

# 人民币名义有效汇率如何影响实际有效汇率\*

黄昌利 高言

**〔摘要〕**随着2005年7月人民币汇改的推进,一个重要的政策问题在于,名义汇率的变动是否可以显著地影响实际汇率,影响程度如何?如果影响是显著的话,则名义汇率可以成为调节国际收支等变量的有效政策工具。本文采用前沿且稳健的ARDL 边限检验法,实证研究新汇改以来人民币名义有效汇率(NEER)对实际有效汇率(REER)在长期和短期上的影响机制。结果表明:2005年3季度~2013年4季度期间,NEER与REER之间存在协整关系;NEER长期和短期上均显著地正向影响REER,名义汇率可以在一定程度上成为货币当局的有效政策工具。本文提出若干有针对性的启示和政策建议。

**关键词:**人民币实际有效汇率 人民币名义有效汇率 ARDL 边限检验法

**JEL 分类号:** E52 F31 O11

## 一、引言

在一价定律等假设成立时,本币与外币间的名义汇率应当决定于两国商品价格的比率(即购买力平价 PPP)。但在现实中这些理想条件并非总是成立,名义汇率与购买力平价之间往往存在一定的偏离,直接影响本国商品在国际市场上的价格竞争力,并影响进出口、国民福利等经济变量。因此,度量名义汇率与 PPP 之间偏离程度的实际汇率概念被引入,以反映和衡量本国商品的国际竞争力状况。(间接标价法下的、双边的)本币实际汇率可表示为:

$$\begin{aligned} \text{RER}_{\$/\text{¥}} &= \text{NER}_{\$/\text{¥}} / (\text{PPP}) \\ &= \text{NER}_{\$/\text{¥}} / (P/P^*) = \text{NER}_{\$/\text{¥}} \times P/P^* \end{aligned} \quad (1)$$

其中,NER<sub>\$/¥</sub>为本币名义汇率;P、P\*分别为本国价格指数、外国价格指数。

名义汇率为两国货币兑换交易的相对价格,可在市场上观察得到;实际汇率则是两国商品之间的相对价格,不能直接观察得到,需要测算。对一篮子代表性货币的双边实际汇率进行加权得到实际有效汇率(REER),可反映本国商品的综合国际竞争力。因此,诸多宏观经济模型采用实际汇率而非名义汇率变量。

本币实际汇率升值可通过名义汇率升值和/或国内物价相对上涨的组合变动来实现。正因如此,名义汇率的变动只有当其显著地影响实际汇率时,才会影响进出口等经济变量。随着中国对外贸易多元化、汇率制度演进和国际货币的汇率波动加剧,REER 在经济内外运行中的地位更加重要,也需要更多地从 REER 视角分析人民币汇率的影响<sup>①</sup>。

对于经常遭受国际收支失衡问题(多为逆差)的诸多发展中经济体,往往会通过让本币汇率贬值以改善国际收支。贬值主要是使本国出口商品相对便宜,有利于促进出口、抑制进口。但随着时

\* 黄昌利,中央财经大学金融学院,副教授,管理学博士;高言,中央财经大学金融学院,副教授,理学博士。感谢教育部人文社会科学一般项目“人民币汇率的福利效应:理论与实证研究”(项目批准号:11YJA790051)、国家自然科学基金青年项目“策略视角下的金融市场生态与价格模式演化—基于多主体建模的分析”(项目批准号:71301174)、中央财经大学 211 工程三期科研基金项目的资助。

① 正如 Bahmani-Oskooee and Gelan (2007)所指出的:有效汇率要优于双边汇率。前者可以更综合地度量一国商品在国际市场上的竞争力,并可抓住本币的总体表现,不论其是否钉住单一的或一篮子货币。

间推移,进口品的价格上涨通常会传导至本国的国内价格和出口部门价格,尤其是在“外向型”增长模式下,贬值带来的通胀效应更为明显,有可能(部分甚至全部地)抵消名义汇率贬值对出口的有利影响。

就中国情形来说,得益于改革开放,我国经济以较高速度持续增长,加之长期实行以压低要素价格来支持外向型经济发展模式,自1990年代中期以来,国际收支顺差持续累积,使得REER面临着长期升值压力。现实中,人民币名义有效汇率(NEER)也在缓慢地持续升值,但由于NEER升值的通缩效应,有可能(部分甚至全部地)抵消NEER升值对国际收支失衡的调节影响。同时,近年来持续发生的通胀也可化解实际汇率升值压力。通过名义汇率升值与通过通胀实现实际汇率升值,其经济福利效应对于不同的经济部门是不同的:名义汇率更多地是影响外向型经济部门的福利,通胀更多地是影响住户部门的福利。

因此,一个重要的政策问题是,NEER变动是否可显著地影响REER,在长期和短期上的影响机制如何?若是显著的,则NEER可以成为调节国际收支的有效政策工具。本文在借鉴已有研究的基础上,使用相对前沿且具有诸多优势的ARDL 边限检验法,识别和估计人民币NEER对REER在长期和短期上的影响机制,为名义汇率能否成为可影响或缓解国际收支失衡问题的有效政策工具提供参考。本文的结构如下:第二节回顾相关文献;第三节介绍采用的模型与方法;第四节报告实证结果;第五节总结和提出若干启示。

## 二、文献综述

布雷顿森林体系解体以来,关于实际汇率的研究文献大量出现(Isard,2007)。对于实际汇率的长期走势和其决定变量,巴拉萨-萨缪尔森效应假说(Balassa,1964)提出了颇具影响的研究视角,认为在长期,一国生产率的相对提升和经济增长将带来本币实际汇率的升值。Ito等(1997)等学者进一步提出,生产率追赶会带来国际收支顺差持续累积,导致名义汇率升值和/或国内物价上升,组合地促使和实现实际汇率升值,即在持续性国际收支失衡下内生性的汇率调整机制将发挥其作用。对该效应假说的拓展可用于解释一些发展中经济体在“外向型”发展模式下,顺差持续累积引致实际汇率升值的情形。这些对理解人民币汇率问题也具有重要启示意义。

名义汇率与实际汇率的因果影响关系仍是争论未定的问题。基于商品市场价格具有粘性而资产市场快速出清的Mundell-Fleming-Dornbusch模型假设名义汇率变动调整并驱动实际汇率变动(MacDonald,1998)。另一方面,均衡实际汇率模型则提出,供给和偏好等实际冲击影响实际汇率(Stockman,1988)。总体看,有关名义汇率是否显著地影响实际汇率的研究文献还较弱。早期研究主要使用经典计量方法或简单的数据分析。例如,Connolly and Taylor(1976,1979)、Edwards(1994)认为名义汇率贬值在中短期上导致实际汇率贬值。Bautista(1981)、Morgan and Davis(1982)发现名义汇率对实际汇率的影响随时间推移有所下降。Bruno(1978)通过分析1972~1976年期间16个OECD经济体的名义汇率和进口价格对国内价格水平的影响,发现进口价格对CPI未带来显著影响,间接地推论出名义汇率可能会影响实际汇率。Grauwe and Holvoet(1978)对欧共同体成员国的研究表明,名义汇率会显著地影响实际汇率。Goldfajn and Valdes(1999)发现多数货币当局更倾向于通过名义汇率贬值来纠正实际汇率的升值(或高估),以使本国商品更具有竞争力。

考虑到大多数时间序列数据具有单位根现象,这类研究结论可能存疑。协整和误差修正模型等时间序列方法的发展近来又吸引人们重新研究此类问题,以进一步揭示名义汇率对实际汇率的影响机制。Bahmani-Oskooeen and Miteza(2002)选取19个欠发达经济体,首次使用ARDL边限检验法,分析1971~1997年期间NEER与REER之间的短期动态和长期均衡关系,发现所有经济体的NEER在短期上均显著地影响REER,但只有11个经济体的NEER在长期上有显著影响。

Joyce and Kamas (2003) 采用 ARDL 边限检验法, 实证研究发现阿根廷等拉美三国的 NEER 是 REER 变动的主要影响因素。Bahmani-Oskooee and Gelan (2007) 选取 21 个非洲国家, Bahmani-Oskooee 等 (2008) 选取 89 个经济体, 发现 NEER 在短期上均显著地影响 REER, 但只有少数几种货币的 NEER 在长期上有显著影响。Shahbaz (2009) 发现巴基斯坦 NEER 在长期和短期上均显著地影响 REER。

已有研究文献得出的结论并不一致, 也存在某些局限和待完善之处: (1) 部分研究采用经典时间序列方法的分析工具存在局限性, 可能导致误导性结论。(2) 较少采用前沿的动态计量经济学的方法, 难以揭示出动态机制。(3) 采用传统的协整方法 (E-G 两步法, 基于 VAR 的多变量 J-J 检验法等) 在小样本条件下并不可靠, 统计上缺乏可信度。(4) 只针对部分经济体开展过实证研究, 基本上未探讨人民币 REER 与 NEER 间的长期和短期关系。ARDL 边限检验法等时间序列方法的发展, 为分析此类问题提供了更有力的新工具。

### 三、模型设定与研究方法

参考已有研究, 为评估和揭示人民币 REER 与 NEER 之间的长期关系, 可建立如下的对数形式的简化式静态模型<sup>①</sup>:

$$\ln REER_t = \beta \ln NEER_t + \delta' w_t + \mu_t \quad (2)$$

其中,  $w_t$  为包括诸如截距项、季节性虚拟变量或时间趋势项等确定性变量, 或具有固定滞后期的外生变量所构成的  $s \times 1$  矩阵。

NEER 对 REER 的影响问题既与长期效应密切相关, 也与短期调整机制密切相关。货币当局有可能只能在短期影响 REER, 或可能只在长期拥有此能力。动态估计可识别出 REER 对 NEER 变化的短期和长期的反应。ARDL 边限检验法是近年来在动态建模的框架下发展的一种基于无约束的误差修正的协整方法 (Pesaran et al., 1996, 2001), 可以更好地揭示短期效应、长期效应和调整速度。为评估 REER 调整的动态机制, 将式 (2) 写成与影响变量间的一般化的无约束 ARDL 模型及 ECM 模型:

$$\phi(L, p) \ln REER_t = \sum_{j=0}^q b_j \ln NEER_{t-j} + \delta' w_t + \mu_t \quad (3)$$

其中,  $L$  为滞后算子。可得到与估计出的较优的 ARDL( $\hat{p}, \hat{q}$ ) 模型相关的、等价的误差修正模型 (error correction model, ECM):

$$\Delta \ln REER_t = \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} A_j \Delta \ln REER_{t-j} + \sum_{j=0}^{\hat{q}-1} B_j \Delta \ln NEER_{t-j} - \phi(L, \hat{p}) ecm_{t-1} + \delta' w_t + \mu_t \quad (4)$$

其中,  $\hat{p}, \hat{q}$  为  $p, q$  的估计值。误差修正项  $ecm_{t-1}$  反映了  $\ln REER_{t-1}$  对于其与影响变量间  $\ln NEER_{t-1}$  所存在长期关系的短期偏离。系数  $-\phi(L, \hat{p})$  (称为调整系数) 反映出  $\ln REER_{t-1}$  对长期关系偏离的调整速度。当  $-1 < -\phi(L, \hat{p}) < 0$  且显著时, 不仅表明向均衡调整, 也是确立协整关系的另一种检验方式<sup>②</sup>。

① 为减少异方差, 对汇率序列取自然对数, 即采用对数线性模型。已有研究均使用如式 (2) 的双变量模型 (Bahmani-Oskooee et al., 2008)。若两种汇率之间的某种统计关系成立的话, 当纳入其它变量时也应当成立。未纳入实际汇率的其它决定变量并不影响实证结果的合理性。若纳入其它变量后两种汇率间关系的显著性消失, 表明解释变量之间可能存在严重的多重共线性 (multicollinearity)。

② Kremers 等 (1992) 的研究表明: 可以根据显著的误差修正系数, 更为有效地确立协整关系。

在实证过程中,ARDL 边限检验法通常包括三步:首先,依照从一般到特殊的建模框架,考虑一个形如式(3)的 ARDL 模型;其次,可基于 AIC 准则、SBC 准则等,从 $(m+1)^{k+1}$ 个 ARDL 模型中选取 1 个较优的 ARDL 模型(其中最大滞后期  $m$  可由建模者设定,例如,对于季度数据, $m$  通常可设为 4; $k$  为解释变量个数)。在第三阶段,基于与较优的 ARDL 模型等价的误差修正模型,对模型中滞后变量的系数进行联合显著性检验,根据 F 值和 Wald 值检验被解释变量与解释变量间存在协整关系,估算 ECM 的各变量系数、长期系数和渐近标准差等统计量。由于序列为非平稳的,这两个统计量的渐近分布为非标准的 F 分布和  $\chi^2$  分布,需要动态模拟。Pesaran 等(1996, 2001)给出了 F 分布和  $\chi^2$  分布的临界值。如果 F 值和 Wald 值大于临界值上限,零假设可被拒绝,不论变量是 I(1)或是 I(0);反之则接受零假设;如果统计量落在临界值的上限与下限之间,则结论不确定,可进一步通过判断调整系数的显著性来判断是否存在协整关系。

ARDL 边限检验法具有诸多优势,越来越多地应用于实证研究:首先,未将短期动态机制放入扰动项,除具有原 ARDL 模型的优势外,还可削弱原模型的多重共线性,以及扰动项的序列相关性,统计性质更优。其次,可适用于同阶 I(1)的非平稳变量或 I(0)的平稳变量,或是 I(0)与 I(1)交叉类型的情形<sup>①</sup>。第三,对于小样本数据,其估计非常有效,可以在充分滞后的阶数中通过一般到特殊的分析方法刻画出变量数据的生成过程,并通过线性转换从 ARDL 模型中推断出变量间动态 VECM 模型;而采用传统的协整方法(E-G 两步法,J-J 检验法等)对于小样本数据可能出现小样本偏差,结论可能不可靠。另一优势在于即使解释为内生的,也可适用(Pattichis, 1999; Alam and Quazi, 2003)。从而可以很好地克服变量的非平稳性和样本容量有限性的不足,保证估计结果的可靠性。

#### 四、变量与实证估计结果

##### (一)样本期、变量与数据

改革开放以来,中国进一步融入全球经济金融体系,制造业快速发展,形成外向型增长模式。1990 年代中期之后,我国基本上告别“短缺经济”,进入新的发展增长阶段。利率等价格变量在宏观调控和优化资源配置的基础性作用日益受到重视,利率市场化逐步推进。在人民币汇率制度方面,1994 年初汇率并轨,1996 年实现经常账户可兑换,1997 年初开始试行外汇远期交易。亚洲金融危机期间及之后相当长时期,货币当局坚持稳定币值,在很大程度上是因为担心币值变化可能会对国际贸易乃至宏观经济产生重大影响。随着国际收支持续累积,2003 年以来人民币升值压力明显。2005 年 7 月 21 日开始新一轮汇改,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,汇率弹性进一步增强,升值幅度明显。进出口在经历了多年快速增长后,近年来增速明显回落。这其中,经济主体也尤为关注人民币名义汇率对实际汇率的影响。

因此,实证样本区间选取为 2005 年 3 季度~2013 年 4 季度;采用季度数据;人民币 REER、NEER 指数的数据来源于 IMF(见图 1);采用对数线性模型;以 Microfit 5.0 进行计量处理和分析(Pesaran and Pesaran, 2009)。

实证研究过程中,也发现可引入反映次贷危机影响的虚拟变量,以反映样本期间发生的冲击影响。虚拟变量符号为 CRISIS,在 2008Q1~2009Q2 期间,CRISIS=1;其余期间,CRISIS=0<sup>②</sup>。

<sup>①</sup> 虽然 J-J 方法也可用于 I(1)和 I(0)变量的混合情形,但当 I(0)情形出现时,用于协整秩的似然检验有可能变得敏感(Rahbek and Mosconi, 1999)。

<sup>②</sup> 在实证过程中是否应引入和保留虚拟变量,一是根据经济现实,二是根据 AIC、SBC 等准则,三是其在长期或短期方程中的显著性。

## (二) 单位根检验

在进行 ARDL 边框检验之前,需要预先对各变量进行单位根检验,这主要是为判断变量是否为  $I(1)$ ,  $I(0)$  或是  $I(0)$  与  $I(1)$  交叉类型,而非  $I(2)$  或更高阶单整。采用检验效力较强的 GLS 方法 (Elliott et al., 1996) 进行单位根检验 (见表 1)。检验表明各变量水平值为  $I(1)$  变量, 1 阶差分均为  $I(0)$ , 符合 ARDL 边框检验法的要求。

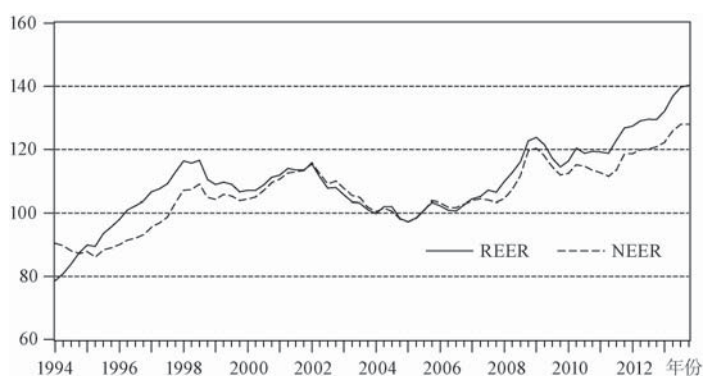


图 1 1994Q1~2013Q4 期间,人民币 REER 与 NEER  
(2005=100,间接标价法)

表 1 各时间序列的单位根检验结果

变量	水平检验结果			1 阶差分检验结果		
	检验形式 (C,T,q)	t 值	临界值	检验形式 (C,T,q)	t 值	临界值
lnREER	(C,T,1)	-1.63	-3.11	(C,0,0)	-3.25**	-2.21
lnNEER	(C,T,1)	-3.23	-3.43	(C,0,2)	-2.90**	-2.22

注:检验形式 (C,T,q) 表示 GLS 检验时对“常数项、时间趋势和滞后阶数”的选取,C=0,T=0 时分别表示不包括常数项、不包括时间趋势,q 的选取主要基于 SBC 准则等来确定;\*\* 表示 t 值小于 5% 显著性水平的临界值。

## (三) ARDL 模型估计与协整检验

对设定的 ARDL 模型 (3) 式进行总共为  $(m+1)^{k+1}$  个可能的 ARDL 模型估计 ( $k$  为解释变量的数目,最大滞后期  $m$  设为 4)。AIC 准则、SBC 准则均选取较优的 ARDL(1,1) 模型,并由此估计长期方程和短期动态方程。

ARDL 边框检验表明 (见表 2): 未附加虚拟变量的基准方程的 F 统计量为 6.44, 接近 90% 显著性水平的临界值上限, REER 与 NEER 间是否存在协整关系的结论似乎不是很明确, 可进一步通过等价的 ECM 方程的调整系数的显著性来判断是否存在协整关系<sup>①</sup>; 附加虚拟变量方程的 F 统计量大于 95% 显著性水平的临界值上限, 表明 REER 与 NEER 间存在协整关系<sup>②</sup>。

## (四) 长期弹性、短期弹性系数估计

由较优的 ARDL(1,1) 模型可估计 NEER 与 REER 间的长期关系 (见表 3)。与较优的 ARDL 模型等价的、反映短期动态机制的 ECM 模型的估计结果见表 4。

样本期间, NEER 在基准方程、附加虚拟变量方程中在长期和短期上均显著地正向影响 REER, 长期弹性系数分别为 0.625、0.615, 短期弹性系数分别为 0.931、0.877, 表明 NEER 升值可显著地带来 REER 升值。2005 年以来, 人民币基本上处于持续升值通道, REER、NEER 已分别升值约 39%、27%。实证结果表明, REER 的升值是在相当程度上源于 NEER 的升值; NEER 的持续升值, 部分地消除了 REER 因低估而面临的升值压力。

误差修正项  $ecm_{t-1}$  系数在基准方程、附加虚拟变量方程中均在 1% 的显著性水平下显著, 分别为 -0.352、-0.555; 结合其边框检验的 F 统计量 (见表 2), 说明各方程存在协整关系。误差修正的半

① 基准方程的误差修正项  $ecm_{t-1}$  系数为 -0.352, 且在 1% 的显著性水平下显著, 可认为该方程存在协整关系。

② Perman (1991) 指出, 协整分析可作为误设定检验以指导实证中的变量选取。

衰期分别为 1.6、0.86 个季度<sup>①</sup>,表明 REER 反转至均衡水平的速度较为缓和。这正与观察到的 REER 动态往往具有较强的持续性(persistence)特征相一致。

表 2 用于协整分析的边限检验结果

估计出的 F 统计量	边限临界值				
	95%显著性水平		90%显著性水平		
	下限, I(0)	上限, I(1)	下限, I(0)	上限, I(1)	
基准方程	6.44	7.20	8.03	5.95	6.66
附加虚拟变量方程	12.37	8.35	9.31	6.88	7.68

注:临界值由 Microfit 5.0 动态模拟给出,接近 Pesaran and Pesaran(2009, Appendix B)给出的统计量,但前者的优势在于可继续适用于引入漂移虚拟(shift dummy)变量的情形。

表 3 ARDL 模型估计出的长期关系(正规化方程)

	解释变量			
	lnNEER	CRISIS	TIME	截距
基准方程 lnREER=	0.625*** [0.002]	—	0.0055*** [0.000]	1.72* [0.052]
假设	约束	$\chi^2$	P 值	
A1=-1, A2=0	$b_{lnNEER}=0$	11.56	[0.001]	
A1=-1, A2=1	$b_{lnNEER}=1$	4.16	[0.041]	
附加虚拟变量方程: lnREER=	0.615*** [0.000]	0.022*** [0.004]	0.0057*** [0.000]	1.76*** [0.001]
假设	约束	$\chi^2$	P 值	
A1=-1, A2=0	$b_{lnNEER}=0$	34.03	[0.000]	
A1=-1, A2=1	$b_{lnNEER}=1$	13.34	[0.000]	

注:中括号里的数据为 p 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。约束检验为对模型参数施加的 Wald 检验。

表 4 ARDL 模型等价的误差修正模型

	解释变量			
	$\Delta \ln NEER_t$	$\Delta CRISIS_t$	$\Delta TIME_t$	$ecm_{t-1}$
基准方程: $\Delta \ln REER_t =$	0.931*** [0.000]	—	0.002*** [0.001]	-0.352** [0.019]
附加虚拟变量方程: $\Delta \ln REER_t =$	0.877*** [0.000]	0.012*** [0.007]	0.003*** [0.000]	-0.555*** [0.001]

注:中括号里的数据为 p 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

① 半衰期的计算式为:  $\ln(0.5)/\ln[1+\phi(L, \hat{\rho})]$ 。

## (五) 诊断检验与稳定性检验

表 5 也列出了 ECM 模型的诊断检验(Diagnostic tests)结果。对于残差自相关性的 LM 检验表明不存在自相关性,对于模型形式误设定的 Ramsey RESET 检验表明模型设定正确,对于正态分布的 J-B 检验表明为正态分布,对于异方差性的 White 检验表明不存在异方差性,均在 5%的显著性水平下通过诊断检验<sup>①</sup>。

由于样本期间经济结构可能发生变化,宏观经济的变量序列有可能受制于一个或多个结构变化。因此,可通过 CUSUM 检验以及 CUSUMSQ 检验来确认短期系数、长期系数的稳定性。各方程的 CUSUM 和 CUSUMSQ 统计量均落在 5%显著性水平的临界区间内(限于篇幅,图略),表明选定的 ARDL 模型估计的参数在样本期间稳定<sup>②</sup>。

表 5 ARDL 模型的诊断检验与稳定性检验

	基准方程	附加虚拟变量方程
Adj R <sup>2</sup>	0.995	0.996
S.E. of Regression	0.0074	0.0066
F-Stat.	[0.000]	[0.000]
AIC	116.2	119.7
SBC	112.4	115.2
自相关性	CHSQ(4)=[0.945]	CHSQ(4)=[0.212]
模型设定	CHSQ(1)=[0.973]	CHSQ(1)=[0.045]
正态性	CHSQ(2)=[0.426]	CHSQ(2)=[0.863]
异方差性	CHSQ(1)=[0.569]	CHSQ(1)=[0.851]
CUSUM	稳定	稳定
CUSUMSQ	稳定	稳定

注:Microfit 5.0 中 AIC、SBC 值最大时较优。

基于较优的 ARDL(1,1)模型得到 REER 的估计拟合值(限于篇幅,只给出了附加虚拟变量方程的拟合结果,见图 2、图 3),亦表明 ARDL 模型的统计性质较好。

## 五、结论及政策含义

本文的实证研究表明:在样本期 2005 年 3 季度~2013 年 4 季度期间,人民币 REER 与 NEER 之间存在协整关系;REER 反转至均衡水平的速度较为缓和,具有较强的持续性特征;NEER 在长期和短期上均显著地影响 REER;REER 的升值大部分通过 NEER 升值实现,部分则是通过通胀实现。

① 特别是,通过了对于 ARDL 模型至关重要的自相关性检验。消除自相关性问题意味着模型动态性的正确设定。对于时间序列模型来说,自相关性问题困扰较多。以 OLS 方法估计存在协整关系的方程往往因自相关性出现偏误。附加虚拟变量方程由于引入虚拟变量,其 Ramsey RESET 统计量小于 0.05 但大于 0.01。

② 比较而言,根据标准误(S.E. of Regression)、AIC 值、SBC 值等统计量,附加虚拟变量方程的估计性质更为稳健和优化。

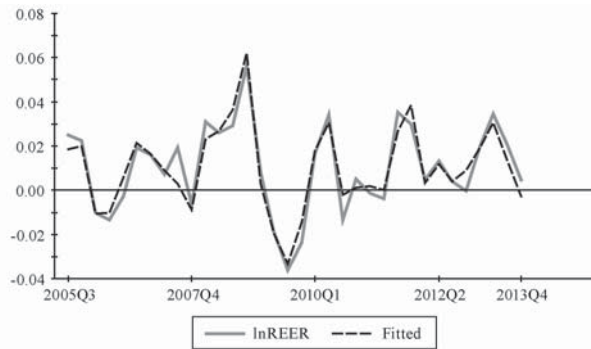
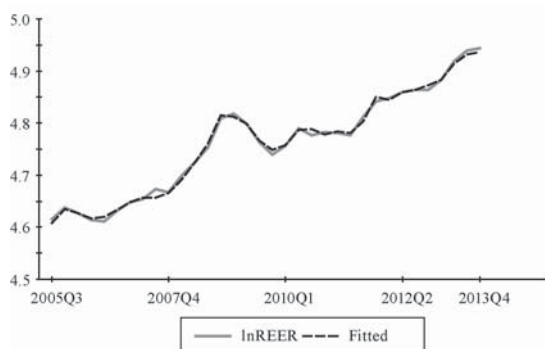


图2 lnREER与附加虚拟变量ARDL模型拟合值 图3 lnREER变化与附加虚拟变量等价ECM模型拟合值

可以认为,货币当局能够将人民币NEER作为调控和缓解REER升值压力和国际收支失衡的有效政策工具。在实践中,货币当局也基本上选择了一条折中的“外升内贬”稳健路线,一方面控制名义汇率升值的幅度和节奏,另一方面是部分地通过通胀来实现升值,但是这也不可避免地带来名义汇率持续升值与通胀长期并存的格局。这两种升值方式对于外向型产业部门和住户部门的福利影响有所不同。因此,既要避免名义汇率过快升值和波动加剧,又要保持货币供应的适度增长,为经济发展创造稳定的可预期的增长环境。

长期上,经济快速发展使得人民币具有升值趋势,币值低估带来内外经济的失衡,不利于经济可持续发展和经济主体的福利效应;但是,化解失衡将是艰难的、长期的,需要实施恰当的政策组合,也要在很大程度上需要转向以REER为视角。外部失衡问题与国内经济结构长期扭曲有着密切关系,在出口导向和投资推动的增长模式下,工资、汇率等要素价格和资源环境成本长期被低估,名义汇率对这些经济基本面的失衡可以起到一定调节效果,但作用有限,也是一渐进过程,当然也应重视名义汇率的调节作用。加强劳动标准和环保力度,提升工资和社保水平,减少对出口的过度激励等措施,是与人民币升值等价的,有助于逐步消除内外经济失衡问题(易纲,2007)。

我国已成长为大国经济,应继续着力推动产业结构和贸易结构升级,增加进口替代,注重内需的作用,注重住户部门的福利提高。以分配机制改革为核心,提高工资等要素价格,健全扩大内需的长效机制,促进出口、投资、消费协调拉动。尤其应大力减税,增加住户部门的初次分配收入,加大财政对社保和民生等领域的投入和责任,以提高民众的消费意愿和能力。

#### 参考文献

- 易纲(2007):《物价和升值都对经济不均衡起调整作用》,在“2007中国国际资本市场论坛”的报告,9月1日。
- Alam, I. and R. Quazi (2003): “Determinants of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh”, *International Review of Applied Economics*, 17, 85-103.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. Gelan (2007): “On the Relation between Nominal Devaluation and Real Devaluation: Evidence from African Countries”, *Journal of African Economies*, 16, 177-197.
- Bahmani-Oskooee, M. and I. Miteza (2002): “Do Nominal Devaluations Lead to Real Devaluations in LDCs?”, *Economics Letters*, 74, 385-391.
- Bahmani-Oskooee, M. and S. Hegerty and A. Kutan (2008): “Do Nominal Devaluations Lead to Real Devaluations? Evidence from 89 Countries”, *International Review of Economics & Finance*, 17, 644-670.
- Balassa, B. (1964): “The Purchasing-power Parity Doctrine: a Reappraisal”, *Journal of Political Economy*, 72, 584-596.
- Bautista, R. (1981): “Exchange Rate Changes and LDC Export Performance under Generalized Currency Floating”, *Review of World Economics*, 117, 443-468.



- Bruno, M. (1978): "Exchange Rates, Import Costs, and Wage-price Dynamics", *Journal of Political Economy*, 86, 379-403.
- Connolly, M. and D. Taylor (1976): "Adjustment to Devaluation with Money and Non-traded Goods", *Journal of International Economics*, 6, 289-298.
- Connolly, M. and D. Taylor (1979): "Exchange Rate Changes and Neutralization: A Test of the Monetary Approach Applied to Developed and Developing Countries", *Economica*, 46, 281-294.
- Grauwe, D. and C. Holvoet (1978): "On the Effectiveness of a Devaluation in the E.C.-countries", *Tijdschrift voor Economie en Management*, 23, 67-82.
- Edwards, S. (1994): "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", In: Barth, R. and C. Wong (Eds.), *Approaches to Exchange Rate Policy: Choices for Developing and Transition Economies*, IMF.
- Elliott, G., T. Rothenberg and J. Stock (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Goldfajn, I. and R. Valdes (1999): "The Aftermath of Appreciations", *Quarterly Journal of Economics*, 114, 229-262.
- Isard, P. (2007): "Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies", IMF Working Paper, No.07/296.
- Ito, T., P. Isard and S. Symansky (1997): "Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia", NBER Working Paper, No.W5979.
- Joyce, J. and L. Kamas(2003): "Real and Nominal Determinants of Real Exchange Rates in Latin America: Short-run Dynamics and Long-run Equilibrium", *Journal of Development Studies*, 39, 155-182.
- Kremers, J., N. Ericson and J. Dolado (1992): "The Power of Cointegration Tests", *Oxford Bull. Econ. Statist.*, 54, 325-347.
- MacDonald, R. (1998): "What do We Really Know about Real Exchange Rates?", Oesterreichische National Bank, Working Paper, No. 28.
- Morgan, T. and A. Davis (1982): "The Concomitants of Exchange Rate Depreciation: Less Developed Countries, 1971-1973", *Economic Development and Cultural Change*, 31, 101-130.
- Pattichis, C. (1999): "Price and Income Elasticities of Disaggregated Import Demand: Results from UECMs and an Application", *Applied Economics*, 31, 1061-1071.
- Perman, R. (1991): "Cointegration: An Introduction to the Literature", *Journal of Economic Studies*, 18, 3-30.
- Pesaran, B. and M. Pesaran (2009): *Time Series Econometrics—Using Microfit 5.0*, Oxford University Press.
- Pesaran, M., Y. Shin and R. Smith (1996): "Testing for the Existence of a Long-run Relationship", Working Paper No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M., Y. Shin and R. Smith (2001): "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Rahbek, A. and R. Mosconi (1999): "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR models", *The Econometrics Journal*, 2, 76-91.
- Shahbaz, M.(2009): "On Nominal and Real Devaluations Relation: An Econometric Evidence for Pakistan", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 9, 85-108.
- Stockman, A. (1988): "Real Exchange Rate Variability under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 259-294.

(责任编辑:马 辰)