消费 - 实际汇率悖论在中国的实证检验

傅章彦

摘要: 居民消费比率是影响均衡实际汇率的一个重要经济变量,通过构造均衡汇率 模型来刻画居民消费比率和实际汇率的关系的方法在理论上具有可行性。实证检验证实 居民消费比率和人民币实际汇率低估之间存在反常的统计关系 ,消费 - 实际汇率悖论在 中国显著成立。居民消费比率的下降对实际汇率具有明显的下拉效应,居民消费比率下 降 1 个百分点,人民币实际汇率低估程度增加 5.2 个百分点。进一步推进人民币汇率形 成机制改革,实现经济的内外均衡发展,关键在干深化收入分配体制改革,提高居民消费 比率,使内需成为拉动经济增长的主要动力。

关键词:居民消费 实际汇率 内需 均衡汇率模型 二元模型

一、引言

消费 - 实际汇率悖论(Consumption - Real Exchange Rate Anomaly)是国际金融学中一个非常有名的命题。 根据以完全金融市场为前提的宏观经济周期理论,当供给增加时,实际汇率低(将不同国家货币标价的商品 折算成同一种货币的价格低)的国家的消费应当增加,但实际情况是,很多实证检验证实,实际汇率低的国家 的消费往往并不增加,甚至会下降。这种消费与实际汇率之间的反常变动现象,就是消费。实际汇率悖 。就我国的情况来看,一方面是一些西方国家一直指责人民币汇率存在严重低估,要求人民币加速升 值。事实上,从2005年7月人民币汇率机制改革到2007年底,人民币对美元的名义汇率已经升值11.78%, 但后续的升值压力仍然很大。另一方面我国消费比率一直处于低位水平并保持持续走低态势,最终消费 率从 1985 年的 66.36 %下降到 2005 年的 52.1 %,其中居民消费率下降尤其明显,从 1991 年的 48.8 %下降到 了 2005 年的 38.2 % 。据世界银行数据显示 ,20 世纪 90 年代以来世界平均消费率基本稳定在 77 % ~ 79 %。 以 2002 年为例, 当年世界平均消费率为 80.1%, 其中低收入国家的平均消费率为 80.7%, 中等收入国家为 74.3%, 高收入国家为81%, 而中国当年的消费率仅为58.2%。

本文从实证的层面探讨居民消费比率下降与人民币实际汇率持续低估之间的关系,以期能对进一步推 进人民币汇率机制改革,完善宏观经济政策决策,实现经济的均衡增长提供一定的理论指导。本文第二部分 是关于居民消费比率和实际汇率变动关系的文献综述,第三部分根据均衡汇率理论建立居民消费比率和人 民币实际汇率关系的理论模型并对模型变量进行解释,第四部分是关于居民消费比率和人民币实际汇率变 动关系的实证分析,第五部分给出全文的结论和政策建议。

^{*} 傅章彦,中央财经大学金融学院,邮政编码:100081,电子信箱:zyfu2006@hotmail.com。 在直接标价法下,实际汇率上升表示实际汇率贬值,下降表示实际汇率升值。

在完美市场假设前提下,实际汇率和相对消费的交叉相关系数接近于1,如果消费的效用是分离可加的,则该相关系数 就等于1,但是实证研究表明该相关系数往往很小甚至为负数。参见 Benigno and Thoenissen, 2005. "On the Consumption - Real Exchange Rate Anomaly, "Working Paper No. 254, Bank of England.

如 Morris Coldstein(2007)声称,如果要消除中国经常账户顺差,人民币实际汇率需要升值30%~55%。Jeffrey A. Frankel (2005)认为,中国巨额的国际收支顺差,国际储备过快增长,确实与人民币汇率低估(低估程度为35%~40%)有关。

李健、兰莹:《中国消费率持续下降的主要原因:国民收入分配失衡》,中国学术论坛网,www.frchina.net。

二、文献综述

Backus 和 Smith (1993) 最早研究了相对消费水平和实际汇率变动,他们将非贸易品引入实证模型,利用 OECD 的 8 个国家 1971 - 1990 年的季度数据,实证研究发现相对消费增长率是负自相关的,实际汇率增长率是倾向于正自相关的,而消费增长率和实际汇率之间却没有显著关系,平均相关系数仅为 0.045,最大值为 0.17。Corsetti、Dedola 和 Leduc (2004) 利用 OECD 1973 - 2001 年的 Main Economic Indicator 年度数据,实证研究同样发现 OECD 国家间的实际汇率和相对消费之间的相关系数非常小或者为负,中间值在 - 0.3和 - 0.2之间。

最近的研究大都对传统的完全金融市场假设提出了质疑,并引入非完全金融市场假设。Ravn(2001)的研究表明,在完全市场假设下,实际汇率在解释不同国家的消费效用差异时不起作用,Kollmann(1995)也反对完全市场假设。但是,即使近期的研究都将非完全金融市场作为必要前提,实证研究结果仍然如同在完全金融市场前提下得出的一样,而且引入其他摩擦因素以后该悖论依然成立。Corsetti等(2004)特别强调贸易的作用,认为生产率提高,使得贸易条件改善,实际汇率升值,在进口价格弹性较低时,将使得本国消费相对于其他国家增加。Gnironi和 Melitz(2004)的研究认为,因为劳动生产率低的国内部门不愿意出口它们的产品,非贸易部门内生性增长,Balassa - Samuelson(B - S)效应和实际汇率升值是生产率冲击,而不是其他因素引起的。Benigno和 Thoenissen(2005)试图探求在非完全金融市场前提下,引入非贸易部门能在多大程度上解释消费。实际汇率悖论,他们通过对校准后的两部门两国模型进行 B - S效应实证检验,发现实际汇率和相对消费的相关系数为 - 0.09,消费 - 实际汇率悖论依旧成立。他们的结论认为,将非完全金融市场和非贸易部门相结合有助于理解相对消费和实际汇率的反向变动关系。如果国内贸易部门生产率提高(正向冲击),国内消费会上升,但是同时,如果 B - S效应超过贸易条件效应,实际汇率就会升值。除以上因素外,经济扰动的结构特点和消费偏好也决定了实际汇率和相对消费的变动。

根据均衡汇率理论,消费是影响均衡汇率的一个重要变量,将居民消费比率引入均衡汇率模型来探求居民消费和实际汇率之间的关系的做法,在理论上具有可行性。在实践层面,在内外均衡的框架之下分析居民消费比率与人民币实际汇率的变动关系,同时检验 B-S效应和贸易条件效应在均衡汇率中的决定作用,对于我国下一步人民币汇率机制改革以及其他宏观经济政策决策具有重要的指导意义。据笔者目前掌握的文献来看,国内尚没有学者进行过这方面的研究。当然,本文没有如同其他文献那样利用国别数据测算消费和实际汇率之间的相关系数,而是通过中国的居民消费比率与人民币实际汇率时间序列数据来进行实证分析。

三、理论和实证模型构建以及变量说明

近年来学者们通常通过测算均衡汇率来估计人民币实际汇率。均衡汇率是在长期内和宏观经济内部均衡、外部均衡相一致的,由宏观经济的基本面因素所决定,不受短期因素影响的中长期实际汇率。均衡汇率理论的核心是分析基本经济因素变化对均衡汇率的影响,并利用它们之间存在着的系统联系来估计均衡汇率。测算均衡汇率的方法主要有两种,一是购买力平价法,二是均衡汇率模型方法。由于购买力平价法的内在缺陷,近年来学者们倾向于通过建立均衡汇率模型来测算均衡汇率。由于研究的角度和方法不同,出现了不同类型的均衡汇率理论模型。总的来看,目前在实证研究中应用得比较普遍的均衡汇率实证模型主要包括基本要素均衡汇率(FEER)模型、行为均衡汇率(BEER)模型、自然均衡汇率(NATREX)模型和针对

相对于非贸易部门来讲,如果冲击对贸易部门越重要,Balassa - Samuelson 效应就越强;如果消费者有着更强的国内偏好,则贸易条件效应就更强。

根据此定义可知,均衡汇率实际上是均衡实际汇率,本文所提到的均衡汇率都是针对实际汇率而言。

确切地说,是增强的购买力平价法(Enhanced - PPP, Enhanced Purchasing Power Parity)。虽然该方法将实际生产率、实际收入和 Balassa - Samuelson效应等因素纳入了理论模型,与传统购买力平价理论相比有了重大改进,但是由于它假定基准货币(如美元)不存在失调(高估或低估)现象,这与现实不符(Goldstein & Lardy, 2007)。

确切地说,是增强的购买力平价法(Enhanced - PPP, Enhanced Purchasing Power Parity)。虽然该方法将实际生产率、实际收入和 Balassa - Samuelson效应等因素纳入了理论模型,与传统购买力平价理论相比有了重大改进,但是由于它假定基准货币(如美元)不存在失调(高估或低估)现象,这与现实不符(Goldstein &Lardy,2007)。

发展中国家的均衡实际汇率(ERER)模型四类。FEER 和 NATREX 属于一般均衡框架下的均衡汇率实证模 型,其主要步骤是建立一般均衡的分析框架,定义均衡汇率水平的决定因素和决定机制,然后从一般均衡的 框架中计算相应的均衡汇率。但由于在实际运用中需要构建大型宏观经济均衡模型,并对大量参数进行估 计,因而在实证运用中有较大难度,尤其对于数据不甚完备的发展中国家而言,实用性比较差。因此,对于人 民币均衡汇率的实证研究主要采用 BEER 模型和符合发展中国家特征的 ERER 模型。

通过均衡汇率模型来估计均衡汇率,必须在一定的理论假设前提之下,确定基本经济因素变量,构建理 论模型 .并通过实证模型进行定量分析。我国正处于社会主义市场经济的初级阶段 .追求经济的持续增长应 当成为经济发展的长期战略。因此,笔者赞同姜波克 的主张,应当以是否能够实现我国经济持续增长为 标准来定义均衡汇率。以经济可持续增长为标准,并不是忽略外部均衡,只是在我国当前国情下,应当以实 现内部均衡(充分就业、经济持续增长)为主,外部均衡应当以经常账户可持续余额为标准,不必过多考虑资 本账户状况。

基于中国目前经济特征事实,本文按照如下思路构造人民币均衡汇率模型:

首先是国内供给:
$$y = y_T(e, a) + y_N(e, a)$$
 (1)

国内总产出由贸易品和非贸易品产出组成,贸易品和非贸易品产出主要受实际汇率 e(国内贸易品相对 于非贸易品价格之比)、劳动生产率 a(本国贸易品部门相对于国外的技术进步) 等因素的影响。

国内需求部门包括个人和政府部门,需求由国内生产贸易品、非贸易品以及进口品来满足:

$$c = c_T + c_N + c_M \tag{2}$$

$$g = g_T + g_N + g_M \tag{3}$$

c、g分别表示私人部门和政府部门的消费, c_T 、 c_N 、 c_M 分别表示私人部门对国内生产贸易品、非贸易品和 进口品的消费,政府消费同样由这三个部分组成。

将内部均衡定义为充分就业、低通胀水平和持续经济增长条件下的非贸易品市场均衡,则有:

$$y_N(e, a) = c_N + g_N$$

$$\frac{dy_N}{de} < 0, \frac{dy_N}{da} < 0$$
(4)

式(4)表示了国内非贸易品市场的均衡状态,非贸易品的产出完全被国内私人部门和政府部门消费掉。 如果贸易品(出口品)价格上升,则更多资源流向贸易品部门,非贸易品部门产出下降,即 $\frac{dy_N}{de}$ < 0;贸易品部 门相对劳动生产率提高也使得更多资源流入贸易品部门,使得 $\frac{dy_N}{dx} < 0$ 。如果在初始状态下经济处于内部均 衡,国内支出增加会导致对非贸易品需求的增加,从而需要提高非贸易品价格,使实际汇率升值来维持内部 均衡。

根据国际收支原理,并结合我国追求可持续经济增长的实际情况,本文将外部均衡定义为外国直接投资 可持续流入条件下的中长期自主性国际收支平衡,用公式表示则有:

$$nfa = tb + r^* nfa + fdi$$
 (5)

式(5) 中, tb 代表贸易余额, nfa 为国外净资产存量, r^* 为国外净资产收益率, $r^* nfa$ 表示经常项目下的 利息转移收入, fdi 表示外国直接投资。

由于贸易余额 = 出口 - 进口,即 tb = X - M,而 $X = y_T - (c_T + g_T)$, $M = c_M + g_M$ 所以有:

$$tb = y_T(e, a) - (c_T + g_T) - (c_M + g_M)$$
 (6)

姜波克(2006)认为,内部均衡是均衡汇率的最主要条件和判断标准,均衡汇率应当是经济持续增长的汇率条件,而不 是国际收支平衡的汇率条件。

国际收支活动分为自主性交易和补偿性交易,根据国际收支平衡表的编制原理,在考虑补偿性交易活动之下,国际收 支永远是平衡的。本文对于国际收支的定义是基于我国的经济可持续增长条件之下的自主性中长期国际收支基本平衡,在这 种情形之下,经常账户(主要包括贸易差额,经常项目下的收入,如国外资产利息收入等)和资本账户(本文只包括外国直接投 资) 可以同时呈现为顺差,在等式的另一边就是国外净资产。

$$\frac{dy_N}{de} > 0, \frac{dy_N}{da} > 0$$

实际汇率上升(贬值),贸易品产出增加, $\frac{dy_T}{de} > 0$;贸易品部门生产率进步,也使得产出增加, $\frac{dy_T}{da} > 0$ 。如果劳动生产率 a 提高, y_T 将增加,国际收支出现顺差,在长期中需要均衡汇率升值以恢复外部均衡。

将式(6)代入式(5),可得:

$$nfa = y_T(e, a) - (c_T + g_T) - (c_M + g_M) + r^* nfa + fdi$$
 (7)

结合以上各式,可得均衡汇率的决定方程

$$e^* = e^* (c, g, a, r^*, nfa, fdi)$$
 (8)

由式(8)可知,均衡汇率由居民和政府消费、劳动生产率、国外净资产、国外利率、外国直接投资等因素共同决定。考虑到我国经常项目下的国外资产利息收入在经常项目差额中占比极小,而且国外利率的变动不会对我国中长期的国际收支平衡产生明显影响,本文在实证研究中舍弃国外利率变量。由于国外净资产和外国直接投资高度相关(年度时间序列的相关系数为 0. 79599),二者只能取其一。考虑到通常文献的做法,本文保留国外净资产而舍弃外国直接投资变量。根据均衡汇率模型的要求,估计均衡汇率还必须考虑贸易条件和贸易开放度变量。因此,本文最终选取居民消费比率、劳动生产率、国外净资产、贸易条件和开放度5个基本经济因素变量来进行实证分析。这样,居民消费比率就作为一个内在因素进入了人民币均衡汇率方程。

下面依次解释各基本经济变量与人民币均衡汇率的关系。

- 1. 劳动生产率。经济增长(劳动生产率提高)导致汇率升值可以由巴拉萨-萨缪尔森(B-S)效应来描述,其原理是:经济增长一般伴随着劳动生产率的提高,劳动生产率的提高一般发生在贸易品部门,贸易品部门的生产率增长快于非贸易品部门的生产率增长,劳动生产率的提高将导致贸易品部门实际工资上升,而两部门工资增长趋同,致使非贸易品价格上升,从而国内价格总水平上升,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。简而言之,劳动生产率提高增强贸易部门的国际竞争力,改善贸易收支,要求实际汇率升值以维持外部均衡,导致实际汇率升值。本文中,劳动生产率用实际 CDP增长率来刻画。
- 2. 消费。居民消费比率对人民币均衡汇率的影响,是基于居民消费的跨期替代效应。一般而言,居民消费增加,有利于本国经济增长,经济增长通常伴随着本币升值。由于中国仍处于社会主义的初级阶段,居民的收入水平还不够高,各种社会保障制度还不健全,为了预防将来的不时之需,居民仍然有着较强的储蓄动机,而且人口年龄结构变化显著,老龄人口比重增加,这一切因素使得最近几年来居民的消费率一直呈下降趋势。居民消费率下降使得内需不足,经济增长必须转而依靠外需来实现,从而实现经常账户可持续顺差。居民消费率下降,国内商品价格下降,从而使得实际汇率贬值,出口增加,国民收入得以实现。所以居民消费率下降,必然伴随着均衡汇率的下降。据前文的分析,私人消费和政府消费的下降将使顺差增大,为使经济恢复均衡,均衡汇率必将升值。根据中国国家统计局定义,"最终消费"是指常住单位从本国经济领土和国外购买的货物和服务的支出。它不包括非常住单位在本国经济领土内的消费支出。最终消费分为居民消费和政府消费,由于政府消费的比例不过占到最终消费的 1/5 左右,故我们舍弃政府消费变量,只考察私人消费对均衡汇率的影响。
- 3. 国外净资产。本国净对外资产的增加,会促使本币中长期升值。同时,国外净资产余额及其存量变动序列也能反应出一国对于资本的管制状况。
- 4. 贸易条件。对于贸易条件对均衡汇率的影响,学者们尚未达成一致。很多人认为贸易条件对均衡汇率的影响是正向的,贸易条件改善,要求均衡汇率升值(张晓朴,2000;储幼阳,2004)。其实,贸易条件的改善(或恶化)对均衡汇率的影响是不确定的(张斌,2003;施建淮、余海丰,2005)。贸易条件改善(恶化)具有两个

^{1994 - 2004} 年,我国国际收支经常项目下的收入项目一直是负值,这主要是由于该期间我国国外净资产的数额不大,投资收益数额就更小,而同期外国直接投资的利润汇出远远高于我国的境外资产投资收益(国家外汇管理局没有公布国外资产收益的数据,但是由于我国国外资产的主要形式是美国政府的国债,其收益率相当低)。

据笔者掌握的文献,在对人民币均衡汇率进行估计时,只有张斌(2003)采用了外国直接投资变量,而施建淮和余海丰(2005)等多数采用了外国净资产变量。

效应:"收入效应 '和"替代效应"。在"收入效应"作用下,出口品价格相对上升意味着实际收入增加,对非贸 易品需求增加,非贸易品价格上涨,从而推动国内价格水平上升。而"替代效应"则恰恰相反,使国内价格水 平下降。因而贸易条件改善(恶化)对均衡汇率的影响是不确定的,须取决于"收入效应"和"替代效应"力量 的相对大小。

5. 开放度。根据研究文献的通常做法,本文用进出口贸易总额和 QDP 的比值来刻画开放度指标。通常 情况下,开放度的增加往往伴随着均衡汇率的贬值(张晓朴,2000)。

出于客观性考虑,本文利用国际货币基金组织公布的实际有效汇率指数(REER)作为均衡汇率变量的数 据来源。综上,均衡汇率理论模型可以表示为:

REER = REER(GDP, NFA, RC, OPEN, TOT)

采用线性对数形式 .则可得到可以进行实证分析的经济计量模型 :

$$LREER_t = 0 + 1LGDP_t + 2LNFA_t + 3LRC_t + 4LOPEN_t + 5LTOT_t + t$$

其中.,表示误差项。

选取的样本区间为 1994 年第一季度至 2005 年第二季度 因为 1994 年是人民币汇率实行市场化改革、汇 率并轨的关键转折点,而2005年7月人民币汇率机制改革再次启动,选择该期间能保证汇率政策上的一贯 性。实际有效汇率(REER)、实际 GDP 增长率、国外净资产(NEA) 和开放度(OPEN) 均直接来自于国际货币 基金组织的 IFS 或由 IFS 数据计算得到,贸易条件(TOT)来自世界银行,居民消费比率(RC)根据历年统计年 鉴及国家统计局数据计算得到,所有数据均为季度数据。实际有效汇率(REER)采用的是间接标价方法,数 据增加表示本币汇率升值,否则为贬值。所有实证检验通过 Eviews5.0 完成。

四、居民消费比率和人民币实际汇率关系的实证检验

鉴于均衡汇率和经济基本面因素间是相互影响相互作用的关系,本文通过建立向量自回归(VAR)模型, 采用 Johansen 极大似然法进行协整检验,以探寻居民消费比率和实际汇率之间的稳定关系,并通过二元 Probit 模型进一步验证二者之间的关系。

(一)单位根检验

进行协整分析之前,必须首先对各变量序列进行平稳性检验。通过单位根检验发现(见表 1),所有变量 对数序列均为非平稳时间序列,取一阶差分后都是平稳的,所以各变量对数序列均为一阶单整序列,可以进 行协整分析。

表	1
---	---

各序列单位根检验结果

变量	ADF 统计量	临界值(1%)	临界值(5 %)
LREER	- 2.79 (c,0,1)	- 3.57	- 2.92
D (LREER)	- 4.49(c,0,0)	- 3.57	- 2.92
$LG\!DP$	- 2.29(c,0,0)	- 3.57	- 2.92
D(LGDP)	- 7.41(c,0,0)	- 3.57	- 2.92
LNFA	- 1.33(c,0,2)	- 4.16	- 3.51 <i>D</i>
D (LNFA)	- 8.31(c,0,0)	- 4.16	- 3.51
LRC	- 1.80((c,0,0)	- 3.57	- 2.92
D (LRC)	- 8.91(c,0,0)	- 3.57	- 2.92
LOPEN	- 0.71(c,0,4)	- 3.58	- 2.93
D (LOPEN)	- 2.96(0,0,3)	- 2.62	- 1.95
LTOT	- 0.08(c,0,0)	- 3.56	- 2.92
D (<i>LTOT</i>)	- 8. 12(c,0,0)	- 3.57	- 2.92

注:括号中第一项 c表示包含截距,0表示不包含截距,第二项均为0,表示不包含时间趋势,第三项表示滞后长度。

(二)协整检验

根据通常做法,本文采取协整向量带有线性趋势和方程带有截距项的协整形式。根据赤池信息准则 (AIC) 和施瓦茲准则(SC),向量滞后阶数取3。实证检验结果如表2所示。

无约束协整检验结果

协整方程个数假定 特征値 迹统计量 5 %临界値 1 %临界値 无* 0.718830 134.7108 103.8473 113.4194 至多 1 个 0.432679 75.07740 76.97277 85.33651 至多 2 个 0.307547 48.43641 54.07904 61.26692 至多 3 个 0.259496 31.16319 35.19275 41.19504 至多 4 个 0.182926 17.04325 20.26184 25.07811 至多 5 个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076 协整方程个数假定 特征根 最大特征值统计量 5 %临界值 1 %临界值 无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121 至多 5 个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076					
至多 1 个 0.432679 75.07740 76.97277 85.33651 至多 2 个 0.307547 48.43641 54.07904 61.26692 至多 3 个 0.259496 31.16319 35.19275 41.19504 至多 4 个 0.182926 17.04325 20.26184 25.07811 至多 5 个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076 协整方程个数假定 特征根 最大特征值统计量 5 %临界值 1 %临界值 无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	<u>协整方程个数假定</u>	特征值	迹统计量	5%临界值	1%临界值
至多 1 个 0.432679 75.07740 76.97277 85.33651 至多 2 个 0.307547 48.43641 54.07904 61.26692 至多 3 个 0.259496 31.16319 35.19275 41.19504 至多 4 个 0.182926 17.04325 20.26184 25.07811 至多 5 个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076 协整方程个数假定 特征根 最大特征值统计量 5 %临界值 1 %临界值 无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	无 [*]	0.718830	134.7108	103.8473	113.4194
至多 3 个 至多 4 个 至多 4 个 至多 5 个0. 182926 0. 14836531. 16319 17. 04325 7. 54806435. 19275 20. 26184 9. 16454641. 19504 25. 07811 12. 76076协整方程个数假定特征根最大特征值统计量5 %临界值1 %临界值无* 至多 1 个 至多 2 个 至多 2 个 至多 3 个 至多 3 个 0. 259496 至多 4 个17. 27322 14. 11994 15. 8921034. 80587 26. 64099 27. 06783 28. 58808 22. 29962 27. 06783 27. 06783 20. 16121		0.432679	75.07740	76.97277	85.33651
至多 4 个 0.182926 17.04325 20.26184 25.07811 至多 5 个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076 协整方程个数假定 特征根 最大特征值统计量 5 %临界值 1 %临界值 无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	至多2个	0.307547	48.43641	54.07904	61.26692
至多5个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076 协整方程个数假定 特征根 最大特征值统计量 5 %临界值 1 %临界值 无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	至多3个	0.259496	31.16319	35. 19275	41.19504
协整方程个数假定 特征根 最大特征值统计量 5 %临界值 1 %临界值 无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	至多4个	0.182926	17.04325	20. 26184	25.07811
无* 0.718830 59.63336 40.95680 46.74582 至多 1 个 0.432679 26.64099 34.80587 40.29526 至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	<u> </u>	0. 148365	7.548064	9. 164546	12.76076
至多 1 个0.43267926.6409934.8058740.29526至多 2 个0.30754717.2732228.5880833.73292至多 3 个0.25949614.1199422.2996227.06783至多 4 个0.1829269.49518715.8921020.16121		特征根	最大特征值统计量	5%临界值	 1 %临界值
至多 2 个 0.307547 17.27322 28.58808 33.73292 至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121		13111111	以入い 正 i	υ / (- Η /) <u>Η</u>	1 /0·1 月 / 1 1 1 1 1 1
至多 3 个 0.259496 14.11994 22.29962 27.06783 至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121					
至多 4 个 0.182926 9.495187 15.89210 20.16121	 无 [*]	0.718830	59. 63336	40.95680	46.74582
	无 * 至多 1 个	0. 718830 0. 432679	59. 63336 26. 64099	40. 95680 34. 80587	46.74582 40.29526
至多5个 0.148365 7.548064 9.164546 12.76076	无 * 至多 1 个 至多 2 个	0. 718830 0. 432679 0. 307547	59. 63336 26. 64099 17. 27322	40. 95680 34. 80587 28. 58808	46.74582 40.29526 33.73292
	无 * 至多 1 个 至多 2 个 至多 3 个	0. 718830 0. 432679 0. 307547 0. 259496	59. 63336 26. 64099 17. 27322 14. 11994	40. 95680 34. 80587 28. 58808 22. 29962	46. 74582 40. 29526 33. 73292 27. 06783

注:*表示在1%或5%的显著性水平下拒绝原假设。

根据表 2 可见,变量之间仅仅存在一种协整关系,标准化的协整向量如表 3 所示。

表 3

协整向量系数及调整系数估计结果

 	LREER	LGDP	LN FA	LRC	LOPEN	LTOT	С
向量系数	1.00	- 0.885523 (0.17246)	- 0.434819 (0.05351)	- 5.212518 (0.85682)	0.539437 (0.09274)	0.506700 (0.45705)	- 6.99283 (2.39227)
向量差分	D (LREER)	D (LGDP)	D (LNFA)	D (LRC)	D (LOPEN2)	D (LTOT)	
调整系数	- 0.024630 (0.04891)	0. 235484 (0. 14473)	- 0.451638 (0.08531)	0.028021 (0.02718)	- 1.015202 (0.29190)	0.027967 (0.03003)	

注:括号中数值为标准差。

将上述结果写成协整方程的形式:

LREER = 6.9922383 + 0.885523 LGDP + 0.434819 LNFA + 5.212518 LRC - 0.539437 LOPEN - 0.5067 LTOT

可见,所有参数都显著不等于零,这表明理论模型中所考虑的经济基本面变量都是影响人民币均衡汇率的重要因素,而且消费 - 实际汇率悖论在我国显著成立。居民消费比率对均衡汇率有着较为显著的正向影响,居民消费的系数是 5.2,意味着居民消费比率每下降 1 个百分点,实际汇率将贬值 5.2 个百分点。居民消费比率的持续降低使得国内需求不足,国内商品价格水平下降,从而使得实际汇率下降,表明近年来居民消费率的下降对实际汇率的低估有着不可推卸的责任。B - S 效应的弹性系数是 0.89,真实 CDP 增长率每增加 1 个百分点,将使得人民币均衡汇率升值 0.89 个百分点。贸易条件效应的弹性系数是 - 0.51,贸易条件改善使得实际汇率贬值,贸易条件恶化反而伴随着均衡汇率升值,这是因为贸易条件变化的"替代效应"超过了"收入效应"。而且总的来看,B - S 效应大于贸易条件效应。所以,如果居民消费比率保持不变,生产率的进步在长期将使得实际汇率升值,但是由于居民消费比率的弹性系数比较大,居民消费比率的下降最终将使得实际汇率贬值,从而消费 - 实际汇率悖论显著成立。从开放度的符号来看,开放度的增加伴随着均衡汇率的贬值,这与许多关于发展中国家的研究结论相符(张晓朴,2000)。

另外,由表 3 可以看到, REER 的误差调整系数为 - 0.02463, 表明均衡汇率具有正确的误差修正机制,若当期均衡汇率出现高估,误差修正系数将会以 2 % 的速度在下一期减少其高估程度。由于采用的是季度数据,这个修正速度应该是比较显著的。

(三)人民币实际汇率低估和居民消费比率下降——基于二元选择模型的进一步检验

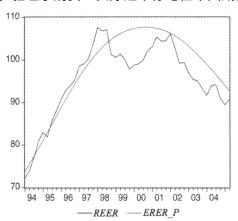
得到长期均衡汇率的方程之后,就可以进行人民币实际汇率失调程度的研究。失调程度通常按以下方法来计算:

人民币实际汇率失调 = <u>实际汇率 - 均衡实际汇率</u> ×100 %

通过对各经济基本面因素变量序列进行 Hodrick - Prescott 处理,提取各变量序列的长期趋势值,并代入均衡汇率方程,得到对数形式的人民币长期均衡实际汇率序列。通过指数函数求出长期均衡实际汇率原序列 *ER ER- P*(图 1),并通过失调公式可计算出人民币实际汇率的长期失调程度 *MISA- P*(图 2)。从图 2 可见,从 1994 年到 2005 年第二季度,人民币实际汇率在大多数时间处于低估状态,尤其是从 1998 年第二季度以后76

一直存在平均 10 %以上的低估。

有了实际汇率失调序列和居民消费比率序列,我们可以进一步通过二元选择模型来验证消费和实际汇 率的关系。根据二元选择模型的要求,因变量只能有两个状态值,因此我们将实际汇率失调序列中处于低估 的值取为 1 ,将处于高估的值取为 0 ,二元模型选择 Probit 模型形式 ,得到如表 4 所示的回归结果。进一步得 到汇率失调状态的概率值(图 3),我们发现所有概率值都大于 0,即便是实际汇率处于高估的时期,概率值也 为正数,在2003年以后实际汇率处于较严重低估时期,概率值更是接近于1。从该图可以明显地看到,居民 消费比率的下降和实际汇率有着明显的反向关系,居民消费比率持续下降,人民币实际汇率保持继续低估, 我们进一步验证了消费 - 实际汇率悖论在中国成立。



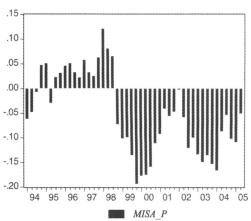
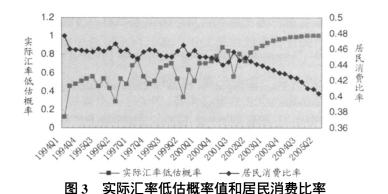


图 1 人民币实际汇率和长期均衡实际汇率

人民币实际汇率长期失调 图 2

表4	二元 Probit 模型回归结果			
自变量	系数	标准差	2统计量	概率值
常数项	29. 21793	10.66719	2.739046	0.0062
居民消费比率	- 63.76329	23.49204	- 2.714251	0.0066
因变量均值	0.673913		因变量标准差	0.473960
	0.424261	0	赤池信息准则	1.083910
残差平方和	7.919875		施瓦兹准则	1.163416
对数似然比	- 22.92993		汉纳 - 奎恩准则	1.113693
<i>LR</i> 统计量	12. 22644		LR 统计量概率值	0. 000471
Dep = 0 观测值个数	15		观测值总数	46
	31			



五、结论和政策建议

本文利用均衡汇率实证模型和二元选择模型进行实证检验,发现消费-实际汇率悖论在中国显著成立。 1994年人民币汇率并轨到 2005年7月再次进行人民币汇率机制改革,大多数时间尤其是 1998年底以后阶 段,人民币实际汇率存在着较大程度的低估,而居民消费比率在整个时期内基本上是保持下降趋势。笔者认 为,人民币实际汇率低估,与居民消费比率下降有直接关系。居民消费比率下降,内需不足,国内商品价格水 平下降,从而使得实际汇率下降,通过外需来拉动经济增长。虽然 B-S 效应在长期使得实际汇率升值,但 是由于居民消费比率下降对于实际汇率的拉低效应足够大,使得 B-S效应不能显现出来。

之所以出现这种现象,根源在于收入分配体制不合理,居民部门收入在收入分配中所占比例过低,而且逐年下降。20世纪90年代以来,财政收入增长速度远远超过居民可支配收入的增长速度。财政收入占 CDP比重基本上是逐年递增,由 1994年的 10.83 %增加到 2005年的 17.29%,加上各级政府预算外资金收入和土地出让金收入,政府集中的财力将高达 CDP的 30%。与此同时,国有企业和上市公司积累了大额利润,这些利润中的大部分并没有进行分配。然而同期居民可支配收入与 CDP之比却在逐年下降,1990年居民可支配收入占当年 CDP的 55.36%,到 2005年时该指标仅为 45.47%,下降了 10个百分点。居民可支配收入下降,而且社会保障体制不完善,抑制了居民的消费需求,居民消费的下降进一步拉低了人民币实际汇率。

笔者认为,实际汇率低估,居民消费率过低不利于中国经济的内外均衡发展和人民生活水平的提高。构建有中国特色社会主义和谐社会,使中国经济保持内外均衡发展,必须采取以下措施:第一,必须大力提高居民的收入水平和福利水平。要做到这一点,必须改善国民收入分配体制,提高居民部门在国民收入分配中的比例,可以同时采取提高薪酬水平、增加对居民的转移支付等多种途径。只有居民实际收入提高了,消费需求才有可能增加,才有可能提振内需,通过内需来拉动经济增长,从而转变长期以来因为内需不足,只能通过汇率低估,依靠外需来实现经济增长的不健康发展模式,使内需成为拉动经济增长的主要动力。第二,继续推进人民币汇率形成机制改革。虽然 2005 年 7 月汇改以来人民币名义汇率已经有了不小幅度的升值,但是实际汇率升值的幅度并不大,人民币还需要进一步稳步小幅度的升值。第三,对于外贸产业,要进一步转变出口导向的外贸政策,加快外贸产业由资源劳动密集型向技术密集型转变,加快推进产业升级。

参考文献:

- 1. 储幼阳:《人民币均衡汇率实证研究》,载《国际金融研究》,2004(5)。
- 2. 姜波克:《均衡汇率理论与政策的的新框架》,载《中国社会科学》,2006(1)。
- 3. 施建准、余海丰:《人民币均衡汇率与汇率失调:1991-2004》,载《经济研究》,2005(4)。
- 4. 张斌:《人民币均衡汇率:简约一般均衡下的单方程模型研究》,载《世界经济》,2003(11)。
- 5. 张晓朴:《均衡与失调:1978-1999人民币汇率合理性评估》,载《金融研究》,2000(8)。
- 6. Backus ,D. K. and Smith ,G. W. ,1993. "Consumption and Real Exchange Rates in Dynamic Economies with Non traded Goods." Journal of International Economics ,Vol. 35 ,pp. 297 316.
- 7. Benigno, G. and Thoenissen, C., 2005. "On the Consumption Real Exchange Rate Anomaly." Bank of England, Working Paper No. 254.
- 8. Chou , W. L. and Shih , Y. C. ,1998. "The Equilibrium Exchange Rate of The Chinese Renminbi." Journal of Comparative Economics , Vol. 26 ,pp. 165 174.
- 9. Corsetti , G. ; Dedola , L. and Leduc , S. , 2004. "International Risk Sharing and the Transmission of Productivity Shocks." ECB (European Central Bank) Working Paper , No. 308.
- 10. Frankel "Jeffrey "2005." On the Renminbi: The Choice between Adjustment under a Fixed Exchange Rate and Adjustment under a Flexible Rate. "NBER Working Paper "No. 11274.
- 11. Chironi ,F. and Melitz ,M. J. ,2004." International Trade and Macroeconomic Dynamics with Heterogeneous Firms. "Mimeo ,Boston College and Harvard University.
- 12. Goldstein "Morris , 2007. " A (Lack of) Progress Report on China's Exchange Rate Policies. " Peterson Institute for International Economics "Working Paper "No. 5 "June "Washington D. C. .
- 13. Goldstein, Morris and Lardy, Nicholas R., 2007. "Debating China's Exchange Rate Policy." Peterson Institute for International Economics, Washington D. C., PP. 134 135.
- 14. Kollmann, R., 1995. "Consumption, Real Exchange Rates, and the Structure Of International Capital Markets. "Journal of International Money and Finance, Vol. 14, pp. 191 211.
 - 15. Mendoza , E. ,1991. "Real Business Cycles in a Small Open Economy." American Economic Review ,Vol. 81 ,No. 4 ,pp. 797 818.
- 16. Ravn ,M. O. ,2001 ," Consumption Dynamics and Real Exchange Rates." CEPR (Center for Economic Policy Research) Discussion Paper ,No. 2940.

(责任编辑:王红霞)

根据国际货币基金组织 (IMF) 的国际金融统计 (IFS) 数据 ,2007 年 12 月末人民币实际有效汇率指数仍然比 2002 年 2 月 的最高点低大约 9 %。