

## 实际汇率的长短期结构和变动趋势分析

刘金全 杨璐 马亚男

(吉林大学数量经济研究中心 吉林长春 130012)

**摘要:** 我们利用巴拉萨-萨缪尔森效应和利率平价假说来研究实际汇率的长短期结构及其变动趋势, 试图寻找到人民币汇率是否低估的证据。我们利用协整 VAR 模型, 对中美两国 2000 年 1 月至 2011 年 9 月的数据进行了分析。实证结果表明, 在短期实际汇率具有一阶自回归过程, 同时也受到我国通货膨胀率和美国两部门物价水平差异, 以及季节因素的影响; 在长期看来, 实际汇率的稳态水平则主要受两国利率之差和通货膨胀率之差的影响。人民币实际汇率的趋势变动则主要取决于实际汇率自身的累积冲击和中美两国利率的累积冲击。

**关键词:** 实际汇率 巴拉萨-萨缪尔森效应 利率平价 协整 VAR

## The Analysis of Balassa-Samuelson Effect and Interest Rate Parity Hypothesis on the Real Exchange

**Abstract:** The exchange rate of RMB always has an important role in multi-economies. Especially since financial crisis broke out, more and more developed countries have focused on the problem of RBM exchange rate. They thought RMB was undervalued, and called for an immediate appreciation. Using the data of US and China, this paper analyses the real exchange's long- and short-run structure and its driving trends based on Balassa-Samuelson effect and interest rate parity hypothesis. Under frame of Cointegrated VAR model, we found that, real exchange rate of RMB, in short-run aspect, has an autoregressive process and also is influenced by Chinese inflation and spread of price level between American tradable and non-tradable sector. From long term, the steady-state of real exchange rate is mainly decided by the spread of interest rate that of inflation between US and china. At last, the driving trend of RMB real exchange rate relies on cumulated shocks from itself and inflation of two countries.

**Keywords:** real exchange rate, Balassa-Samuelson effect, interest rate parity hypothesis, Cointegrated VAR model

### 引言

汇率在开放经济中一直发挥着重要的作用, 特别对中国这样的快速发展的新兴经济体来说尤其重要。近年来, 我国的经济一直保持着快速的增长速度, 同时, 我国的贸易顺差也屡创新高, 使得许多发达国家都认为人民币存在严重的低估, 并纷纷指责我国为汇率操纵国。因此, 2005 年 7 月 21

**基金项目:** 国家社会科学基金重大项目 (10ZD&006)、国家自然科学基金项目 (70971055) 资助。

**作者简介:** 刘金全 (1964 年—), 男, 黑龙江省密山县人, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士研究生导师, 经济学博士; 杨璐 (1982 年—), 女, 吉林大学商学院数量经济学专业博士研究生。马亚男(1985 年—), 吉林大学商学院博士研究生。

---

日起，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。几年来，人民币汇率形成机制改革有序推进，取得了预期的效果，发挥了积极的作用。2010年6月19日中国人民银行表示，将进一步推进人民币汇率形成机制改革，增强人民币汇率弹性。在此期间，人民币汇率逐渐升值，已经由汇改前的8.27元兑一美元升值到现在已经突破了6.60元兑换一美元的关口。目前，人民币汇率未来的走势已经引起了越来越多的关注。

巴拉萨-萨缪尔森效应理论是从实体经济出发，探讨了实际汇率的变动。巴拉萨(1964)和萨缪尔森(1964)的研究表明，在快速增长的经济体中，贸易品部门相对于非贸易品部门的劳动生产率决定了实际汇率是否升值和升值的幅度。该假设有三个前提条件：一是可贸易品价格满足购买力平价；二是国内劳动力在可贸易品部门和不可贸易品部门之间可以自由流动；三是贸易品部门的生产率的增长速度高于不可贸易品部门，生产率增长速度的不同导致两部门相对价格水平的变化。巴拉萨(1964)利用12个国家的截面数据检验了该效应，结论认为较富裕的国家确实存在实际汇率升值的情况。Hsieh (1982)采用工具变量法，对日本、德国和美国三国的数据进行了分析，得出实际汇率与相对生产率存在巴拉萨-萨缪尔森效应关系的结论。Chinn(1997)根据分部门的就业和产出数据，对印尼、马来西亚、韩国和菲律宾四个亚洲国家进行研究，他认为从长期来看，该四国的经济增长与实际汇率之间存在该效应。另外，Cheung和Lai(2000)用单位根的非平稳性进行检验，结果认为实际汇率偏离购买力平价是由趋势转移引起的。但是，也有一些实证检验并不支持该效应。例如，Froot和Rogoff(1991)利用22个OECD国家的数据对该效应进行检验，发现相对生产率对实际汇率不具有显著的解释能力。此后，Froot和Rogoff(1995)又对OECD中13个国家的面板数据检验了巴拉萨-萨缪尔森效应中的两个命题，第一个命题是“不可贸易品的价格水平与相对劳动生产率成正比”，检验结果支持了该命题；第二个命题是“贸易品的购买力平价成立”，检验结果认为该命题不成立，再一次对巴拉萨-萨缪尔森效应提出了质疑。

我国对巴拉萨-萨缪尔森效应的研究相对较晚。俞萌(2001)以1994年为基期，利用人民币汇率的变化来进行检验，结果发现我国经济增长率与实际汇率之间存在着一定的联系。张晓军和吴明琴(2005)利用协整检验还是面板数据样本方法对中国、菲律宾、印度、韩国、新加坡等十个国家的数据进行分析，结果表明巴拉萨-萨缪尔森效应在这些国家并不存在。唐旭和钱士春(2007)利用中美两国数据，研究发现两部门的相对生产率对两国价格水平差异与人民币实际汇率的影响显著，巴拉萨-萨缪尔森效应在我国显著。张一平和赵海斌(2010)的结论却认为我国经济发展水平在现阶段与人民币实际汇率没有长期均衡关系。

利率平价假说的检验也有很多。Holmes和Maghredbi(2004)利用平滑迁移模型，检验了东南亚四国的实际利差的非线性。实证结果表明，对于实际利率平价的较大冲击更有可能使得平价条件重新成立。Cumby和Obstfeld(1981)对利率平价假说进行了检验，发现该假说不成立。易纲和范敏(1997)和钟云波(2002)得出了汇率变动应该等于两国利率之差加上一个摩擦系数的结论。刘柏和赵振全(2008)利用KSS单位根检验分析法对我国实际利率平价进行了实证，结果表明，实际利率平价假说成立。

考虑到很多对汇率平价问题的研究都是基于单一的巴拉萨-萨缪尔森效应或者平价假说，我们试图利用协整VAR模型，联合这两个理论来研究汇率平价问题。利用协整VAR模型，基于合理的经济学含义，我们可以寻找样本区间内成立的协整关系。协整VAR的优点很多，首先该模型可以较方便的将相关的经济变量联系起来，其次能通过通过确定的协整关系得出各变量包括购买力平价成立的

稳态条件；另外，利用协整 VAR 的变形模型，我们也可能的到不同变量的随机增长趋势。

## 1 巴拉萨-萨缪尔森效应、利率平价假说和协整向量自回归模型方法

### 1.1 巴拉萨-萨缪尔森效应和利率平价假说

巴拉萨-萨缪尔森效应理论是从供给层面对实际汇率进行研究的。该理论是实际汇率偏离购买力平价情况下，提出的修正理论。巴拉萨(1964)和萨缪尔森(1964)认为只有可贸易品的价格是满足购买力平价的，因此不能简单地根据购买力平价把两国物价水平的差异来调整名义汇率，需要把非贸易品对购买力平价的影响考虑在内。这就是巴拉萨-萨缪尔森效应分析购买力平价偏离的着眼点。该效应认为，两个国家贸易品部门的劳动生产率差异决定引起工资水平的差异，而工资水平的差异决定非贸易品部门相对价格水平的差异，最后两国非贸易品部门的相对价格水平差异决定了实际汇率。

假设可贸易品部门在国民经济中所占的比例为  $\alpha$ ，不可贸易品部门在国民经济中所占的比例为  $1-\alpha$ ，那么可以用可贸易品部门价格水平( $P_t^T$ )与非贸易品部门价格水平( $P_t^N$ )的加权平均来表示总体价格水平。

国内和国际的价格总水平分别为：

$$P_t = (P_t^T)^\alpha (P_t^N)^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$P_t^* = (P_t^{T*})^\alpha (P_t^{N*})^{1-\alpha} \quad (2)$$

则实际汇率可表示为：

$$rer_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \quad (3)$$

其中， $s$  表示名义汇率， $P$  为价格水平；对数表示形式为：

$$rer_t = (s_t + p_t^*) - p_t \quad (4)$$

结合上述三个式子，得到：

$$rer_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = S_t \frac{(P_t^{T*})^\alpha (P_t^{N*})^{1-\alpha}}{(P_t^T)^\alpha (P_t^N)^{1-\alpha}} = S_t \frac{P_t^{T*} (P_t^{N*} / P_t^{T*})^{1-\alpha}}{P_t^T (P_t^N / P_t^T)^{1-\alpha}} \quad (5)$$

假定贸易品部门的购买力平价成立，则有下列式成立：

$$P_t^T = S_t P_t^{T*} \quad (6)$$

所以上式可简化为：

$$rer_t = (P_t^{N*} / P_t^{T*})^{1-\alpha} / (P_t^N / P_t^T)^{1-\alpha} \quad (7)$$

可见，国内和国外的不可贸易品部门与可贸易品部门相对价格水平的比值与实际汇率成正比。

对上式方程转化成对数形式：

$$rer_t = (1-\alpha^*)(P_t^{N*} - P_t^{T*}) - (1-\alpha)(P_t^N - P_t^T) \quad (8)$$

从这个公式来看，实际汇率由贸易品部门与非贸易品部门的相对价格水平决定。假设国外两部

门相对价格水平不变，当国内可贸易品部门价格水平  $P_t^T$  增长率快于国内非可贸易品部门价格水平  $P_t^N$  的增长率时，就使得实际汇率  $s_t$  减小，表现为本国货币升值。

在开放经济条件下，一国与外国金融市场间的联系更为紧密。利率平价假说则分析了汇率与利率之间的关系。利率平价说是由凯恩斯提出，他认为投资者在比较三个利益因素后，即投资于本国和与外国的收入比较，本国货币与外国货币即期和远期价格的预期变化和升贴水率，会决定其投资方向，由此产生了国际资本流动。汇率取决于不同时期不同国家的利率收益比较。这样，凯恩斯就在汇率的决定和两国的利率差异之间建立了联系。

抛补利率平价可以表示为：

$$\rho_t = i - i^* \quad (9)$$

其中， $\rho_t$  表示即期汇率与远期汇率之间的升（贴）水率为  $\rho$ ， $i$  为利率， $i^*$  为外国利率。它的经济含义是：汇率的远期升贴水率等于两国利率之差。如果本国利率高于外国利率，则意味着本币将在远期贬值；反之，则本币在远期升值。两国利率之间的差异通过汇率的变动来消除，从而达到金融市场的平衡状态。

## 1.2 协整向量自回归模型

本问对汇率平价问题的分析使用的是协整向量自回归方法(Cointegrated VAR Model)。该方法建立在向量自回归模型的基础上，着重于研究向量之间的内在协整关系的模型，由 Johansen 在 1988 年及 1990 年与 Juselius 共同提出的。

对于一个  $k$  阶的向量自回归模型：

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (10)$$

其中， $X_t$  为  $p$  维向量， $\Pi_i$  和  $B$  为  $p \times p$  维系数矩阵， $\mu_0$  表示常数项， $t$  表示时间趋势项和  $D_t$  表示虚拟变量。将该 VAR 模型变型，我们可以得到其 VECM 模型：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

如果  $\Pi$  的秩  $r$  不等于 0，则表示  $X_t$  个变量间存在协整关系。假设  $r < p$ ，我们可以将  $\Pi$  分解为两个秩为  $r$  的矩阵的乘积，即  $\Pi = \alpha \beta'$ 。这样，我们就得到了协整 VAR 模型：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

该模型对应的移动平均表达式(MA Representation)为：

$$X_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C^*(L) \varepsilon_t + Z_0 \quad (13)$$

其中， $C = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ ， $\alpha_{\perp}$  和  $\beta_{\perp}$  分别为  $\alpha$  和  $\beta$  的正交阵， $\Gamma = -(I - \Gamma_1 - \cdots - \Gamma_{k-1})$ 。  
 $C^*(L) = \sum_{i=1}^{\infty} C_i^* L^i$ ，是收敛的滞后算子矩阵多项式。 $Z_0$  是关于常数、时间趋势、虚拟变量和初始值的函数。该式表示  $X_t$  的随机趋势成分是由  $C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$  决定的。

从协整 VAR 模型我们可以看出，如果向量  $X_t$  存在协整关系，则其一旦偏离稳态，就会以  $\alpha$  的强度向稳定状态  $E(\beta' X_t)$  调整；而从其 MA 表达式我们又能看到， $X_t$  的各变量的非平稳变化是由

$C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$  推动的。

## 2 实际汇率的影响因素和变动趋势分析

下面我们来综合研究中美的巴拉萨-萨缪尔森效应和利率平价条件。我们使用中美两国的 GDP 平减指数作为两国的综合物价水平，GDP 平减指数根据名义 GDP 和 GDP 总值指数算得，然后利用 CATS 软件中 interpol.src 将 GDP 平减指数由季度数据转频为月度数据。根据公式来获得月度实际汇率的对数形式：

$$rer_t = \ln S_t + \ln P_t^* - \ln P_t \quad (14)$$

其中， $S_t$  为中美两国的即期汇率， $P_t^*$  和  $P_t$  分别为两国的物价水平。

我们选取我国的银行同业拆借利率  $i$ ，美国的联邦基金利率  $i^*$  作为两国的利率变量。我们进一步采用  $CPI$  和  $PPI$  来分别表示不可贸易品部门和可贸易品部门的价格水平，即用我国的  $CPI$  和  $PPI$  的对数表示  $P_t^N$  和  $P_t^T$ ，用美国的  $CPI$  和  $PPI$  的对数表示  $P_t^{N*}$  和  $P_t^{T*}$ ，令  $ps_t^* = P_t^{N*} - P_t^{T*}$ ， $ps_t = P_t^N - P_t^T$ ，用两国的  $PPI$  的差分形式作为各自的通货膨胀率  $\Delta P_t$  和  $\Delta P_t^*$ 。这样，我们便得到了需要的内生变量，即  $X_t = (\Delta P_t, \Delta P_t^*, i_t, i_t^*, rer_t, ps_t, ps_t^*)'$ 。

### 2.1 模型基本形式的确立和无约束估计

我们仍然将向量自回归模型的滞后阶数确定为  $k=2$ ，并引入常数项  $C$  作为模型的不确定性成分。在进行初步的回归后，残差值中出现了一些显著的离群值，这些离群值会严重影响残差的正态性分布。所以，我们需要在这些离群值对应的时间点上设定虚拟变量，用以化解它们对正态性分布的影响。我们首先对残差进行标准化处理，然后将绝对值大约 3.5 的值定义为离群值，即将符合条件  $|\varepsilon_t / \sigma_\varepsilon| > 3.5$  的残差定义为离群值。按照这个标准，我们找到了 9 个离群值，它们对应的时间点分别为：2000 年 6 月，2008 年 10 月，2008 年 2 月，2009 年 1 月，2006 年 9 月，2001 年 9 月，2009 年 3 月，2001 年 11 月以及 2005 年 7 月。我们需要在这些时间点上设定虚拟变量，分别表示为： $D0006p$ ， $D0810p$ ， $D0802t$ ， $D0901p$ ， $D0609p$ ， $D0109p$ ， $D0903t$ ， $D0211p$  和  $D0507p$ 。

令  $D = (D0006p, D0810p, D0802t, D0901p, D0609p, D0109p, D0903t, D0211p, D0507p)'$ 。其中， $D0802t$  和  $D0903t$  的形式为  $(\dots, 0, 0, 1, -1, 0, 0, \dots)$ ，其他虚拟变量的形式为  $(\dots, 0, 0, 1, 0, 0, \dots)$ ，1 所在的位置分别对应的时间点。

确定了模型的不确定性成分和滞后阶数后，我们就可以得到了模型的协整 VAR 表示形式：

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

假设  $\mu_0 = \alpha \beta_0 + \gamma_0$ ，令  $\tilde{\beta}' = [\beta' \ \beta_0]$ ， $\tilde{X}_{t-1} = [X_{t-1} \ 1]'$

模型可以变型为：

$$\Delta X_t = \alpha \tilde{\beta}' \tilde{X}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

对于本文各个内生变量来说，其差分形式不存在截距项，所以  $\gamma_0 = 0$ 。上式可以简化为：

$$\Delta X_t = \alpha \tilde{\beta}' \tilde{X}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

对于该模型的估计，我们首先从长期协整着手，既  $\tilde{\beta}$ ' 的估计。根据 Frisch-Waugh 定理，分别用  $\Delta X_t$  和  $\tilde{X}_{t-1}$  对前定变量  $\Delta X_{t-1}$  和  $D_t$  做线性回归，得到各自的残差项  $R_{0t}$  和  $R_{1t}$ ，然后再用  $R_{1t}$  对  $R_{0t}$  做回归，得到密集型模型（concentrated model）：

$$R_{0t} = \alpha \tilde{\beta}' R_{1t} + \text{error} \quad (18)$$

该模型剔除了短期调整和虚拟变量的影响，将原始模型转化为单纯的向协整关系调整的形式。根据该方法，我们可以得出协整关系矩阵  $\tilde{\beta}$  和系数调整矩阵  $\alpha$  的无约束估计。

## 2.2 长期结构秩的确定和约束协整关系的识别

在确定了无约束的密集型模型后，我们接下来需要确定协整关系的个数。协整关系个数的选择会影响所有后面的实证过程，所以在实证检验中这是很重要的一个环节。我们通常使用 LR 检验来判别协整关系的值，LR 检验又叫做特征根及检验或者是 Johansen 检验，它是基于密集型 VAR 模型进行检验的。LR 检验统计量为：

$$\tau_{p-r} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \cdots (1 - \hat{\lambda}_p) \quad (19)$$

表 1 特征根迹检验图

$p-r$	$r$	$\lambda_i$	$\tau(p-r)$	$\tau^*(p-r)$	$C_{0.95}(p-r)$	P 值	$P^*$ 值
7	0	0.630	330.909	278.362	134.543	0.000	0.000
6	1	0.525	204.592	171.512	103.679	0.000	0.000
5	2	0.260	110.138	91.582	76.813	0.000	0.002
4	3	0.224	71.841	60.406	53.945	0.000	0.011
3	4	0.156	39.571	33.720	35.070	0.014	0.070
2	5	0.119	18.094	16.470	20.164	0.097	0.156
1	6	0.016	2.050	1.602	9.142	0.765	0.845

该统计量的原假设是至少存在  $p-r$  个单位根（也就是最多存在  $r$  个协整关系）。当统计量小于临界值时，我们接受原假设；当统计量大于临界值时，我们拒绝具有  $p-r$  个单位根的原假设，并认为模型比假设具有更少的单位根。表 1 中， $\lambda_i$  为特征根， $\tau(p-r)$  为特征根迹检验的统计量， $\tau^*(p-r)$  为修正的特征根迹检验统计量， $C_{0.95}$  为显著性水平为 5% 的临界值，最后两列则分别代表对应于  $\tau(p-r)$  和  $\tau^*(p-r)$  的 P 值。

表 2  $r=2$  时，无约束长期结构的估计

	$\Delta P_t$	$\Delta P_t^*$	$i_t$	$i_t^*$	$rer_t$	$ps_t$	$ps_t^*$	$C$
$\tilde{\beta}_1$	-0.441	2.345	-1.298	-1.877	1.932	0.057	-0.083	-3.397
$\tilde{\beta}_2$	2.435	-0.297	3.395	1.728	-4.348	0.012	0.014	8.121
$\tilde{\beta}_3$	-0.149	-0.283	8.739	-0.640	-0.946	0.506	-0.056	0.915
$\tilde{\beta}_4$	0.242	0.852	25.770	-0.912	-12.907	-0.717	1.004	21.946
$\tilde{\beta}_5$	0.285	-0.559	22.152	-5.661	1.056	0.049	-0.131	-4.838

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$
$\Delta^2 P_t$	0.234 (5.946)	-0.216 (-5.481)	0.196 (4.974)	-0.058 (-1.468)	-0.011 (-0.277)
$\Delta^2 P_t^*$	-0.217 (-2.931)	-0.056 (-0.761)	0.332 (4.485)	0.163 (2.204)	0.003 (0.045)
$\Delta i_t$	-0.003 (-1.653)	0.002 (0.979)	-0.003 (-1.499)	-0.003 (-1.889)	-0.006 (-3.106)
$\Delta i_t^*$	-0.000 (-0.028)	-0.001 (-1.695)	-0.001 (-0.811)	-0.001 (-1.052)	0.001 (1.304)
$\Delta rer_t$	0.000 (1.811)	-0.001 (-4.259)	-0.001 (-2.956)	0.000 (1.033)	0.001 (2.684)
$ps_t$	-0.344 (-6.467)	-0.211 (-3.956)	-0.162 (-3.050)	0.151 (2.847)	-0.117 (-2.197)
$ps_t^*$	-0.061 (-0.908)	-0.041 (-0.612)	-0.255 (-3.765)	-0.229 (-3.392)	0.033 (0.485)

由表 1 中的数据，我们可以看出，当  $p-r=7$  时， $\tau^*(p-r)=278.362$ ，大于临界值  $C_{0.95}(p-r)=134.543$ ，因此我们拒绝模型具有 7 个单位根的原假设，并推断单位根的个数应该少于 7 个；同理，该检验也拒绝了模型具有 6 个单位根、5 个单位根、4 个单位根、3 个单位根的原假设；当  $p-r=2$ ， $\tau^*(p-r)=16.47 < C_{0.95}(p-r)=20.164$ ，该检验接受具有 2 个单位根的假设，即存在存在 5 个协整关系。据此，我们将协整关系的个数应该确定为 5，即  $r=5$ 。

确定  $r=5$  后，我们可以在协整关系个数为 5 的情况下，对模型进行再次无约束估计。估计结果见表 2。从  $\alpha_i$  估计结果中，我们得出：两国通货膨胀率、实际汇率和美国我国的两部门物价水平差异是向第一个无约束协整关系的调整是显著的；我国通货膨胀率、实际汇率和我国的两部门物价水平差异是向第二个无约束协整关系的调整是显著的；两国通货膨胀率、实际汇率和两国的两部门物价水平差异是向第三个无约束协整关系的调整是显著的；美国的通货膨胀率和两国的两部门物价水平差异是向第四个无约束协整关系的调整是显著的；我国的利率、实际汇率和我国两部门的物价水平差异是向第五个无约束协整关系的调整是显著的。

表 3 长期关系  $\tilde{\beta}_i^C$  和  $\tilde{\beta}^C$  的平稳性检验

	$\Delta P_t$	$\Delta P_t^*$	$i_t$	$i_t^*$	$rer_t$	$ps_t$	$ps_t^*$	$C$	$\chi^2(\nu)$	P 值
$(\tilde{\beta}_1^C)'$	5.945	-5.945	-5.945	5.945	-5.945	1.439	-1.439	12.613	1.298(1)	0.255
$(\tilde{\beta}_2^C)'$	0	0	-8.329	8.329	-5.574	0	0	11.350	2.296(1)	0.130
$(\tilde{\beta}_3^C)'$	-7.628	0	7.628	0	0	-0.808	0	-0.970	1.234(1)	0.267
$(\tilde{\beta}_4^C)'$	0	2.578	0	0	0	0	0	-0.190	2.633(2)	0.268
$(\tilde{\beta}_5^C)'$	0	0	0	0	0	-9.338	0	-5.050	0.872(2)	0.647
	2.404	-2.404	-2.404	2.404	-2.404	0.776	-0.776	4.435		
	0	0	-7.826	7.826	-5.603	0	0	11.42		
$(\tilde{\beta}^C)'$	-3.391	0	3.391	0	0	-0.294	0	0.449	11.38(7)	0.155
	0	2.990	0	0	0	0	0	-0.190		
	0	0	0	0	0	0	0.592	0.387		

为了识别长期结构，我们需要对每一个协整关系施加约束。用公式表示的对协整向量的假设约束条件有两种方法：第一种是对每个  $\beta_i$  设定  $s_i$  个自由参数，第二种是对每个  $\beta_i$  设定  $m_i$  个约束。下

面，我们对长期结构施加下面五个约束：

$$\tilde{\beta}_1^C X_t = [rer_t - ((i_t^* - \Delta p_t^*) - (i_t - \Delta p_t))] - \alpha(ps_t^* - ps_t) + \text{Constant}$$

$$\tilde{\beta}_2^C X_t = rer - \alpha_2(i_t^* - i_t) + \text{Constant}$$

$$\tilde{\beta}_3^C X_t = (i_t - \Delta p_t) - \alpha_3 \times ps_t + \text{Constant}$$

$$\tilde{\beta}_4^C X_t = \Delta p_t^* + \text{Constant}$$

$$\tilde{\beta}_5^C X_t = ps_t + \text{Constant}$$

在第一个协整关系中， $rer_t - ((i_t^* - \Delta p_t^*) - (i_t - \Delta p_t))$  表示经过实际利率调整的实际汇率， $ps_t$  和  $ps_t^*$  则分别表示中美的不可贸易部门和可贸易品部门价格水平的差异，所以  $ps_t^* - ps_t$  表示两国两部门价格水平差异的相对值。该协整关系可以用来表示巴拉萨-萨缪尔森效应；第二个协整关系则表示经过名义利率修正的实际汇率；第三个协整关系表示我国经过两部门价格水平差异调整的实际利率；第四个协整关系表示美国的通货膨胀率；第五个协整关系表示我国不可贸易品和可贸易品部门的物价水平差异。

对于这五个约束条件，我们采用第一种方法表示，即用  $s_i$  个自由参数  $\varphi_i$  来表示约束的协整向量  $\tilde{\beta}^C = (\tilde{\beta}_1^C, \dots, \tilde{\beta}_r^C) = (H_1\varphi_1, \dots, H_r\varphi_r)$ 。对应的自由变量分别为  $s_1 = 3, s_2 = 3, s_3 = 3, s_4 = 2, s_5 = 2$ （也就是说施加的约束条件个数分别为  $m_1 = 5, m_2 = 5, m_2 = 5, m_2 = 6, m_2 = 6$ ）；自由参数  $\varphi_i$  分别为： $\varphi_1 = (\varphi_{11}, \varphi_{12}, \varphi_{13})'$ ， $\varphi_2 = (\varphi_{21}, \varphi_{22}, \varphi_{23})'$ ， $\varphi_3 = (\varphi_{31}, \varphi_{32}, \varphi_{33})'$ ， $\varphi_4 = (\varphi_{41}, \varphi_{42})'$ ， $\varphi_5 = (\varphi_{51}, \varphi_{52})'$ 。

利用极大似然估计，我们可以得到各个长期关系  $\beta_i^C$  和  $\beta^C = (\beta_1^C, \beta_2^C, \beta_3^C, \beta_4^C, \beta_5^C)$  的估计值。并且通过 LR 统计量来检验约束是否成立，检验的自由度为  $\nu = \sum(m_i - r + 1)$ 。该检验可以解释为平稳性检验，因为如果约束条件成立，那么约束的协整向量就包含于无约束  $\beta$  所扩展的  $r$  维空间内，也就表示约束的协整关系是平稳的。

表 4  $r = 5$  时，约束长期结构的标准化估计

	$\Delta P_t$	$\Delta P_t^*$	$i_t$	$i_t^*$	$rer_t$	$ps_t$	$ps_t^*$	$C$
$\tilde{\beta}_1^C$	-1	1	1	-1	1	0.323 (0.903)	-0.323 (-0.903)	-1.845 (-1.451)
$\tilde{\beta}_2^C$	0	0	1.888 (2.005)	-1.888 (-2.005)	1	0	0	-2.028 (3.215)
$\tilde{\beta}_3^C$	-1	0	1	0	0	0.088 (1.231)	0	-0.132 (1.546)
$\tilde{\beta}_4^C$	0	1	0	0	0	0	0	-0.061 (-0.164)
$\tilde{\beta}_5^C$	0	0	0	0	0	1	0	0.654 (1.737)
	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$			
$\Delta^2 P_t$	2.625 (2.245)	-0.952 (-1.491)	-1.957 (-1.686)	-2.110 (-1.761)	0.231 (2.518)			
$\Delta^2 P_t^*$	-4.514 (-2.091)	2.765 (2.345)	4.466 (2.085)	3.991 (1.804)	-0.195 (-1.151)			
$\Delta i_t$	0.109 (2.003)	-0.072 (-2.441)	-0.116 (-2.157)	-0.119 (-2.140)	0.009 (2.084)			
$\Delta i_t^*$	0.031 (1.563)	-0.010 (-0.897)	-0.029 (-1.499)	-0.033 (-1.604)	0.002 (1.297)			

$\Delta rer_t$	-0.004 (-0.494)	0.006 (1.409)	0.006 (0.796)	0.005 (0.648)	-0.001 (-1.484)
$ps_t$	-5.119 (-3.130)	2.218 (2.483)	5.397 (3.326)	4.551 (2.715)	-0.480 (-3.735)
$ps_t^*$	5.818 (2.943)	-3.524 (-3.264)	-5.638 (-2.875)	-6.006 (-2.965)	0.312 (2.006)

从表 3 的 LR 检验的 P 值我们可以看出，五个长期关系不仅通过了各自的平稳性检验，并且也通过了联合的平稳性检验。也就是说，我们施加的约束是可行的，约束的协整关系仍然是平稳的，包含于无约束  $\beta$  所扩展的  $r$  维空间内，即  $\tilde{\beta}_i^C \in sp(\tilde{\beta})$ ， $\tilde{\beta}^C \in sp(\tilde{\beta})$ 。

长期结构的识别也就是协整关系的识别。表 3 中的  $\beta^C$  就是在可识别的情况下估计出来的。为了识别长期结构，我们需要对每一个协整关系施加约束。在第  $i$  个协整关系中，我们需要估计  $s_i$  个参数。

而要知道长期结构的约束条件是否可识别，就需要检验秩条件是否成立，该秩条件可表示为：

$$\text{rank}(R_i' \beta_1, \dots, R_i' \beta_r) = \text{rank}(R_i' H_1 \varphi_1, \dots, R_i' H_r \varphi_r) = r - 1, \quad i = 1, \dots, r \quad (20)$$

恰好识别的长期结构需要对每个协整关系施加  $r - 1$  个约束，因为恰好识别不改变似然函数，所以不需要检验；如果对恰好识别的长期结构施加更多的约束，就需要检验秩条件，如果成立则表示约束条件为过度识别，否则就是不可识别。

当长期关系为可识别时，对其进行标准化就会变得很重要了。因为只有进行标准化后，我们才能获得长期结构矩阵中每一个元素  $\tilde{\beta}_{ij}^C$  的标准差。根据 Johansen (1996)，我们用  $\beta_i^C = h_i + \tilde{H}_i \tilde{\varphi}_i$  来表示标准化后约束的长期关系， $\tilde{\varphi}_i$  变为  $(s_i - 1) \times 1$ ， $h_i$  为  $sp(H_i)$  空间的一个向量，表示所选择的标准化元素，且有  $sp(h_i, \tilde{H}) = sp(H_i)$ 。

在长期关系的标准化表示中，我们需要将标准化系数和其他  $s_i - 1$  个自由系数分开表示，所以本文的协整向量的标准化可表示为：

$$\tilde{\beta}_N^C = \{h_1 + \tilde{H}_1 \tilde{\varphi}_1, h_2 + \tilde{H}_2 \tilde{\varphi}_2, h_3 + \tilde{H}_3 \tilde{\varphi}_3, h_4 + \tilde{H}_4 \tilde{\varphi}_4, h_5 + \tilde{H}_5 \tilde{\varphi}_5\} \quad (21)$$

对于上述的协整向量，我们将实际汇率作为单位 1 对前两个协整关系进行单位化，分别将我国的利率，美国的通货膨胀率和我国不可贸易品和可贸易品部门的物价水平差异三个变量作为单位 1 对后三个协整关系进行单位化。

因为标准化过程中，协整向量  $\beta_i^C$  的变化将被  $\alpha_i^C$  补偿，并不改变  $\Pi = \alpha^C \beta^C$ 。另外， $\beta_N^C$  的约束条件与非标准化的  $\beta^C$  的约束条件等价，不需要重新检验秩条件。标准化后两个约束的协整关系分别为：

$$\tilde{\beta}_1^C X_t = [rer_t - ((i_t^* - \Delta p_t^*) - (i_t - \Delta p_t))] - 0.323(ps_t^* - ps_t) - 1.845 \quad (21)$$

$$\tilde{\beta}_2^C X_t = rer - 1.888(i_t^* - i_t) - 2.028 \quad (22)$$

$$\tilde{\beta}_3^C X_t = (i_t - \Delta p_t) + 0.088 ps_t - 0.132 \quad (23)$$

$$\tilde{\beta}_4^C X_t = \Delta p_t^* - 0.061 \quad (24)$$

$$\tilde{\beta}_5^C X_t = ps_t + 0.654 \quad (25)$$

第一个和第二个协整关系以实际汇率为单位进行标准化，后三个协整关系分别以名义利率、美国通货膨胀率和我国两部门价格水平差异为单位进行标准化。标准化的约束条件仍然是过度识别的，

其 LR 检验的自由度为 7，以 P=0.209 的概率接受了约束条件的有效性。

第一个协整关系就是巴拉萨-萨缪尔森效应的表达式：

$$\tilde{\beta}_1^C X_t = [rer_t - ((i_t^* - \Delta p_t^*) - (i_t - \Delta p_t))] - 0.323(ps_t^* - ps_t) - 1.845$$

该协整关系表示了经过实际利率调整的实际汇率与中美两部门物价水平差异的相对值之间的关系，如果两国的实际利率之差为 1.845，不可贸易品的比重为 0.323，则经过实际利率差异调整的实际汇率等于中美的两部门价格水平差异的相对值乘以不可贸易品的比重，此时巴拉萨-萨缪尔森效应成立。

第二个协整关系为实际汇率与中美两国利差的关系，该关系式表明实际汇率与两国名义利率之差存在长期均衡关系：

$$\tilde{\beta}_2^C X_t = rer - 1.888(i_t^* - i_t) - 2.028$$

第三个协整关系表示我国的实际利率和两部门价格水平差异之间存在长期均衡关系：

$$\tilde{\beta}_3^C X_t = (i_t - \Delta p_t) + 0.088ps_t - 0.132$$

第四个协整关系表示美国通货膨胀率的均衡水平：

$$\tilde{\beta}_4^C X_t = \Delta p_t^* - 0.061$$

第五个协整关系表示我国两部门价格水平差异的均衡关系：

$$\tilde{\beta}_5^C X_t = ps_t + 0.654$$

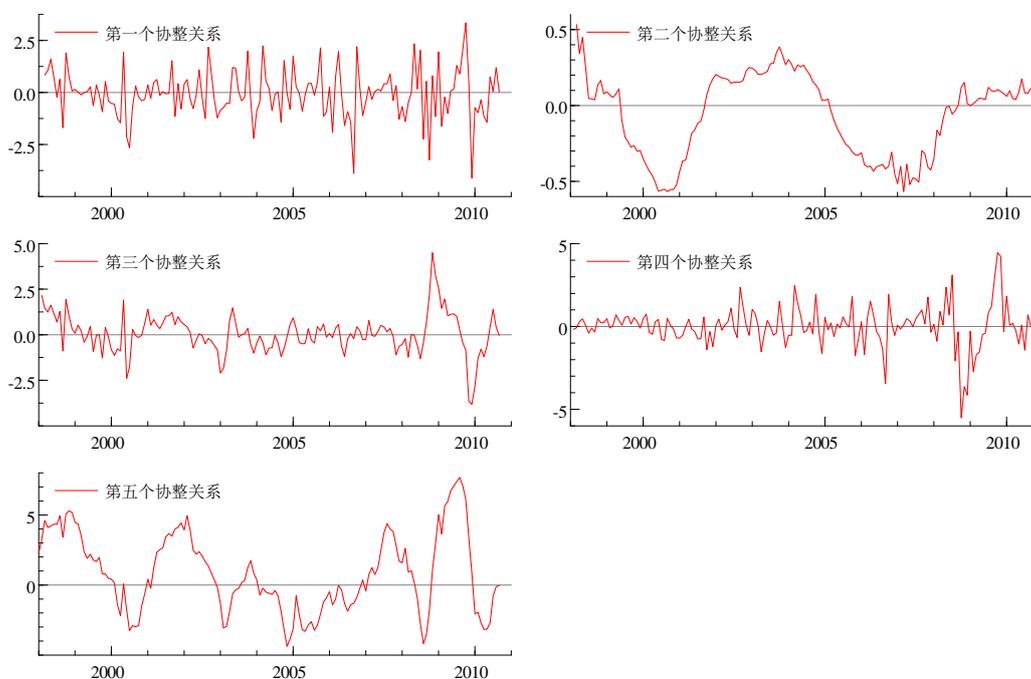


图 1 五个标准化约束的协整关系

### 2.3 短期结构的估计

一个完整的协整 VAR 模型是由长期结构和短期结构组成的。长期结构是针对协整关系而言，短期结构则指的是模型中的确定性成分和虚拟变量等对系统的影响。在上面的内容中本文已经完成了长期结构的分析，下面我们进行对短期结构的估计。

本文采用建立联立方程组的方法对短期结构进行估计。在前面的内容中，我们已经得到了确定的协整关系，我们将协整关系  $\tilde{\beta}_{N1}^c X_{t-1}$ 、 $\tilde{\beta}_{N2}^c X_{t-1}$ 、 $\tilde{\beta}_{N3}^c X_{t-1}$ 、 $\tilde{\beta}_{N4}^c X_{t-1}$  和  $\tilde{\beta}_{N4}^c X_{t-1}$  做为前定变量，分别用  $ECM1_{t-1}$ 、 $ECM2_{t-1}$ 、 $ECM3_{t-1}$ 、 $ECM4_{t-1}$  和  $ECM5_{t-1}$  表示，其他变量不变，并引入 11 个月度季节调整变量，用  $Se_i$  来表示，然后建立联立方程组，对模型进行估计，对于初步估计得出的模型我们称之为无约束模型。在无约束模型中，存在大量的不显著的系数，我们需要将这些系数进行处理，才能得出有效的模型。本文通过两种方法来解决这个问题。首先，我们需要检验一下无约束模型中所有变量在方程系统中的显著性。所使用的是  $F$  检验。

表 5 变量显著性检验

变量	$\Delta^2 P_{t-1}$	$\Delta^2 P_{t-1}^*$	$\Delta i_{t-1}$	$\Delta i_{t-1}^*$	$\Delta rer_{t-1}$	$\Delta ps_{t-1}$	$\Delta ps_{t-1}^*$
$F(5,99)$	2.305	1.200	2.803	24.54	9.385	0.757	2.393
P 值	0.033	0.309	0.011	0.000	0.000	0.624	0.027
变量	$ECM1_{t-1}$	$ECM2_{t-1}$	$ECM3_{t-1}$	$ECM4_{t-1}$	$ECM5_{t-1}$	$D0006p_t$	$D0810p_t$
$F(5,99)$	3.464	3.282	3.426	3.353	3.486	4.956	7.898
P 值	0.003	0.004	0.003	0.003	0.002	0.000	0.000
变量	$D0802t_t$	$D0901p_t$	$D0609t_t$	$D0109p_t$	$D0903p_t$	$D0211p_t$	$D0507p_t$
$F(5,99)$	7.625	4.256	2.987	3.364	1.997	2.013	3.854
P 值	0.000	0.000	0.007	0.003	0.064	0.062	0.001

从表 5 中我们可以看出，变量  $\Delta^2 P_{t-1}^*$ ， $\Delta ps_t$ ， $D0903p_t$  和  $D0211p_t$  的  $F$  统计量的 P 值分别为 0.309，0.624，0.064 和 0.062，这说明这四个变量在 5% 的水平上是不显著的，所以我们将这几个变量从无约束模型的解释变量中剔除出去，得到了初步的约束模型。

第二种方法就是对不显著的系数施加零约束。按照其 P 值的大小，从最不显著的回归系数开始逐步施加零约束，并检验所施加的约束是否成立。直到最后达到所有未约束的系数均显著为止，通过这样的方法我们就可以得到最终的约束模型。表 5 即是最后的估计结果。对所施加的零约束用似然比检验来验证其是否有效。似然比检验服从  $\chi^2$  分布，因为我们对模型施加了 111 个零约束，所以其自由度为 111，检验结果为  $\chi^2(111) = 93.99$ ，P 值为 0.8769，所以该 111 个零约束是成立的。至此，我们完成了协整 VAR 模型的估计。

从短期结构来看，我国的通货膨胀率受上一期的实际汇率和美国的两部门物价水平差异的影响显著，季节因素的影响甚微；美国的通货膨胀率受上一期本国的利率、两部门物价水平差异以及实际汇率短期影响显著的同时，季节因素的影响也很明显；我国的利率受上一期本国通货膨胀率和美国的两部门物价水平差异的短期影响显著，季节因素影响较小；美国的利率只由自身一阶自回归过程决定；实际汇率的短期效应由我国的通货膨胀率、上一期实际汇率和美国两部门物价水平差异，以及季节因素共同决定；我国两部门物价水平差异在短期受美国两部门物价水平差异影响巨大，而

美国两部门物价水平差异在短期则由两国利率水平和实际汇率共同决定。

从长期结构来看，除了我国利率水平以外，巴拉萨-萨缪尔森效应对其他所有变量的影响都很显著；经过名义利率调整的实际汇率对两国的通货膨胀率和两部门物价水平差异，以及实际汇率的长期影响均显著；我国经过两部门价格水平差异调整的实际利率对两国的通货膨胀率、利率水平和两部门价格水平差异的长期影响都是显著的；美国的通货膨胀率在长期来看，对两国的通货膨胀率和两部门价格水平差异，以及本国的利率水平都具有显著影响；我国的两部门价格水平差异在长期对我国的通货膨胀率，两国的两部门价格水平差异和实际汇率的影响都很显著。

表 6 约束联立方程的的估计

	$\Delta^2 P_t$	$\Delta^2 P_t^*$	$\Delta i_t$	$\Delta i_t^*$	$\Delta rer_t$	$\Delta ps_t$	$\Delta ps_t^*$
$\Delta^2 P_{t-1}$	0	0	-0.28*** (0.08)	0	0.001*** (0.0004)	0	0
$\Delta i_{t-1}$	0	0	0	0	0	0	0.03** (0.01)
$\Delta i_{t-1}^*$	0	17.45*** (5.05)	0	0.73*** (0.05)	0	0	-0.14*** (0.04)
$\Delta rer_{t-1}$	-8.29** (3.69)	-65.05*** (11.49)	0	0	0.57*** (0.05)	0	0.61*** (0.10)
$\Delta ps_{t-1}^*$	29.01*** (10.72)	16.28* (8.43)	-0.37* (0.20)	0	0.26*** (0.05)	-0.55*** (0.14)	0
$ECM1_{t-1}$	3.61*** (1.04)	-1.76*** (0.42)	0	0.009** (0.004)	0.002*** (0.0004)	-0.05*** (0.01)	0.04*** (0.008)
$ECM2_{t-1}$	-1.65*** (0.57)	1.51*** (0.34)	0	0	0.002** (0.001)	0.03*** (0.008)	-0.02*** (0.005)
$ECM3_{t-1}$	-3.07*** (1.03)	1.76*** (0.40)	-0.004** (0.002)	-0.008** (0.003)	0	0.06*** (0.01)	-0.04*** (0.009)
$ECM4_{t-1}$	-3.19*** (1.07)	1.12*** (0.41)	0	-0.009** (0.004)	0	0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.009)
$ECM5_{t-1}$	0.31*** (0.08)	0	0	0	-0.0005*** (0.0001)	-0.005*** (0.001)	0.002*** (0.0006)
$D0006p_t$	3.02*** (0.48)	0	0	0	0	-0.02*** (0.007)	0
$D0810p_t$	-1.11** (0.45)	-5.16*** (0.93)	0	-0.06*** (0.009)	0	0	0.04*** (0.008)
$D0802t_t$	0	-1.06* (0.64)	0	-0.04*** (0.007)	0	0.01** (0.004)	0.009* (0.006)
$D0901p_t$	0	0	0	0	0.02*** (0.004)	0	0
$D0609t_t$	0	-2.56*** (0.63)	0	0	0	0	0.02** (0.006)
$D0109p_t$	-0.78* (0.42)	0	0	-0.04*** (0.009)	0	0	0
$D0507p_t$	0	0	0	0	-0.02*** (0.004)	0	0
Se	0	0.34** (0.14)	0	0	0.03*** (0.001)	0	0
Se_1	0	1.04*** (0.38)	0.01* (0.008)	0	0.006*** (0.001)	0	-0.01*** (0.004)
Se_2	0	0.90*** (0.30)	0	0	0	0	-0.007*** (0.003)
Se_3	0	0	0	0	0.03*** (0.001)	0	0
Se_4	0	1.85*** (0.36)	0	0	0.005*** (0.001)	0	-0.02*** (0.003)
Se_5	0	0.95*** (0.30)	0.01** (0.007)	0	0	0	-0.01*** (0.003)

Se_6	0		0	0	0.03*** (0.001)	0	0
Se_7	0	1.05*** (0.34)	0	0	0.008*** (0.001)	0	-0.01*** (0.003)
Se_8	0	1.36*** (0.31)	0.02*** (0.007)	0	0	0	-0.01*** (0.003)
Se_9	0	0.99*** (0.31)	0	0	0.03*** (0.001)	0	-0.01*** (0.003)
Se_10	0	1.62*** (0.38)	0	0	0.004** (0.001)	0	-0.02*** (0.004)

为了便于分析，本文将以所有协整关系及其相应的调整系数为基础，计算潜在的稳态关系，然后进一步分析。具体做法是，以显著的调整系数为权重，将全部五个协整关系表示为线性组合的形式，该线性组合即为我们得到的潜在的稳态关系。

我国通货膨胀率的稳态表示为：

$$\Delta p_t = i_t + 3.63rer - 6.68i_t^* + 2.16(ps_t - ps_t^*) + 0.78\Delta p_t^* + 0.07ps_t + 4.75$$

美国通货膨胀率的稳态表示为：

$$\Delta p_t^* = 1.16 - 2.21i_t + 1.22\Delta p_t - 0.06ps_t - 1.14i_t^*$$

我国利率的稳态表示为：

$$i_t = \Delta p_t - 0.088ps_t + 0.132$$

美国利率的稳态表示为：

$$i_t^* = rer + 0.11(i_t - \Delta p_t) - 0.323ps_t^* + 0.245ps_t - 1.667$$

实际利率的稳态表示为：

$$rer = 1.44(i_t^* - i_t) - 0.5(\Delta p_t^* - \Delta p_t) + 0.16ps_t^* - 0.04ps_t + 1.85$$

我国两部门价格水平差异的稳态表示为：

$$ps_t = 0.63(i_t - \Delta p_t) + 6.72i_t^* - 3.57i_t + 1.02ps_t^* - 5.67\Delta p_t^* - 5.04rer + 8.75$$

美国两部门价格水平差异的稳态表示为：

$$ps_t^* = 1.55rer - 0.19i_t^* - 1.55\Delta p_t^* + 0.88ps_t - 2.92i_t - 1.88$$

我国的通货膨胀率的稳态受模型中所有的变量影响，其中美国的利率水平和实际汇率水平的影响较大；美国的通货膨胀率的稳态则受我国的利率和通货膨胀率影响较大，另外美国的利率水平也对本国的通货膨胀率有显著的影响；我国的利率的稳态则主要取决于本国的通货膨胀率和两部门物价水平的差异；而美国利率的稳态则取决于多种因素，其中包括实际汇率、我国实际利率，中美两国的两部门价格水平差异；实际汇率主要受两国利率之差和通货膨胀率之差的影响，另外两国的两部门价格水平之差也有一定的影响；我国的两部门价格水平差异的稳态情况较复杂，模型中的所有变量均对其有影响，其中美国的利率和通货膨胀率以及实际汇率的影响很显著；美国两部门价格水平差异的稳态则取决于两国的利率水平、我国的两部门价格水平差异、美国的通货膨胀率和实际汇率。

## 2.4 系统方程的移动平均表示

在已知方程系统长期结构的情况下，我们就可以求得系统的移动平均表示。

$$X_t = C \sum_{i=1}^t (\varepsilon_i + \mu_0 + \Phi D_i) + C^*(L)(\varepsilon_t + \mu_0 + \Phi D_t) + \tilde{X}_0 \quad (26)$$

其中， $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp}' \Gamma_1 \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp}'$ ，是 MA 表达式中的主导因素，秩为  $p-r$ 。 $C^*(L) = \sum_{i=1}^{\infty} C_i^* L^i$  是收敛的滞后算子矩阵多项式。 $\mu_0$  为常数项， $D_i$  为虚拟变量组成的列向量， $\tilde{X}_0$  为初值的函数。 $\mu_0$ ， $D_i$  和  $\tilde{X}_0$  都是确定性成分。我们用  $Z_0$  表示由所有确定性成分组成的函数，则可将上式简写为：

$$X_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C^*(L)\varepsilon_t + Z_0 \quad (27)$$

$C$  矩阵的第  $i$  行第  $j$  列位置的元素，表示第  $j$  个变量对第  $i$  个变量累积冲击的强度。 $C$  的第  $j$  列则度量了第  $j$  个变量的累积冲击对整个系统的影响程度。在本文研究的系统中， $r=5$ ， $\text{rank}(C)=2$ ，这表示所有变量对系统的累积冲击强度所构成的矩阵，其秩为 2。

$C$  矩阵的每一行则度量了所有变量的累积冲击对每个变量的影响程度，对于影响程度显著的累积冲击，它们按照冲击强度组成的线性组合就是系统推动该变量增长的驱动力。

表 7 矩阵  $C$  的估计

	$\sum \varepsilon_{\Delta p}$	$\sum \varepsilon_{\Delta p^*}$	$\sum \varepsilon_i$	$\sum \varepsilon_i^*$	$\sum \varepsilon_{rer}$	$\sum \varepsilon_{DP}$	$\sum \varepsilon_{FP}$
$\Delta p_t$	0.003 (0.660)	-0.011 (-2.484)	0.316 (2.004)	0.900 (1.881)	-0.192 (-0.424)	0.009 (2.384)	-0.017 (-3.430)
$\Delta p_t^*$	-0.000 (-0.424)	0.000 (1.209)	-0.000 (-3.160)	0.000 (0.093)	-0.000 (-3.263)	-0.000 (-1.234)	0.000 (2.610)
$i_t$	0.007 (1.304)	-0.013 (-2.354)	0.675 (2.000)	0.548 (0.492)	-0.398 (-0.428)	0.010 (2.034)	-0.017 (-3.302)
$i_t^*$	0.002 (0.521)	-0.008 (-1.666)	0.504 (3.003)	0.252 (0.496)	1.128 (2.349)	0.006 (1.655)	-0.016 (-3.015)
$rer_t$	-0.001 (-0.189)	0.006 (1.271)	0.333 (2.119)	-1.149 (-2.414)	2.342 (5.209)	-0.004 (-1.114)	0.002 (0.401)
$DP_t$	0.000 (0.423)	-0.000 (-1.204)	0.000 (3.161)	-0.000 (-0.099)	0.000 (3.271)	0.000 (1.230)	-0.000 (-2.606)
$FP_t$	-0.106 (-0.643)	0.475 (2.631)	-5.982 (-0.938)	-49.032 (-2.539)	42.481 (2.329)	-0.367 (-2.486)	0.623 (3.123)

从表 9 中我们可以看到，在我们所研究的模型系统中，美国的通货膨胀率和我国两部门的价格水平差异不受任何一个累积冲击的影响，这是因为在  $r=5$  的情况下，这两个变量是平稳的，因此不存在推动其增长的随机趋势成分；其他 5 个变量均是非平稳序列：我国通货膨胀率和利率的增长都受美国的通货膨胀率、我国的利率水平以及中美两国两部门价格水平差异这四个变量累积冲击的影响，此外我国的通货膨胀率的增长还受美国利率的累积冲击的影响；美国的通货膨胀率的增长受我国利率、实际汇率和美国两部门价格水平差异这三个变量的累积冲击影响；实际汇率的增长由两国利率和实际汇率本身的累积冲击决定；美国两部门价格水平差异的增长由美国通货膨胀率和利率、实际汇率以及中美两国的两部门价格水平差异的累积冲击决定。

## 3 基本结论

本文在巴拉萨-萨缪尔森效应和利率平价家说框架下，运用协整向量自回归模型来检验实际汇率的长期和短期影响因素，样本区间为 2000 年 1 月至 2012 年 9 月。通过实证检验和分析我们可以

得出以下结论:

(1) 从第一个协整关系我们可以看出,在假设中美两国的非贸易品比重相等的情况下,如果两国的实际利率之差为 1.845,不可贸易品的比重为 0.323,则经过实际利率差异调整的实际汇率等于中美两部门价格水平差异的相对值乘以不可贸易品的比重,此时巴拉萨-萨缪尔森效应成立。

(2) 从短期来看,实际汇率具有一阶自回归过程,同时也受到我国通货膨胀率、上一期实际汇率和美国两部门物价水平差异,以及季节因素的影响;在长期看来,实际汇率的稳态水平则主要受两国利率之差和通货膨胀率之差的影响,另外两国的两部门价格水平之差也有一定的影响。近几个月来,受到诸多因素的影响,全球的物价都出现了较大幅度的上涨,我国的 2011 年 2 月份的 CPI 和 PPI 同比增长分别达到了 4.9%和 7.2%,为了抑制通货膨胀率,我国已经将存款和贷款利率均提高了 0.25 个百分点,而且还有继续加息的可能。美国虽然并不加息的政策出台,但是其面临的通胀压力也越来越大,这些因素的变动都会引起实际汇率的短期变动和长期均衡。

(3) 从增长动力来看,实际汇率在我们研究的样本期内是非平稳的,其增长动力来自于实际汇率自身的累积冲击和中美两国利率的累积冲击,其中实际汇率的累积冲击对自身增长的影响是正向的而且是主要的影响因素,中美两国利率的累积冲击的影响则分别是正向和负向的。

## 参考文献

- 刘柏,赵振全.2008.中国实际利率平价的 KSS 非线性单位根检验.财经问题研究,(7):61~65.
- 唐旭,钱士春.2007.相对劳动生产率变动对人民币实际汇率的影响分析——哈罗德-巴拉萨-萨缪尔森效应实证研究.金融研究,(5):1~14.
- 易纲,范敏.1997.人民币汇率的决定因素和走势分析.经济研究,(10):26~35.
- 俞萌.2001.人民币汇率的巴拉萨-萨缪尔森效应分析.世界经济,(5):24~28.
- 张一平,赵海斌.2010.人民币实际汇率的巴拉萨-萨缪尔森效应.现代管理科学,(12):47~49.
- 张晓军,吴明琴.2005.巴拉萨-萨缪尔森命假说的实证检验.南开经济研究,(5):72~79.
- 钟云波.2000.试论利率平价理论在我国运用的修正.广州市财贸管理干部学院学报,(2):30~34.
- Balassa, B. 1964. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6):584~594.
- Cheung Y W, Lai K S. 2000. On the Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of International Economics*, 52(2):321~330.
- Chinn, M. 1997. The Usual Suspects Productivity and Demand Shocks and Asia-Pacific Real Exchange Rates. NBER Working Paper.
- Cumby, R. E. and Obstfeld, M. 1981. A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis. *Journal of Finance*, (6):697~703.
- Froot, K. A. and Rogoff, K.. 1991. Government consumption and the real exchange rate: the empirical evidence. Mimeo, Harvard Business School.
- Froot, K. A. and Rogoff, K. 1995. Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate. *Handbook of International Economics*, Amsterdam: North Holland Press.
- Hsieh, David A. 1982. The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach. *Journal of International Economics*, 12:3~4.
- Holmes, M. J. and Maghrebi, N. 2004. Asian Real Interest Rates, Non-Linear Dynamics and International Parity. *International Review of Economics and Finance*, (13):387 ~ 405.

- 
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(213):231~254.
- Johansen, S. and K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169~210.
- Johansen, S. 1996. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *Advanced Texts in Econometrics*. Oxford University Press: Oxford.
- Samuelson P.A. 1964. Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, 46(2): 145~154.