

## 人民币实际汇率与中国两部门生产率差异的关系 ——基于巴拉萨—萨缪尔森效应的实证分析

王苍峰, 岳咬兴

(上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433)

**摘要:**长期实际汇率主要取决于经济的供给面,即生产率的变化,这一思想体现在巴拉萨—萨缪尔森效应的模型中。文章从巴拉萨—萨缪尔森效应的理论出发选择合适的计量模型,然后以制造业和服务业分别表示贸易品部门和非贸易品部门,通过差分回归模型和协整检验来分析人民币实际汇率与中国两部门间生产率差异之间的关系,回归结果符合巴拉萨—萨缪尔森效应的结论。在1980~2004年间,人民币实际汇率的变动趋势与中国两部门间的生产率差异变化趋势基本相符:非贸易品部门生产率提高幅度大时,人民币趋向于贬值;而贸易品部门生产率提高幅度大时,人民币实际汇率趋向于升值。

**关键词:**实际汇率;平均劳动生产率;巴拉萨—萨缪尔森效应

**中图分类号:**F830.73 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)08-0071-10

### 一、引言

长期内,实际汇率往往偏离购买力平价理论,而引入部门间生产率差异(经济的供给方面)来解释实际汇率这种变动趋势的是由巴拉萨(1964)和萨缪尔森(1964)提出的,称为巴拉萨—萨缪尔森效应(Balassa-Samuelson Effect,简称B-S效应)。B-S效应表示,如果一国贸易品部门的生产率高于非贸易品部门的生产率,则本币实际升值。巴拉萨(1964)和萨缪尔森(1964)认为:一般来说,贸易品部门的技术进步率高于非贸易品部门,根据一价定律,各国同种贸易品价格相同。但是由于一价定律在非贸易品部门不成立,因此各国同种非贸易品价格不同。相对于非贸易品部门,贸易品部门劳动生产率的提高将导致实际工资上升,而实际工资的上升又会引起非贸易品价格上涨,从而引起国内价格总水平的上升。在其他条件不变时,国内价格的上升会使得本币实际汇率升值。

对B-S效应进行实证分析的首推Balssa(1964),他以实际汇率的倒数

收稿日期:2006-03-03

作者简介:王苍峰(1974—),男,山东潍坊人,上海财经大学国际工商管理学院博士生;

岳咬兴(1948—),男,江苏武进人,上海财经大学国际工商管理学院教授,博士生导师。

作为被解释变量,以人均 GNP 作为解释变量对 1960 年 12 个工业化国家的部门间数据(截面数据)作了回归分析。结果表明高收入国家实际汇率较高。Heish(1982)第一个对 B-S 效应进行了时间序列分析。他以实际汇率的倒数作为被解释变量,以部门间生产率之差作为解释变量,并考虑了国家间名义工资差异。分析表明 B-S 效应存在。但是限于当时的计量分析理论,所得到的结果却令人怀疑。Marston(1987)对 1973~1983 年间的日元实际汇率(相对于美元)进行了分析。其中,计算了贸易品和非贸易品之间的平均劳动生产率差异,但得到的分析结果认为这种劳动生产率差异不足以解释长期实际汇率的变动趋势。De Gregorio, J., A. Giovannini, 和 H. Wolf (1994) 比较了 1970~1985 年工业化国家生产率的增长率差异对非贸易品价格的影响,证实了贸易品部门生产率的增长速度快于非贸易品部门,而且与美国相比,日本贸易品部门与非贸易品部门生产率之差要大的多。因此,根据 B-S 效应,可以认为日本在此阶段贸易品部门生产率的快速提高是日元对美元不断升值的重要决定因素。文中使用的是全要素生产率(TFP)指标来衡量生产率。<sup>①</sup>Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby 和 Behzad Diba (1999) 将制造业和农业等作为贸易品部门,将批发和零售业、住宿和餐饮业、交通运输仓储和通讯业、金融保险房地产和商业、社会和个体服务业、非市场服务业作为非贸易品部门,对主要 OECD 成员国的面板数据进行了实证分析,文中使用的是平均劳动生产率,结果证实了 B-S 效应。

以上的实证分析都是针对发达国家来进行的,对发展中国家的这方面的实证研究却很少。国内学者王维(2003)采用 1984~2001 年中国和美国的相应数据对人民币实际汇率与 B-S 效应作了实证分析。其中,用我国和美国的消费物价指数对名义汇率进行调整后得到人民币实际汇率(real exchange rate, rer)。以制造业作为中国的贸易品部门,以服务业作为中国的非贸易部门,其中的各部门劳动生产率以平均实际劳动工资代替;以工业制造业作为美国的贸易品部门,以商业服务业作为美国的非贸易部门,从而得到各部门的平均劳动产出。在此基础上,以中国贸易品部门的相对平均劳动工资(贸易品部门和非贸易品部门的平均劳动工资的自然对数值之差)和美国的平均劳动产出(贸易品部门和非贸易品部门的平均劳动产出的自然对数值之差)作为两个解释变量,以实际汇率的自然对数为被解释变量通过协整分析也证实了 B-S 效应。但是,其理论模型不够严密,而且中国两部门的平均实际劳动工资并不能够准确表示两部门的劳动生产率,以此作为解释变量不够准确。此外,被解释变量使用通过物价指数调整后的实际汇率也不够科学。<sup>②</sup>

本文将从巴拉萨—萨缪尔森效应的理论模型出发,推导出实际汇率与部门间生产率差异的理论表达式,再根据这一理论方程选择相应变量对人民币实际汇率进行计量分析。文中以制造业和服务业分别表示贸易品部门和非贸

易品部门,具体分类方法参见实证分析的数据说明部分。与王维(2003)不同,文中以实际有效汇率指数作为被解释变量。与 Marston(1987)和 Canzoneri, Matthew B. 等(1999) 相同,文中以部门的平均劳动产出作为生产率的衡量指标,而不是王维(2003)以工资水平作为中国生产率的衡量指标。通过这样的选择,应该说更具有说服力。本文选取 1980~2004 年中国相应数据,首先通过差分回归模型进行计量分析,然后用协整检验来分析人民币实际汇率与中国贸易品和非贸易品部门的平均劳动生产率之间的关系。两种回归分析方法得到的结果相同:人民币实际汇率的变动趋势可以由巴拉萨——萨缪尔森效应来解释,人民币实际汇率的变动趋势与中国两部门间的生产率差异变化趋势基本相符。

## 二、巴拉萨—萨缪尔森效应的理论模型<sup>③</sup>

实际汇率是指两国共同参照的商品篮子的相对价格。如果  $e$  表示实际汇率,  $E$  表示名义汇率,  $P'$  表示外国的价格水平,  $P$  表示本国价格水平, 则实际汇率的一般公式为:  $e = EP'/P$ 。

如果令  $P^*$  表示以本币衡量的外国商品的价格, 即  $P^* = EP'$ , 则上述实际汇率公式改写为:

$$e = P^* / P \quad (1)$$

由公式(1)可知, 实际汇率上升, 意味着外国商品的本币价格相对上升, 本币的国外购买力相对下降, 本币实际贬值, 外币实际升值; 相反, 如果实际汇率下降, 则本币实际升值, 外币贬值。

### 1. 小国开放经济

考虑一个小国经济, 经济分为两个部门: 贸易品部门和非贸易品部门。假定资本和劳动的要素报酬不变, 为一常数, 两部门的生产函数(下标  $T$  表示贸易品, 下标  $N$  表示非贸易品)分别为:

$$\begin{aligned} Y_T &= A_T F(K_T, L_T) \\ Y_N &= A_N G(K_N, L_N) \end{aligned} \quad (2)$$

假设两部门都是线性齐次生产函数(规模报酬不变), 且要素市场和产品市场均处于完全竞争市场。以  $p_T$  和  $p_N$  分别表示贸易品和非贸易品的价格, 以  $w$  表示国内实际工资水平(假设劳动力在国内可以自由流动, 则两部门的实际工资相等), 以  $r$  表示以贸易品衡量的实际利率, 则在完全预期和资本在国际间完全流动的假设下, 贸易品部门和非贸易品部门的资本边际产出都等于  $r$ 。则在贸易品和非贸易品两部门利润最大化条件下, 在贸易品和非贸易品部门的劳动力所要满足的一阶必要条件为<sup>④</sup>:

$$\begin{aligned} p_T A_T [f(k_T) - f'(k_T) k_T] &= w \\ p_N A_N [g(k_N) - g'(k_N) k_N] &= w \end{aligned} \quad (3)$$

## 2. Cobb-Douglas 生产函数条件下的巴拉萨—萨缪尔森效应

假定存在两个国家:本国和外国。在自由贸易条件下(没有关税和运输成本等),两国的贸易品的价格相同,都为  $p_T$ ,而非贸易品价格可能不同,本国和外国非贸易品价格分别为  $p_N$  和  $p_N^*$ (以下凡是外国变量均加上标“\*”)。

假设价格指数是 Cobb-Douglas 形式的。<sup>⑤</sup>本国和外国的价格指数分别表示为:

$$\begin{aligned} P &= (p_T)^\gamma (p_N)^{1-\gamma} \\ P^* &= (p_T)^\gamma (p_N^*)^{1-\gamma} \end{aligned} \quad (4)$$

则由式(1)实际汇率表达式可得: $e = P^* / P = (p_N^* / p_N)^{1-\gamma}$ ,两边取自然对数,得到:

$$\ln e = \ln(1-\gamma) + \ln(p_N^* / p_T) - \ln(p_N / p_T) \quad (5)$$

公式(5)表示,本国的实际汇率取决于两国非贸易品的相对价格。其他条件不变,本国非贸易品价格  $p_N$  上升,实际汇率  $e$  下降,本币实际升值。

假设贸易品和非贸易品部门的生产函数(2)式为 Cobb-Douglas 形式的生产函数,即:

$$\begin{aligned} Y_T &= A_T K_T^{\alpha_T} L_T^{1-\alpha_T} \\ Y_N &= A_N K_N^{\alpha_N} L_N^{1-\alpha_N} \end{aligned} \quad (6)$$

结合等式(3)消去实际工资  $w$ ,可得  $p_N / p_T$ ,同理可得外国的  $p_N^* / p_T^*$ ,带入等式(5),可得: $\ln e = \ln(1-\gamma) + \ln\left(\frac{1-\alpha_T^*}{1-\alpha_N^*}\right) + \ln\left(\frac{Y_T^*}{L_T^*}\right) - \ln\left(\frac{Y_N^*}{L_N^*}\right) - \ln\left(\frac{1-\alpha_T}{1-\alpha_N}\right) - \ln\left(\frac{Y_T}{L_T}\right) + \ln\left(\frac{Y_N}{L_N}\right)$ ,即:

$$\ln e = c + \left[ \ln\left(\frac{Y_T^*}{L_T^*}\right) - \ln\left(\frac{Y_N^*}{L_N^*}\right) \right] - \left[ \ln\left(\frac{Y_T}{L_T}\right) - \ln\left(\frac{Y_N}{L_N}\right) \right] \quad (7)$$

其中  $c = \ln(1-\gamma) + \ln\left(\frac{1-\alpha_T^*}{1-\alpha_N^*}\right) - \ln\left(\frac{1-\alpha_T}{1-\alpha_N}\right)$ 。

等式(7)就是 B-S 效应模型的表达式,表明:在以上假设条件下,给定外国两部门的平均劳动生产率(等式右边第一个方括号项),如果本国贸易品的平均劳动生产率高于非贸易品的平均劳动生产率(等式右边第二个方括号项),则  $\ln e$  减小,实际汇率  $e$  下降,本币升值;而给定本国两部门的平均劳动生产率,如果外国贸易品的平均劳动生产率高于非贸易品的平均劳动生产率,则实际汇率  $e$  上升,本币贬值。

## 三、实证分析

### 1. 数据说明

本文选取 1980~2004 年的年度数据,实际汇率数据来自 World Bank 的世界发展指数中的实际有效汇率指数  $reer$ (Real Effective Exchange Rate,以 2000 年为基期),该指数上升表示人民币升值,下降表示贬值。因此,如果以  $reer$  代替等式(7)左边的实际汇率  $e$ ,则等式(7)右边的正负号相反。

考虑到数据的可得性,这里不考虑国外两部门的平均劳动生产率,即假定国外两部门平均劳动生产率不变,只考虑中国两部门的平均劳动生产率,则等式(7)中相应的以上标“\*”号表示的国外变量为常数。中国贸易部门和非贸易部门两部门的划分标准为:以制造业作为贸易部门,以服务业作为非贸易部门。制造业和服务业的划分标准按照国际标准产业分类第2版。ISIC第3类别的制造业等同于《中国统计年鉴》中的制造业类别;ISIC第6~9类别的服务业包括《中国统计年鉴》中的交通运输仓储和邮政业,信息传输计算机服务和软件业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商业服务业,水利环境和公共设施管理业,居民服务和其他服务业,教育、卫生社保和社会福利业,以及文化体育和娱乐业等12个行业类别。所以,制造业和服务业的职工人数就可以从《中国统计年鉴》中选取和汇总。<sup>⑥</sup>相应的制造业和服务业的年度增加值来自世界发展指数中的制造业增加值和服务业增加值,两者均为以2000年为基期的实际美元数值。世界发展指数的制造业和服务业的划分标准同样是按照国际标准产业分类(ISIC)。这样,根据制造业和服务业相应的年度增加值和职工人数,就可以得到制造业和服务业的人均产出,即平均劳动生产率,以此来表示相应的贸易品和非贸易品部门的平均劳动生产率。<sup>⑦</sup>计量软件采用EViews 5.0。

图1中的左图表示1980~2004年间的实际有效汇率指数(reer)的自然对数值( $\ln reer$ ),右图是相应年份的制造业和服务业平均劳动生产率的自然对数值。 $apm$ (average productivity of manufacturing)表示制造业平均劳动生产率, $aps$ (average productivity of services)表示服务业平均劳动生产率。由图1可知,自1980年至1993年,实际有效汇率指数呈下降趋势,说明在这一时期人民币实际汇率贬值,而在1993年之后实际有效汇率呈上升趋势,并保持较为稳定的趋势。而制造业平均劳动生产率在1996年之前低于服务业的平均劳动生产率,在1996年之后(包括1996年)高于服务业的平均劳动生产率。

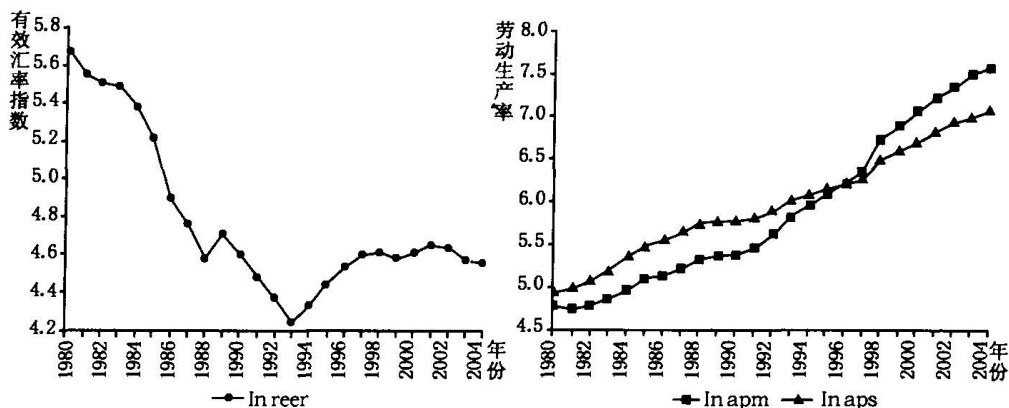


图1 1980~2004年度实际有效汇率指数和平均劳动生产率的自然对数曲线图

在上述数据选取的情况下,即不考虑国外两部门的平均劳动生产率,由等式(7)可得到总体回归方程: $\ln e_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{Y_T}{L_T}\right)_t + \beta_2 \ln\left(\frac{Y_N}{L_N}\right)_t + \mu_t$ 。

如果以实际有效汇率指数 reer 代替实际汇率 e,以制造业平均劳动生产率 apm 和服务业平均劳动生产率 aps 分别表示  $Y_T/L_T$  和  $Y_N/L_N$ ,则上述方程转化为本文实证分析所需要的总体回归方程:

$$\ln \text{reer}_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{apm}_t + \beta_2 \ln \text{aps}_t + \mu_t \quad (8)$$

根据方程(7),这里用实际有效汇率指数 reer 代替实际汇率 e,因此相应解释变量的系数  $\beta_1$  应为正值,而  $\beta_2$  应为负值。

## 2. 单位根检验

对相应变量进行平稳性检验,采用的是 ADF(Augment Dikey-Fuller)单位根检验方法,检验结果如表 1 所示。其中,ln reer 没有通过 5% 的显著性水平上的单位根检验,

表 1 ADF 单位根检验结果表

变量	截距	时间趋势	滞后阶数	ADF 统计量
ln reer	有	无	0	-2.64
ln apm	有	有	0	-2.03
ln aps	有	无	0	-1.27
$\Delta \ln \text{reer}$	无	无	0	-2.80**
$\Delta \ln \text{apm}$	无	无	0	-3.36*
$\Delta \ln \text{aps}$	无	无	0	-3.35*

ln apm 和 ln aps 都没有通过 10% 的显著性水平上的单位根检验,而 ln reer 的一阶差分项  $\Delta \ln \text{reer}$  的 ADF 统计量表明在 1% 的显著水平上拒绝零假设(以“\*\*”表示),ln apm 和 ln aps 的一阶差分项  $\Delta \ln \text{apm}$  与  $\Delta \ln \text{aps}$  的 ADF 统计量表明在 5% 的显著水平上拒绝零假设(以“\*”表示),说明三个变量 ln reer、ln apm、ln aps 经过一阶差分后不存在单位根,因此三个变量都是 I(1),即一阶单整序列。

## 3. 差分模型回归分析

由于 ln reer、ln apm、ln aps 的一阶差分项都是平稳时间序列,可以进行 OLS 回归。

带截距项的差分回归方程为:

$$\Delta \ln \text{reer}_t = -0.035 + 0.883 \Delta \ln \text{apm}_t - 1.283 \Delta \ln \text{aps}_t$$

(-0.71) \* (2.29)                      (-1.78)

括号里的值是相应估计系数的 t 统计量,截距项没有通过 10% 的显著性水平检验(以“\*”表示),因此接受零假设,即截距项显著为零。剔除截距项,重新作 OLS 回归,得:

$$\Delta \ln \text{reer}_t = 0.886 \Delta \ln \text{apm}_t - 1.613 \Delta \ln \text{aps}_t \quad (9)$$

(2.33)                      (-2.98)

$$R^2 = 0.183 \quad D.W. = 1.538$$



差分样本回归方程(9)D. W. 值大于  $n=24, k=2$  的 D. W. 值 1.45, 因此残差项不存在序列相关性。拟合优度较小, 是因为这里只考虑了两个解释变量, 而影响实际有效汇率的其他因素, 如外国的相应部门的平均劳动生产率、本国和外国的实际货币供给等变量并没有反映在模型里。

不带截距项的差分回归方程具有如下性质: 如果解释变量保持不变, 那么模型存在静态均衡时, 被解释变量也会保持在长期的均衡值。结合样本回归方程(9)可知, 如果解释变量, 即贸易品部门和非贸易品部门的平均劳动生产率保持不变(即  $\Delta \ln \text{apm}$  和  $\Delta \ln \text{aps}$  为零), 那么在模型存在静态均衡时, 被解释变量实际汇率也会保持在长期的均衡值( $\Delta \ln \text{reer}$  为零)。因此, 方程(9)说明了短期 B-S 效应是成立的: 制造业平均劳动生产率提高幅度大时, 将促使人民币实际汇率升值; 而服务业平均劳动生产率提高幅度大时, 将促使人民币实际汇率贬值。至于长期是否存在 B-S 效应, 尚不能得出肯定的结论, 这可以通过以下的协整分析来讨论。

#### 4. 协整分析

由前面单位根检验结果知  $\ln \text{reer}$ 、 $\ln \text{apm}$ 、 $\ln \text{aps}$  都是一阶单整序列, 尽管由图 1 知, 变量  $\ln \text{apm}$  和  $\ln \text{aps}$  曲线交叉, 两变量不可能协整, 但是仍可以进行三变量  $\ln \text{reer}$ 、 $\ln \text{apm}$ 、 $\ln \text{aps}$  的协整检验。这里采用 EG 检验法(Engle-Granger 检验): 第一步进行协整回归, 并得到残差序列; 第二步检验残差序列的单整性。如果残差序列为平稳序列, 则认为变量间为(1,1)阶单整。

第一步, 协整回归。对  $\ln \text{reer}$ 、 $\ln \text{apm}$ 、 $\ln \text{aps}$  进行 OLS 回归, 得到:

$$\ln \text{reer}_t = 11.550 + 1.438 \ln \text{apm}_t - 2.550 \ln \text{aps}_t$$

$$(11.43) \quad (6.85) \quad (-8.28)$$

$$R^2 = 0.847 \quad D. W. = 0.392$$

由 D. W. 统计量知残差项具有较强的一阶自相关性, 考虑加入适当的滞后项, 得到分布滞后回归方程式:

$$\ln \text{reer}_t = 9.901 - 1.706 \ln \text{apm}_t + 2.689 \ln \text{aps}_t + 2.894 \ln \text{apm}_{t-1} - 4.731 \ln \text{aps}_{t-1} \quad (10)$$

$$(13.50) \quad (-2.36) \quad (2.21) \quad (4.60) \quad (-4.56)$$

$$R^2 = 0.919 \quad D. W. = 1.324 \quad LM(1) = 2.78 \quad LM(2) = 3.18$$

由 GB 检验的 LM 统计量知, 自相关性消除。

第二步, 检验残差序列的单整性。残差项  $e$  的单位根检验的 ADF 统计量(无截距项, 无时间趋势项, 无滞后项)为 -3.40, 大于 1% 显著水平的临界值, 说明残差项不存在单位根, 是平稳序列, 那么  $\ln \text{reer}$ 、 $\ln \text{apm}$ 、 $\ln \text{aps}$  三变量是(1,1)阶协整的。因此, 可认为(10)式是  $\ln \text{reer}$  与  $\ln \text{apm}$ 、 $\ln \text{aps}$  之间长期稳定的均衡关系。

进一步可建立误差修正模型。以稳定的时间序列  $e_t$  作为误差修正项, 根据  $t$  统计量适当选取差分项, 最终的误差修正模型为:

$$\Delta \ln \text{reer}_t = 0.940 \Delta \ln \text{apm}_{t-1} - 1.679 \Delta \ln \text{aps}_{t-1} - 0.498 e_{t-1} \quad (11)$$

(2.99)                      (-3.73)                      (-3.14)

$$R^2 = 0.493 \quad D.W. = 1.428 \quad LM(1) = 3.19 \quad LM(2) = 3.17$$

尽管 D.W. 统计量落在了临界值的上、下限之间,但由 GB 检验的 LM 统计量可知,残差项不存在自相关性。

由(10)式可知,其他条件不变,ln reer 关于 ln apm 的长期弹性为 1.188 (-1.706 + 2.894); ln reer 关于 ln aps 的长期弹性为 -1.837 (2.894 - 4.731)。由(11)式可知,其他条件不变,ln reer 关于 ln apm 的短期弹性为 0.940; ln reer 关于 ln aps 的短期弹性为 -1.679。可见,协整分析和误差修正模型都支持了 B-S 效应:制造业平均劳动生产率的提高,将会使人民币实际汇率升值,而服务业平均劳动生产率的提高,将促使人民币实际汇率贬值。

由差分模型的回归结果(9)与误差修正模型的估计式(11)可知,相应的 ln apm 和 ln aps 的估计系数比较接近。但是差分模型估计式(9)的拟合优度要比(11)式低得多,说明误差修正模型更好地估计了实际汇率与平均劳动生产率之间的短期关系。

#### 四、结 论

由第三部分实证分析可知,无论是差分回归模型的估计式(9)还是协整分析得到的估计式(10)和误差修正模型的估计式(11)都验证了巴拉萨—萨缪尔森效应,说明在 1980~2004 年时间段,我国贸易品和非贸易品两部门之间(或者说制造业和服务业之间)劳动生产率的差异是人民币实际汇率的重要决定因素。在这 25 年时间段上,人民币实际汇率的变动趋势与中国两部门间的生产率差异变化趋势基本相符:非贸易品部门生产率提高幅度大时,人民币趋向于贬值,而贸易品部门生产率提高幅度大时,人民币实际汇率趋向于升值。

一般而言,在一国经济增长过程中,相对于非贸易品部门(服务业)来说,贸易品部门(制造业)生产率增长较快,因此贸易品部门(制造业)生产率的提高是一国保持长期经济增长的关键因素。而在我国成为世界制造业中心的长期发展过程中,必然伴随着制造业相对劳动生产率的较快增长,所以,根据巴拉萨—萨缪尔森效应和本文的实证分析,长期内人民币实际汇率将存在升值的压力。此外,贸易品部门劳动生产率的提高将降低本国贸易品的相对成本,使得更多的贸易品在国际市场上具有比较优势,促进出口从而带来贸易顺差,进一步使得经常项目顺差。在固定汇率体制下,会使得外汇储备增加,导致本币存在升值压力。

总之,根据文中的分析结果,可以预期:如果我国继续保持长期经济增长,并且在将来的经济增长过程中,相对于非贸易品部门(服务业),贸易品部门(制造业)劳动生产率提高得更快,那么根据 B-S 效应和本文的实证分析,人民



币实际汇率有升值的趋势。但是,如果在将来的经济增长过程中,服务业发展较快,或者说服务业劳动生产率提高的幅度更大,那么根据巴拉萨—萨缪尔森效应,人民币实际汇率有贬值的趋势。

注释:

- ①参考 G. Grossman, K. Rogoff. Handbook of International Economics, Vol. III, 1995: 1672~1683.
- ②张晓朴(2001)认为实际有效汇率指数更具科学性,讨论人民币汇率问题用实际有效汇率指数更恰当。人民币均衡汇率研究[M]. 中国金融出版社 2001 年版,第 74~77 页。
- ③参考 Maurice Obstfeld, Kenneth Rogoff(1996)chapter4 和 Nelson C. Mark(2001)chapter7.
- ④因受篇幅限制,推导过程此处省略,有兴趣者可向作者索取。
- ⑤Maurice Obstfeld, Kenneth Rogoff. Foundations of International Macroeconomics. MIT Press, 1996: 226~228.
- ⑥职工人数的选取过程中参考了国研网 1978—2002 年的相应统计数据和国际劳工组织(International Labor Organization, ILO 的相应数据)。
- ⑦因受篇幅限制,原始数据此处省略,有兴趣者可向作者索取。

参考文献:

- [1]丁剑平,鄂永健. 实际汇率、工资和就业——对中国贸易部门和非贸易部门的实证研究[J]. 财经研究, 2005, (11): 41~49.
- [2]王维. 相对劳动生产力对人民币实际汇率的影响[J]. 国际金融研究, 2003, (8): 11~17.
- [3]张晓朴. 人民币均衡汇率研究[M]. 北京: 中国金融出版社, 2001: 74~77.
- [4]Asea, Patrick, Max Corden. The Balassa-Samuelson model: An overview [C]. UCLA Economics Working Papers, No. 710, 1994.
- [5]Balassa, Bela. The purchasing power parity doctrine: A reappraisal[J]. Journal of Political Economy, 1964, 72: 584~596.
- [6]Canzoneri, Matthew B, Robert E Cumby, Behzad Diba. Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: Evidence for a panel of OECD countries [J]. Journal of International Economics, 1999, 47: 245~266.
- [7]De Gregorio J, A Giovannini, H Wolf. International evidence on tradables and nontradables inflation [J]. European Economic Review, 1994, 38: 1225~1244.
- [8]Dimitrios Asteriou. Applied econometrics: A modern approach using views and microfit [M]. Palgrave Macmillan, 2006: 42.
- [9]G Grossman, K Rogoff. Handbook of international economics, Vol. III [M]. Elsevier Science B. V., 1995: 1672~1683.
- [10]Heish D. The Determination of the real exchange rate: The productivity approach [J]. Journal of International Economics, 1982, 12: 355~362.
- [11]Maurice Obstfeld, Kenneth Rogoff. Foundations of international macroeconomics [M]. MIT Press, 1996: 199~228.

- [12] Nelson C Mark. International macroeconomics and finance: Theory and econometric methods[M]. Blackwell Publishers, 2001: 167~170.
- [13] Marston R. Real exchange rates and productivity growth in the United States and Japan[A]. S Arndt, J D Richardson, eds. Real-financial linkages among open economies [C]. MIT Press, 1987: 71~96.
- [14] Samuelson, Paul. Theoretical notes on trade problems [J]. Review of Economics and Statistics, 1964, 23: 145~154.
- [15] The World Bank—WDI Online[EB/OL]. <http://devdata.worldbank.org/dataonline/>.

## The Relationship between RMB Real Exchange Rates and China's Two-sector Productivity Difference ——An Empirical Analysis Based on the Balassa-Samuelson Effect

WANG Cang-feng, YUE Yao-xing

(School of International Business Administration,  
Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** In the long run, real exchange rates are mainly determined by the supply-side of an economy (changes in the productivity), which is embodied in the model of Balassa-Samuelson effect. Proceeding from this theory, this article selects the appropriate econometric model and takes the manufacturing and services business as the representation of the tradable sector and non-tradable sector. Relationship between RMB real exchange rate and China's two-sector productivity differences is analyzed through the differential regression model and the co-integration test, with results fitting the conclusion of Balassa-Samuelson effect model. Over the period of 1980-2004, the moving trend of RMB real exchange rates was basically conforming to the changes of China's sector productivity differences: when the increase of labor productivity across the tradable sectors is above that of the non-tradable sectors, RMB real exchange rate tends to appreciate, or else it tends to depreciate.

**Key words:** real exchange rate; average labor productivity; Balassa-Samuelson effect

(责任编辑 周一叶)