

实际汇率的变动趋势分析 ——基于协整 VAR 的移动平均表示

●刘金全 马亚男

摘要:人民币汇率问题一直是学术界重视的一个问题。特别是在金融危机以来,我国的经济增长仍然保持着较高的速度,越来越多的发达国家开始指责人民币存在低估问题,人民币升值的压力受到了严重的挑战。文章利用简化巴拉萨—萨缪尔森效应和利率平价假说来研究实际汇率的变动趋势,试图寻找人民币是否低估的证据。我们利用协整 VAR 模型的 MA 表示形式,对中美两国 2000 年 1 月至 2010 年 9 月的数据进行了分析。实证结果表明,人民币实际汇率的变动趋势来源于美国利率的累积冲击,我国利率的累积冲击,以及调整的实际汇率的累积冲击。其中,调整的实际汇率的累积冲击影响最大。

关键词:实际汇率 简化巴拉萨—萨缪尔森效应 利率平价 协整 VAR 的 MA 模型

一、引言

2005 年 7 月 21 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。从汇率改革至今,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,人民币汇率是否会继续升值已经成为了国内外学者讨论的焦点。

Faria 和 Leon-Ledesma(2000)用相对平均产出和相对边际产出与实际汇率的关系来替代传统的巴拉萨—萨缪尔森效应,得出了巴拉萨—萨缪尔森效应不成立的结论。高海红(2003)采用 1980 年~2000 年七国集团的数据,运用“边限检验”法对简化的巴拉萨—萨缪尔森效应进行了检验,结果发现,英国、德国、日本和加拿大四国存在长期关系。而意大利和法国的实际汇率与经济增长之间是否存在长期关系则依赖于回归式中趋势项的设定。Canzoneri et al.(1999)对该理论的前提假设进行了检验,结果认为在长期相对价格能够反映相对劳动生产率。但是 Strauss(1998)却得出了相反的结论。

我国对利率平价假说的检验起步较晚。黄小蓉、李娥(2009)从利率平价理论的角度研究了利率和汇率的联动

对利率平价的不利因素,汇率和利率的联动效应也受到影响。范立夫、周继燕(2010)把资产价格套利因素引入到利率平价模型中,对利率平价理论的套利方式进行修正和扩展,认为该扩展模型可以为中国金融体制的改革提供依据,还能够为货币政策的制定提出一定的政策指导。

本文试图利用协整 VAR 模型 MA 表示形式,联合巴拉萨—萨缪尔森效应和利率平价理论来研究实际汇率的变动问题。协整 VAR 模型是由 Johansen(1988)以及 Johansen 和 Juselius(1990)提出的,该模型的 MA 表示是由 Juselius(2006)总结出来的。

二、简化巴拉萨—萨缪尔森效应和利率平价理论

我们主要采用 Faria 和 Leon-Ledesma(2000)的简化巴拉萨—萨缪尔森效应理论,来对人民币实际汇率进行实证分析和检验。Faria 和 Leon-Ledesma(2000)他们假设存在两个国家,在不变的技术规模收益下用劳动力生产可贸易品和不可贸易品。根据假设条件,劳动力在一国内部可以自由流动,所以可贸易和不可贸易部门的名义工资相等,且等于商品价格乘以边际收益:

$$P_T F'(L_T) = w = P_N G'(L_N), P_T^* F'(L_T^*) = w = P_N^* G'(L_N^*) \quad (1)$$

将价格水平表示为非贸易和贸易部门价格的几何加权平均:

$$P = P_T^{1-\alpha} P_N^\alpha, P^* = P_T^{*1-\beta} P_N^{*\beta} \quad (2)$$

其中,α 和 β 分别代表本国和外国的非贸易部门的价格

表 1 特征根迹检验

p-r	r	λ _i	τ(p-r)	C _{0.95} (p-r)	P 值
6	0	0.521	273.654	103.679	0.000
5	1	0.510	181.009	76.813	0.000
4	2	0.352	91.216	53.945	0.000
3	3	0.134	34.221	35.070	0.064
2	4	0.107	18.464	20.164	0.086
1	5	0.033	4.192	9.142	0.396

效应。文章指出,由于中国现实条件诸多

表 2 长期关系 β_i 的平稳性检验

	ΔP _t	ΔP _t [*]	i _t	i _t [*]	rer _t	sy _t	C	x ² (v)	P 值
β ₁ '	-2.315	2.315	2.315	-2.315	2.315	-1.201	-6.452	5.201(2)	0.074
β ₂ '	0	0	4.138	-4.138	-4.138	0	5.485	2.360(3)	0.501
β ₃ '	0	-2.851	0	0	0	0	0.514	2.061(3)	0.560

格在总价格中比重。假设贸易品价格为1,因为贸易品部门的“一价定律”成立,所以名义汇率也为1。这样我们又得到价格水平的简化式:

$$P=P^*_N=f'(L_T)/g'(L_N), P^*=P^{\beta}_N=F'(L^*_T)/G'(L^*_N) \quad (3)$$

在技术规模收益不变的假设下,边际生产率等于平均生产率,简化的巴拉萨-萨缪尔森效应可以表示为:

$$RER=\frac{eP^*}{P}=\frac{P^*_N}{P_N}=\frac{[F'(L^*_T)/G'(L^*_N)]^\beta}{[F'(L_T)/g'(L_N)]^\alpha}=\frac{Y^{\beta}}{Y^\alpha} \quad (4)$$

公式(6)表示实际汇率可以表示为相对人均产出的函数。两国人均产出差异的变动将直接影响实际汇率的水平。

利率平价假说则分析了汇率与利率之间的关系。抛补利率平价可以表示为:

$$\rho_i=i-i^* \quad (5)$$

其中, ρ_i 表示即期汇率与远期汇率之间的升(贴)水率为 ρ_i , 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。

三、人民币实际汇率的变动趋势分析

本文利用协整 VAR 模型来研究实际汇率问题,所以需要首先创建 VAR 模型。根据上述理论和 2001 年~2010 年 9 月的中美两国的月度数据,我们建立向量 $X_t=(\Delta P_t, \Delta P_t^*, i_t, i_t^*, rer_t, sy_t)'$, 其中 ΔP_t 和 ΔP_t^* 分别为两国 CPI 计算的通货膨胀率, i_t 和 i_t^* 为两国的利率水平。 rer_t 为实际利率,计算公式如下:

$$rer_t=\ln S_t+\ln P_t^*-\ln P_t \quad (6)$$

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 GDP 平减指数。

sy_t 中美实际人均产出的差异,用 y_t 和 y_t^* 分别表示中美实际人均产出,则计算公式如下:

$$sy_t=y_t^*-y_t \quad (7)$$

1. 协整 VAR 模型形式的确立和协整关系个数的确定。通过无约束的 VAR 模型,我们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 作为模型的确定性成

表 3 r=3 时,系统各变量的弱外生检验

	ΔP_t	ΔP_t^*	i_t	i_t^*	rer_t	sy_t
χ^2 统计值	45.154	87.062	9.986	11.468	27.499	89.768
P 值	0.000	0.000	0.532	0.405	0.004	0.000

表 4 变动趋势和权重矩阵估计结果

	$\alpha_{\perp,1}$	$\alpha_{\perp,2}$	$\alpha_{\perp,3}$	$\beta_{\perp,1}$	$\beta_{\perp,2}$	$\beta_{\perp,3}$
ΔP_t	-0.002	0	0	2.042	0.778	-3.477
ΔP_t^*	-0.002	0	0	0	0	0
i_t	0	1	0	0.450	0.712	0.492
i_t^*	0	0	1	8.784	-0.545	4.972
rer_t	1	0	0	-8.334	1.257	-4.480
sy_t	-0.036	0	0	-22.797	7.681	-24.265

分。对初步回归后残差中出现的离群值设定虚拟变量,用以化解它们对正态性分布的影响。具体做法是将 $|e_t/\sigma_e|$ 的残差定义为离群值,然后在对应的时点上设定虚拟变量。按照这个标准,我们找到了 13 个离群值,他们所在的时间点分别为:2001 年 1 月,2002 年 1 月,2005 年 2 月和 7 月,2006 年 9 月,2007 年 9 月,2008 年 2 月、10 月和 11 月,2009 年 1 月和 4 月,2010 年 1 月。由于本文中各变量的差分后的均值为零,我们可以确定常数项只进入协整关系,不进入各变量的差分方程。至此,我们完成了无约束 VAR 模型的确立。

我们接下来利用特征迹检验来确定协整关系的个数。该检验的统计量为:

$$\tau_{p-r}=-T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1})\cdots(1-\hat{\lambda}_p) \quad (8)$$

该统计量的原假设是至少存在 $p-r$ 个单位根。表 1 是特征根迹检验的结果,其中, λ_i 为特征根, $\tau_{(p-r)}$ 为特征根迹检验的统计量, $C_{0.95}$ 为显著性水平为 5% 的临界值,最后一列表示 $\tau_{(p-r)}$ 的 P 值。根据特征迹检验结果我们可以把协整关系的个数确定为 $r=3$ 。

2. 变动趋势和权重矩阵的确定。在确定了模型协整关系的个数以后,我们就可以对协整 VAR 的移动平均表示形式进行估计了。

$$X_t=C\sum_{i=1}^t \varepsilon_i+C^*(L)\varepsilon_t+Z_0 \quad (9)$$

其中, $C=\beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}T\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp}$, 是 MA 表达式中的主导因素,秩为 $p-r$ 。 α_{\perp} 和 β_{\perp} 分别为 α 和 β 的正交阵, $\Gamma=-(I-\Gamma_1-\cdots-\Gamma_{k-1})$ 。令 $\tilde{\beta}_{\perp}=\beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}$,我们可以将矩阵 C 简写为:

$$C=\tilde{\beta}_{\perp}\alpha'_{\perp} \quad (10)$$

其中, α'_{\perp} 为模型系统的 $p-r$ 个变动趋势, $\tilde{\beta}_{\perp}$ 为变动趋势的权重矩阵。在我们的研究系统中, C , α'_{\perp} 和 $\tilde{\beta}_{\perp}$ 矩阵的秩均为 $p-r=3$ 。为了估计矩阵 α'_{\perp} 和 $\tilde{\beta}_{\perp}$,需要先识别 α 和 β 。

首先,我们通过对三个协整关系施加约束来对 α 进行识别。我们施加的约束如下:

$$\beta'_1 X_t=rer_t-((i_t^*-\Delta P_t^*)-(i_t-\Delta P_t))+\alpha \times sy_t+Constant \quad (11)$$

$$\beta'_2 X_t=rer_t+(i_t^*-i_t)+Constant \quad (12)$$

$$\beta'_3 X_t=\Delta P_t^*+Constant \quad (13)$$

利用极大似然估计,我们可以得到各个长期关系 β_i 的估计值。通过 LR 统计量,我们可以检验约束条件是否成立。表 2 是长期关系的估计值和 LR 检验的 P 值。从表 2 中我们可以看出,三个长期关系通过了各自的平稳性检验。也就是说,我们施加的约束是成立的。

从该约束条件我们还可以看出,在 $r=3$ 的情况下,美国的通货膨胀率 ΔP_t^* 是平稳序列,所以该序列不存在趋势变动成分,在趋势变动的权重矩阵中, $\tilde{\beta}_{\perp}$ 对应于 ΔP_t^* 的向量应为零向量。

确定了约束的协整关系后,我们需要进一步确定系数调整矩阵 α 。为了确定 α ,我们对各变量的弱外生性进行检验。一个变量对系统中所有协整关系的调整系数均为零,那么该变量即为弱外生变量。我们利用似然比检验来确定各个变量的弱外生性。结果如表 3 所示。

似然比检验服从卡方分布,自由度为 $v=rm=3$, 其中 r 为协整关系个数, m 为检验的弱外生变量个数。表 3 的结果显示,中美两国的利率是弱外生变量,这说明系统中其他变量的长期关系受到两国利率的影响,但是两国利率的长期关系不受系统其它变量的影响。由于 i_t 和 i_t^* 的弱外生性,系数调整矩阵 α 对应于这两个变量的行向量为零,由此我们可以确定 α_{\perp} 具有两个单位向量,并且单位 1 所在的位置分别对应于我国利率变量和美国利率变量。

由以上的分析我们确定了变动趋势 α_{\perp} 中的两个单位向量和权重矩阵 $\tilde{\beta}_{\perp}$ 对应于 ΔP_t^* 的零向量。下面,我们利用计量软件 Cats 来对 α_{\perp} 和 $\tilde{\beta}_{\perp}$ 进行估计。表 4 即为估计结果。

从表 4 中,我们可以从 α_{\perp} 的估计值得出三个变动趋势 (Driving Trends), 将他们记为 DT_1 、 DT_2 和 DT_3 :

$$DT_1 = \sum \varepsilon(rer) - 0.002(\sum \varepsilon(\Delta P) + \sum \varepsilon(\Delta P^*)) - 0.036 \sum \varepsilon(sy) \quad (14)$$

$$DT_2 = \sum \varepsilon(i^*) \quad (15)$$

$$DT_3 = \sum \varepsilon(i) \quad (16)$$

这三个变动趋势分别为经过两国通货膨胀率和人均产出差异调整的实际汇率的累积冲击,美国利率的累积冲击,我国利率的累积冲击。由权重矩阵 $\tilde{\beta}_{\perp}$ 的估计,我们可以得到上述三个变动趋势在各个变量回归中的系数。其中,美国通货膨胀率 ΔP_t^* 的变动趋势的回归系数为零。

四、基本结论

本文利用 2000 年 1 月至 2010 年 9 月的样本数据,运用协整向量自回归模型在简化的巴拉萨—萨缪尔森效应和利率平价说框架下分析了实际汇率的变动趋势。通过实证检验和分析我们可以得出以下结论:

首先,人民币实际汇率的增长动力主要来自于三个变动趋势的影响,即:美国利率的累积冲击,我国利率的累积冲击,和经过两国通货膨胀率和人均产出差异调整的实际汇率的累积冲击。

其次,从这三个变动趋势的影响程度来看,人民币实际汇率的增长趋势主要受到调整实际汇率的累积冲击的影响,其次受到两国利率的累积冲击影响。

再次,美国的通货膨胀率是平稳序列,因此不存在增长动力。除此外,三个变动趋势对系统中的其他变量都产生不同的影响。我国通货膨胀率的增长动力主要来自调整实际汇率的累积冲击;我国利率的增长动力受三个变动趋势的影响强度接近;美国利率和两国相对人均产出的增长都主要受调整的实际汇率影响。

参考文献:

1. 范立夫,周继燕.利率平价理论评析.经济与管理,2010,(8).
2. 高海红.实际汇率与经济增长——运用边限检验方法检验巴拉萨—萨缪尔森假说.世界经济,2003,(7).
3. 黄小蓉,李娥.利率平价视角下的利率—汇率联动.中国商界(下半月),2009,(1).
4. Canzoneri, M.B., Cumby, R.E., Diba, B., Relative labor productivity and the real exchange

rate in the long run: Evidence for a panel of OECD countries Journal of International Economics,1999 (47) 245-266.

5. Johansen, S., Statistical analysis of cointegration vectors, Journal of Economic Dynamics and Control,1988,12(213) 231-254.

6. Johansen, S. and K. Juselius, Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990,52(2) :169-210.

7. Juselius, K., The Cointegrated VAR Model: Methodology and Application, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press: Oxford, 2006.

8. Strauss, J., Relative price determination in the medium run: The influence of wages, productivity, and international prices, Southern Economic Journal,1998 (65) 223-244.

9. 周宏山,李琪.中国货币需求函数的边限协整检验分析.统计与决策,2007 (10) .

10. 苏应蓉.东亚地区盯住汇率制度与外向型经济发展.华中科技大学,2006 .

11. 刘凤娟.人民币汇率、国际贸易与经济增长的理论与经验研究.湖南大学,2007 .

12. 汪茂昌.盯住汇率制度不可维持性与退出策略的研究.复旦大学,2006 .

13. 张敏.汇率决定理论研究及人民币汇率实证分析.上海海事大学,2007 .

14. 田进,影响人民币汇率变动因素的研究,四川大学,2007 .

15. 向俊.基于购买力平价的人民币汇率实证研究.重庆大学,2007 .

16. 刘耀宗.汇率调整的产业效应.对外经济贸易大学,2007 .

17. 孟振.中国对外贸易结构的变动及影响因素研究.大连理工大学,2006 .

18. 夏凡.人民币升值对我国对外贸易的影响.吉林大学,2006 .

基金项目:国家社科基金重大项目“‘十二五’期间我国经济周期波动态势与宏观经济调控模式研究”(批准号 10ZD&006);国家自然科学基金项目“非线性随机波动模型估计方法及应用研究”(批准号 70971055);吉林大学科学前沿与交叉学科创新项目“后金融危机时期我国经济周期波动态势与宏观调控模式研究”(2010JC026)资助。

作者简介:刘金全,经济学博士,教育部长江学者特聘教授,吉林大学商学院院长、教授、博士生导师;马亚男,吉林大学商学院数量经济学专业博士生。

收稿日期:2011-01-18。