

人民币实际汇率与中国经济增长的关系研究

——基于边限检验法的巴拉萨 - 萨缪尔森效应检验

许培源

(华侨大学 商学院, 福建 泉州 362021)

摘要:以 Faria 和 Leon-Ledesma 简化的巴拉萨 - 萨缪尔森模型为基础,运用 Pesaran、Shin 和 Smith 的边限检验法实证分析了 1980 - 2007 年期间人民币实际汇率与中国经济增长之间是否存在长期稳定关系。研究发现:改革开放以来,中国经济增长并没有伴随着人民币实际汇率的升值,巴拉萨 - 萨缪尔森效应在中国不成立。产生这一结果的原因在于:对高估的汇率进行贬值是中国经济高速增长的前奏,非市场化的劳动力市场阻断了 B-S 效应中价格传递机制的发生。但是,如果中国经济保持较高的增长率,人民币实际汇率在长期中将经历一个升值过程。

关键词:人民币实际汇率;中国经济增长;巴拉萨 - 萨缪尔森效应;边限检验

中图分类号:F830 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 980X(2008)10 - 0085 - 05

自改革开放以来,中国经济由传统的计划经济向市场经济转变,中国经历了经济的持续高速发展,这成为世界经济发展的一大亮点。新世纪,特别是近年来,人民币汇率面临着强劲升值压力,这已经成为国内外激烈争论的焦点问题。巴拉萨 - 萨缪尔森效应(Balassa-Samuelson effect)认为:高速增长一般会伴随着实际汇率的升值。而人民币实际汇率在中国改革开放后经济高速增长的 20 多年间却不乏存在贬值的趋势^[1-3]。人民币汇率与中国经济增长之间到底存在什么样的关系?巴拉萨 - 萨缪尔森效应是否对人民币汇率与中国经济增长的关系具有解释力?本文以 Faria 和 Leon-Ledesma 简化的巴拉萨 - 萨缪尔森模型为基础,运用 Pesaran、Shin 和 Smith 的边限检验法,实证分析 1980—2007 年期间人民币实际汇率与中国经济增长之间是否存在长期稳定关系。

本文的结构安排如下:首先介绍简化的 B-S 理论模型;然后对边限检验法进行说明,并运用该方法建立经验研究模型;接着实证分析人民币实际汇率与中国经济增长之间的关系;最后对这些关系进行解释。

1 简化的 B-S 理论模型

1.1 B-S 效应

20 世纪 60 年代,在有关美元汇率高估问题的讨论中,Balassa 和 Samuelson 提出,购买力平价作为解释均衡汇率的理论模型存在系统性偏差,一国经济的高速增长会伴随本币实际汇率的升值^[4,5]。该结论被后来的研究者称为巴拉萨 - 萨缪尔森效应,简称为 B-S 效应。B-S 效应的存在必须有 3 个理论前提:1) 可贸易品部门的生产力增速高于非贸易品部门,生产力增长速度的不同导致这两大部门商品相对价格的变化;2) 在经济增长速度较快的国家,非贸易品的价格相对于可贸易品提升更快;3) 国际间的可贸易品的购买力平价成立^[6]。这些前提条件颇为严格,实践中通常难于完全满足,因而实践中是否存在 B-S 效应一直颇受争议。

1.2 简化的 B-S 理论模型

为了方便实证研究,Faria 和 Leon-Ledesma 提出了简化的 B-S 模型^[7]。他们假设两个国家(本国和外国)以单一要素劳动(L)和规模收益不变的技术生产两种产品——贸易品(T)和非贸易品(N)。本国和外国的生产函数分别为:

$$Y_T = f(L_T), Y_N = g(L_N);$$

$$Y_T^* = f(L_T^*), Y_N^* = g(L_N^*).$$

假设劳动力在国家间不能自由流动,但在国家内部可以自由流动,那么同一国家的贸易部门和非

收稿日期:2008 - 06 - 11

基金项目:国家社会科学基金项目(08CJY047)

作者简介:许培源(1970—),男,福建安溪人,华侨大学商学院副教授,博士,主要研究方向:国际经济与贸易。

贸易部门的名义工资相等,即:

$$P_T f^*(L_T) = P_N g^*(L_N) = w; \quad (1)$$

$$P_T^* F(L_T^*) = P_N^* G(L_N^*) = w^*. \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, f^* 、 g^* 和 F 和 G 分别代表国内、外的边际劳动生产力。假定贸易部门的购买力平价成立,则有:

$$P_T = e P_T^*. \quad (3)$$

式(3)中, e 代表名义汇率。一国的价格水平被定义为贸易品部门和非贸易品部门价格的加权平均:

$$P = P_T^{1-i} P_N^i; \quad (4)$$

$$P^* = P_T^{1-j} P_N^{*j}. \quad (5)$$

式(4)和式(5)中, i 、 j 分别代表两国的非贸易品价格在各自的价格指数中的重要性。令贸易品价格标准化为 1,即 $P_T = P_T^* = 1$ 。

由式(3)可知,名义汇率 $e = 1$, 这样式(4)和式(5)可分别改写为:

$$P = P_N^i; \quad (4')$$

$$P^* = P_N^{*j}. \quad (5')$$

同时,式(1)和式(2)也可分别变为:

$$P_N = f^*(L_T)/g^*(L_N); \quad (1')$$

$$P_N^* = F(L_T^*)/G(L_N^*). \quad (2')$$

实际汇率可以定义为:

$$q = P/eP^* = P/P^*. \quad (6)$$

将式(1')和式(2')代入式(4')和式(5'),然后代入式(6),可得:

$$q = P/P^* = \frac{[f^*(L_T)/g^*(L_N)]^i}{[F(L_T^*)/G(L_N^*)]^j}. \quad (7)$$

式(7)反映了 B-S 效应的核心命题:如果本国贸易品的边际生产力(在技术规模收益不变的假设下为平均生产力)相对于非贸易品提升的速度比外国快,本国将经历本币实际汇率的升值。

然而,根据 Faria 和 Leon-Ledesma 的研究,运用平均生产力和边际生产力来分析实际汇率和经济增长的关系会形成不同的 B-S 经验模型公式。如果将平均生产力或实际人均产出代入 B-S 关系式,即式(1')和式(2'),则式(7)变为:

$$q = P/P^* = \frac{Y^i}{Y^{*j}}. \quad (8)$$

如果将边际劳动生产力或实际人均产出的一阶差分代入 B-S 关系式,则式(7)变为:

$$q = P/P^* = \frac{\Delta Y^i}{\Delta Y^{*j}}. \quad (9)$$

式(8)和式(9)成为 B-S 效应可检验的理论模型。该模型包含了对生产力概念的两个不同定义:平均劳动生产力和边际劳动生产力。这样,根据式(8)和式(9),容易推导 B-S 经验模型表达式(以对数形式表示):

$$PR(ij)_t = \alpha_1 + \beta_1 YR(ij)_t + u_t; \quad (10)$$

$$PR(ij)_t = \alpha_2 + \beta_2 YR(ij)_t + v_t. \quad (11)$$

式(10)和式(11)中, PR 为本国和外国的价格比衡量的实际汇率,可以用中美两国的 GDP 平减指数比率替代; YR 为本国和外国人均产出比衡量的平均生产力比率,可以用中美两国的人均 GDP 比率替代; YR 为本国和外国人均产出差分比衡量的边际生产力比率,可以用中美两国人均 GDP 一阶差分的比率替代。

2 边限检验方法和模型

本文中,中美两国的 GDP 平减指数、人均 GDP 数据均来自 IMF 官方网站。在研究人民币实际汇率与中国经济增长的关系之前,首先要检验 PR 、 YR 和 YR 这 3 个时间序列变量的平稳性。单位根检验的结果表明: PR 、 YR 为一阶单整序列,即 $PR \sim I(1)$ 、 $YR \sim I(1)$,而 YR 本身是平稳的,即 $YR \sim I(0)$ 。

这样,运用传统的协整分析进行研究可能不合适。因为在方程(11)中,序列 PR 和 YR 具有不同的求整阶数,这可能导致伪回归问题。而方程(10)中的两个序列 PR 和 YR 均为一阶单整序列,可先对这两个变量进行协整检验,再通过其残差序列的平稳性判断 PR 和 YR 是否存在长期均衡关系。但 Harris 的研究指出,对方程(10)进行 OLS 估计,得出的残差的分布具有最小方差,这样即便是变量之间不存在协整关系,回归方程的残差序列也具有稳定性特征,标准的 DF 分布倾向于过度拒绝纳假设,运用传统的协整方法也可能产生伪回归问题^[8],而这一问题源于以单位根和协整方法为基础的经验估计存在预先检验问题。

运用 Pesaran、Shin 和 Smith 提出的基于自回归分布滞后 (autoregressive distributed lag, ADL) 的边限检验方法来检验经济增长与汇率之间的关系,可以避免经验估计中存在的预先检验问题^[9]。

样本期间为 1980 - 2007 年,单位根检验的结果省略。

预先检验问题,是指运用协整分析检验长期关系的稳定性时,必须预先检验方程中各回归元的求整阶数,如果各回归元的求整阶数不同,协整分析便受到限制。

这种边限检验的方法是以渐进理论和动态误差修正(dynamic error correction)为基础,建立条件误差修正模型,以滞后变量非显著性为纳假设,不考虑回归元是几阶求整,也不考虑其是否为同阶求整,不必像传统的协整分析那样预先检验回归元的求整阶数,从而有效地避免了预先检验问题。边限检验方法涉及两种检验:F统计检验,即检验滞后变量(包括趋势项和不包括趋势项两种情况)的联合显著性(joint significance);t比率检验,即检验变量 PR_{t-1} 的滞后量的显著性。一般来说,如果同时采用两种检验过于严格,在这里我们只进行 F 统计检验。

根据简化的 B-S 理论模型推导得到的 B-S 经验模型表达,即式(10)和式(11),将动态误差修正机制引入基础模型中,建立条件误差修正模型如下:

$$PR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 PR_{t-1} + \alpha_3 YR_{t-1} + \dots + \alpha_{p-1} PR_{t-1} + \alpha_{p-1} YR_{t-1} + w YR_t + \epsilon_t \quad (12)$$

式(12)中,t代表决定性趋势项; PR_{t-1} 为实际汇率的一期滞后量; YR_{t-1} 为人均GDP的一期滞后量; PR 为实际汇率的一阶差分; YR 为人均GDP的一阶差分。该模型由于把长期关系和短期动态特征结合在一起,既可以克服传统计量经济模型忽视伪回归的问题,又可以克服建立差分模型忽视水平变量信息的弱点。

Pesaran、Shin 和 Smith 提供了两组极端情形下的渐进临界值:一个是假设所有回归元为 $I(1)$,另一个是假设所有回归元为 $I(0)$ 。这两组临界值为回归元为 $I(1)$ 和回归元为 $I(0)$ 的所有组合提供了临界值边限。如果计算的 F 统计值落在临界边限之外,不用检验回归元是否为 $I(1)$ 就能得出确定性的结论;如果 F 统计值落在临界边限之内,则有必要检验回归元是否为 $I(1)$, 否则不能得出确定性的结论。具体来说,对于式(12),F 检验的联合纳假设是: $\alpha_1 = 0$, $\alpha_2 = 0$ 和 $\alpha_3 = 0$ 。这时的结论判定准则为:1)如果计算的 F 值小于 F 统计临界值区域的最小值,接受纳假设——变量不是一个长期的影响变量;2)如果计算的 F 值大于 F 统计临界值区域的最大值,拒绝纳假设;3)如果计算的 F 值在 F 统计临界值区域之中,无法得出结论。

3 人民币实际汇率与中国经济增长关系的边限检验

检验 B-S 效应的 ECM 模型(即式(12))可以包

含趋势项,也可以不包含趋势项,我们将分别讨论。任何一种情况下,都涉及两种检验:F统计检验以及 t 比率检验,分别判别滞后变量的联合显著性以及变量 PR_{t-1} 的滞后量的显著性。

3.1 不含趋势项的边限检验

去掉 ECM 模型中的趋势项,将式(12)变为:

$$PR_t = \alpha_0 + \alpha_1 PR_{t-1} + \alpha_2 YR_{t-1} + \dots + \alpha_{p-1} PR_{t-1} + \alpha_{p-1} YR_{t-1} + w YR_t + \epsilon_t \quad (13)$$

在检验过程中,滞后阶数 p 的选择非常关键。在实际研究中,p 值的选取一般是根据赤池信息准则(Akaike Information Criterion, AIC)或施瓦茨准则(Schwarz Criterion, SC)。根据 AIC 准则和 SC 准则,本文取滞后阶数 p 为 0~3 阶,以此分别进行讨论。

在对 B-S 经验模型表达式即式(10)和式(11)进行边限检验时,F 值可以通过式(14)计算得出:

$$F = \frac{(rRSS - urRSS)/m}{urRSS/(n - k)} \quad (14)$$

式(14)中,m 表示约束条件个数;n 表示样本容量;k 表示非约束模型中被估参数的个数;RSS 代表残差平方和;urRSS 代表由非限制回归式(13)得出的未施加约束条件的估计模型的残差平方和;rRSS 则表示施加约束条件后估计模型的残差平方和。在进行 F 统计检验时,Pesaran、Shin 和 Smith 除了进行线性趋势项存在与否的划分外,还引入了对水平变量滞后项系数的零限制条件,即 $\alpha_1 = 0$, $\alpha_2 = 0$ 。引入限制条件后的回归式为: $PR_t = \alpha_0 + \alpha_1 PR_{t-1} + \alpha_2 YR_{t-1} + w YR_t + \epsilon_t$, 其估计模型的残差平方和即为 rRSS。这里,约束条件个数 m 为 2,样本容量 n 为 28,非约束模型中被估参数的个数 k 为 12。检验结果见表 1。

表 1 的结果显示:滞后阶数为 0~3 的 B-S 经验模型的表达式(10)和(11)的 F 值都没有超过临界值边限的最大值,也即在检验结果中并没有发现有力的证据证明人民币实际汇率与以平均生产力或边际生产力表示的中国经济增长之间存在长期稳定的关系,即 B-S 效应在中国不存在。

3.2 含趋势项的边限检验

接下来,本文以包含趋势项的 ECM 模型检验 B-S 效应在中国是否存在。

鉴于模型(12)中包含了趋势项 $\alpha_1 t$, 此时,对水平变量滞后项系数的零限制条件变为 $\alpha_1 = 0$, $\alpha_2 = 0$ 、

$\alpha_2 = 0$, 其他方面和“不含趋势项的边限检验”的规定相同。同样,根据式(14)来计算 F 值,其中, $n = 28$, $k = 13$, $m = 3$ 。检验结果见表 2。

表 1 不含趋势项的边限检验结果

$PR(ij)_t = \alpha_1 + \alpha_2 YR(ij)_t + u_t$				
p	$urRSS$	$rRSS$	F 值	90%置信水平的临界值边限
0	0.001044	0.001259	1.65	(6.58, 6.58)
1	0.001044	0.001259	1.65	(4.04, 4.78)
2	0.000978	0.001254	2.26	(3.17, 4.14)
3	0.000977	0.001246	2.21	(2.72, 3.17)
$PR(ij)_t = \alpha_2 + \alpha_2 YR(ij)_t + v_t$				
p	$urRSS$	$rRSS$	F 值	90%置信水平的临界值边限
0	0.000795	0.001156	2.27	(6.58, 6.58)
1	0.000795	0.001156	2.27	(4.04, 4.78)
2	0.000729	0.001123	2.70	(3.17, 4.14)
3	0.006748	0.001078	2.40	(2.72, 3.17)

注:“*”代表 5% 的显著性水平,“**”代表 10% 的显著性水平(由于 F 值都没有超过临界值边限的最大值,因此表 1 中未出现“*”和“**”);样本期间为 1980—2007 年。

表 2 含趋势项的边限检验结果

$PR(ij)_t = \alpha_1 + \alpha_2 YR(ij)_t + u_t$				
p	$urRSS$	$rRSS$	F 值	90%置信水平的临界值边限
0	0.000811	0.001253	4.36	(9.81, 9.81)
1	0.000811	0.001253	4.36	(5.59, 6.26)
2	0.000780	0.001253	4.86	(4.19, 6.06)
3	0.000775	0.001217	4.56*	(3.47, 4.45)
$PR(ij)_t = \alpha_2 + \alpha_2 YR(ij)_t + v_t$				
p	$urRSS$	$rRSS$	F 值	90%置信水平的临界值边限
0	0.000769	0.001241	3.07	(9.81, 9.81)
1	0.000769	0.001241	3.07	(5.59, 6.26)
2	0.000721	0.001224	3.49	(4.19, 6.06)
3	0.000720	0.001148	2.97	(3.47, 4.45)

注:“*”代表 5% 的显著性水平,“**”代表 10% 的显著性水平;样本期间为 1980—2007 年。

表 2 的结果显示,当滞后阶数为 3 时,方程(10)的 F 值大于 90% 置信水平的临界值边限(3.47, 4.45)的最大值。尽管如此,我们仍然不能对检验结果持乐观态度,因为其他各项的 F 统计值都没有通过检验,没有发现支持 B-S 效应存在的证据,所以不能说人民币实际汇率与中国经济增长之间存在长期稳定的关系。

综合上述包含趋势项和不包含趋势项的边限检验结果,我们可以得出如下结论:不管以平均生产力还是以边际生产力来表示中国经济增长,中国经济增长与人民币实际汇率之间都不存在长期稳定的关系,中国经济高速增长并没有伴随着人民币升值,B-S 效应在中国不存在,人民币实际汇率与中国经济增长的关系成为大国经济增长的特殊案例。

4 检验结果分析

改革开放以来,中国的经济增长并没有伴随着人民币实际汇率的升值,B-S 效应在中国不成立,这与经济理论的预测和多数国家的经验事实不相符。笔者认为,其主要原因如下:

1) 中国经历着从封闭型计划经济向开放型市场经济的过渡,需要对高估的汇率进行贬值,以增强本国竞争力,贬值是中国经济高速增长的前奏。Ito、Isard 和 Symansky 等在利用 APEC 国家的数据检验经济增长与实际汇率之间是否存在稳定关系时得出了类似的结论^[10]。

2) 中国的劳动力市场现状并不满足 B-S 效应的理论前提假设。中国的劳动力市场在很大程度上是非市场化的。一方面,贸易品部门的工资可能并不反映贸易品部门的生产力变化;另一方面,劳动力在贸易品部门与非贸易品部门之间(工业与服务业之间)的流动受到限制,贸易品部门的工资变化无法传递到非贸易品部门,更不会形成 B-S 效应所预言的非贸易品价格水平的上涨。

3) 中国有庞大的劳动力后备队伍。中国经济正在全球化,但是生产率高的地区可以不断地从尚未全球化的较为落后的地区吸入劳动力,这一过程阻止了劳动力价格的上升,从而阻碍了整体价格水平的上升。哈佛大学的 Kenneth Rogoff 教授于 2005 年 8 月在北京大学做学术报告时强调了这一点。

4) 人民币汇率的形成更多地体现为一种政策手段或直接的政策目标,而不是市场作用的结果。我们所选取的样本期间,不论是改革开放后由计划经济向市场经济过渡的前 10 多年,还是 1994 年以后实行事实上的盯住汇率制度的 10 多年,人民币汇率在很大程度上属于官方汇率。这种非市场化的汇率无论用哪种基于市场化的理论和模型,都可能无法完全解释。事实上,对外贸易的增长是中国经济高速增长的驱动器,而对外贸易的增长在很大程度上又依赖于人民币汇率前期的贬值和后期的稳定。

中国在经济体制变迁过程中,为纠正汇率扭曲进行的汇率贬值、贸易品部门的工资刚性和劳动力跨部门的流动限制、庞大的劳动力后备队伍,以及改革开放初期非市场化的人民币汇率形成机制,这些中国的特殊国情是 B-S 效应没有预期到的经济条件和事实。

但是,在将来,导致 B-S 效应在中国不成立的上述原因将一一消除:制度变迁或市场化改革初期的

汇率贬值已经结束;除国有垄断部门外,贸易品部门的工资已基本反映其生产力的变化;劳动力的跨部门流动性大大加强;非技术劳动力已逐渐变得稀缺;2005年7月我国开始实行“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”。因此,我们似乎可以得出这样的—个直觉性判断:B-S效应现在在中国不存在,但将来很可能会出现。如果中国经济保持较高的增长率,人民币实际汇率在长期中将经历—个升值过程。

参考文献

- [1] 高海红,陈晓莉. 汇率与经济增长对亚洲经济体的检验[J]. 世界经济,2005(10):3-17.
- [2] 卢锋. 人民币实际汇率之谜(1979—2005)——基于事实比较和文献述评的观察[J]. 经济学(季刊),2006,5(3):635-674.
- [3] 王苍峰,岳咬兴. 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[J]. 财经研究,2006(8):71-80.
- [4] BALASSA B. The purchasing-power doctrine:a reappraisal[J]. Journal of Political Economy,1964,72:584-596.
- [5] SAMUELSON P. Theoretical notes on trade problems[J]. Review of Economics and Statistics,1964,46(1):145-154.
- [6] ASEA P K,CORDEN W M. The Balassa-Samuelson model:an overview[J]. Review of International Economics,1994,2(3):191-200.
- [7] FARIA J R,LEON-LEDESMA M. Testing the Balassa-Samuelson effect:implications for growth and PPP[Z]. Economics Discussion Paper No. 0008,University of Kent at Canterbury,2000.
- [8] HARRIS R. Using Cointegration Analysis in Econometric Model[M]. Financial Times Prentice Hall,1995.
- [9] PESARAN M H,SHIN Y,SMITH R J. Bounds testing approaches to the analysis of long run relationships[Z]. DAE Working Paper, No. 9907, University of Cambridge, 1999.
- [10] ITO T,ISARD P,SYMANSKY N. Economic growth and real exchange rate:an overview of the Balassa-Samuelson hypothesis in Asia[Z]. IMF Working Paper 5979,1997.

Study on Relationship between RMB Real Exchange Rate and China's Economic Growth: A Test of Balassa-Samuelson Effect Using Bounds Testing Approach

Xu Peiyuan

(Business School, Huaqiao University, Quanzhou Fujian 362021, China)

Abstract: Using Faria and Leon-Ledesma's Balassa-Samuelson model and the bounds testing approach, this paper analyzes the long-run relationship between RMB real exchange rate and China's economic growth during 1980-2007. The result shows that RMB real exchange rate haven't appreciated with China's economic growth since reform and opening, and the Balassa-Samuelson effect haven't appeared in China. These results can be attributed to China's measures to depreciate the overvalued exchange rate before its high-speed economic growth, as well as the non-marketing labor market hindering the price transmit mechanism of the Balassa-Samuelson effect. However, if China's economy growth keeps with high-speed in the future, RMB real exchange rate will experience a process of appreciation.

Key words: RMB real exchange rate; China's economic growth; Balassa-Samuelson effect; bounds testing