

## 参考“一篮子”货币的人民币汇率预测 ——基于 ARMA 模型的实证方法

许少强 李亚敏\*

**摘要** 本文首先运用 ARMA 模型对欧元、日元汇率进行预测,并对预测结果进行解释,然后,根据人民币汇率改革确定的参考“一篮子货币”原则,结合美元汇率加权计算,对人民币汇率的中长期走势进行预测,提出了加强人民币汇率变动的风险意识。

**关键词** 人民币汇率 一篮子货币 ARMA 模型

### 一、引言

2005 年 7 月,我国宣布对人民币汇率形成机制进行改革,放弃钉住单一美元,开始实行以市场供求为基础的,参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度,以形成更富弹性的人民币汇率机制<sup>①</sup>。公告一出,人民币汇率再次成为国际社会关注的焦点,人民币汇率应该如何调整也成为公众关心的问题。长远来看,人民币汇率的灵活性将不断增强,值得注意的是,将来人民币汇率浮动幅度扩大后,汇率变动将是双向的,不能只是单向变化,任何单纯地强调“升值”或“贬值”都是有失客观的。

我国 1994 年的汇率制度改革确定建立“以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度和统一规范的外汇市场,逐步使人民币成为可兑换的货币”<sup>②</sup>。但是以后人民币的汇率长期保持稳定,波动幅度极小,一直保持在 1 美元对 8.27 人民币的水平上,形成了事实上的钉住美元的汇率制度。随着经济的发展,这一制度的弊端也逐渐暴露,汇率过于僵硬而缺乏弹性,使得汇率在市场经济中难以发挥资源配置的作用,所以改革汇率体制,重估汇率水平日益迫切。2005 年 7 月 21 日的汇率改革即确定了我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币汇率不再钉住单一美元,形成更富弹性的人民币汇率机制。余永定、高海红等(2001)先后指出,为避免汇率波动对中国对外经济与贸易的影响,中国应该改钉住单一货币为钉住一篮子货币。张斌(2003),钉住一篮子货币在稳定名义有效汇率方面更有优势,它一方面可以更彻底地达到稳定汇率的目的,同时也尽量避免单一钉住美元带来的种种负面影响。日本一桥大学教授小川英治(Eiji Ogawa *et al.*)(2003)也认为,人民币钉住美元不如钉住一篮子货币。

\* 许少强:复旦大学国际金融系教授,E-mail:xsq721@sina.com。李亚敏:复旦大学国际金融系博士生。本课题属于 2005 年度教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目《人民币均衡汇率研究》(项目批准号:05JZD000127)的阶段成果。

① 详细内容见人民银行 2005 年 7 月 21 日发布的汇率改革的公告。

② 见中共中央十四届三中全会《关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决议》。

对此,中国汇率政策管理当局应遵循科学发展观的指导原则,适时选用新的人民币汇率形成机制即所谓的BBC模式(Basket, Band and Crawling,即一篮子、区间浮动与爬行),这一做法被认为是一项重要举措,对中国经济抵御风险能力的提高有很大帮助,因为汇率灵活性的增强提高了货币政策的有效性,但是,实践出真知,这一汇率形成机制的实际绩效仍然需要时间的检验。

本文首先参照一篮子货币确定人民币基准汇率水平,在假定基准汇率维持稳定的条件下,运用ARMA模型对一篮子货币欧元、日元的汇率预测,然后根据人民币基准汇率公式计算出人民币对美元未来汇率的走势,并对预测结果进行分析。需要说明的是:汇率的决定因素复杂,本文对人民币汇率的预测仅仅是一个尝试,更多的是一种思路与方法。

## 二、实证分析的基础

本文的研究工具是国际计量经济学主流软件之一的Eviews,主要研究方法是通过运用计量经济学的时间序列ARMA模型的理论与方法,利用欧元、日元汇率的历史数据预测未来汇率水平。以此为基础,在假定人民币基准汇率维持稳定的条件下,根据对一篮子货币欧元、日元的汇率预测,计算出人民币对美元未来汇率的走势。

同时,本文关于人民币采用一篮子货币制度的实证研究主要考虑:人民币汇率的货币篮子定价模型的设计,包括:模型公式的确定、货币篮子中货币的选择、各种货币权重的确定、基期的确定。其中,权重的确定主要考虑贸易因素,表1列出了2006年1至9月我国的前三位贸易伙伴国(地区):

表1 2006年1—9月我国前三位贸易伙伴国(地区)

单位:亿美元

排序	国别(地区)	1-9月	同比%	占比%	占比变化
1	欧盟	1 944.4	23.3	15.3	-0.1
2	美国	1 915.1	24.8	15.0	0.0
3	日本	1 509.7	12.3	11.9	-1.2

资料来源:中华人民共和国国家统计局网站:www.stats.gov.cn

可见,我国前三大贸易伙伴国分别为:欧盟、美国和日本,三者贸易额总和的比重不到我国贸易总额的50%,显然,这种现状不能成为权重确定的依据,另一方面,目前我国进出口贸易约80%是由美元结算的,因此,我们将篮子货币选定为美元、欧元和日元,并相应的将权重设为:80%、10%和10%。

基于以上分析,下面以 $E^{\$}$ 表示人民币对美元汇率、 $E^{yen}$ 表示人民币对日元汇率, $E^{eu}$ 代表人民币对欧元汇率,比重分别为:日元 $w_1$ ,欧元 $w_2$ ,美元则为 $(1 - w_1 - w_2)$ ,人民币汇率记为 $A$ ,则:

$$A = (1 - w_1 - w_2)E^{\$} + w_1E^{yen} + w_2E^{eu} \quad (1)$$

这里  $E^{yen} = \frac{E^{\$}}{E^{yen/\$}}$ ,  $E^{eu} = \frac{E^{\$}}{E^{eu/\$}}$ , 则:

$$A = (1 - w_1 - w_2)E^{\$} + w_1 \frac{E^{\$}}{E^{yen/\$}} + w_2 \frac{E^{\$}}{E^{eu/\$}} \quad (2)$$

钉住“一篮子”意味着上式不变,从上式可以得出:

$$A = E^{\$} \left( 1 - w_1 - w_2 + \frac{w_1}{E^{yen/\$}} + \frac{w_2}{E^{eu/\$}} \right) = E^{\$} \left( 1 - w_1 - w_2 + \frac{w_1}{E^{yen/\$}} + w_2 E^{\$/eu} \right) \quad (3)$$

$w_1, w_2, 1 - w_1 - w_2$  分别为日元、欧元、美元在人民币汇率篮子中的比重,它在一定时间内保持不变,  $E^{yen/\$}$ 、 $E^{eu/\$}$  分别为国际外汇市场上日元对美元和美元对欧元汇率,每天发生变动。

在货币种类和权数确定以后,就应该考虑基准汇率的设定,即人民币汇率设定在哪个水平是合理的。在此,我们根据目前的情况<sup>①</sup>,设定  $E^{\$} = 7.7408$ ,  $E^{yen/\$} = 119.5195$ ,  $E^{\$/eu} = 1.313$ ,如果令  $w_1 = w_2 = 10\%$ ,代入(3)式,得出  $A = 7.2155$ ,可以将此汇率定为这一时期的基准汇率。

将不同时期变化的  $E^{yen/\$}$ 、 $E^{\$/eu}$  代入(3)式,即可求得应确定的  $E^{\$}$ ,然后再根据通过  $E^{yen/\$} E^{\$/eu}$  和的汇率套算求出  $E^{yen}$  和  $E^{eu}$ ,这就得出我们在“一篮子”汇率体制下,应公布的人民币对主要货币的汇率。

### (一) 时间序列数据的 ADF 检验

构建 ARMA 模型之前,首先要对序列进行平稳性检验。Granger 和 Newbold 通过多次模型分析,发现非平稳的时间序列变量会造成“伪回归”现象,即使变量间互不相关,回归仍能产生很好的统计结果(较高的  $t$  统计值和决定系数  $R^2$ )。因此,对经济变量的时间序列进行回归分析前,首先要进行单位根检验,以判别序列的平稳性,只有平稳的时间序列数据,才能进行回归分析。

如果一个时间序列的均值或协方差函数随着时间的变化而改变,那么这个序列就是非平稳的时间序列。随机过程  $\{y_t, t = 1, 2, \dots\}$ ,若  $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ ,且  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{cov}(\varepsilon_1 \varepsilon_{t-j}) = \mu < \infty$ ,这里  $t = 1, 2, \dots$ ,则称该过程为单位根过程(Unit Root Process)。若单位根过程经过一阶差分成为平稳过程,即  $y_t - y_{t-1} = (1 - B)y_t = \varepsilon_t$ ,则时间序列  $y_t$  称为一阶单整序列。一般地,如果非平稳时间序列经过  $d$  次差分达到平稳,则称其  $d$  为阶单整序列, $d$  是序列包含的单位根个数。

为防止谬误回归的产生,在进行协整分析前,必须检验序列的平稳性。

常用的检验方法有 Dickey - fuller 检验(简称 DF 检验)和扩展的 Dickey - fuller(简称 ADF 检验)。DF 检验适用于变量时间序列为一阶自回归的情形,对于高阶自回归的变量时间序列应该用 ADF 检验。本文使用 ADF 法检验,即进行如下回归:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \lambda T + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

① 2007年2月24日外汇牌价,取中间价。

式中,  $\beta_0$  表示截距项,  $T$  表示趋势项,  $\Delta$  表示一阶差分,  $\varepsilon_t$  表示随机误差项。滞后项  $p$  可按照赤池准则 (AIC 准则) 来确定。

ADF 假设的原假设为:  $H_0: \rho = 1$ ; 备择假设为:  $H_1: \rho < 1$ 。若 ADF 值大于临界值, 则接受  $H_0$ , 意味着变量时间序列  $y_t$  含有一个单位根, 即变量时间序列是不平稳的; 否则, 若 ADF 值小于临界值, 则拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$ , 变量时间序列是平稳的。所有变量同阶单整是变量之间存在协整关系的必要条件。

## (二) $ARMA(p, q)$ 模型阶数 $p, q$ 确定的赤池信息准则

赤池信息准则, 简称 AIC 准则, 给定模型  $ARMA(p, q)$ :

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \cdots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad t \in T \quad (5)$$

AIC 准则能在该模型参数极大似然估计的基础上, 对于  $ARMA(p, q)$  模型的阶和相应参数同时给出一种最佳估计。

设  $\{y_t\}$  为正态零均值的  $ARMA(p, q)$  序列, 对于给定样本  $Y_N = (y_1, y_2, \cdots, y_N)^T$ , 当  $N$  充分大时,  $ARMA(p, q)$  模型的对数似然函数可近似地表示为:

$$L_N(\hat{\zeta}) \cong -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{N}{2} \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 - \frac{S(\hat{\zeta})}{2\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (6)$$

其中,  $\hat{\zeta} = (\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2, \cdots, \hat{\phi}_p, \hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \cdots, \hat{\theta}_q, \hat{\sigma}_\varepsilon^2)$  是模型参数  $\zeta$  的近似极大似然估计, 是满足  $\frac{\partial}{\partial \zeta} S(\zeta) = 0$  的解, 而此时  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{N} S(\hat{\zeta})$ , 其中  $S(\zeta)$  是平方和函数,  $S(\zeta) = \sum_{k=-\infty}^N \hat{\varepsilon}_k^2$

$$\hat{\varepsilon}_k \approx y_k - \hat{\phi}_1 y_{k-1} - \cdots - \hat{\phi}_p y_{k-p} + \hat{\theta}_q \hat{\varepsilon}_{k-q} \quad (7)$$

且约定  $\hat{\varepsilon}_k = 0, k \leq q$ , 实际计算时取

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 \approx \frac{1}{N - M} \sum_{k=M+1}^N \hat{\varepsilon}_k^2 \quad (8)$$

式中  $\hat{\varepsilon}_k$  由 (2) 式递推,  $M$  的大小依模型和数据的具体情况而定, 一般取  $M = 5q \sim 10q$  为宜。

在  $N$  充分大且固定的前提下,  $ARMA(p, q)$  模型拟和的最小信息准则应使

$$AIC = N \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + 2(p + q + 1) \quad (9)$$

达到最小, 与之相应的阶数  $(\hat{p}, \hat{q})$  及模型参数的极大似然估计就是在 AIC 准则下得到的理想阶数和参数。

## (三) 时间序列的协整检验

协整关系描述了经济系统的长期均衡关系。具体来说, 它描述了两个或多个非平稳时间序列的均衡关系, 虽然每个时间序列的矩, 如均值、方差或协方差等随时间变化,

但这些序列的某种线性组合的矩具有时不变的特征。

关于协整关系的检验与估计目前有许多具体的技术模型,如 EG 两步法、Johansen 极大似然法、Gregory, Hsiao (1996) 法、自回归分布滞后模型 (ARDL) 方法、频域非参数谱回归法、Bayes 方法等等。Engle 和 Granger 建议使用两阶段回归法解决时间序列的非平稳性,由于此方法易于计算,因而早期被广泛采用,但其缺点是在小样本下,参数估计的误差较大,并且当变量超过两个以上时,变量间可能存在多个协整关系,此方法无法找到所有可能的协整向量,其分析结果不易解释。Johansen (1988) 针对上述问题提出极大似然估计法 (MLE), Gonzalo 利用模拟分析所获得结果显示, Johansen 检验优于 Engle 和 Granger 的方法。本文即采用 Johansen 检验法。

Johansen 检验法原理为  $p$ : 考虑阶数为  $p$  的 VAR 模型:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中,  $y_t$  是一个含有非平稳的  $I(1)$  变量的  $k$  维向量;  $x_t$  是一个确定的  $d$  维的向量,  $\varepsilon_t$  是扰动向量。则 VAR 可写为以下形式:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中:  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ,  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ 。

Granger 定理指出:如果系数矩阵  $\Pi$  的秩  $r < k$ , 那么存在  $k \times r$  阶矩阵  $\alpha$  和  $\beta$ , 它们的秩都是  $r$ , 使得  $\Pi = \alpha\beta'$ , 并且  $\beta'y_t$  是稳定的。其中  $r$  是协整关系的数量 (协整秩), 并且  $\beta$  的每列是协整向量。 $\alpha$  中的元素是向量误差修正模型 VEC 中的调整参数。Johansen 方法是在无约束 VAR 的形式下估计  $\Pi$  矩阵, 然后求出  $\beta$ , 从而检验出协整秩 (秩 ( $\Pi$ ) =  $r < k$ ), 得出协整向量。常用的 Johansen 极大似然法的统计量的表达式为:  $Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \log (1 - \lambda_i)$ , 其中:  $k$  是所检验的一组序列包含的序列个数,  $\lambda_i$  是第  $i$  步最大特征根, 而  $r$  是假设的协整关系个数,  $0 < r \leq k - 1$ 。  $Q_r$  也称作迹统计量。检验假设:  $H_0(r)$ : 在这一组序列中至多存在  $r$  个协整关系;  $H_{1(k)}$ : 至多有  $k$  个协整关系。由于在  $k$  序列组成的协整检验中, 不可能存在  $k$  个协整关系, 即协整向量矩阵不可能是满秩的, 因此, 备择假设表明不存在协整关系。

### 三、欧元、日元汇率预测

假定人民币汇率维持以上基准汇率水平不变, 但由于日元对美元、欧元对美元汇率不断变动, 我们需要对此进行预测, 从而估算出人民币汇率走势, 分析数据选取 2005 年 7 月 21 日后至 2007 年 2 月 24 日的汇率日度数据<sup>①</sup>。

#### (一) 欧元、日元汇率序列的平稳性检验

1. 欧元汇率序列进行平稳性检验, 结果如表 2 所示:

① 数据来源: 中国银行网站: www.boc.cn。

表 2 欧元汇率序列  $EU$  的单位根检验结果

ADF Test Statistic	0.693451	1%	Critical Value *	-2.5665
		5%	Critical Value	-1.9394
		10%	Critical Value	-1.6157

\* MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

因为  $ADF = 0.693451$ , 分别大于不同检验水平的三个临界值, 所以欧元汇率序列  $EU$  是一个非平稳序列, 在此情形下, 进一步对  $EU$  的差分序列  $\Delta EU$  进行单位根检验, 结果如表 3 所示:

表 3 欧元汇率差分序列的单位根检验结果

ADF Test Statistic	-27.77451	1%	Critical Value *	-2.5665
		5%	Critical Value	-1.9394
		10%	Critical Value	-1.6157

\* MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

此时,  $ADF = -27.77451$ , 分别小于不同检验水平的三个临界值, 所以欧元汇率的差分序列  $\Delta EU$  是一个平稳序列, 所以  $EU \sim I(1)$  为一阶非平稳序列。

2. 日元汇率序列进行平稳性检验, 结果如表 4 所示:

表 4 日元汇率序列的单位根检验结果

ADF Test Statistic	-1.804702	1%	Critical Value *	-3.4356
		5%	Critical Value	-2.8630
		10%	Critical Value	-2.5676

\* MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

因为  $ADF = -1.804702$ , 分别大于不同检验水平的三个临界值, 所以日元汇率序列  $YEN$  是一个非平稳序列, 在此情形下, 进一步对  $YEN$  的差分序列  $\Delta YEN$  进行单位根检验, 结果如表 5 所示:

表 5 日元汇率差分序列的单位根检验结果

ADF Test Statistic	-26.87500	1%	Critical Value *	-3.4356
		5%	Critical Value	-2.8630
		10%	Critical Value	-2.5676

\* MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

此时,  $ADF = -26.87500$ , 分别小于不同检验水平的三个临界值, 所以日元汇率的差分序列  $\Delta YEN$  是一个平稳序列, 所以  $YEN \sim I(1)$  为一阶非平稳序列。

3. 欧元、日元序列的协整检验

从以上单位根检验结果可知, 欧元与日元汇率序列同为 1 阶单整序列, 下面通过协整检验, 看两者是否存在长期稳定的均衡关系。协整检验结果如表 6 所示:

表 6 欧元、日元汇率序列的协整检验

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.001875	6.193174	15.41	20.04	None
0.000211	0.626359	3.76	6.65	At most 1

分析以上检验结果,以检验水平 0.05 判断,因为似然比统计量的值小于临界值,所以接受原假设,即欧元、日元汇率间不存在长期均衡关系,这说明欧元、日元汇率相对独立,不会相互影响,也说明欧元、日元具有同为国际货币的强势地位。

## (二) 欧元、日元汇率的预测

### 1. 欧元汇率序列 $ARMA(p,q)$ 模型

根据赤池信息准则,采用  $ARMA(1,1)$  模型来拟和欧元汇率差分序列  $\Delta EU$  的趋势变动情况,如表 7 所示:

表 7 欧元汇率差分序列 ARMA 模型

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
AR(1)	0.907855	0.044842	20.24545	0.0000
MA(1)	-0.934043	0.038226	-24.43470	0.0000
R - squared	0.003719	Mean dependent var		2.19E -05
Adjusted R - squared	0.003383	S. D. dependent var		0.001649
S. E. of regression	0.001646	Akaike info criterion		-9.979690
Sum squared resid	0.008043	Schwarz criterion		-9.975651
Log likelihood	14816.85	F - statistic		11.07429
Durbin - Watson stat	2.004436	Prob(F - statistic)		0.000886
Inverted AR Roots	.91			
Inverted MA Roots	.93			

输出结果为:

$$DEUY_t = 0.907855DEUY_{t-1} + \varepsilon_t - 0.934043\varepsilon_{t-1} \quad (12)$$

$t$  统计量表明各项系数均在 5% 水平下显著,所以,可用

$$DEUY_t = 0.907855DEUY_{t-1} + \varepsilon_t - 0.934043\varepsilon_{t-1} \text{ 预测欧元汇率}$$

### 2. 日元汇率序列 $ARMA(p,q)$ 模型

根据赤池信息准则,采用  $ARMA(2,1)$  模型来拟和欧元汇率差分序列  $\Delta YEN$  的趋势变动情况,如表 8 所示:

表 8 日元汇率差分序列 ARMA 模型

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
AR(1)	-0.905853	0.073673	-12.29558	0.0000
AR(2)	-0.164164	0.018172	-9.033756	0.0000
MA(1)	0.775220	0.073286	10.57800	0.0000
R - squared	0.026716	Mean dependent var		-0.002940
Adjusted R - squared	0.026059	S. D. dependent var		0.273727
S. E. of regression	0.270137	Akaike info criterion		0.221235
Sum squared resid	216.3679	Schwarz criterion		0.227296
Log likelihood	-325.3132	F - statistic		40.69335
Durbin - Watson stat	1.983269	Prob(F - statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	-.25	-.66		
Inverted MA Roots	-.78			

输出结果为:

$$DJPY_t = -0.905853DJPY_{t-1} - 0.164164DJPY_{t-1} + \varepsilon_t + 0.775220\varepsilon_{t-1} \quad (13)$$

$t$  统计量表明各项系数均在 5% 水平下显著, 所以, 可用

$$DJPY_t = -0.905853JPY_{t-1} - 0.164164JPY_{t-2} + \varepsilon_t + 0.775220\varepsilon_{t-1}$$
 预测日元汇率。

### 3. 欧元、日元汇率预测及结果解释

欧元、日元汇率的预测结果(2007 年 5 月-2008 年 12 月), 如表 9 所示:

表 9 欧元、日元的汇率预测(2006 年 12 月-2008 年 7 月)

时间 $t$	欧元预期汇率 $E_t^{eu/\$}$ ①	日元预期汇率 $E_t^{en/\$}$
2007 年 5 月	0.769941	118.8938
2007 年 6 月	0.771573	117.9697
2007 年 7 月	0.772661	117.5166
2007 年 8 月	0.776474	117.3169
2007 年 9 月	0.771933	118.8696
2007 年 10 月	0.773479	118.1412
2007 年 11 月	0.773296	118.3315
2007 年 12 月	0.771659	117.5719
2008 年 1 月	0.770935	117.662
2008 年 2 月	0.771121	117.8613
2008 年 3 月	0.770573	118.586
2008 年 4 月	0.768757	119.0035
2008 年 5 月	0.772297	119.3825
2008 年 6 月	0.773386	119.6254
2008 年 7 月	0.777564	120.1429
2008 年 8 月	0.77484	120.5584
2008 年 9 月	0.779377	120.5214
2008 年 10 月	0.78292	119.6969
2008 年 11 月	0.781286	120.004
2008 年 12 月	0.781197	120.5739

分析以上预测结果, 可以得出以下结论:

(1) 欧元相对美元的预期汇率小幅波动, 总体呈下跌趋势, 每期的贬值幅度在 1% 左右;

(2) 日元相对美元的预期汇率不断下跌, 每期的贬值幅度小于 2%;

这说明, 未来一段时间, 欧元、日元相对于美元可能贬值。

① 这里欧元汇率数值表示为 1 美元对欧元的汇率, 之所以不同于外汇通行以 1 欧元为基础计价, 完全是计算简便的需要。



一方面,欧元区经济自2001年陷入衰退,直到2004年才出现出口带动型的复苏性增长。但是,由于欧元汇率居高难下,出口的带动作用显得难以为继。更重要的是,包括消费和投资在内的内需未能及时跟进,从而导致欧元区本轮经济复苏极其艰难。同时,欧元区的失业率长期居高不下,严重打击了消费者信心。此外,欧元区许多国家目前正在进行包括医疗和养老金在内的福利制度改革,这种结构改革带来的不确定性使得消费者开始担心未来的生活。而政府财政赤字的猛升,更让消费者担心政府最终会提高税收以弥补财政赤字。

而从日元方面看,日元汇率近年来波动较大,经济基本面的差异是影响汇率的一个主要因素,日本在泡沫经济崩溃后,陷入了长达十余年之久的经济衰退和“缓慢的通货紧缩”。

另一方面,20世纪90年代以来,在以高新技术为特征的IT产业的推动下,美国经济持续增长,演绎了“新经济”童话,同时,美国实行的高利率政策也支持了美元的强势。

根据“强经济、强货币”规律,未来的一段时间在汇率上必然表现为美元走强,欧元、日元汇率下跌。

#### 四、人民币汇率预测

假设人民币汇率实行钉住一篮子货币,这里货币篮子选择美元、日元、欧元,且三种货币权重设为: $1-w_1-w_2$ ,  $w_1, w_2$ , 根据上面对日元汇率与欧元汇率的预测,再根据人民币保持中心汇率不变的要求,假设未来 $t$ 时期人民币对美元的汇率为 $E_t^{\$/\text{人民币}}$ ,即 $t$ 时期,1美元= $E_t^{\$/\text{人民币}}$ 人民币,结合(3)、(12)、(13)式,解如下方程组:

$$\begin{cases} A = E_t^{\$/\text{人民币}} \left( 1 - w_1 - w_2 + \frac{w_1}{E_t^{\text{yen}/\$}} + \frac{w_2}{E_t^{\text{eu}/\$}} \right) \\ DE_t^{\text{eu}/\$} = 0.907855 DE_{t-1}^{\text{eu}/\$} + \varepsilon_t - 0.934043 \varepsilon_{t-1} \\ DE_t^{\text{yen}/\$} = -0.905853 DE_{t-1}^{\text{yen}/\$} - 0.164164 DE_{t-2}^{\text{yen}/\$} + \varepsilon_t + 0.775220 \varepsilon_{t-1} \end{cases}$$

其中 $A$ 为中心汇率,  $DE_t^{\text{yen}/\$} = DJPY_t$ ,  $DE_t^{\text{eu}/\$} = DEUY_t$ ,

$DE_t^{\text{yen}/\$} = E_t^{\text{yen}/\$}$ ,  $DE_t^{\text{eu}/\$} = E_t^{\text{eu}/\$} - E_{t-1}^{\text{eu}/\$}$ ,

根据2007年2月24日的外汇牌价,计算出 $A = 7.2155$ ,假设一两年内人民币汇率维持此一篮子货币基准汇率不变,取 $w_1 = 10\%$ ,  $w_2 = 10\%$ ①,通过计算时期的和,套算出,用Excel计算,实现如下结果②:

① 这仅仅是计算问题的假设,目前人民币还未实行汇率目标区,所以中心汇率不存在,同时,的数值也是假设,此次汇改并未确定,同时这一权重也可能有所调整。

② 此计算结果显示人民币对美元汇率有不断贬值趋势,与人民币对美元不断升值的实际情况不符,之所以出现这样的背离,与模型的设定有关(包括权重的选取与可能的误差),本文更多是强调一类计量计算方法的运用,可以在预测过程中,动态地进行调整,得出与现实趋于一致的结果。

表 10 人民币汇率预测 (2007 年 5 月-2008 年 12 月)

时间 $t$	人民币预期汇率 $E_t^s$	时间 $t$	人民币预期汇率 $E_t^s$
2007 年 5 月	8.219652104	2008 年 3 月	8.219040378
2007 年 6 月	8.218062507	2008 年 4 月	8.220767988
2007 年 7 月	8.217013975	2008 年 5 月	8.21747951
2007 年 8 月	8.213433978	2008 年 6 月	8.216475983
2007 年 9 月	8.217786055	2008 年 7 月	8.212602711
2007 年 10 月	8.216290661	2008 年 8 月	8.215175848
2007 年 11 月	8.216475037	2008 年 9 月	8.210932382
2007 年 12 月	8.217955224	2008 年 10 月	8.20756989
2008 年 1 月	8.218639167	2008 年 11 月	8.20911536
2008 年 2 月	8.218478603	2008 年 12 月	8.209235596

以上的预测结果与现实情况存在一定的偏离,但是,近期内出现的人民币汇率的升值不代表汇率的发展规律。目前人民币汇率的升值,主要来自外汇市场、外国政府和内部政策性升值这三方面的压力,这些压力在长期难以持续,将出现一定程度的缓和,存在人民币汇率贬值的可能性。

近期人民币汇率制度变动趋势,也反映出改革成效显著,市场经济主体适应人民币汇率波动能力增强。人民币兑美元自 2005 年 7 月汇改后一直保持着升值趋势,但同时,今年以来贸易顺差却屡次创出历史新高,也就是说人民币升值并未降低贸易顺差的增长,这说明我国企业适应人民币汇率升值的能力在增强。同时,国有商业银行改革进展顺利,经过改革,改制银行的资本充足率、资产质量显著提高,盈利能力和财务可持续能力明显增强,改革成效显著。在更为市场化的汇率形成机制下,今后人民币汇率变动将是常态。

目前,人民币汇率机制改革的目标已经确定,人民币汇率大幅波动,对我国经济金融稳定会造成较大的冲击,不符合我国的根本利益。因此,货币政策制定者有必要根据市场发育状况和经济金融形势,结合国内企业进行结构调整的适应能力,适时调整汇率浮动区间。可以预测,人民币大幅升值的可能性不存在<sup>①</sup>,但逐步扩大人民币汇率浮动幅度应该是发展趋势;同时,经济的高速增长会引发通货膨胀,而通货膨胀也加大了货币贬值的可能性。

## 五、结 束 语

基于以上分析,我们应从中长期视角理解汇率趋势,针对未来人民币汇率未来可能出现的急剧变动,未雨绸缪,强化风险意识,完善相关的汇率监管法规,逐步建立汇率政策和国内货币政策的协调机制,建立专项的汇率风险基金,提高市场的流动性、广度和

<sup>①</sup> 杨建莹,“多视角”透视近期人民币升值趋势,《金融时报》,2006 年 12 月 5 日。

弹性,灵活应对汇率变动的风险。

## 参 考 文 献

- Flanders, M. June and E. Helpman, 1979, "An Optimal Exchange Rate Peg in a World of General Floating," *Review of Economic Studies*, 46.
- Flanders, M. June and T. Asher. 1981, "The Role of Elasticity Optimism in Choosing an Optimal Currency Basket with Application to Israel." *Journal of International Economics*, 11.
- Lipschitz, Leslie and V. Sundararajan, 1980, "The Optimal Basket in a World of Generalized Floating," *IMF Staff Papers*, 27(1).
- Turnovsky and J. Stephen 1982, "A Determination of the Optimal Currency Basket: A Macroeconomic Analysis," *Journal of International Economics*, 12.
- 保罗·克鲁格曼等,2002,《国际经济学》,北京,中国人民大学出版社。
- 姜波克,1999,《国际金融学》,北京,高等教育出版社。
- 小川英治、姚枝仲,2004,《论钉住一篮子货币的汇率制度》,《世界经济》第6期,3-10页。
- 谢识予、朱弘鑫,2005,《高级计量经济学》,上海,复旦大学出版社。
- 许少强、朱真丽,2002,《1949-2000年的人民币汇率史》,上海,上海财经大学出版社。
- 杨长江,2002,《人民币实际汇率长期调整趋势研究》,上海,上海财经大学出版社。
- 余永定,2002,《日元贬值与中国的对策》,《国际经济评论》第1期,5-8页。
- 张礼卿,2004,《人民币汇率制度:现状、改革方向和近期选择》,《国际金融研究》第10期,12-16页。
- 张晓峒,2000,《计量经济分析》,经济科学出版社。
- 张晓峒,2004,《计量经济学软件 Eviews 使用指南》,天津,南开大学出版社。
- 张志超,2002,《汇率政策新共识与“中间汇率制度消失论”》,《世界经济》第12期,14-21页。