,增加了113亿美元.这一增长与其说是1995年的还不如说是1994

年的。在1994年人民币汇率并轨之前,即期汇率一直处于高估状态,长期以来中国外贸市场已经适应了这种高估带来的出口需求不足。1994年并轨突然出现了严重的低估,中国外贸市场对低估带来的出口需求突然大幅增加,准备不足、反应滞后,因此延迟到1995年外贸市场才对1994年的严重低估做出进一步反应。另一方面,由于外贸市场对严重低估准备不足,1994年外贸市场对人民币汇率进一步大幅贬值的过度预期也促进了1995年外贸市场对低估的进一步反应。

1996年人民币汇率又一次出现了高估,高估了6.096%。外贸市场在并轨冲击后已趋于平稳,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7.35,较1992、1993年高估时的弹性26、23.2有所减小。

1997年人民币即期汇率对定价汇率高估了1.704%。然而贸易顺差增长不仅没有下降,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,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。1998年人民币汇率低估0.775%,外贸市场对汇率低估反应灵敏,贸易顺差上升了30.5亿美元。上升的汇率低估弹性为39.35。

无论如何,1992至1998年7年间,外贸市场对外汇市场的反应是正常的,贸易顺差对汇率估计的反应是合理的。但1999、2000年情况发生了根本变化。

1999、2000年人民币汇率继续低估,低估幅度分别为4.245%和4.09%。但是,1999、2000年贸易顺差不仅没有上升,反而下降。分别下跌了142.4和51.2亿美元。这种反常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,1998年虽然中国外贸市场对汇率低估的拉动反应正常,但发展到了1999年和2000年,中国外贸市场对汇率变动的反应就已经完全失灵。

现在来看2001年的情况。本文的模型预测2001年定价汇率将会下跌,跌至大约8.8左右。以这个定价汇率为标准,2001年即期汇率将出现1997年以后的第一次高估,高估幅度为大约6.4%左右。本文兴奋地看到,2001年贸易顺差下降了16.1亿美元,弹性也恢复到2.51。这表明,2001年开始,中国外贸市场正逐步走出东南亚金融危机,正朝着对外汇市场反应灵活、富有弹性的方向恢复和发展。

通过以上分析,本文反观一般均衡粘性汇率定价,可以得出结论,一般均衡粘性汇率定价优化模型对1992年至2000年人民币兑美元的一般均衡粘性汇率定价以及2001年定价的预测,是合理的、有效的,模型的实证检验是成功的。

6 结 论

本文提出并构建的一般均衡粘性汇率定价优化模型,冲出了以货币为中心的思想模式,突破了货币主义现代汇率理论框架。第1,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2,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3,在开放的宏观经济框架内建模,考虑了经常性项目对一般均衡粘性汇率的作用,使模型能够处理经常性项目变量,如进出口等;第4,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;第5,提出了一种确定均衡价格粘性周期的方法,为一国政府确

1997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)

定货币财政政策对产品市场影响的深远程度,提供了定量工具.

在东南亚金融危机中,假如中国政府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,人民币均衡粘性汇率将会有较大幅度的下跌,人民币呈贬值趋势.

弹性分析表明,一般均衡粘性汇率定价优化模型的定价及其预测是合理的有效的成功的.

中国的均衡价格粘性周期是 4 年,而美国的均衡价格粘性周期是 3 年.

表 4 中国增长率表

Table 4 Rate of increase of China

年份	m		$w - a$	$r - b$	$q - n$	g	x	p
1986	0.266 8	0.138 08	0.206 17	0.142 75	0.364 48	0.154 56	0.337 74	0.217 31
1987	0.169 3	0.172 54	0.084 28	- 0.047 03	0.206 46	0.089 98	0.358 47	0.127 22
1988	0.209 6	0.247 92	0.103 50	0.055 79	0.127 00	0.159 06	0.201 84	0.127 79
1989	0.066 2	0.132 69	0.098 79	0.167 74	0.091 50	0.177 19	0.107 15	- 0.005 33
1990	0.089 1	0.096 91	0.107 38	0.146 98	0.042 69	0.107 72	0.526 48	0.034 44
1991	0.242 1	0.165 51	0.046 80	0.013 39	0.172 55	0.256 66	0.281 77	0.160 89
1992	0.358 9	0.232 23	0.037 10	- 0.065 96	0.013 86	0.234 03	0.221 89	0.244 98
1993	0.387 8	0.300 18	0.030 65	0.143 75	0.046 67	0.288 46	0.130 12	0.216 85
1994	0.261 7	0.350 09	0.125 35	0.023 86	0.000 54	0.330 36	0.972 03	0.089 37
1995	0.167 8	0.250 62	0.004 29	- 0.006 01	0.025 23	0.117 65	0.194 78	- 0.025 59
1996	0.188 8	0.160 86	0.093 79	0.055 21	0.068 57	0.173 54	0.010 01	- 0.071 11
1997	0.221 3	0.096 90	0.012 36	0.008 42	0.091 90	0.111 21	0.205 49	0.122 87
1998	0.118 5	0.052 14	0.030 41	- 0.143 54	0.134 71	0.087 11	0.004 68	0.041 21
1999	0.176 7	0.047 51	- 0.003 43	- 0.186 57	0.098 74	0.095 26	0.060 94	0.153 10
2000	0.159 5	0.089 39	- 0.001 80	- 0.090 49	0.053 50	0.126 78	0.276 95	0.125 44

表 5 美国弹性系数表

Table 5 Coefficients of elasticity of USA

年份	e^1	e^2	e^3	e^4	e^5	e^6
1985	1.600 20	0.917 05	0.151 32	0.199 87	0.536 05	0.217 96
1986	1.444 22	0.835 42	0.126 61	0.180 45	0.495 20	0.198 21
1987	1.580 41	0.913 58	0.144 71	0.193 36	0.538 33	0.231 27
1988	1.722 64	0.986 77	0.177 22	0.205 35	0.566 18	0.281 80
1989	1.936 51	1.083 15	0.230 04	0.230 54	0.612 52	0.334 34
1990	1.936 88	1.103 27	0.214 11	0.226 45	0.612 69	0.352 55
1991	1.863 67	1.076 50	0.172 03	0.225 92	0.621 59	0.357 89
1992	1.775 11	1.050 37	0.127 51	0.218 46	0.584 24	0.352 90
1993	1.743 81	1.037 88	0.123 04	0.209 16	0.558 91	0.340 71
1994	1.899 20	1.127 16	0.162 72	0.202 39	0.583 80	0.381 66
1995	2.106 14	1.229 16	0.219 12	0.215 13	0.632 86	0.457 88
1996	2.251 34	1.309 79	0.238 61	0.228 43	0.660 06	0.485 82
1997	2.386 14	1.389 16	0.264 67	0.232 64	0.684 83	0.543 38
1998	2.504 73	1.455 73	0.296 03	0.235 03	0.693 93	0.532 99
1999	2.465 27	1.433 06	0.302 02	0.223 72	0.670 84	0.505 75
2000	2.856 83	1.631 94	0.401 02	0.247 07	0.748 64	0.570 60

表6 美国增长率表

Table 6 Rate of Increase of USA

年份	m		$w - a$	$r - b$	$q - n$	g	x	p
1986	0.184 89	0.056 94	0.002 269	- 0.089 33	- 0.070 48	0.074 18	0.057 43	0.171 58
1987	0.013 01	0.065 04	0.003 891	- 0.001 68	- 0.048 67	0.062 66	0.140 58	- 0.016 28
1988	0.043 12	0.077 13	0.005 349	0.129 30	- 0.027 95	0.054 15	0.221 29	- 0.016 64
1989	0.013 17	0.074 55	- 0.013 351	0.169 99	- 0.013 00	0.045 66	0.146 79	- 0.062 32
1990	0.113 32	0.057 22	0.018 654	- 0.150 95	- 0.044 26	0.056 77	0.114 00	0.100 12
1991	0.085 44	0.031 53	- 0.015 388	- 0.102 72	- 0.011 47	0.056 82	0.057 45	0.121 01
1992	0.117 32	0.055 58	0.002 834	- 0.246 91	- 0.024 73	0.019 55	0.069 60	0.095 81
1993	0.097 25	0.051 18	0.001 478	- 0.009 78	- 0.017 08	0.019 18	0.028 57	0.031 11
1994	0.000 81	0.062 03	- 0.002 731	0.178 45	- 0.082 91	0.018 82	0.092 60	- 0.067 07
1995	- 0.009 17	0.049 08	0.002 323	0.320 71	- 0.014 64	0.045 25	0.156 78	- 0.067 97
1996	0.013 60	0.055 77	- 0.006 027	- 0.024 15	- 0.005 63	0.027 39	0.045 18	- 0.051 93
1997	0.034 67	0.064 66	0.007 525	0.095 88	0.009 08	0.049 01	0.130 84	- 0.049 80
1998	0.034 84	0.055 67	0.011 382	0.072 57	- 0.026 12	0.031 97	- 0.001 0	- 0.105 59
1999	0.103 56	0.056 12	0.006 988	- 0.030 93	- 0.027 06	0.044 08	0.024 80	0.012 14
2000	- 0.037 96	0.059 34	- 0.000 085	0.139 72	- 0.033 81	0.038 04	0.049 50	- 0.168 21

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. Exchange rates and prices[J]. *American Economic Review*, 1987, 77(March): 93—106.
- [4] Obstfeld M, Rogoff K. Exchange Rate Dynamics Redux[R]. NBER Working Paper, 1994, No. 4693.
- [5] Obstfeld M, Rogoff K. Exchange rate dynamics redux[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103: 624—660.
- [6] Obstfeld M, Rogoff K. Risk and Exchange Rates[R]. NBER Working Paper, 1998, No. 6694.
- [7] 魏巍贤. 经常项目可兑换条件下的人民币汇率模型研究[J]. *管理科学学报*, 2000, 1: 66—72
Wei Wei-xian. Study on modeling RMB exchange rate under current account convertibility[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2000, 3(1): 66—72. (in Chinese)
- [8] 王 铮, 龚 轶, 王尽然等. 从贸易转价理论看人民币汇率问题[J]. *管理科学学报*, 1999, 3: 85—92
Wang Zheng, Gong Yi, Wang Jinran, et al. Analyzing the problem of RMB exchange rate from the passthrough theory of trade[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 1999, 2(3): 85—92. (in Chinese)
- [9] Hallman J J, Porter R D, Small D H. Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run?[J]. *American Economic Review*, 1991, 81: 58—841.
- [10] Koenig E F. Interest rates and the recent weakness in M2: An extension to the P* Model of inflation[J]. *Journal of Economics and Business*, 1996, 48: 487—498.
- [11] Orphanides A, Porter R D. P* Revisited: Money-based inflation forecasts with a changing equilibrium velocity[J]. *Journal of Economics and Business*, 2000, 52: 87—100.
- [12] Campbell J Y. Inspecting the mechanism: An analytical approach to the stochastic growth model[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1994, 33: 463—506.
- [13] Ireland P N. A Small Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation[C]. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1997a, 47: 83—108.
- [14] King R G, Watson M W. Money, prices, interest rates and the business cycle[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1996, 78:

35—53.

- [15] Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Sticky price and limited participation models of money: A comparison[J]. *European Economic Review*, 1997, 41: 1201—1249.
- [16] Stock J H, Watson M W. Forecasting inflation[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 44: 293—335.
- [17] Isard P, Laxton D, Eliasson A C. Inflation targeting with NAIRU uncertainty and endogenous policy credibility[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2001, 25: 115—148.
- [18] Nelson E. Sluggish inflation and optimizing models of the business cycle[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1998, 42: 303—322.
- [19] Lindh T, Malmberg B. Can age structure forecast inflation trends?[J]. *Journal of Economics and Business*, 2000, 52: 31—49.
- [20] Brandt L, Zhu X. Soft budget constraint and inflation cycles: A positive model of the macrodynamics in China during transition[J]. *Journal of Development Economics*, 2001, 64: 437—457.

Exchange rate pricing model and empirical study on exchange rate of conversion from RMB to US dollars

LIU Ji-xian^{1,2}, CHEN Jian-liang³, ZHANG Zong-yi¹

1. Economy & Management School of Chongqing University, Chongqing 400044, China;
2. Guangdong Business College, Guangzhou 510320, China;
3. School of Business, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: The paper tries to put exchange rate pricing into the framework of whole macro economy and conducts general equilibrium research. The paper puts forward and constructs the General Equilibrium Sticky Exchange Rate Pricing Model (ESEPM) by using Keynes' classic theory 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 using the models and methods such as optimization method, simultaneous equations, time series single equation, etc. The paper sets the price for the exchange rates for conversion from RMB to US dollars from 1991 to 2000, and predicts the pricing of 2001 by using the ESEPM for the conversion from RMB to US dollars. Using it as the standard, the paper conducts elastical analysis on the relation between market exchange rate deviation and current items from 1991 to 2001.

Key words: IS-LM analysis; exchange rate; inflation; sticky price; pricing