# 汇改、流动性和人民币实际汇率波动的实证研究

# 赵先立

(中国人民银行 兰州中心支行金融研究处,甘肃 兰州 730000)

摘要: 文章在宏微观一致的分析框架下建立了一个实际汇率的决定模型,基于理论模型和国内外的现实进行扩展,实证检验了不同因素对人民币实际汇率的作用。结果表明,人民币汇率形成机制改革因素对人民币实际汇率波动具有最强的解释力,贸易条件和相对流动性次之,相对生产率由于 BS 效应在中国的传导渠道不畅通,因而对人民币实际汇率波动的解释力有限,净外部资产的解释力最弱,仅能引起人民币实际汇率小幅波动。结论认为,目前人民币不适合过度自由的浮动弹性,应继续渐进放开弹性以保持实际汇率相对稳定,货币政策、产业结构优化政策都可以成为调节人民币实际汇率的手段。

关键词: 人民币; 实际汇率波动; 汇率形成机制改革; 流动性; 巴萨效应

中图分类号: F830.92 文献标识码: A 文章编号: 2095 - 0098(2018) 03 - 0012 - 11

#### 一、引言

自 2005 年起,中国在参考一篮子货币,有管理的浮动汇率制下不断推进人民币汇率形成机制改革 在经济向好预期和各方面因素的共同作用下,人民币名义汇率和实际汇率均已升值超过 30%。但事实上,人民币仍主要参考美元进行浮动,并且形成机制较为僵化,为了进一步推动人民币汇率的市场化 2012 年,中国人民银行将人民币汇率的日波动区间扩大至 ±1% 2014 年 3 月,进一步扩大至 ±2% 2015 年 8 月,人民银行宣布做市商在每日银行间外汇市场开盘前,以前一日外汇市场汇率收盘价为参考,结合外汇供求和世界主要货币汇率波动情况对中国外汇交易中心进行中间价报价。这些改革措施标志着中央银行增强人民币汇率弹性和灵活性的决心,同时也可能加剧人民币名义和实际汇率的波动性。国际经济学的理论认为,对一国内外经济活动产生真实影响的是本币的实际汇率<sup>①</sup>,在当前经济全球化、金融一体化的发展趋势下,在发达国家经济复苏缓慢,新兴市场国家经济增长乏力,全球金融市场动荡,流动性泛滥与紧缩交替出现,贸易冲突加剧,以及我国经济进入"新常态"的背景下,人民币实际汇率波动的复杂性和不确定性会进一步增加,这可能通过不同传导渠道对我国的经常账户和资本金融账户产生影响,也可能对我国的宏观经济金融造成冲击。因此,在我国经济、金融的稳健发展进程中需要重视人民币实际汇率波动的问题。

本文的研究目的在于,明确各影响因素对人民币实际汇率波动的作用大小和方向,并主要探究人民币汇率形成机制改革和国内外流动性对人民币实际汇率波动的影响,这对于我国的内外部经济稳健发展具有较好的现实价值和参考意义。

# 二、实际汇率波动研究述评

大量的国内外文献表明 实际汇率无论在长期还是短期内都存在一定的波动性。Rogoff(1996)对于购

收稿日期: 2018 - 04 - 11

作者简介: 赵先立(1985 - ) 男 山东烟台人 博士 助理研究员 主要研究方向为国际金融学。

① 根据购买力平价理论(PPP)成立的条件和结论,两种货币之间的实际汇率应为固定不变值或均值回归过程。事实上,大多数实证研究发现,PPP理论无论在短期还是长期都难以成立,现实中的实际汇率往往不稳定且偏离离其均衡水平。中国自改革开放以来已经历了 30 多年的经济高速增长,巴拉萨 – 萨缪尔森(B-S)假说认为,一国经济高速增长进程中常常伴随着实际汇率的升值和高估,但人民币实际汇率的走势显然与 B-S 假说难以相符(卢锋 2006)。

买力平价(PPP)理论进行了实证检验 结果显示 短期 PPP 并不成立 而长期 PPP 是否成立则缺乏一致的结论 这说明 实际汇率并不是平稳过程 名义汇率与相对价格的偏离也不仅仅是短期表现。[1] Murray 和 Papell (2002)研究认为 即使长期 PPP 成立 向 PPP 收敛的速度也极缓慢 "PPP 偏离的半衰期约为 3 至 5 年甚至更久 因此实际汇率既存在短期的大幅波动也存在缓慢的长期均值自反现象<sup>[2]</sup>。

均衡汇率的相关研究证明,人民币实际汇率在长期偏离其均衡状态。国外的代表研究有彼得森研究所自 2008 年起逐年使用 FEER 方法估计全球主要货币的均衡汇率。其 2012 年的报告指出随着中国贸易顺畅的下降,人民币近期的低估程度约为 3% 左右<sup>[3]</sup>。国内研究有唐亚晖和陈守东(2010)、赵先立(2013)以及孙国峰和孙碧波(2013)等。这些研究认为,人民币呈现高估和低估并存的状态,但已经逐步趋向于均衡汇率水平<sup>[4-6]</sup>。

对于人民币实际汇率波动问题的研究核心是 实际汇率由何种因素决定以及这些因素的影响程度。王泽填和姚洋(2009)构建了包含农业部门的三部门模型,并进行了实证检验后发现,中国处于结构转型期的经济特征是导致贸易部门生产率提高对工资水平与非贸易品部门价格水平提升受到抑制的主要原因,这使得巴萨效应在中国的传递效应受到了阻碍<sup>[7]</sup>。方福前和吴江(2009)对人民币、日元和韩元在共同经历经济高速增长时期的实际汇率波动进行了对比分析,发现来自货币的名义冲击较大程度上影响了三种实际汇率的变动,供给冲击对日元波动的作用小于其他两种货币,人民币汇率波动主要来自于需求冲击的作用<sup>[8]</sup>。刘尧成(2010)对2005年第二次汇改之后的人民币汇率分解为三部分:确定性趋势、随机性趋势和周期趋势,然后对技术供给冲击和货币需求冲击进行了模拟,冲击对于人民币汇率波动影响的拟合结果证实,供给冲击相对于需求冲击具有更优的拟合程度和解释力<sup>[9]</sup>。

近期,一些研究者从不同的视角推进了人民币汇率波动的研究。徐建炜和杨盼盼(2011)分解研究了人民币 1997 – 2010 年的月度数据 发现人民币实际汇率波动原因的 60% 至 80% 来源于可贸易品对一价定律的偏离 而 BSH 假说在解释人民币实际汇率的波动时仅占比不到 40% [10]。而刘达禹和刘金全(2015)的研究发现 2012 年之前,一价定律解释了人民币实际汇率波动的主导诱因 2012 年之后 相对价格的解释力更为显著 [11]。高铁梅等(2013)基于弹性价格货币模型 选取 1995 年至 2012 年 6 月的数据,使用线性回归模型和 EGARCH 方法分别实证检验了央行干预对人民币汇率波动的作用和市场信息冲击影响人民币汇率波动的非对称性,研究发现,各因素对人民币汇率波动的影响程度不同。总体而言,随着人民币市场化水平的提高,人民币不会出现大幅升值超过预期的现象 [12]。范言慧(2015)在随机一般均衡的非对称框架下分析发现,新兴市场国家货币汇率波动的方向取决于发达国家与其之间产出变动幅度之差,也与发达国家居民对财富和社会地位的重视程度有关 [13]。

对相关研究进行梳理可知,研究方法、视角、数据等不同,得到的结论会存在较大的差异,现有研究对于人民币汇率波动的影响因素并未达成共识。并且多数研究直接选取国外文献的模型进行实证研究,没有结合中国的基本经济金融特征。

基于前文未涉及之处 本文从下述层面进行拓展与改进:首先 实际汇率的决定机制是研究该领域的难点也是争议的重点 经典的理论模型大多假设市场为完全竞争且价格完全弹性 与现实存在较大脱离 可能无法准确反映实际汇率波动来源于何种因素以及各类因素的作用力度;其次 大多数研究对影响因素的涉及较为狭窄 多集中于技术冲击和需求冲击方面。事实上 人民币汇率形成机制改革的推进以及近年来国内外由于刺激经济而泛滥的货币流动性是否对人民币实际汇率的波动造成重要影响 规有文献并未进行深入研究。因此 本文可能的创新和贡献主要体现在以下两个方面:第一 本文试图建立一个实际汇率决定的理论模型 将微观主体跨期效用最大化、以及粘性价格下的宏观经济均衡纳入一个分析框架 由此得到实际汇率的决定因素。第二 结合国内外经济、金融的现实背景进行扩展 引入国内外相对流动性和人民币汇率形成机制改革因素来研究人民币实际汇率的波动。

# 三、实际汇率的决定——模型推导

假设经济系统由本国和外国共同构成,两国都是具有贸易部门与非贸易部门的两部门经济,两部门生产

率存在差异,且两国所生产的贸易品是互有差异性的非完全替代品。对本国商品和进口品的消费导致本国居民效用增加,而负效用来自于劳动的付出。则可以设定本国代表性居民在 t 时刻的效用函数为:

$$U_{t} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t} \left[ \frac{\sigma}{\sigma - 1} C_{t}^{\frac{\sigma}{\sigma - 1}} - \frac{\kappa_{T}}{\mu} \left( L_{T_{t}} \right)^{\mu} - \frac{\kappa_{N}}{\mu} \left( L_{N_{t}} \right)^{\mu} \right]$$

$$\tag{1}$$

在(1) 式中, $\beta$  是贴现因子, $\sigma$  是跨期消费的替代弹性, $C_t$  是 t 期消费的加总。 $L_T$ ,和  $L_N$ ,分别是本国居民在进行贸易品、非贸易品生产时所花费的劳动, $\kappa_T$  与  $\kappa_N$  分别是生产所花费劳动  $L_T$ ,和  $L_N$ ,占总效用的比重, $\mu$  是花费劳动对总效用的弹性,(1) 式中  $\mu>1$ 。由于经济系统中包含本国和外国,对称性原则下两国居民的效用函数一致。本文假设总消费  $C_t$  由两国贸易品与本国非贸易品消费量  $C_T$ ,与  $C_N$ ,共同组成 函数形式如下:

$$C_{t} = \left[ \gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{TL}^{\frac{\theta}{\theta-1}} + (1 - \gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{NL}^{\frac{\theta}{\theta-1}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \gamma , 1 - \gamma \in (0, 1)$$
 (2)

在(2)式中, $\gamma$ 与1- $\gamma$ 分别为 $C_{T_x}$ 与 $C_{N_x}$ 占消费总量的比重, $\theta$ 为两种商品的消费替代弹性。则本国居民对于贸易品的消费 $C_T$ ,可表述为(3)式:

$$C_{T,L} = \left[ \eta^{\frac{1}{\theta}} \left( C_{T,L}^{H} \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + \left( 1 - \eta \right)^{\frac{1}{\theta}} \left( C_{T,L}^{F} \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \eta , 1 - \eta \in (0,1)$$
(3)

在(3)式中, $C_{T_i}^H$ ,和  $C_{T_i}^F$ ,分别是本国居民对本国产出的贸易品和外国产出的贸易品的消费量, $\eta$  和  $1-\eta$ 分别为  $C_{T_i}^H$ ,与  $C_{T_i}^F$ ,占贸易品消费  $C_{T_i}$  的权重。因此 根据(2)式和(3)式,可以得到本国总价格水平  $P_i$  与贸易品价格水平  $P_{T_i}$  的表达式如下:

$$P_{L} = \left[ \gamma P_{TL}^{1-\theta} + (1-\gamma) P_{NL}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{4}$$

$$P_{T_L} = \left[ \eta P_{H_L}^{1-\theta} + (1-\eta) \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{5}$$

 $P_{H_I}$ ,和  $P_{N_I}$  是本国贸易品、非贸易品与外国贸易品的相对价格 其中  $P_{H_I}$  可作为本国的贸易条件。本国贸易品、非贸易品产出  $Y_{T_I}$  与  $Y_{N_I}$  可进一步假设为劳动  $Y_{N_I}$  的函数:

$$Y_{T_L} = A_{T_L} L_{T_L} \tag{6}$$

$$Y_{N,i} = A_{N,i} L_{N,i} \tag{7}$$

等式(6)和(7)中, $A_{T_i}$ 和 $A_{N_i}$ 是本国贸易部门、非贸易部门的劳动生产率。本国 t 期末拥有的外国资产余额可表示为 $B_i$ ,那么可以由(8)式来描述本国居民的跨期预算约束条件:

$$P_{t}C_{t} + B_{t} = (1 + r_{t-1})B_{t-1} + P_{H,t}A_{T,t}L_{T,t} + P_{N,t}A_{N,t}L_{N,t}$$

$$\tag{8}$$

在(8)式中 $,r_{l-1}$ 代表两国共同的实际利率。通过拉格朗日函数的构建,可以得到本国和外国最优化一阶条件如下:①

$$\frac{C_{T_{I+1}}^F}{C_{T_i}^F} = \left[ (1 + r_i) \beta \right]^{\alpha} \left( \frac{P_{i+1}}{P_i} \right)^{\theta - \sigma} \tag{9}$$

$$\frac{C_{T\,t+1}^{F^*}}{C_{T\,t}^{F^*}} = \left[ (1+r_t)\beta \right]^{\alpha} \left( \frac{P_{t+1}^*}{P_t^*} \right)^{\theta-\sigma} \tag{10}$$

$$L_{T_{I}} = \left(\frac{P_{H_{I}}A_{T_{I}}}{C_{\sigma}^{\frac{1}{r}}\kappa_{T}}\right)^{\frac{1}{\mu-1}} \tag{11}$$

$$L_{N_{I}} = \left[ \frac{A_{T_{I}}^{*}}{\left( C_{i}^{*} \right)^{1/\alpha} \kappa_{T}} \right]^{\frac{1}{\mu - 1}} \tag{12}$$

$$L_{N_I} = \left(\frac{P_{N_I} A_{N_I}}{C_{\sigma}^{\frac{1}{\nu}} \kappa_N}\right)^{\frac{1}{\mu - 1}} \tag{13}$$

$$L_{N_{I}}^{*} = \left[\frac{P_{N_{I}}^{*} A_{N_{I}}^{*}}{\left(C_{I}^{*}\right)^{1/\sigma} \kappa_{N}}\right]^{\frac{1}{\mu-1}} \tag{14}$$

① 由对称性原则 本国函数表达式和外国函数表达式的形式完全一致 带\* 号表示外国相应变量。

本国与外国的消费最优化一阶条件由(9)式和(10)式给出。观察(9)式,本国总价格水平  $P_t$  对本国消费外国贸易品的数量  $C_F$  的影响将通过收入效应(实际利率变化)和替代效应(外国贸易品相对价格变化)两条渠道发挥作用。外国总价格水平  $P_t^*$  有相似的变动影响。

(11) 和(13) 分别表示本国在贸易品和非贸易生产时的最优劳动花费 ,当本国总消费  $C_i$  出现增长 ,此时居民将削减劳动时间以实现跨期效用最大化目标 ,这会减少本国贸易品和非贸易的产出。

将 t = 0 作为初始稳态条件,此时本国和外国居民所持有的外部资产现值均等于 0 则此时的宏观均衡即为,两国居民对于贸易品的消费总量等于两国贸易部门的产量之和。进一步假设本国和外国劳动力市场出清时两国居民分别在两部门的所提供的劳动力为:

$$L_{N} = (1 - \gamma)^{-\frac{1}{\sigma(\mu - 1) + 1}} (A_{N})^{\frac{\sigma - 1}{\sigma(\mu - 1) + 1}} (\kappa_{N})^{-\frac{\sigma}{\sigma(\mu - 1) + 1}}$$
(15)

$$L_{N}^{*} = (1 - \gamma)^{-\frac{1}{\sigma(\mu-1)+1}} (A_{N}^{*})^{\frac{\sigma-1}{\sigma(\mu-1)+1}} (\kappa_{N}^{*})^{-\frac{\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}}$$
(16)

$$L_T = \left(\frac{A_T}{\kappa_T}\right)^{1/(\mu-1)} \left(\frac{1-\gamma}{A_N L_N}\right)^{1/[(\mu-1)\sigma]} \tag{17}$$

$$L_{T^*} = \left(\frac{A_T^*}{\kappa_T^*}\right)^{1/(\mu-1)} \left(\frac{1-\gamma}{A_N^* L_N^*}\right)^{1/[(\mu-1)\sigma]} \tag{18}$$

(15)至(18)式结合非贸易品供求相等(市场出清),我们可以得到本国总收入与总消费相等时的均衡条件:

$$C_T^F + P_H C_T^H = rB + P_H A_T L_T \tag{19}$$

将等式(4)至(7),(9)和(11)以及(13)和(19)分别对数线性化 符号  $\land$  代表了各变量偏离稳态的百分比变动 那么本国非贸易品价格的变化可表示如下:

$$\hat{P}_{N} = \frac{1}{(\mu\theta + 1 - \theta)} \left\{ \frac{r(\mu - 1)}{\gamma} \hat{B} + \left[ \mu(1 - \eta) + \eta(1 - \theta) + \theta \eta \mu \right] \hat{P}_{H} + \mu \hat{A} - \mu \hat{A}_{N} \right\}$$
(20)

等式(20)中, $\stackrel{\triangle}{B}=dB/Y$ , $\stackrel{Y}{Y}$ 为本国的稳态总产出。可以通过同样的方法推导出外国非贸易品价格变动等式。依据 Rogoff(1996) 所设定的实际汇率表达式  $RER=P/P^*$   $\stackrel{[1]}{=}$  结合  $B+B^*=0$  ,则本国实际汇率变动可以表示如下:

$$R\hat{E}R = \hat{P} - \hat{P}^* = (1 - \gamma)(\hat{P}_N - \hat{P}_N^*)$$

$$= \frac{1 - \gamma}{(\mu\theta + 1 - \theta)} \left[ \frac{2r(\mu - 1)}{\gamma} \hat{B} + (\mu - 1)\hat{P}_H + \mu(\hat{A}_T - \hat{A}_T^*) - \mu(\hat{A}_N - \hat{A}_N^*) \right]$$
(21)

将等式(21)两侧各项进行积分 即可得到:

$$\ln RER = \Gamma + \frac{2r(\mu - 1)(1 - \gamma)}{\gamma(\mu\theta + 1 - \theta)} \frac{B}{Y} + \frac{(\mu - 1)(1 - \gamma)}{\mu\theta + 1 - \theta} \ln P_H + \frac{\mu(1 - \gamma)}{\mu\theta + 1 - \theta} \left[\ln(\frac{A_T}{A_N}) - \ln(\frac{A_T^*}{A_N^*})\right]$$
(22)

观察式(22) 本国所持有的外部资产 B/Y、国内外两部门相对生产率和本国贸易条件  $P_H$  是本币实际汇率的三类主要影响因素 , $\Gamma$  是常数项。另外 ,为了防止出现变量选择遗漏影响最终的研究结果准确性 ,考虑到金融危机之后各国先后出台不同规模的量化宽松政策 ,美国 2014 年起逐步退出 QE 政策且于 2015 年进入加息周期 .造成国际金融市场动荡 2013 年起中国的货币供应存量已经超过 100 万亿 ,以及人民币汇率形成机制的改革在不断推进 .这些都可能对人民币实际汇率产生影响。因此 .应扩展引入国内外相对货币流动性和人民币汇率形成机制改革这两类控制因素 .而人民币汇率形成机制改革主要体现在汇率浮动弹性的变化方面。下面定性分析各因素对实际汇率的影响。

第一 本国持有的净外部资产越多则对外偿付能力越强 同时本国对外国商品需求将增加 并且国际收支赤字的承受力也将提高 这可能会在一定程度上导致实际汇率出现贬值的趋势;另外 ,外部收益的获取将会增加国际收支盈余而导致实际汇率升值;再者 根据本文理论模型中的消费者效用组成 ,净外部资产增加可能削减劳动付出 ,导致本国非贸易品产出下降、供求关系紧张导致其价格上涨 ,最终使实际汇率升值。本文依据现有多数相关研究的结论预期净外部资产增加的总效应是实际汇率升值。

第二 国际贸易学理论表明 本国贸易条件改善 则经常账户顺差增加 引发实际汇率升值 如果贸易条件恶化 实际汇率可能趋于贬值。

第三 相对生产率进步对实际汇率的影响渠道遵循 "巴拉萨——萨缪尔森"效应 ,本国的两部门相对生产率进步快于外国 ,则本币实际汇率将会升值。

第四 本国货币流动性相对于外国的增加 ,一方面会增加本国居民的消费需求 ,购买外国产品可能导致经常账户盈余减少 ,另一方面货币供应量的增加会使实际利率降低 ,导致资本流出 ,因此其总效应是令实际汇率贬值。

第五 本市汇率形成机制改革即汇率浮动弹性增加对实际汇率的影响受到外汇市场对本国经济、国际收支前景的预期 加果预期向好 则弹性增加会加大由市场决定的实际汇率的升值幅度 反之 则可能加大实际汇率的贬值幅度。另外 加果实际汇率存在低估 更灵活的汇率形成机制会使实际汇率升值向均衡汇率调整 反之则贬值。

综上所述 则可以设定人民币实际汇率波动的实证模型如下:

$$\ln RER_t = \beta_0 + \beta_1 NFA_t + \beta_2 \ln TOT_t + \beta_3 \ln TNT_t + \beta_4 \ln MR_t + \beta_5 VE + \varepsilon_t$$
 (23)

在(23)式中,NFA 为本国持有的净外部资产,TOT 为贸易条件,TNT 为国内外两部门相对生产率差异,MR 为国内外相对货币供应量,VE 则代表汇率形成机制改革推进中人民币名义汇率的波动率。

#### 四、实证检验和分析

实证部分主要使用 VAR 模型进行人民币实际汇率波动的实证检验和分析 ,VAR 模型相较于其他方法的优势在于 ,无需对各变量之间的内生或外生性做出区分 ,能够比较直接地运用真实数据来刻画不同变量间的动态关系 ,并且可以运用脉冲响应与方差分解来判断某一因素的冲击效应和贡献程度。下面首先对各变量和相关数据的选取进行说明。

#### (一)变量、数据的选取和说明

考虑到各变量数据的可得性以及与我国经济发展、人民币汇率形成机制改革的进程匹配 我们这里选取 2005 年 7 月至 2017 年 12 月为实证分析的样本区间 共 140 个样本数据。

为更全面、综合的反映一国货币的实际对外价值和综合竞争力 我们选择人民币实际有效汇率指数作为实际汇率的代理变量 ,月度数据来自于 Wind 数据库 间接标价法 数值增加代表升值。

净外部资产 NFA 的季度数据来自于 Wind 数据库 与理论模型保持一致 使用 NFA 与中国 GDP 之比作为净外部资产的代理变量 ,月度数据由季度数据进行频率转换计算得到。

贸易条件 TOT 使用中国的出口商品价格指数与进口商品价格指数之比作为代理变量,来源于 Wind 数据库的月度出口、进口价格指数。

国内外两部门相对生产率差异使用中美两部门的相对价格之比作为代理变量 ,即  $\ln TNT = \ln \frac{(CPI/PPI)}{(CPI_{vs}/PPI_{vs})}$ 。这一指标通过两国两部门的价格相对变动来间接地反映 B-S 效应 其实证意义要优于人均 GDP ,中国的月度 CPI 和 PPI 环比定基指数使用 Wind 数据库的月度环比数据经过确定基期计算转化得到 美国的 CPI 和 PPI 环比定基指数采用同样的处理办法 基期都为 1992 年。

国内外相对货币供应量 MR 使用中美两国的 M2 之比作为代理变量 ,为消除货币单位的影响 ,两国的 M2 均以各自 1992 年的 M2 为基期数据 ,进行定基指数化处理计算 ,数据来源于 Wind 数据库。

由于人民币形成机制改革主要体现在人民币名义汇率浮动的灵活性方面,因此我们选取人民币名义汇率的波动率 VE 代表汇改推进过程中的汇率浮动弹性,VE 使用即期汇率与中间价汇率的偏离度作为代理变量,人民币名义汇率和中间价汇率月度数据来源于 Wind 数据库。

在实证检验中 除 VE 本身为波动百分比并取绝对值外 ,我们对其余各变量均取自然对数 ,对各变量中季节性较强的时间序列数据采用了 X-12 季节调整法 ,计量工具使用 Eviews9.0 软件。

#### (二)变量平稳性检验和协整检验

在进行人民币实际汇率波动的实证检验之前 必须要对各变量的平稳性进行检验 选取 ADF 检验方法 ,

检验结果如表 1 所示, 各变量的数据均为一阶单整 I(1) 过程, 即原序列水平值为非平稳, 一阶差分为平稳序列。

	N - XET MELLE					
-	原序列	检验形式 (C,T,L)	ADF 统计量	一阶差分序列	检验形式 (C,T,L)	ADF 统计量
Ī	LnREER	(C,T3)	-1.2522	△LnREER	(N N 2)	-4.2645*
	LnNFA	(C,T2)	-2.0138	$\triangle$ LnNFA	(C,N,1)	-6.3197*
	LnTOT	(C,T,D)	-2.2834	$\triangle$ LTOT	(N N D)	-9.5502*
	LnTNT	(C,T,1)	-0.9044	$\triangle$ LnTNT	(C,N,1)	-4.7933*
	LnMR	(C N D)	-1.8753	$\triangle \operatorname{LnMR}$	(C,N3)	-7.4388 <sup>*</sup>
	VE	(C,T,1)	-2.0361	$\triangle$ VE	(C N 2)	-8.5892*

表 1 变量平稳性检验

注:  $\triangle$  为一阶差分形式;  $C \times T \times L$  分别代表检验包含常数项、时间趋势项和滞后阶数,

N表示不含对应的项或无滞后阶数,带\*号表示序列在5%的置信水平下平稳。

平稳性检验结果表明 6 个变量均为 I(1) 过程,可以进行协整检验并进一步建立 VAR 模型。 VAR 模型 和协整检验第一步要确定最优滞后阶,本文通过三类信息准则,最终选定最优滞后阶数为 2 的 VAR 模型进行检验(见表 2)。

滞后阶	Log L	AIC	SC	
1	351.5226	- 12. 3573	-11.0056	
2	324.0991	- 12. 6252	-13.7187	
3	297.8553	-11.6675	-11.5017	

表 2 VAR 模型的最优滞后阶数

注: 检验在 5% 的显著水平下

下面通过 Johansen 协整检验来判断各变量之间是否存在长期均衡关系 观察表 3 可知 各变量之间不存在长期协整关系 因此 ,无法进行长期均衡关系的分析 必须建立 VAR 模型通过脉冲响应函数和方差分解来分析各因素对人民币实际汇率的短期影响和冲击

 协整向量个数	迹统计量	5% 临界值	伴随概率	
0 个	7.42	15.76	0. 2015	
最多1个	5.24	9.82	0.1501	
最多2个	2.39	5.87	0.1146	

表 3 Johansen 协整检验结果

#### (三)脉冲响应函数

观察图 1 可知 ,各特征根模均位于单位圆内 ,表明 VAR 模型是稳定的 ,进一步可通过脉冲响应函数图来展示和分析人民币实际汇率对各因素冲击的动态反应。

图 2 中为 VAR 模型所生成的脉冲响应曲线 ,当人民币 REER 受到 1 单位来自于中国净外部资产 NFA 的正向冲击时 在前 6 期几乎未出现变动 在第 6 期之后 ,人民币 REER 出现较缓慢的升值 ,冲击造成的总影响非常小 ,这表明以短期内本国外部资产的累积 ( 减少 ) 来判断实际汇率是否需要升值或贬值是不合理的 ,NFA 变动存在滞后且较弱的效应。当人民币 REER 受到 1 单位来自于贸易条件 TOT 的正向冲击时 ,在前 2 期出现非常大的正向变动并在第 2 期达到峰值 ,第 2 期之后波动幅度逐渐下降至平缓 ,说明贸易条件改善对人民币实际汇率的影响是一定幅度的升值效应。当受到 1 单位来自于相对生产率 TNT 的正向冲击时 ,人民币 REER 的正向变动幅度较平缓 ,总体出现较小幅度的升值 ,这可能是由于短期内生产率难以发生大幅变动 ,生产率通过巴萨效应传导至实际汇率更多地体现在中长期。当人民币 REER 受到 1 单位来自于相对货币供应量的冲击时 ,在前 10 期人民币 REER 出现小幅的负向波动 ,但第 10 期之后 ,负向波动幅度逐步扩大 ,冲击造成的总体影响是出现一定幅度的贬值 ,说明在我国当前资本项目未实现可自由兑换的背景下 ,货币供应量相对外国的不断增长会导致国内经济中的流动性无法向外 "宣泄" ,从而致使本币的实际价值下降。当

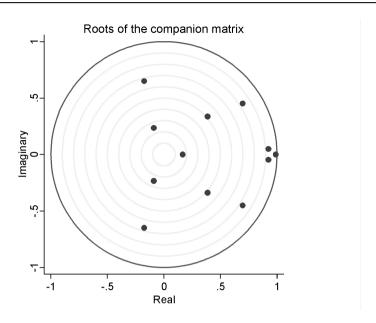


图 1 VAR 模型的稳定性特征根模图

人民币 REER 受到 1 单位来自于人民币名义汇率浮动弹性增大的冲击时,在前 8 期人民币 REER 的正向波动幅度较快速的扩大,第 8 期之后,正向波动幅度逐渐下降并趋于平缓,冲击的总体影响是人民币 REER 出现较大幅度的升值,但冲击造成的超调影响会在一定程度上被修正,说明如果名义汇率波动过大会明显体现在实际汇率的变动上。

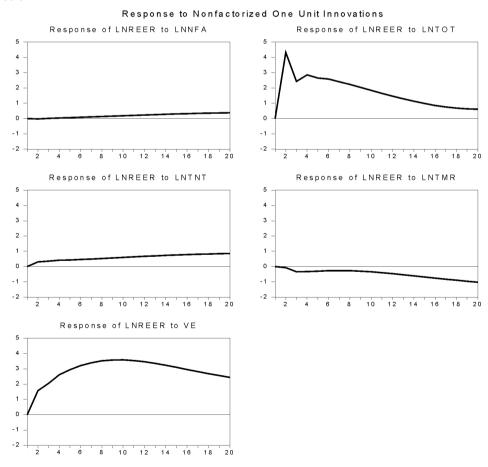


图 2 人民币 REER 对各因素冲击的反应图

总体而言 ,五类影响因素对人民币 REER 的脉冲效应函数表明 ,人民币 REER 向其均衡汇率水平的调整 修复速度比较缓慢 这也反映了人民币汇率形成机制仍未达到完善的市场化程度,自身调节能力较为不足, 需要依靠货币当局进行相机调控这一实际情况。

#### (四) 各因素对人民币实际汇率冲击的方差分解

通过方差分解,可以得到各类因素的冲击对人民币 REER 波动的贡献百分比,从而可以进一步明确各类 因素影响人民币 REER 的重要性差异 分解结果如表 4 所示:

		表! 人氏「	巾头际儿举波动	加的万差分解		単位:%
预测期	REER	NFA	TOT	TNT	MR	VE
1	100	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	52.73	3.38	11.30	6.26	9.61	16.73
9	51.36	3.36	11.25	6.56	9.08	16.38
12	50.41	3.63	11.62	7.30	9.81	17.23
15	47. 17	4.32	11.41	8.85	10.23	18.02
20	45.20	4. 62	12.20	9.33	10.52	18.12

₩ /÷• 0/ 1. 尼东京院汇索油动的大学八额

根据表 4 可以发现 不考虑人民币 REER 对自身波动的解释力 ,人民币汇率形成机制改革的推进 ,即人 民币名义汇率浮动弹性 VE 的增加对人民币 REER 的波动具有最强的解释力 在预测期内平均达到约 17% 。 依据实际汇率的定义,其变动主要有两条直接的渠道,一是本币名义汇率的变动,二是国内外相对价格水平 的变动。人民币名义汇率和 REER 共同的升值趋势表明 ,人民币名义汇率的浮动弹性的增加 ,会传导至人民 币 REER 的波动。未来随着人民币汇率形成机制进一步改革,名义汇率弹性的逐步增加,人民币 REER 将具 有更大的自调节能力 使之向代表经济基本面的均衡汇率水平回归 改变单边升值的趋势。

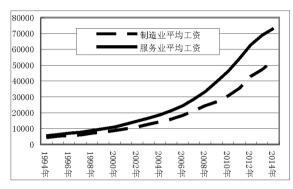
贸易条件 TOT 对人民币 REER 波动有较强的解释力, 仅次于 VE, 平均达到约11.6%。这说明了中国贸 易条件的改善,可以通过正向的收入效应(财富效应),以及非贸易品与贸易品之间的替代效应,共同作用于 人民币 REER,促使人民币 REER 升值①。TOT 对人民币 REER 波动的解释力随预测期而增大也从另一层面 表明了 随着中国居民收入的逐年增长 消费收入弹性也在逐渐改变之前过于偏低的状态 居民消费已经由 生活必需品转向多元化的需求和消费。

国内外流动性变量即相对货币供应量 MR 对人民币 REER 的波动有一定的解释力,平均约为 9.8%。 这一因素的影响力度不大的原因在于,虽然我国货币供应量目前已经超过140万亿,这一需求因素应当通过 对外国商品的消费需求使人民币 REER 出现贬值,但另一方面,MR 的增加也导致对国内商品的需求增加, 和国内流动性扩张一起推高了中国的整体物价水平,根据实际汇率的定义,这会导致人民币 REER 升值,加 之后金融危机时期发达经济体先后出台多轮量化宽松政策 造成国际流动性泛滥 其他主要国际货币相对于 人民币出现贬值(由于人民币尚未国际化,资本账户也未完全开放)。在这些因素的共同作用下,MR 对人民 币 REER 波动的影响和解释力度被相反的效应所削弱。

国内外两部门相对生产率差异对人民币 REER 的波动存在一定的解释力,但其解释力不大,平均约为 7.7%。由于这一变量代表了中国经济高速增长过程中的巴拉萨——萨缪尔森效应 这一结果说明了中国两 部门相对生产率的快速提高 ,并不会导致人民币 REER 快速升值 ,也不会导致以美国为首的发达经济体所宣 称的"人民币被大幅低估"。事实上 B-S效应无法很好解释人民币实际汇率变动的原因在于两点:其一是 我国特有的城乡二元结构 导致劳动力无法畅通的自由流动 社会工资难以趋于一致水平 并且贸易部门生 产率提高但农村仍有大量廉价劳动力作为雇工需求的补充,导致工资无法快速上涨;其二是中国工资收入占 GDP 的比重非常低,工资占产品的生产成本也较低(姜波克 2011)。在上述两点的共同作用下,B-S效应

① 鄂永健和丁剑平(2007)实证分析发现中国贸易条件改善会导致人民币实际升值,而施建淮和余海丰(2005)则认为中国贸易条件改 善会导致人民币对外实际贬值。

的最重要的渠道: 贸易部门生产率提高 $\rightarrow$ 工资提高 $\rightarrow$ 国内价格水平上升 $\rightarrow$ 本币实际汇率升值或被低估 在中国无法有效和畅通的传导。图 3 和图 4 说明,虽然分别代表我国贸易部门和非贸易部门的制造业相对于服务业的生产率(以相对人均 GDP 代表)基本处于上升趋势,但制造业和服务业的平均工资说明,生产率增长较慢的服务业工资水平无论在绝对值还是提升速度上都快于制造业,这一现实违背了 B – S 效应的先决条件。但是 相对生产率差异对人民币 REER 波动的解释力随预测期逐步增加也说明,随着中国的人口红利、城乡二元结构趋于消失,B – S 效应的传导渠道会更加通畅,相对生产率提高会逐渐更清晰的反映在衡量一国真实竞争力的实际汇率上。



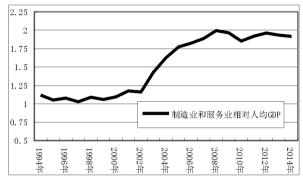


图 3 我国制造业和服务业平均工资(元)数据来源: 根据各年《中国统计年鉴》进行整理计算

图 4 我国制造业和服务业相对人均 GDP

净外部资产 NFA 对人民币 REER 波动的解释力度较弱,平均约3.9%①。这一实证结果有力的反驳了发达经济体指责中国"经常账户持续顺差导致人民币被大幅低估"的言论。NFA 解释力较弱的原因在于,在当前经济全球化和国际新型分工下,发展中国家出口其比较优势的贸易品,通过国际收支顺差积累外汇储备,发达国家(美国为代表)出口其比较优势的金融产品,发展中国家以其外汇储备为发达国家融资,支撑着发达国家的过度消费,这是世界经济发展到一定阶段形成的"新均衡"。

为了证明本文的实证结果较为准确和可靠,本文通过截取部分样本重新进行 VAR 模型的检验和估计,依次减少 VAR 模型贸易条件、国内外相对生产率等变量重新进行 VAR 模型的检验和估计,发现上述实证结果与本文的实证结果相比没有显著的、方向性的差异,因此表明本文的实证结果较为稳健(限于篇幅,过程略)。

# 五、结论和启示

本文在一个微观、宏观一致的框架下建立了实际汇率决定的理论模型,确定了实际汇率的三类决定因素。在结合国际环境和中国现实条件的基础上,扩展引入了代表国内外流动性和汇率形成机制改革的两类控制因素。选取 2005 年 7 月至 2017 年 12 月的数据通过 VAR 模型进行了人民币实际汇率波动的实证检验和分析。得到了以下几点结论和启示:

1. 人民币名义汇率的浮动弹性增加对人民币 REER 的波动有最强的影响,说明我国的汇率形成机制改革卓有成效,在汇率弹性逐渐增大的同时,也使人民币实际汇率可以根据经济基本面和市场供求进行调节。根据脉冲响应的分析,如果一次性将人民币名义汇率的弹性区间大幅开放,则会导致人民币实际汇率在短期内出现较大幅度的波动,这和中国经济的预期前景有关(人民币汇率 2014 之前的持续升值、2015 – 2016 年的较大幅度贬值反映了预期),但这种预期包含了投机的因素,因此人民币如果过快开放弹性区间,将可能造成过度贬值、甚至大幅失调的结果,这对于中国的经济、外贸以及世界经济的复苏都不利。另一方面,脉冲响应分析说明,人民币实际汇率在过度偏离均衡水平后拥有自动调节机制,其超调的波动幅度会逐步缩减。

① 秦朵和何新华(2010)在多国的面板实证研究中发现一国的净外部资产增加会导致本币 REER 出现轻微的贬值。张志柏(2012)研究证实了 NFA 对 REER 仅有较弱的正向影响。

从上述两点可以看出,人民币坚持渐进汇率形成机制改革,渐进放开汇率浮动区间是非常符合我国现实的决策。中国目前还不具备实行完全浮动汇率制的条件,正如 Mckinoon 和 Schnabl (2009) 在其研究中所指出的,从经济学的角度出发,当公众未摆脱对人民币的惯性思维,无法理性看待人民币的趋势时,不宜过快放开汇率浮动弹性是可行之策[14]。

- 2. 贸易条件对人民币实际汇率波动的影响说明,中国的消费结构和消费弹性随着国民收入水平的提高在逐渐变化,未来中国社会保障进一步完善,市场信息更加通畅,通过贸易条件变动可以更好的调节国际收支。相对货币供给量对人民币实际汇率波动影响说明,货币供应量在中国作为货币政策的中介变量之一(由于利率尚未完全市场化、资本流动管制较严格,因此无法非常明显的对人民币实际汇率产生影响和调节),未来在我国金融市场化进程不断推进的过程中,作为汇率形成机制改革的辅助,货币供应量可以作为调节人民币实际汇率的手段之一。
- 3. 国内外两部门相对生产率、净外部资产对人民币实际汇率波动的影响都说明了,依据经济理论的预测在多数情况下都与现实情况难以完美相符,由于经济理论往往建立在抽象的条件和假设下,因此,在考虑了例如中国的城乡二元结构、世界经济新型分工的现实之后,国际经济学的经典理论在解释中国的实际情况时表现难称优异。然而,我们也必须注意到,随着中国市场化改革的深入,现实条件逐渐接近于经典理论模型的假设,则这些理论在中国的解释力应当会进一步增强。
- 4. 总体而言 ,人民币实际汇率作为反映中国商品真实竞争力、联接国内外经济的纽带 ,不应处于波动较大的状态中而应当保持相对稳定 ,这有利于国内外经济金融的健康发展。根据本文的研究 ,要充分发挥各影响因素对人民币实际汇率的调节作用 ,使之不过分偏离其均衡水平 ,这就要求中国政府对国内投资和出口商品结构进行优化 ,积极引导和鼓励本国企业开展对外直接投资 ,转移国内过剩产业 ,增加高技术和能源类产品进口 ,减轻中国国际收支失衡的积累 ,合理引导市场的预期 ,及时释放人民币汇率升值或贬值的压力。另一方面 ,应加快推进外汇管理体制改革 ,推进国内金融市场化程度 ,减少国内流动性过剩所引发的不稳定风险 ,使内外金融政策可以更好的配合 ,调节并保持人民币实际汇率不过度低估或高估。最后 ,应当大力促进第三产业(服务业)的发展 ,从内部经济结构入手调节人民币实际汇率 ,使之趋向于均衡水平。

#### 参考文献:

- [1] ROGOFF K. The purchasing power parity puzzle [J]. Journal of Economic Literature ,1996(2):647 668.
- [2] MURRAY C J PAPELL D H. The purchasing power parity persistence paradigm [J]. Journal of International Economics 2002(1):1-19.
- [3] CLINE P. B, WILLIAMSON J. Estimates of fund equilibrium exchange rates [R]. Peterson Institute for International Economics Policy Brief 2012.
- [4] 唐亚晖 陈守东. 基于 BEER 模型的人民币均衡汇率与汇率失调的测算: 1994Q1—2009Q4 [J]. 国际金融研究 2010(12): 29 37.
- [5]赵先立. 人民币实际汇率决定与失调的新视角——基于 NOEM 框架 [J]. 经济评论 2013(1):60 70.
- [6]孙国峰 孙碧波. 人民币均衡汇率测算: 基于 DSGE 模型的实证研究[J]. 金融研究 2013(8):70-83.
- [7]王泽填,姚洋. 结构转型与巴拉萨——萨缪尔森效应[J]. 世界经济 2009(4):38-49.
- [8]方福前 吴江. 三类冲击与人民币实际汇率波动——与日元、韩元比较 [J]. 财贸经济 2009(12):38-44.
- [9]刘尧成. 供求冲击与人民币汇率的波动: 基于 DSGE 两国模型的模拟分析 [J]. 南方经济 2010(9): 29 39.
- [10]徐建炜 杨盼盼. 理解中国的实际汇率: 一价定律偏离还是相对价格变动? [J]. 经济研究 2011(7):78 -90.
- [11]刘达禹,刘金全. 人民币实际汇率波动与中国产业结构调整——一价定律偏离还是相对价格波动[J]. 国际贸易问题 2015(5):154-165.
- [12]高铁梅 杨程 谷宇. 央行干预视角下人民币汇率波动的影响因素研究——基于中美两国经济的实证分

析[J]. 财经问题研究 2013(2):45-53.

[13]范言慧. 外国经济波动、资本流动与汇率调整[J]. 财贸经济 2015(2):45-59.

[14] MCKINNON R SCHNABL G. China's financial conundrum and global imbalances [J]. China Economist 2009 (4):65-77.

# The Empirical Study on the Exchange Rate Reform Liquidity and the Real Exchange Rate Fluctuation of RMB

#### ZHAO Xianli

(Financial Research Office ,Lanzhou Central Branch of the People's Bank of China ,Lanzhou ,Gansu 730000 ,China)

Abstract: The paper established a model of real exchange rate decision under the macro and micro consistent analytical framework. Based on theoretical model and realities at home and abroad to expand ,the paper made an empirical test about the different factors impacting on the RMB real exchange rate fluctuation. The results show that the RMB exchange rate formation mechanism reform had the strongest explanatory power for the RMB real exchange rate fluctuation; trade conditions and relative liquidity are secondary; relative productivity has limited explanatory power on the real exchange rate fluctuations of RMBbecause the channel of B – S effect was not smooth in China; net foreign assets had the weakest explanatory power and it can only cause a slight fluctuation in the real exchange rate of RMB. The conclusion is that ,at present ,the RMB is not suitable for excessive freefloating elasticity ,it should continue to loosen the elasticity to keep the real exchange rate relatively stable; themonetary policy and industrial structure optimization policy can become a means of real exchange rate adjustment.

**Key words**: RMB; real exchange rate fluctuation; exchange rate formation mechanism reform; liquidity; B - S effect

(责任编辑:黎 芳)