

人民币汇率购买力平价的实证检验

——基于中国加入 SDR 后的视角

于恩锋^{1,2}

(1. 四川大学 经济学院, 四川 成都 610000; 2. 乐山师范学院 数信学院, 四川 乐山 614000)

[摘要]2005 年 7 月开始的人民币汇率形成机制改革使人民币均衡汇率的确定逐渐具有了市场基础。2015 年 11 月人民币加入 SDR 对我国汇率市场化程度提出了新要求。在这种背景下,使用 2005—2015 年数据测算购买力平价理论在我国人民币与其他国家货币双边汇率决定中的有效性,同时测算对购买力平价偏离的半衰期,结果表明:人民币与印度卢比、韩元和南非兰特的双边汇率支持弱购买力平价成立,但半衰期存在差别;强购买力平价没有得到支持。

[关键词]人民币汇率;购买力平价;半衰期;人民币国际化;汇率形成机制改革;汇率市场化;人民币均衡汇率

[中图分类号]F830.92 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2016)02-0065-09

一、引言

2015 年 11 月 30 日,IMF 执行董事会决定将人民币纳入特别提款权(SDR)货币篮子,新货币篮子从 2016 年 10 月 1 日起生效。这代表了 IMF 对人民币国际“可自由使用货币”的认可,被认为是国际金融史上历史性的里程碑。由于 SDR 本身具有国际储备资产的身份,人民币“入篮”也被视为人民币国际化的里程碑。SDR 的定值是基于篮子货币的市场化汇率,这就要求我国人民币汇率的形成要更大程度地由市场决定。人民币的“入篮”代表了 IMF 对过去人民币汇率制度改革成果的认可,但相对于其他篮子货币成员来讲,我国汇率市场化程度仍有待于提高,这要求我国进一步推进汇率形成机制的改革。人民币汇率形成机制改革从 2005 年至今也已经超过 10 年,随着波动幅度的加大,人民币汇率从单向升值逐渐走向双边波动。随着市场在汇率决定中作用的不断加强,人民币汇率也在不断地寻找着均衡水平。随着人民币国际化水平的不断提高,在贸易以及资本账户不断放开的情况下,国内外经济指标的相对变化对人民币汇率的影响越来越明显。在此情况下,我国需要在汇率形成机制市场化过程中为人民币均衡汇率的确定寻找一个标准。购买力平价理论(PPP)虽然在国内有着诸多争议,但仍是国际上公认的衡量货币汇率水平的基准之一。加入 SDR 后,随着中国市场的不断开放,购买力平价是否可以作为衡量人民币汇率的基础从而为人民币均衡价值的确定找到一个基点,这是本文研究的出发点。本文基于人民币与发达经济体和新兴经济体货币的汇率决定,试图探讨购买力平价在我国的适用性。与以往研究不同,本文不是以美元作为基准,而是以人民币为基准,同时将发达经济体货币与新兴经济体货币进行比较,探讨购买力平价在人民币与各种不同类型经济体货币汇率决定中的适用性。

[收稿日期]2015-12-29

[基金项目]四川省教育厅科研项目(14SB0325)

[作者简介]于恩锋(1978—),男,山东武城人,四川大学经济学院博士生,乐山师范学院数信学院副教授,主要研究方向为国际金融理论与实践。

在2005年7月人民币汇率形成机制改革之前,人民币汇率事实上盯住美元,两国物价水平的变动对双边货币兑换率的影响非常弱,再加上人民币对美元汇率的上下波动幅度非常狭窄,购买力平价作用的发挥是有限的。在2005年汇率形成机制改革之后,人民币逐步与美元“脱钩”,人民币汇率由事实上的盯住美元到参考一篮子货币进行调节,同时人民币对美元的双边波动幅度被放大,人民币汇率的决定更加市场化,加入SDR预示着人民币汇率不能再紧盯美元,而是应该更加独立。购买力平价理论成立的隐含前提之一为汇率波动不受控制,或者说汇率是由市场决定的。人民币对美元汇率在2005年7月汇率形成机制改革之前基本处于无波动状态,保持1:7.28不变,当然也就不能反映两国经济变化的影响,这也间接影响了人民币汇率变化对不同国家经济基本面变动的敏感度。在汇率形成机制改革之后,这种情况随着人民币汇率独立性的提高而得到改变。基于此,本文预期购买力平价理论在2005年汇率形成机制改革后作用的发挥可能更为有效。本文选择具有代表性的与我国有着紧密贸易关系的经济体(美国、欧元区、日本、巴西、印度、南非、韩国)作为样本,采用单位根、协整等方法检验人民币对上述各经济体货币双边汇率的购买力平价是否成立,同时对购买力平价半衰期进行测算。

二、文献综述

2005年7月开始人民币汇率形成机制进行了改革,本文的研究以此为起点,因此仅对2005年之后的相关文献进行评述。

一些学者的研究结论基本支持购买力平价理论。鄂永健和丁建平以1983年1月至2005年12月的月度数据为基础,使用面板数据协整方法分别对该期间人民币与发达国家、人民币与发展中国家货币的实际汇率做了检验,检验结果基本支持弱购买力平价,但是在显著性上,人民币对发展中国家货币明显强于人民币对发达国家货币^[1]。邱冬阳以1997年至2005年数据为基础,对人民币购买力平价进行协整分析,使用PPI变量,结果部分支持人民币购买力平价的成立,即严格条件下不成立,一般条件下成立^[2]。吴信如基于1984年至2006年的年度数据,构建了两变量VEC模型检验人民币对美元汇率与中美相对价格水平的关系,证明二者存在长期均衡关系,但短期存在偏离,该文仅仅使用了名义汇率变量^[3]。张卫平基于1985年1月至2005年12月的月度数据,使用非线性检验方法验证人民币对美元汇率购买力平价,发现人民币对美元的实际汇率有均值回归的行为,支持购买力平价理论,并得出人民币对美元的名义汇率大约为7的结论^[4]。项后军、潘锡泉从结构突变与变结构协整视角考察了人民币对美元汇率的购买力平价,认为在2005年7月确实存在结构突变问题,变结构协整可以很好地支持汇率与物价水平的协整关系^[5]。刘青基于1994年1月至2011年1月的月度数据,使用STAR模型对人民币实际汇率非线性调整进行了分析,实证结论支持人民币对美元汇率的购买力平价^[6]。

还有一些学者的研究结论基本不支持购买力平价理论。白晓燕使用购买力平价对人民币汇率进行了估值,发现与估计值相比,人民币市场名义汇率被低估^[7]。王一川等运用协整技术对1994年1月至2008年12月人民币对美元汇率进行了整体和分段检验,结果表明人民币对美元汇率并不符合购买力平价理论^[8]。朱孟楠、尤海波使用门限自回归技术检验了1995年1月至2011年12月的人民币对港元、英镑、美元、新台币、卢布的汇率,认为其不存在均值回归的趋势,不支持长期购买力平价理论,但是人民币对新加坡元和日元支持长期购买力平价理论^[9]。Georgios和Dimitrios使用单位根检验、协整技术以及VAR模型对人民币对发达国家货币汇率和发展中国家货币汇率进行了购买力平价的检验,结果证明绝对购买力平价不成立,存在对其的偏离,同时人民币对美元汇率的购买力平价半衰期是4.56年,他们使用的是1993年8月至2014年8月的月度数据^[10]。Zhang使用实际汇率检验绝对购买力平价的有效性,发现在两个子样本区间1952—1980年以及1981—2012年绝对购买力平

价都不成立^[11]。

通过对上述文献的回顾,本文认为已有的对人民币购买力平价的检验存在几个问题:一是有的数据集偏小。二是选择的期间多为2005年我国实行汇率形成机制改革之前,而这样的选择存在的明显问题是我国名义汇率基本上处于不变状态,盯住美元的人民币汇率决定中市场的作用很小,数据的“平稳性”不是来自于数据的内在规律,而是被控制的结果,而很多研究在跨期(指的是数据选择时间包括2005年7月之前和之后)数据中没有考虑结构变化因素,即2005年汇率形成机制改革的影响。三是单一考察人民币对美元汇率,或者是将人民币作为众多考察对象中以美元为基准的样本之一。

2005年7月人民币汇率形成机制改革之后,人民币汇率一方面从单一盯住美元转向为盯住一篮子货币,同时汇率波动范围不断得到扩大(2007年5月21日中国人民银行将人民币汇率浮动幅度由0.3%扩大至0.5%,2012年4月14日扩大至1%,2014年3月1日又扩大至2%),市场在汇率形成中逐渐发挥决定性作用,相比于汇率形成机制改革之前,人民币汇率更具市场“自然”特征。本文不但考察人民币与美元、欧元、日元发达经济体货币的汇率,而且考察人民币与新兴市场经济体如巴西、印度、南非、韩国的货币之间的汇率;不同于以往研究以美元作为基准,本文是以人民币为基准,考察发达经济体与新兴市场经济体和我国货币的汇率关系。样本经济体中有我国最主要的贸易伙伴,2014年我国十大贸易伙伴中欧盟(德国是欧盟内中国最大的贸易伙伴)第一、美国第二、日本第五、韩国第六、巴西第十,印度在我国亚洲贸易伙伴中排第八位,南非则是我国在非洲最大的贸易伙伴,占我国对非洲进出口总值的27.2%。本文选择与我国具有紧密贸易关系的经济体是基于购买力平价理论的“一价定律”成立的假设,即如果两国间不存在影响货物自由流动的贸易障碍,那么同种货物在两国间的价格是相同的,因此两国间的国际贸易开放度会对购买力平价的成立产生影响,Esqueda和Assefa使用相对贸易集中度度量贸易开放度对购买力平价的影响,其实证结果证明在拉丁美洲,高贸易开放度会引致对购买力平价的高支持程度^[12]。如果中国与其他国家贸易的开放度高,那么空间套利的可能性就大,对“一价定律”的违反程度也就降低了,也就是说,购买力平价偏离的程度应该有所降低。

三、理论基础

购买力平价理论本身具有非常重要的理论价值和意义,在汇率决定模型的发展中,有很多理论都是以购买力平价为基础的,比如弹性价格货币模型和粘性价格货币模型。

根据Dornbusch的解释,购买力平价理论存在两种形式:强或绝对购买力平价、弱或相对购买力平价^[13]。

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

$$S = \theta P/P^* \quad (2)$$

S 为两国货币汇率,采用直接标价法,即一单位外币折合成的本币数,或者说是用本币表示的外币价格, P 、 P^* 分别表示为本国与外国一般价格水平。在“一价定律”成立的假设下,式(1)为强购买力平价,弱或相对购买力平价以相对价格水平和汇率的变化率对该理论做出重述,即式(2), θ 为固定系数,反映了贸易障碍对强购买力平价的限制。弱购买力平价意味着在存在障碍情形下,随着国内价格水平相对于国外价格水平的提高,本币会等比例地贬值。

购买力平价的理论意义毋庸置疑,其在现实中的政策指导效果却没有得到一致的认可,对购买力平价是否成立的检验因检验方法、技术、模型、数据等原因存在较大差异。本文使用主流的时间序列检验方法对2005年7月我国汇率形成机制改革之后的人民币与其他经济体货币双边汇率进行检验,探讨购买力平价的有效性。

对强购买力平价的检验多涉及单位根的检验。根据式(1),实际汇率对数形式如式(3)所示。

$$e \equiv s + p^* - p \quad (3)$$

式(3)显示实际汇率是均值回归的。可以运用单位根检验的方法直接检验实际汇率是否具有单位根,如果没有单位根,序列平稳,则强购买力平价成立,如果有单位根,序列不平稳,则存在对强购买力平价的偏离。检验实际汇率是否具有单位根采用的计量模型为:

$$e_{t+1} = k_0 + k_1 e_t + \mu_{t+1} \quad (4)$$

对弱购买力平价的检验多采用协整技术,即检验名义汇率、国内价格水平与国外价格水平之间是否存在协整关系,以反映汇率与价格水平之间是否存在长期均衡关系,同时使用误差修正模型检验短期汇率对均衡水平偏离的调整。弱购买力平价检验的计量模型如下:

$$\mu = s + \beta p^* - \beta p \quad (5)$$

式(5)中 $\beta \neq 1$,即式(5)是对绝对购买力平价限制条件的放松。

如果存在对购买力平价的偏离,我们通常使用半衰期来测算实际汇率的均值回归速度。半衰期(half-life, HP)用来衡量实际汇率向均衡汇率即购买力平价调整的速度,被定义为是实际汇率受一单位冲击偏离购买力平价后,冲击的影响减半所需要的时间。半衰期的计算方法有两种:一种是将实际汇率看成是一阶自回归过程(AR(1)), $e_t = \alpha + \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$,则 $HP(\rho) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\rho)}$,Zorzi和Rubaszek在研究中使用了这种方法^[14];另一种是Christidou和Panagiotidis使用的ADF检验中的滞后一期的回归参数,ADF检验采用 $\Delta e_t = \alpha + \delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$ 形式,半衰期 $HP(\delta) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(1 + \delta)}$ ^[15]。

每种检验方法都有其优缺点,同种检验方法因为使用的样本不同以及选择的时期区间不同都会导致结果的不同,这已经被众多文献所证明。我国人民币汇率形成机制因2005年7月的汇改发生了结构性变化,这种结构性变化对检验方法的实证效果有着非常大的影响,本文认为只有在人民币汇率的市场化程度不断提升的情况下,检验购买力平价才有足够的意义。

人民币汇率形成机制改革显著增强了人民币汇率的市场化程度,从而可以提高购买力平价理论在我国的适用性。人民币汇率市场化的提高表现为:一是人民币与美元的“脱钩”程度,即人民币是否可以独立自主地决定自身价值,从而摆脱美元的影子身份,成为市场中的独立货币;二是人民币与各货币的每日汇率波动幅度限制的放松程度,因为受人为控制的汇率波动幅度不能及时有效地反映货币价值之间的相对变化,或者说影响汇率变动因素的相对变化不能及时传递给汇率。

在贸易开放的基础上,我国逐步放开资本账户,允许更多资金的跨境流动对购买力平价的有效性应该具有积极影响。“一价定律”在当今国际经济环境下,应该有更宽泛的解释,即资金的价格也趋向一致。如果在传统购买力平价中加入资本项目因素,或者说当资本流动对汇率的冲击达到市场均衡后,对汇率起主要作用的影响因素应该是国内经济基本面。但现实中仍存在着贸易摩擦,尤其是2008年金融危机后各国采取的保护性措施与宽松货币政策对购买力平价有效性带来了负面影响,这一问题不容忽视。

以半衰期衡量的向均衡汇率的回归速度可以从另一个侧面反映现实汇率在各种因素作用下偏离均衡水平后的自身修复能力,半衰期越短说明购买力平价在双边汇率中的作用就越强,反之则越弱。汇率的市场化水平、贸易与资本账户的开放程度等都会影响到半衰期。

购买力平价在人民币与其他货币的双边汇率决定中如果得到支持,那么对于我国汇率制度的进一步改革将具有重要意义,因为购买力平价可以给人民币的均衡汇率提供一个参考标准,为中国人民银行对外汇市场的调控提供依据。

四、实证结果分析

(一) 变量选择与数据来源

本文选择 2005 年 7 月至 2015 年 10 月各变量的月度数据来进行分析。购买力平价的变量涉及名义汇率(NER)和样本经济体的价格水平变量。名义汇率采用直接标价法,即以一单位外币折合成的人民币数来表示,涉及美元对人民币(USD/CNY)、欧元对人民币(EUR/CNY)、日元对人民币(100JPY/CNY)、巴西雷亚尔对人民币(BRL/CNY)、印度卢比对人民币(INR/CNY)、南非兰特对人民币(ZAR/CNY)、韩元对人民币(100KRW/CNY)。EUR/CNY 和 100JPY/CNY 来源于中国货币网(外汇交易中心)公布的月度数据,其中 2005 年的月度为根据国家外汇管理局人民币汇率日中间价计算所得;USD/CNY 来源于美国联邦储备局网站公布的月度数据,BRL/CNY、INR/CNY、ZAR/CNY、100KRW/CNY 采用美联储网站各货币对美元的价格与人民币对美元的价格换算而来。对于一般价格水平变量的选择,消费价格指数(CPI)、批发价格指数(WPI)、贸易品价格指数(TPI)、工资率指数(WRI)、国内生产总值平减指数(GDPD)等在已有文献中都有使用。最为普遍使用的是 CPI,其优势是数据可得性非常强,各个国家都定期公布,尤其是月度指数。CPI 的缺点是容易受到价格控制扭曲的影响,GDPD 和 WRI 消除了扭曲,但是其月度数据不可直接获得,WPI 和 TPI 都因不同国家对其指数权重设置的不同而被批评。本文综合各指数的特点和数据可得性,采用最为广泛使用的 CPI 作为一般价格水平指标,所有经济体 CPI 数据来源于 OECD 官方网站,2005 年为 100。本文对所有数据均进行了对数化处理。

(二) 时间序列单位根检验

鉴于单位根检验在有限样本中的有限效力,本文除了使用 ADF 检验之外,还采用 DF-GLS、KPSS、PP 等作为稳健性检验的方法,以确定单位根检验是通过了所有的检验方法还是仅通过了其中一种(根据实际汇率的走势图,在检验中本文使用带截距项以及趋势项的回归检验方程)。本文首先对实际汇率进行单位根检验,根据前述理论,如果式(3)计算得出的实际汇率是平稳序列,则强购买力平价成立,反之,则存在购买力平价的偏离,我们使用式(4)对实际汇率进行单位根检验,检验结果如表 1 所示。

表 1 时间序列实际汇率单位根检验

货币	ADF			DF-GLS			KPSS			PP		
	原序列	一阶差分	单整阶数	原序列	一阶差分	单整阶数	原序列	一阶差分	单整阶数	原序列	一阶差分	单整阶数
USD	-1.833	-6.463	1	-1.859	-6.124	1	0.202	0.077	1	-1.248	-5.991	1
EUR	-2.973	-5.568	1	-2.129	-3.217	1	0.107		0	-3.999		0
JPY	-1.579	-5.568	1	-1.693	-3.320	1	0.218	0.120	1	-2.473	-18.011	1
BRL	-2.152	-6.548	1	-1.883	-6.281	1	0.226	0.066	1	-1.430	-6.149	1
INR	-2.418	-8.149	1	-2.443	-7.808	1	0.089		0	-2.198	-8.140	1
ZAR	-2.401	-7.948	1	-2.446	-7.721	1	0.132		0	-2.052	-8.013	1
KRW	-1.524	-7.463	1	-1.915	-7.492	1	0.197	0.062	1	-1.754	-6.621	1
5% 临界值	-3.449			-3.015			0.146			-3.449		

表 1 的检验结果表明:四种检验方法统计量都说明美元、日元、巴西雷亚尔和韩元的实际汇率具有单位根,即为非平稳序列,其一阶差分不具单位根,因此原序列为一阶单整序列,即 I(1);印度卢比和南非兰特(KPSS 检验除外)、欧元(KPSS 与 PP 检验除外)也具有单位根,即为非平稳序列。因此,无论对于发达经济体还是新兴经济体来说,绝对购买力平价在样本期内都不成立。

(三) 单时间序列半衰期

本文分别使用前文提及的两种方法测算实际汇率的半衰期,即使用一阶自回归系数 $HP(\rho) =$

$\frac{\ln(0.5)}{\ln(\rho)}$ 和使用 ADF 检验回归系数的 $HP(\delta) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(1 + \delta)}$, 结果显示两种测算方法存在一定差距, 有的差距还很大。Choi 等的分析表明三种因素导致对 ρ 的估计会出现偏差, 进而使半衰期的估计出现偏差, 这三种因素分别是由异方差引起的加总偏误、由最小虚拟变量估计方法导致的 Nickell 偏误、无漂移的随机游走引致的时间聚合偏误^[16]。在检验中本文所使用变量的自然对数本身会引起很大的差异, 尤其是当数据越接近于 1 时, 如计算巴西雷亚尔的半衰期出现了 234.1 的异常值。检验结果如表 2 所示。

表 2 结果显示, 在所选择的发达经济体样本中, 美元对人民币汇率的半衰期最长, 而日元对人民币汇率半衰期最短; 在所选择的新兴经济体样本中, 印度卢比对人民币汇率的半衰期最短。至于半衰期最长的, 两种方法得出的结果不一致, 一种方法显示是韩元, 另一种方法显示是巴西雷亚尔, 这可能反映了第二种方法本身的缺陷。

(四) 协整检验

根据序列走势图, 本文中报告了带截距项与趋势项的单位根检验, 在其他情形下(只带截距项或截距项与趋势项都不带), 结果不存在实质差别^①。表 3 中给出了各种检验方法的指标值。

表 2 以人民币为基准的各货币汇率的半衰期

货币	ρ	$HP(\rho)$	δ	$HP(\delta)$
USD	-0.007	88.6	0.988	61.3
EUR	0.034	—	0.983	41.1
JPY	-0.023	29.2	0.926	9.1
BRL	-0.036	18.7	0.997	234.1
INR	-0.052	13.0	0.958	16.4
ZAR	-0.024	28.3	0.986	50.3
KRW	-0.017	39.8	0.981	38

注: 因欧元的 $\rho > 0$, 无法使用 $HP(\rho)$ 的计算公式得出合理的正值。

表 3 各时间序列名义变量单位根检验

		ADF		DF - GLS		KPSS		PP	
		原序列	一阶差分	原序列	一阶差分	原序列	一阶差分	原序列	一阶差分
美国	CPI	-4.322		-3.538		0.115		-2.178	-5.122
	USD	-0.487	-6.464	-0.697	-4.438	0.235	0.065	-0.497	-5.122
德国	CPI	-3.096	-14.593	-3.019	-14.35	-0.105		-2.464	-14.660
	EUR	-2.919	-5.304	-2.105		0.112		-3.738	
日本	CPI	-1.720	-8.354	-1.850	-8.279	0.161	0.091	-1.391	-8.174
	JPY	-0.997	-5.094	-1.271	-3.840	0.238	0.495	-1.973	-19.251
巴西	CPI	-0.943	-4.767	-0.766	-4.534	0.305	0.038	-0.826	-4.887
	BRL	-1.740	-6.361	-1.475	-6.079	0.241	0.046	-1.273	-6.130
印度	CPI	-2.713	-6.532	-2.030	-8.423	0.148	0.105	-2.195	-8.503
	INR	-2.622	-7.176	-2.477	-6.974	0.103		-2.176	-7.128
南非	CPI	-3.725		-1.805	-6.380	0.202	0.109	-1.478	-6.880
	ZAR	-2.311	-7.816	-2.360	-7.487	0.123	0.061	-2.030	-7.889
韩国	CPI	-3.449		-3.015		0.146		-3.449	-8.293
	KRW	-3.449		-3.015		0.146		-3.449	
中国	CPI	-1.800	-7.457	-1.845	-7.477	0.202	0.067	-1.702	-6.748
5% 临界值		-3.449		-3.015		0.146		-3.449	

在 CPI 序列中, 南非 ADF 检验在 5% 的显著水平下拒绝原假设, 但在 1% 的显著水平下却不能拒绝原假设, 综合其他检验方法, 南非 CPI 仍被认为是非平稳序列, 其一阶差分平稳, 所以其为一阶单整 I(1)。在 CPI 序列中, 美国除 PP 外, 其他检验指标都小于 5% 显著性水平下的临界值, 即美国 CPI 是一个平稳时间序列, 巴西、印度、南非 (ADF 除外)、韩国、中国 (KPSS 除外)、德国 (KPSS 除外)、日本的检验结果都表明其原序列不平稳, 但一阶差分序列是平稳的, 因此, 均为一阶单整 I(1)。在汇率时间序列中, USD/CNY、JPY/CNY、BRL/CNY、ZAR/CNY、KRW/CNY、INR/CNY (KPSS 除外) 的所有检验方法都表明其原序列具有单位根, 但一阶差分序列不具有单位根, 即一阶差分序列是平稳序列, 所以上述汇率时间序列也为一阶单整 I(1)。但 EUR/CNY 除 ADF 外, 其他检验方法均表明其原序列不

①其中在测算 EUR/CNY 的 PPP 中使用的是德国的 CPI 数据, 数据来自于 OECD 网站。

具有单位根,即其为 $I(0)$ 。对均为 $I(1)$ 的序列进行协整检验,即巴西、印度、韩国、南非和日本。根据格兰杰表述定理“如果两变量是协整的,则它们之间存在长期均衡关系”,本文通过协整检验确定长期购买力平价是否成立。

首先建立 VAR 模型,本文对各国(地区)CPI、以人民币为基准的汇率以及中国 CPI 之间建立三变量 VAR 模型,使用 SC、AIC、HQ、LR、FPE 等确定各 VAR 模型的最优滞后期,然后使用 Johansen 协整检验方法对各模型变量进行协整检验,检验结果见表 4。

表 4 表明,南非的迹检验统计量和最大特征值统计量都表明在 5% 的显著水平下拒绝原假设,即存在一个协整关系;韩国和印度的迹检验统计量都表明在 5% 显著水平下拒绝原假设,但最大特征值统计量却不能拒绝;巴西和日本的所有统计量都表明在 5% 的显著

表 4 时间序列协整检验

	滞后期	Trace Test			Max - Eigen		
		None	At most 1	At most 2	None	At most 1	At most 2
巴西	2	23.199	8.094	1.086	15.105	7.007	1.086
南非	3	43.045	13.118	1.529	29.926	11.589	1.529
韩国	3	31.053	11.834	4.881	19.219	6.953	4.881
印度	2	33.142	15.185	0.243	17.956	14.941	0.243
日本	3	19.236	2.992	16.244	16.244	2.176	0.815
5% 临界值		29.797	15.494	3.841	21.131	14.264	3.841

水平下不能拒绝原假设,即不存在协整关系。对印度的 VAR 模型进行格兰杰因果关系检验,显示中国 CPI、印度 CPI 各单个变量以及两变量同时都是 INR/CNY 的格兰杰原因,据此认为虽其迹统计量和最大特征值统计量不一致,仍可认为中印 CPI 与 INR/CNY 之间存在一个协整关系。对于韩国,格兰杰因果关系检验表明,虽然韩国 CPI 不是 KRW/CNY 的格兰杰原因,但是并不能拒绝中国 CPI 以及中韩两国 CPI 二者同时都是 KRW/CNY 的格兰杰原因,因此本文也认定中韩 CPI 与 INR/CNY 之间存在一个协整关系。因此,除巴西外,韩国、印度、南非的货币与人民币的汇率以及 3 国的 CPI 与中国 CPI 之间都存在一个协整关系。根据上述分析,可以认为在 KRW/CNY、INR/CNY、ZAR/CNY 中相对购买力平价成立。我们得到的协整关系分别为:

$$\ln(inr/cny)_t = 1.620539\ln(cpiindia)_t - 7.164308\ln(cpichina)_t$$

$$\ln(zar/cny)_t = -13.54228\ln(cpisouthafrica)_t + 23.00604\ln(cpichina)_t$$

$$\ln(krw/cny)_t = -11.10831\ln(cpikorea)_t + 8.163692\ln(cpichina)_t$$

从系数符号来看,其中印度的协整关系与理论存在矛盾,印度 CPI 的变化应该与 INR/CNY 负相关,但协整方程却与之相反,其原因可能与 VAR 模型并不以理论为依据有关,南非和韩国的协整方程从系数符号上来说与理论一致。各模型回归中的系数不等,因此式(5)成立,即进一步放松条件限制的弱购买力平价成立。

为反映汇率偏离长期均衡状态时调整到均衡状态的调整速度,本文对具有协整关系的变量建立 VEC 模型。不带外生变量的 VEC 模型的一般形式为:

$$\Delta y_t = \alpha ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

式(6)中的每一个方程都是误差修正模型, p 为滞后期, ecm_{t-1} 是误差修正向量,反映了变量之间的长期均衡关系, α 为系数矩阵,反映了变量之间偏离长期均衡状态时,将其调整到均衡状态的调整速度。所有解释变量的差分项的系数 Γ_i 反映了各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响。对具有协整关系的 INR/CNY、ZAR/CNY、KRW/CNY 模型建立误差修正模型分别如下^①:

$$\Delta \ln(inr/cny)_t = -0.045ecm_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \ln(inr/cny)_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

^①CPI 序列中,除 PP 检验以外,美国其他检验方法都出现矛盾,根据“三种检验模式都显示具有单位根,序列才算是非平稳序列,否则就为平稳序列”的标准,美国 CPI 是一个平稳序列。

$$\Delta \ln(zar/cny)_t = 0.023ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta \ln(zar/cny)_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$\Delta \ln(krw/cny)_t = 0.01ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta \ln(krw/cny)_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t$$

VEC 模型的调整系数表明:当印度卢比对人民币汇率偏离(高于)其长期均衡水平时,将以 0.045 的速度向下进行调整;当南非兰特对人民币汇率偏离(低于)其长期均衡水平时,将以 0.023 的速度向均衡水平调整;当韩元对人民币汇率偏离(低于)其长期均衡水平时,将以 0.01 的速度向上调整到均衡水平。调整速度较慢与 CPI 对汇率变动影响较弱有关。方差分解结果显示 CPI 对汇率变动的解释度较低。同时,与半衰期相对应,在 INR/CNY、ZAR/CNY、KRW/CNY 中,INR/CNY 的半衰期最短,ZAR/CNY 次之,KRW/CNY 最长,说明调整速度慢,当然半衰期就长,反之,调整速度快,半衰期就短。

由以上实证分析,我们可以发现:第一,检验结果表明弱购买力平价成立。购买力平价是否成立取决于样本国家、样本期、计量模型等因素。对实际汇率的时间序列单位根检验表明无论对于发达国家还是新兴经济体来说,强购买力平价均不成立。对于弱购买力平价是否成立,本文对各个国家时间序列的协整检验发现,弱购买力平价仅在 INR/CNY、ZAR/CNY、KRW/CNY 之间成立。弱购买力平价在人民币与本文所选择的新兴经济体之间的成立说明在具有较高通货膨胀率的国家之间购买力平价更易成立。第二,各货币汇率偏离调整速度存在差异。半衰期的测算表明,虽然两种测算方法的结果有些差异,但平均来说,以人民币为基准的发达经济体汇率向均衡水平的回归调整较慢,新兴经济体汇率调整较快。

五、结论与政策建议

2005 年 7 月人民币汇率形成机制改革使人民币汇率产生了结构性变化,这种变化代表了人民币汇率的市场化发展方向,人民币均衡汇率的确定也就逐渐具有了市场基础。在这种背景下,本文使用计量方法测算购买力平价理论在我国人民币与其他国家货币双边汇率决定中的有效性,同时测算对购买力平价偏离的半衰期。结果表明:弱购买力平价在人民币与印度卢比、韩元和南非兰特的双边汇率中成立,但半衰期存在差别;强购买力平价没有得到支持。

随着加入 SDR 倒逼效应的逐渐显现,人民币汇率形成的市场化程度提高是大势所趋,中间的小波折并不能阻挡这一汇率机制改革的趋势,人民币国际化水平的提高也要求提高市场在汇率形成中的决定作用,市场化本身的复杂性决定了人民币汇率的波动将是常态,汇率本身又是影响一国整体经济的变量,因此,需要为人民币汇率找一个合理的均衡水平,基于合理的均衡水平,央行对汇率的干预才有一个可供参考的尺度标准。基于本文的分析,我们提出以下几点政策建议:第一,购买力平价可以在一定程度上成为确定人民币汇率均衡水平的参考。在国际学术界,购买力平价的效果本身就存在不确定性,不同国家可以得出不同结论,现代市场的复杂程度和不同外汇市场参与者类型等因素都影响到汇率波动频率与幅度,因此购买力平价只能作为确定均衡水平的参考而不能盲目应用,必须参考其他指标或模型来综合决定均衡汇率水平。第二,要继续推动人民币汇率的市场化改革。受控制的汇率(无论是中间价还是波动幅度)都无法真实地反映国内经济基本面的变化,购买力平价的应用也就存在瑕疵。我国已经于 2015 年 8 月进行了人民币中间价形成机制的改革,这是向市场化的进一步发展,下一步应该是在控制风险的前提下逐渐放松人民币对各主要国家货币的每日波动幅度限制。第三,要区别对待购买力平价在我国与对外贸易伙伴双边货币汇率的有效性。本文实证结果表明购买力平价在不同样本国家中的有效性是有差别的,因此在央行对双边汇率进行调控时必须分别对待。第四,购买力平价的成立需要“一价定律”充分有效,这需要双方国家政策的协调。国际贸易的障碍虽然已经被大幅度较为广泛地降低了,但是由于国际贸易保护如技术性贸易壁垒等仍存在且对国际

经济交往带来非常不利的影响,统一大市场并不存在,“一价定律”的作用仍受到限制。

参考文献:

- [1] 鄂永健,丁剑平. 人民币汇率购买力平价的面板数据协整检验[J]. 世界经济文摘,2006(6):48.
- [2] 邱东阳. 人民币购买力平价[J]. 经济研究,2006(5):31-39.
- [3] 吴信如. 人民币汇率与购买力平价的互动关系:一个 VEC 模型分析[J]. 财经研究,2007(8):4-16.
- [4] 张卫平. 购买力平价非线性检验方法的进展回顾及其对人民币实际汇率的应用[J]. 经济学(季刊),2007(7):1277-1295.
- [5] 项后军,潘锡泉. 人民币汇率购买力平价问题的重新研究[J]. 数量经济技术经济研究,2010(4):48-60.
- [6] 刘青. 基于 STAR 模型的人民币实际汇率非线性调整[J]. 宏观经济研究,2013(12):121-129.
- [7] 白晓燕. 人民币购买力平价估值与运用的比较[J]. 统计与决策,2009(4):31-34.
- [8] 王一川,程昊汝,封思贤. 人民币购买力平价的实证研究[J]. 南京师大学报(社会科学版),2009(7):59-63.
- [9] 朱孟楠,尤海波. 人民币汇率长期购买力平价理论研究[J]. 生产力研究,2013(5):32-35.
- [10] GEORGIOS L, DIMITRIOS A. Purchasing power parity: a unit root, cointegration and VAR analysis in emerging and advanced countries [R/OL]. [2014-11-05]. <http://ssrn.com/abstract=2519767>? or? <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2519767>.
- [11] ZHANG Z B. Is there a rule of thumb for absolute purchasing parity to hold? [R/OL]. [2014-04-14]. <http://ssrn.com/abstract=2425029>? or<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2425029>.
- [12] ESQUEDA O A, ASSEFA T A. Purchasing power parity and degree of openness in Latin America: a panel analysis[J]. Journal of Financial and Economic Practice,2011,11:99-111.
- [13] DORNBUSCH R. Purchasing power parity[R]. NBER Working Paper,1985,No. w1591.
- [14] ZORZI C M, RUBASZEK M. Real exchange rate forecasting: a calibrated half-life PPP model can beat the random walk [R]. National Bank of Poland Working Paper,2012,No. 123.
- [15] CHRISTIDOU M, PANAGIOTIDIS T. Purchasing power parity and the European single currency: some new evidence[J]. Economic Modelling,2010,27:1116-1123.
- [16] CHOI C Y, MARK C N, SUL D. Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data[R]. NBER Working Paper,2004,No. 10614.

[责任编辑:杨凤春]

An Empirical Test on the Purchasing Power Parity of RMB Exchange Rate: from the Perspective of China's Access to SDR

YU Enfeng^{1,2}

(1. School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610000, China;

2. College of Mathematics and Information Science, Leshan Normal College, Leshan 614000, China)

Abstract: The revolution of RMB exchange rate formation mechanism in July, 2005 results in structural changes in RMB exchange rate, which represents the direction to marketization and makes base for RMB equilibrium exchange rates. In this context, this paper uses econometric model to examine the validity of PPP between RMB and other currencies and to calculate the half life of purchasing power parity deviation. The results show that weak form of PPP is held between INR/RMB, ZAR/RMB, and KRW/RMB. But the strong form is not supported. The half life calculated in this paper shows different results.

Key Words: RMB exchange rate; purchasing power parity; half-life; RMB internationalization; exchange rate formation mechanism reform; exchange rate marketization; RMB equilibrium exchange rate