

人民币实际汇率决定与失调的新视角

——基于 NOEM 框架

赵先立*

摘要: 本文在新开放经济宏观经济学 (NOEM) 的分析框架下建立了一个动态的、跨期效用最大化的均衡实际汇率模型,模型显示名义汇率、两国两部门生产率相对差异以及两国持有实际货币余额相对差异是实际汇率的决定因素。基于理论模型,选取 1994 年 2 季度至 2012 年 1 季度的数据对人民币实际汇率进行了实证研究,结果表明:中美两部门生产率相对差异是实际汇率的主要影响因素,名义汇率短期影响大于长期影响。人民币实际汇率在样本期总体呈升值趋势,高估和低估交替互现,但不存在大幅低估。人民币实际汇率及失调与美国经济增长、出口增长和就业之间不存在显著关联。

关键词: 人民币 均衡汇率 汇率失调 新开放经济宏观经济学

一、引言

2008 年金融危机之后,美国负债率过高且失业率处于高位,欧元区遭受主权债务危机的困扰,同时以中国为代表的新兴经济体增长稳健,中国外汇储备在 2011 年突破 3 万亿美元,以美国为首的西方社会指责中国“汇率操纵”的呼声又再度高涨。事实上,自 2005 年汇改以来,人民币兑美元双边汇率和人民币实际有效汇率均升值超过 30%,并且 2011 年 9 月香港市场无本金远期交割 (NDF) 出现双向波动,这可能意味着人民币汇率已接近均衡水平。因此,在上述现实背景下,研究人民币均衡实际汇率的决定并判断人民币汇率水平是否合理具有较紧迫的现实意义。

实际汇率包含了两国价格水平的差异,可用来衡量一国商品国际竞争力的大小,实际汇率均衡水平的决定历来是研究的热点之一。代表性的均衡汇率决定理论有购买力平价 (PPP)、巴拉萨-萨缪尔森效应 (B-S, 也称扩展 PPP)、基本均衡汇率 (FEER)、自然均衡汇率 (NATREX)、均衡实际汇率 (ERER) 和行为均衡汇率 (BEER) 等理论。国内外关于人民币均衡汇率和失调的研究大多基于这几种模型。多数国外研究认为人民币低估,这些研究成果也成为了施压人民币升值的重要依据。Coudert 和 Couharde (2007) 选用 BEER 和 FEER 模型对 2000-2004 年的人民币均衡汇率进行了估计,用 BEER 模型测算的 4 个样本的人民币汇率低估程度都超过 40%,而运用 FEER 模型的测算结果显示,2002 年、2003 年人民币有效汇率低估分别为 27% 和 23%,人民币兑美元双边汇率低估分别为 49% 和 44%。Cheung 等 (2005) 根据 PPP 方法测算发现人民币汇率低估约 40%,进一步采用世界银行的方法用 PPP 对中国 GDP 进行调整,结果显示几乎没有低估。Subramanian (2010) 选取了世界发展指标 (WDI) 原始数据、依据城乡偏差对中国 GDP 调整后的数据和 PWT (Penn World Table) 的数据,运用扩展 PPP 方法检验发现,人民币在 2005 年低估约 30%,并且人民币 2005 年以来参考 GDP 增长率的合意升值幅度和现实升值幅度大致相同,所以当前低估程度与 2005 年相比并未改变,仍为 30%。Cline 和 Williamson (2010) 使用 FEER 模型估算得出中国合理的经常账户余额是顺差与 GDP 之比应在 3% 左右,根据这一标准得出人民币被低估的幅度为 15%~30%。

事实上,在人民币大幅升值的背景下,国外也出现了一些人民币汇率接近均衡水平甚至高估的声音。

* 赵先立,中央财经大学金融学院,邮政编码:100081,电子信箱:zhaoxianli1985@126.com。

本文获得中央财经大学研究生科研创新基金项目“NOEM 框架下人民币实际汇率的决定与合理性的国际历史比较研究”(201206) 的资助。特别感谢匿名审稿人的建设性修改意见,文责自负。

Cheung 等(2009)发现基期选取的不同会导致结果出现很大的差异。他们选取1980年为基期并使用CPI数据检验发现,人民币兑美元双边汇率高估约16.8%,经过贸易比重加权的有效汇率高估达到36%。全球国际比较项目(ICP)2008年公布的人民币PPP数据较之2005年上调约40%,这意味着人民币被低估的程度大大降低,甚至不存在低估。Cheung 等(2010)根据上述更新数据采用同样的方法估计了1980-2008年170个国家的面板数据,结果表明2008年人民币出现了约5%的高估。联合国贸发会议2011年经测算后指出,基于CPI指数计算的人民币实际有效汇率自1995年已升值30%,但选取单位劳动力成本指数计算的升值幅度达100%,由于单位劳动力成本指数是相对较好的衡量指标,故可判断近期人民币汇率处于合理范围。

近年来国内研究者主要是运用上述模型和方法对人民币均衡汇率的问题进行研究。何帆和徐奇渊(2008)使用PPP模型研究发现人民币实际汇率在2005年7月汇改之后直至2007年升值近10%,但低估程度仍然在20%以上,渐进升值只能部分缓解低估,而未能实质性解决问题。王泽填和姚洋(2008)使用B-S模型对184个国家及地区1974-2007年的年度面板数据进行估算,他们在模型中扩展引入了衡量经济转型对人均生产率影响的交叉项——农村人口比重,并检验了实证结果对样本和解释变量改变的敏感性,发现结果的稳健性较高。估算结果显示,人民币自1985年之后一直被低估,2005-2007年人民币被低估的幅度分别为23%、20%和16%。王义中(2009)基于修正的FEER模型估算了人民币均衡汇率,结果表明,1982-1991年人民币汇率高估,而2004年之后,低估程度不断加深。他进一步提出了“事前均衡汇率理论”并预测2008-2010年低估程度为6%~10%。黄昌利(2010)基于BEER模型对人民币实际汇率的长期决定和失调问题进行了实证研究,发现人民币汇率的失调程度近年来逐步减弱,但在2008年出现了一定程度的高估。孙彦廷(2011)结合蒙代尔-弗莱明模型和FEER模型的局部分析方法,对2000-2009年的季度数据进行了协整分析,发现人民币名义汇率自2000年以来经历了高估到低估再到高估的过程,人民币从2007年1季度开始呈现持续被高估的状态,并且这种失调的程度呈现逐年扩大的趋势。

从上述众多对人民币均衡汇率的研究中可以看出,模型、变量、数据、基期的不同选择会令结果有较大的差异。总体来说,国外的研究认为2007年之前人民币被大幅低估,国内研究认为低估程度有限,但在2007年之后,国内外研究者对于人民币汇率是否低估、是否需要进一步大幅升值却存在很大的争议。就研究方法而言,BEER模型本质上是一种计量模型,缺乏理论基础,FEER和ERER等模型通常假定小型开放经济、弹性价格和完全竞争市场等,并且是宏观分析方法,过于理想化且缺少微观基础。另外,多数文献中决定均衡实际汇率的因素常是实际变量,这些研究忽略了样本期较长可能出现的名义冲击,如名义汇率的大幅变动及通胀因素等。因此,应使用新方法研究新时期下人民币实际汇率的均衡水平。以Obstfeld和Rogoff(1995)开创性提出的Redux模型为“工作母机”,并经由Obstfeld和Rogoff(2000)以及Devereux和Engel(2006)等学者发展的新开放经济宏观经济学(NOEM)就是一个很好的研究框架,这一体系将垄断竞争和跨期分析融合,是动态的且具有坚实的微观基础的宏微观一致汇率理论。Obstfeld和Rogoff(2000)、Devereux和Engel(2006)等虽然探讨了实际汇率的决定形式,但由于其关注重点不在均衡汇率的决定上,因而未做进一步研究。国内近年来基于NOEM框架对人民币汇率的研究也在不断丰富。彭国富和蔡扬扬(2010)基于Obstfeld-Rogoff(1995)标准模型对人民币名义均衡汇率进行了研究,但这一研究是在假定购买力平价成立,即实际汇率不变的基础上进行的估计,可能与现实中实际汇率的波动性不符。杨治国和宋小宁(2009)研究了动态随机一般均衡下均衡汇率的决定机制,从理论角度分析发现名义汇率的调整对均衡实际汇率没有明显影响,长期内技术水平的相对变化会引致均衡汇率变化,但没有实证检验其结论。刘尧成(2010)应用NOEM的研究方法,通过引入垄断竞争的市场结构和粘性价格调整方式,模拟了技术冲击和货币冲击下人民币名义汇率的波动,结果发现供给冲击对汇率波动的拟合较好,这表明B-S效应是解释和预测人民币汇率波动的合理途径。当前鲜有运用NOEM框架研究人民币实际汇率均衡与失调的文献,因此,本文试图在现有文献的基础上建立基于NOEM分析框架、微观主体跨期效用最大化的均衡汇率决定模型,从这一新的视角来对人民币实际汇率的长期均衡水平及失调进行实证估算。

本文其余部分安排如下:第二部分构建基于NOEM框架的均衡汇率决定模型;第三部分对人民币实际汇率进行实证分析;第四部分估算人民币均衡汇率和失调程度;第五部分是结论和政策含义。

二、均衡实际汇率决定的理论模型

(一)模型的基本假定

假设世界存在两个大小相近的经济体: 本国和外国^①, 两国均有贸易部门与非贸易部门, 且两部门生产率存在差异; 两国企业生产的贸易品与非贸易品为易腐品, 标准化于区间 $[0, 1]$, 国内企业由本国家庭共同拥有, 两国家庭都有连续数量的无限生命, 标准化于区间 $[0, 1]$ 。每个劳动者完全垄断其自身劳动, 并向本国贸易部门与非贸易部门供给劳动。家庭的劳动是唯一投入, 企业面临的产品与劳动力市场均为垄断竞争市场。假定本国贸易部门的生产率水平高于非贸易部门, 另外假定生产率在短期内相对恒定, 其变动主要发生于长期内。

(二) 家庭行为

1. 家庭效用函数

本文的模型推导从家庭效用函数开始, 这一效用函数参照 Devereux (2006) 的可分离效用形式, 商品消费和实际货币余额具有正效用, 劳动的付出会降低效用水平。家庭 i 的效用如下式所示:

$$U(i) = \frac{1}{1-\rho} C(i)^{(1-\rho)} + \frac{x}{1-\omega} \left(\frac{M^i}{P} \right)^{(1-\omega)} - \frac{K}{\gamma} (L(i))^\gamma; \rho \neq 1, 0 < \omega < 1 \quad (1)$$

其中 $L(i)$ 和 $C(i)$ 可具体表示为:

$$L(i) = \int_0^1 [L_{TH}(i, j) + L_N(i, j)] dj; C(i) = \left[\int_0^1 C(i, j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \theta > 1 \quad (2)$$

$L_{TH}(i, j)$ 、 $L_N(i, j)$ 分别表示本国家庭 i 生产贸易品和非贸易品时投入企业 j 的劳动。

ρ 为消费风险规避系数, ω 为持有货币的风险规避系数, x 为货币冲击, θ 为每个垄断竞争厂商面临的需价格弹性。 K 为劳动供给的随机偏好冲击, $\gamma \geq 1$ 代表劳动投入量的边际负效用递增, M^i/P 表示家庭 i 持有的实际货币余额。

2. 家庭预算约束

假定每个家庭的初始资产由持有的货币余额、来自政府的转移支付、付出的劳动报酬和家庭从国内企业获得的总利润组成^②, 则家庭 i 的跨期预算约束为:

$$M_0^i + T_t^i + W_t(i) L_t(i) + \int_0^1 (\pi_N(i, j) + \pi_{TH}(i, j)) dj = M_t^i + P_t C_t \quad (3)$$

(3) 式中 M_0^i, M_t^i 分别为初期和 t 期末家庭 i 持有的货币余额。 $\pi_{TH}(i, j), \pi_N(i, j)$ 分别为家庭从企业生产贸易品和非贸易品所获得的利润, $\int_0^1 (\pi_N(i, j) + \pi_{TH}(i, j)) dj$ 为总利润。 T_t^i 为本国政府对家庭 i 的名义转移支付, 以货币形式支付: $T_t^i = M_t^i - M_0^i$ 。根据对称性, 外国家庭有同样的预算约束。

(三) 价格的设定

由于本国生产贸易品和非贸易品两种产品, 因此价格水平如下式所示:

$$P = (\mu P_N^{1-\varepsilon} + (1-\mu) P_T^{1-\varepsilon})^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (4)$$

P 为本国总价格水平, P_T, P_N 分别为本国贸易品市场价格和非贸易品价格。则有:

$$P_T = (\eta P_{TH}^{1-\lambda} + (1-\eta) (S P_{TF}^*)^{1-\lambda})^{\frac{1}{1-\lambda}} \quad (5)$$

式(5)表示本国的贸易品市场价格 P_T 由本国生产的贸易品价格 P_{TH} 和外国生产的贸易品价格 P_{TF}^* (外币价格) 共同决定, S 为名义汇率, ε 为贸易品和非贸易品之间的替代弹性, λ 表示本国和外国贸易品之间的替代弹性。

(四) 企业行为

参考 Obstfeld 和 Rogoff (2000) 的设定, 企业生产产品 j , 则生产函数为:

$$Y_k(j) = \left[\int_0^1 [A_k L(i, j)]^{\frac{\phi-1}{\phi}} dj \right]^{\frac{\phi}{\phi-1}}, k = N, N^*, TH, TF^*, \phi > 1 \quad (6)$$

ϕ 为各产品之间相同的替代弹性; A_k 为生产率水平。

工资可设定为:

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t(i)^{1-\phi} di \right]^{\frac{1}{1-\phi}} \quad (7)$$

①根据对称性, 外国存在与本国相似的函数表达式, 变量加右上标“*”表示外国, 涉及本国企业生产的贸易品加下标“TH”, 外国企业生产的贸易品加下标“TF”表示。

②为减少模型的复杂性, 假设家庭的收入来自国内, 未考虑两国间的资产交易, 根据 Obstfeld 和 Rogoff (2000) 的分析, 由于效用函数的可分可加性, 两国间不存在资产交易不会对均衡条件产生影响。

$W_t(i)$ 为劳动力获得的名义工资; W 表示有效劳动投入的总价格指数,即生产一单位产品所付出的最小名义成本。基于成本最小化,则可推出企业的利润函数如下:

$$\pi(i) = \frac{\theta}{\theta-1} (A_{TH}(1-n) + A_N n) W_t(i) - W_t(i) \quad (8)$$

其中 n 为生产非贸易品的劳动投入份额。

(五) 模型均衡解

在本国和外国商品市场、劳动力市场达到出清的条件下,本国家庭的效用最大化问题可将消费预算约束条件结合效用函数,构造拉格朗日函数如下:

$$Z = E_t \left[\frac{1}{1-\rho} (C_t(i))^{(1-\rho)} + \frac{x_t}{1-\omega} \left(\frac{M_t^i}{P_t} \right)^{(1-\omega)} - \frac{K_t}{\gamma} (L_t(i))^\gamma \right] + \Phi [M_0^i + T_t^i + W_t(i) + \int_0^1 (\pi_N(i,j) + \pi_{TH}(i,j)) dj - M_t^i - P_t C_t(i)] \quad (9)$$

E_t 为家庭效用函数的期望,参考 Obstfeld 和 Rogoff(2000) 的标准形式。 Φ 为拉格朗日乘数,则对 Z 分别求关于 C_t 、 M_t 、 $W_t(i)$ 的一阶偏导,令其为零可得一阶条件:

$$\frac{\partial Z}{\partial C_t} = E_t [C_t(i)^{-\rho}] - \Phi P_t = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial M_t} = E_t \left[\left(\frac{M_t^i}{P_t} \right)^{-\omega} \right] - \Phi = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial W_t(i)} = E_t \{ K_t L_t(i)^{\gamma-1} [\phi \frac{L(i)}{W}] \} + \Phi \frac{\theta}{\theta-1} [A_{TH}(1-n) + A_N n] [1-\phi] L_t(i) = 0 \quad (12)$$

则结合式(10)、(11)、(12),可以解出本国最优名义工资,以不带下标 t 的 W 表示:

$$W = \frac{\frac{\phi}{\phi-1} E_t [K_t L_t(i)^{\gamma-1} (\frac{M_t(i)}{P_t})^\varepsilon]}{\frac{\theta}{\theta-1} [A_{TH}(1-n) + A_N n]} \quad (13)$$

由式(13)可知,由于生产率在短期内稳定,劳动供给、实际货币余额的变化使名义工资发生变动。而在长期由于技术进步的发生,本国贸易部门相对于非贸易部门生产率的变化也成为名义工资发生变动的重要因素。则进一步可得两国最优名义工资之比:

$$\frac{W^*}{W} = \frac{[A_{TH}(1-n) + A_N n] E_t (K_t^* (\frac{M_t^*(i)}{P_t^*})^\varepsilon)}{[A_{TF}^*(1-n^*) + A_N^* n^*] E_t (K_t (\frac{M_t(i)}{P_t})^\varepsilon)} \quad (14)$$

参照 Devereux 和 Engel(2006) 文献中垄断竞争企业利润最大化的价格设定,假定企业产品的需求函数为固定弹性,则企业根据边际收益等于边际成本来对产品定价:

$$P_N = P_{TH} = \frac{\theta}{\theta-1} W, P_N^* = P_{TF}^* = \frac{\theta}{\theta-1} W^* \quad (15)$$

假定企业对产品的定价方式为 PTM(Pricing to Market),即企业以产品消费国的货币定价。根据式(15)可知,在名义工资刚性的条件下,用本币表示的贸易品价格不发生变化,本国企业根据名义汇率的改变而调整本国贸易品的外币价格。这里假定 LOOP(一价定律)仅在本国贸易品和外国贸易品之间成立,即:

$$SP_{TH}^* = P_{TH}, SP_{TF}^* = P_{TF} \quad (16)$$

定义实际汇率①为 $RER = SP^*/P$, S 为名义汇率,结合式(4)、(5)、(15)和(16)可得出家庭效用最大化和企业成本最小化的均衡实际汇率决定式:

$$RER = \frac{SP^*}{P} = S \frac{W^*}{W} \frac{\left\{ \mu^* [\eta^* + (1-\eta^*) (\frac{W}{SW^*})^{(1-\lambda^*)}]^{\frac{1-\varepsilon^*}{1-\lambda^*}} + (1-\mu^*) \right\}^{\frac{1}{1-\varepsilon^*}}}{\left\{ \mu [\eta + (1-\eta) (\frac{SW^*}{W})^{(1-\lambda)}] \right\}^{\frac{1-\varepsilon}{1-\lambda}} + (1-\mu)} \quad (17)$$

①本文定义的实际汇率都为外向双边、直接标价法下的实际汇率。

式(17)即为在 NOEM 分析框架下建立的均衡实际汇率决定模型。结合式(17)和(14)可知,均衡汇率主要由两国名义汇率、两国两部门生产率的相对差异、两国相对实际货币余额的持有共同决定,分别代表了名义因素、供给因素和需求因素对实际汇率的影响^①。由模型可知,名义汇率 S 和实际汇率 RER 正相关,即名义汇率的升值引起实际汇率升值。根据 B-S 假说,本国两部门相对生产率相对于外国的提升会引致实际汇率的升值。两国相对实际货币余额持有的增加会导致本国居民对于外国商品和服务的需求提升,这可能带来国际收支逆差,导致实际汇率贬值,但货币持有余额的增加可能导致本国物价相对于外国上升,致使实际汇率升值,因此,货币余额对实际汇率的影响取决于两种相反效应的大小。

三、实证分析

(一) 实证模型

考虑到式(17)是动态和非线性的表达式且较为复杂,实证中难以求出封闭解,为了对人民币均衡汇率进行实证估算,本文借鉴 Clark 和 MacDonald(1998)以及张斌(2003)等线性单方程实证的方法,采取次优选择,将均衡实际汇率决定方程在被解释变量和三类解释变量的初始稳态附近使用对数线性化处理,定义 $\hat{X} = dX/\bar{X}$,即加上标“ $\hat{\cdot}$ ”表示对应变量偏离稳态的变化率,则可以得到:

$$\widehat{RER} = f(\hat{S}, \widehat{TNT}, \widehat{mrr}) \quad (18)$$

式(18)说明 RER 偏离均衡由三类因素的变动引起,对(18)式两边求积分,可得:

$$\ln RER = f(\ln S, \ln TNT, \ln mrr) \quad (19)$$

由于 f 为线性函数,则测算人民币均衡实际汇率的实证模型可设为:

$$\ln RER = a_0 + a_1 \ln S + a_2 \ln TNT + a_3 \ln mrr + \delta \quad (20)$$

当(20)式右边的变量为长期可持续值时,对应的实际汇率为均衡实际汇率。其中, $\ln RER$ 为实际汇率的对数, $\ln S$ 为名义汇率的对数, $\ln TNT$ 为国内外两部门生产率相对差异的对数, $\ln mrr$ 为本国和外国家庭持有的相对实际货币余额的对数。 δ 为随机误差项。

(二) 变量、数据的选取和说明

与前文两国模型保持一致,人民币实际汇率依据公式 $RER = SP^*/P$ 计算得到(RER 、 S 均为直接标价法,数值下降代表本币升值)。事实上,美国作为中国最重要的经贸伙伴和积极宣称“人民币操纵论”的国家,测算中美双边均衡汇率具有重要的代表意义。中国环比 CPI 根据中国人民银行公布的 CPI 同比数据和国家统计局的环比数据计算得到,美国环比 CPI 来自美国 BEA(Bureau of Economic Analysis,经济分析局),两国 CPI 都通过计算调整至 1994 年 1 季度为基期的季度数据。中美双边名义汇率由月度数据计算转化为季度数据。在实证分析中实际汇率和名义汇率都取自然对数。

中美两部门生产率相对差异 $\ln TNT$ 可用下式表示为: $\ln TNT = \ln \left(\frac{CPI_{CN}/PPI_{CN}}{CPI_{US}/PPI_{US}} \right)$,这一指标的选取遵循施建淮和余海丰(2005)、秦朵和何新华(2010)等研究者的做法,以中美两部门价格的相对变动来反映中美生产率相对差异,从而间接地体现 B-S 效应。中国 CPI 和 PPI 由各期统计年鉴、国家统计局的月度同比数据和环比数据计算转化为以 1994 年 1 季度为基期的季度环比数据,美国环比 CPI 和 PPI 数据来源于美国 BEA 和 OECD 网站,同样经由计算调整为以 1994 年 1 季度为基期的数据。

两国家庭相对持有的实际货币余额 $\ln mrr$ 依据马丹(2007)以及黄昌利(2010)等研究者的处理方法,使用狭义货币发行量 $M1$ ^②($M1$ 的选择参考彭国富和蔡扬扬(2010))和同期名义 GDP 之比的中美两国相对值来作为代理变量,即 $\ln mrr = \ln \left(\frac{M1_{CN}/GDP_{CN}}{M1_{US}/GDP_{US}} \right)$,这一相对指标消除了两国 $M1$ 由于货币单位不同而可能带来的误差。中国的 $M1$ 季度数据由中国人民银行发布的 $M1$ 月度数据计算整理得出,中国 GDP 季度数据来源

^①考虑到简化模型提取主要决定因素的需要, ε 、 λ 、 ε^* 、 λ^* 、 μ 、 η 、 μ^* 、 η^* 等参数的值难以获得,因此在实证中假定这些参数为外生给定,其影响都反映在三类基本因素的系数中。

^②考虑到理论模型定义的微观主体实际货币余额持有,本文认为选择 $M1$ 在货币口径上可能较为符合。鉴于现有研究大多选择 $M2$,本文在实证中使用 $M2$ 替代 $M1$ 进行实证检验和测算,结果发现,无论从协整方程还是人民币汇率失调的程度、阶段来看,使用 $M1$ 和 $M2$ 所得到的结果基本一致,说明选择 $M1$ 这一变量的稳健性较高,一定程度上可能是由于两国各自 $M1$ 和 $M2$ 相关性都非常高的缘故。

于 Wind 资讯,美国的 M1 和 GDP 数据来源于 OECD 网站。

考虑到人民币汇率制度改革的时间路径、我国经济发展的特点,以及数据的可得性等因素,本文选取 1994 年 2 季度至 2012 年 1 季度的季度数据为样本区间,对季节性较强的数据采用 CensusX12 方法进行调整,运用 Eviews6.0 软件进行实证检验。

(三) 协整检验

1. 变量平稳性的 ADF 检验

在协整检验之前,首先要对各解释变量依次进行 ADF 检验,结果表明,各变量都存在单位根,且各变量均在 1% 的显著水平上为一阶单整 I(1) 序列(见表 1)。

表 1 对各变量的 ADF 检验结果

变量	检验形式 (C,P,T)	t 检验值和结果	变量	检验形式 (C,P,T)	t 检验值和结果
lnRER	(0,2,0)	-1.159(不平稳)	lnTNT	(C,0,T)	-2.271(不平稳)
ΔlnRER	(C,1,T)	-8.937* (一阶单整)	ΔlnTNT	(C,2,0)	-8.684* (一阶单整)
lnS	(0,1,0)	-1.367(不平稳)	lnmr	(0,1,0)	-0.893(不平稳)
ΔlnS	(C,2,T)	-9.575* (一阶单整)	Δlnmr	(0,2,T)	-15.826* (一阶单整)

注:Δ 表示变量的一阶差分,C、T 分别代表检验方程中含常数项和趋势项,P 为滞后阶数,0 代表不含对应项,* 表示通过显著水平为 1% 的检验。

2. 协整检验和分析

根据 ADF 检验可知,各变量之间可能存在协整关系。本文采用的实证样本是季度数据,样本容量为 72 个,这可能由于样本容量较小和滞后期的选择而使自由度损失较大。因此,本文使用 E-G 两步法进行协整分析。首先采用 OLS 方法,将 lnRER 对 lnS、lnTNT 和 lnmr 进行回归,并求得残差序列;然后使用 ADF 方法检验残差序列是否平稳。对各变量的 OLS 估计结果和残差的平稳性检验结果见表 2:

表 2 协整检验结果

OLS 回归结果				回归残差序列 ADF 检验结果			
变量	系数	t 统计量	概率			t 统计量	概率
常数项	0.386985	2.453526	0.0167	ADF 统计量		-4.388871	0.0000
lnS	0.731644	9.909221	0.0000	临界值	1% 显著水平	-2.597939	
lnTNT	-1.050288	-5.199317	0.0000		5% 显著水平	-1.945456	
lnmr	0.032319	3.199227	0.0021		10% 显著水平	-1.613799	

E-G 两步法检验结果表明,各变量之间存在长期协整关系,则协整方程为:

$$\ln RER = 0.386985 + 0.731644 \ln S - 1.050288 \ln TNT + 0.032319 \ln m r \quad (21)$$

t 值: (2.45**) (9.909**) (-5.199**) (3.199**)

如表 2 所示,协整方程中各解释变量的系数均为显著, $R^2 = 0.79$,D.W. = 1.74,表明模型拟合度较好。lnS 的弹性系数约为 0.7316,即人民币名义汇率每升值 1% 将使实际汇率升值约 0.7316% (人民币名义、实际汇率都为直接标价法),这一结果表明人民币名义汇率可以作为调节实际汇率的重要工具;lnTNT 的弹性系数约为 -1.0503,表明劳动生产率每提高 1% 将带动人民币实际汇率升值 1.0503%,这说明在长期内我国贸易部门生产率的相对增长是实际汇率变化的重要原因,即 B-S 效应在我国显著存在。lnmr 的弹性系数约为 0.03232,即中美相对实际货币余额持有增加 1%,会令人民币实际汇率贬值约 0.03232%,这一系数较小的原因可能是,在两种相反作用效果下 lnmr 的弹性系数会出现一定程度的削弱。

3. 短期波动性——误差修正模型

在估算人民币实际汇率的均衡水平和失调程度之前,有必要考察人民币实际汇率决定的短期动态效应,我们建立一个误差修正模型(ECM)来描述这种短期机制。将协整方程(21)的残差序列的滞后项 ecm_{t-1} 作为误差修正项,则可得到如下的误差修正模型:

$$\Delta \ln RER = 0.001 - 0.1035 ecm_{t-1} + 1.269 \Delta \ln S - 0.672 \Delta \ln TNT + 0.04 \Delta \ln m r + \varepsilon_t \quad (22)$$

t 值: (-2.53**) (3.57**) (-3.17**) (2.72**)

误差修正模型的 $R^2 = 0.45$,D.W. = 2.11 表明检验结果可信,误差修正项 ecm_{t-1} 系数为负,且在 5% 水平

上显著,说明当短期波动偏离长期均衡时,将以(-0.1035) 的调整力度向均衡状态回复,但这一系数的绝对值不大,意味着在短期内,人民币实际汇率回复至均衡水平的速度较慢,未来随着人民币汇率形成机制的进一步改革,汇率弹性增大,人民币向均衡调整的速度可能会逐步加快。 $\ln S$ 的系数绝对值较之协整方程增大,说明在短期内,人民币实际汇率的波动与名义汇率的变化有很大的相关性。 $\ln TNT$ 的系数绝对值有所减小,可能由于短期内生产率水平难以发生较大幅度的改变。

四、人民币实际汇率的均衡水平及失调的估算和分析

将各解释变量的当前值、长期可持续值(使用 H-P 滤波法提取) 分别代入协整方程(21),并去对数化可分别得到人民币兑美元的当前均衡汇率 CRER 和长期均衡汇率 LRER,如图 1 所示。RER、CRER 和 LRER 在样本期内都具有明显的升值趋势,CRER 波动性较大,这可能是由于短期扰动或周期性因素而造成的不平稳,相比之下 LRER 的曲线更稳定平滑,这体现了各决定因素的长期可持续水平值对均衡汇率的影响。经过测算可得到现时失调程度 CM 和长期失调程度 LM。与 CRER 和 LRER 的走势相对应,CM 和 LM 反映的失调方向基本一致,CM 波动性较强,LM 相对更为稳定。因此本文主要对长期失调进行分析,如图 2 所示。

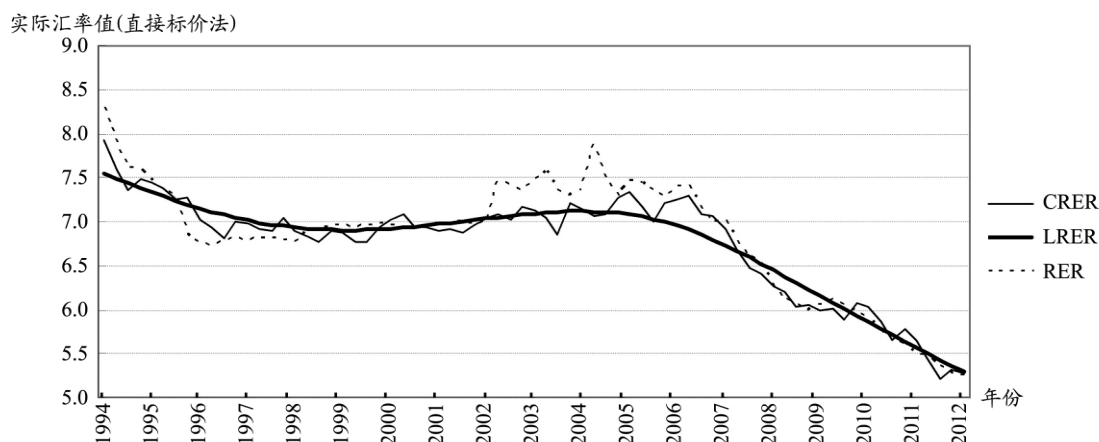


图 1 现实的、当前和长期均衡的人民币 RER(直接标价法)

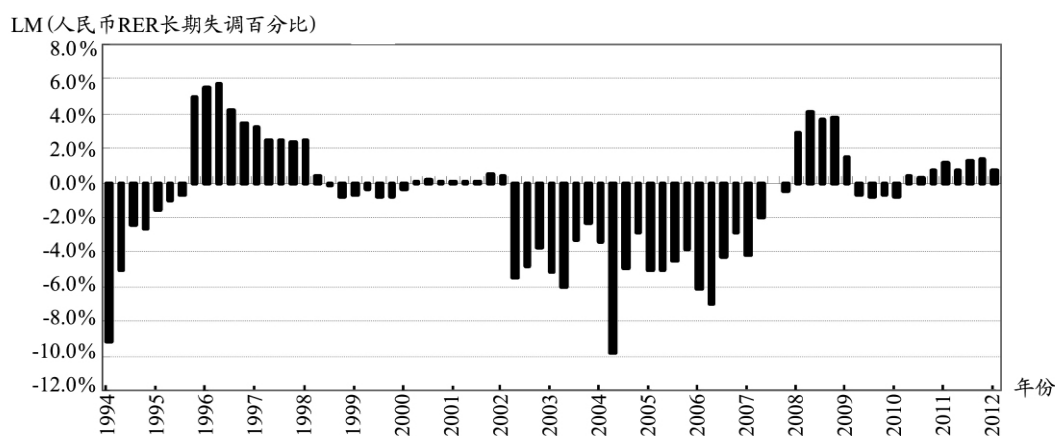


图 2 人民币 RER 长期失调(大于 0 代表高估)

人民币 RER 在样本期内失调的情况可分为下面几个阶段:

第 1 阶段: 1994Q2 - 1995Q4, 人民币实际汇率处于低估状态,但低估程度不断减弱,这一趋势的原因可能来自于 1994 年汇率并轨后人民币名义汇率一次性贬值严重,之后随着人民币名义汇率逐步升值和国内通货膨胀走高,人民币实际汇率的低估程度降低。

第 2 阶段: 1996Q1 - 1998Q3, 人民币兑美元实际汇率出现高估,高估的程度在 1996 年 3 季度达到峰值,随后逐步减弱。这是由于 1997 年之前国内通货膨胀高企,且名义汇率稳中略有升幅,随着 1997 年之后我国进入通货紧缩期和亚洲金融危机的影响,1998 年 3 季度之后人民币实际汇率高估消除。

第 3 阶段: 1998Q4 - 2000Q2, 人民币兑美元实际汇率转为低估,这一时期我国国内通货紧缩进一步加深,低估程度总体较小,各季度都低于 1%。

第 4 阶段: 2000Q3 - 2002Q2, 人民币兑美元实际汇率再次高估,由于这一阶段我国国内经济走出通货紧

缩的阴影,并且长期均衡汇率变化非常小,因此这一阶段的高估程度较轻。

第5阶段:2002Q3-2008Q1,人民币兑美元实际汇率出现了长达23个季度的低估,低估程度在2004年3季度达到峰值8.66%,之后逐渐减弱,并且随着2005年7月汇改实施,人民币名义汇率升值,我国企业成本和物价开始上涨,低估消除。

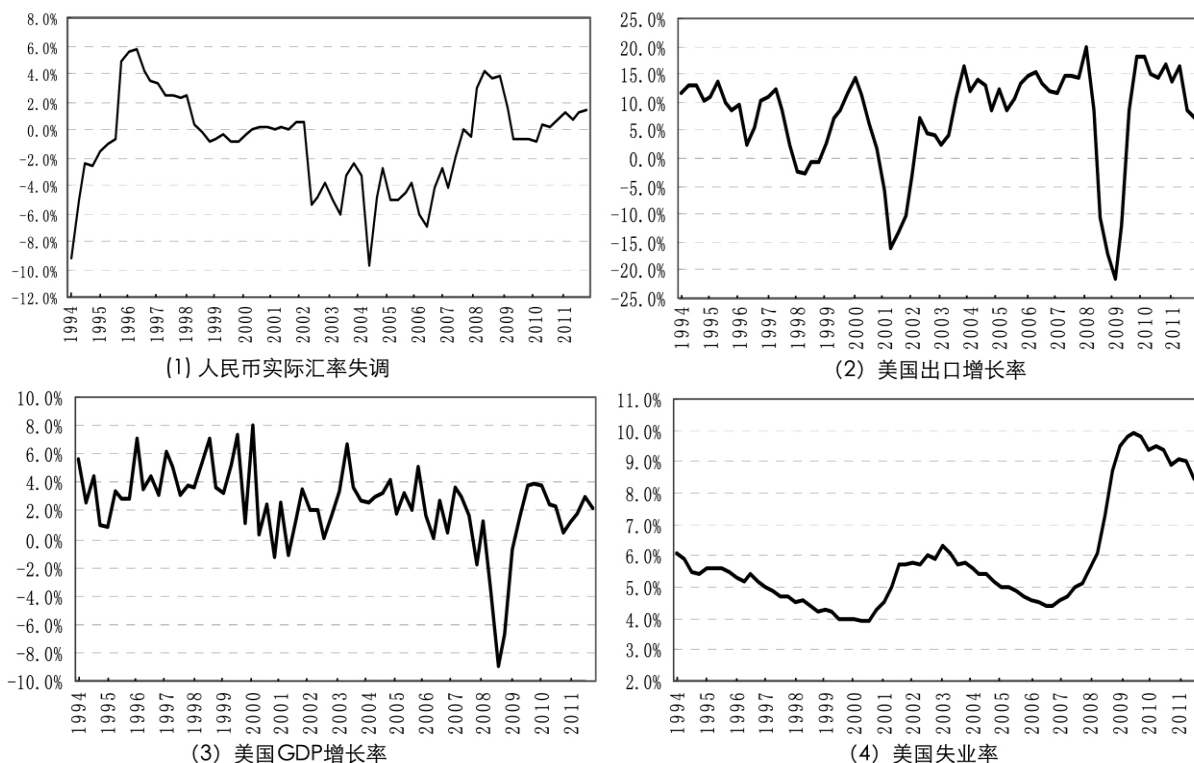
第6阶段:2008Q2-2009Q2,由于我国通货膨胀水平较高,次贷危机爆发使美国经济低迷,人民币兑美元实际汇率出现高估,平均高估程度接近4%。

第7阶段:2009Q3-2010Q2,由于我国从紧货币政策的滞后效应,并且外需萎缩,这一阶段人民币实际汇率出现轻微的低估。

第8阶段:2010Q3-2012Q1,人民币兑美元实际汇率再次出现持续小幅高估,这一时期由于我国经济率先从次贷危机的冲击中恢复,宽松的货币政策导致物价一路走高,同时人民币继续渐进升值,因此在2012Q1高估程度达到这一阶段峰值1.37%。

通过上述分析可知,人民币实际汇率在样本期内不存在大幅失调,实际汇率围绕长期均衡水平上下波动,低估程度最大不超过10%,高估程度不超过6%,并且自2005年汇改之后,人民币实际汇率的失调较之以前大大减轻,这说明我国增加汇率弹性的汇率形成机制改革卓有成效,人民币实际汇率已具有良好的自我修复能力。

进一步地,针对美国指责人民币“汇率操纵,大幅低估”致使其出口、经济和就业受损的言论,我们首先在图3中给出了人民币实际汇率失调、美国出口增长率、美国GDP增长率以及美国失业率的统计性变动趋势。对比同时期的人民币RER失调和美国出口增长率,可以发现在大多数时期,两者的趋势显示人民币RER的高估造成了美国出口的下滑,人民币RER的低估反而促进美国出口的增长,再对比人民币RER失调和美国GDP增长率以及失业率时也并没有发现存在显著的关联。因此,根据图形我们看不到人民币实际汇率失调损害了美国的经济增长、出口和就业的证据(将人民币实际汇率与美国三项经济指标图形趋势对比,同样表明不存在关联,在这里图形不再列出)。



注:作图所用数据由IMF的国际金融统计数据计算。

图3 1994Q2至2012Q1人民币RER失调和美国宏观变量趋势对比

为证实图3所表现出的结果的客观性,我们对人民币实际汇率和失调对美国的影响进行格兰杰(Granger)因果检验,各变量经ADF检验都为1阶单整序列,滞后阶选择0~8阶以全面考察滞后阶的选择对检验结果的影响,我们对这些序列的水平值和一阶差分值都进行因果检验,兼取水平值保留较多的完整信息和差分值的平稳性两种优点,检验结果见表3。

表 3 人民币实际汇率和失调与美国各宏观变量的 Granger 因果检验

水平值因果检验					
原假设	滞后阶	伴随概率	原假设	滞后阶	伴随概率
RER 不是 US - GDP 的原因	0 ~ 8	0.18 ~ 0.55	LM 不是 US - GDP 的原因	0 ~ 8	0.31 ~ 0.79
RER 不是 US - EXP 的原因	0 ~ 8	0.49 ~ 0.87	LM 不是 US - EXP 的原因	0 ~ 8	0.35 ~ 0.84
RER 不是 US - UNEM 的原因	0 ~ 8	0.38 ~ 0.78	LM 不是 US - UNEM 的原因	0 ~ 8	0.41 ~ 0.86
一阶差分因果检验					
原假设	滞后阶	伴随概率	原假设	滞后阶	伴随概率
RER 不是 US - GDP 的原因	0 ~ 8	0.13 ~ 0.62	LM 不是 US - GDP 的原因	0 ~ 8	0.40 ~ 0.69
RER 不是 US - EXP 的原因	0 ~ 8	0.44 ~ 0.90	LM 不是 US - EXP 的原因	0 ~ 8	0.38 ~ 0.72
RER 不是 US - UNEM 的原因	0 ~ 8	0.26 ~ 0.75	LM 不是 US - UNEM 的原因	0 ~ 8	0.29 ~ 0.91

注: RER 为人民币实际汇率, LM 表示 RER 的长期失调, US - GDP、US - EXP 和 US - UNEM 分别代表美国 GDP 增长率、出口增长率和失业率。

根据表 3 所示,在 5% 的置信水平和 0 ~ 8 的滞后阶下,水平值和一阶差分值的 Granger 因果检验都显示人民币实际汇率不是美国经济增长、出口增长和就业的 Granger 原因;同时人民币实际汇率失调也不是美国经济增长、出口增长和就业的 Granger 原因。换句话说,人民币实际汇率和失调对美国的经济增长、出口和就业并不存在显著影响,可见 Granger 因果检验的结果和前面统计性对比的结果是一致的。

另外,考虑到汇率变动可能对出口和进口差额影响存在“J 曲线”效应,我们根据 AIC 和 SC 信息准则确定最优滞后阶,选取 VAR(2) 模型的脉冲响应函数来检验人民币 RER 升值(美元 RER 贬值)是否具有调节中美贸易顺差(美中贸易逆差)的滞后效应(我国净出口 NEX 表示顺差)。出于简化需要,只给出了 NEX 对 RER 的响应图形。如图 4 所示,人民币 RER 升值的一单位冲击在前 3 期对中美贸易顺差几乎没有影响,但从第 4 期开始,人民币 RER 升值冲击对中美贸易顺差产生正向的促进作用,可见中美两国的贸易收支不存在“J 曲线”效应。事实上,本文测算发现,美国居民消费占其 GDP 的比重自 1994 年以来都高于 67%,2008 - 2011 年更是 4 年都超过了 70%,世界银行近期发布的数据显示,2010 年制造业增加值占美国 GDP 的比重仅为 13.2%,如此高的消费比例和制造业的空洞化必然导致巨额贸易逆差。综合上述分析可知,人民币汇率升值无助于改变由于美国经济结构缺陷导致的逆差,更无助于促进美国的出口和就业,因此美国指责人民币“汇率操纵,大幅低估致使美国经济、出口和就业受损”的言论是脱离实际、难以成立的。

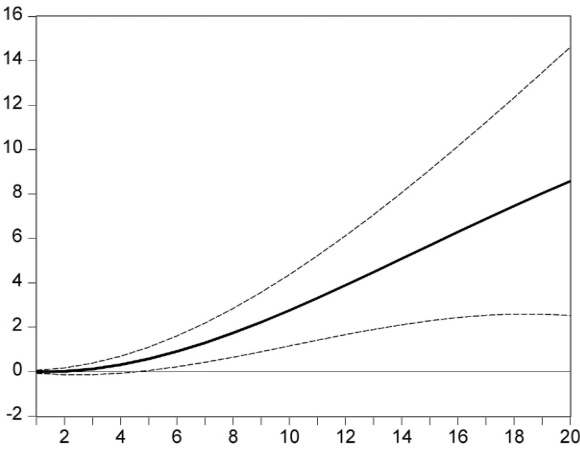


图 4 中美贸易顺差对人民币 RER 升值冲击的脉冲响应图

五、结论及政策含义

本文基于 NOEM 分析框架建立了跨期均衡和效用最大化的均衡实际汇率决定模型,从理论模型可以看出均衡实际汇率由名义汇率、两国两部门生产率相对差异以及两国相对实际货币余额持有所决定。本文基于这一理论模型对人民币实际汇率进行了实证分析,估算了人民币实际汇率的长期均衡水平和失调程度,得出如下结论:

1. 根据实证研究结果,相对生产率的提高是人民币实际汇率升值最重要的影响因素,B - S 效应在我国比较显著。由于我国自 20 世纪 90 年代中期以来外向型战略和对外开放度的不断提高,促使我国贸易部门(制造业)的生产率相对非贸易部门出现了快速增长,出口商品具有较大的竞争优势,随着制造业规模不断

扩大,两部门间的生产率差距也被拉大。因此,我国应继续着力于优化产业结构,提高第三产业的份额和生产率,从内部消除人民币实际汇率的升值压力。

2. 人民币名义汇率变动也在较大程度上影响实际汇率。事实上,我国汇率形成机制改革是伴随着人民币名义汇率的不断升值而进行的,作为政策工具之一,人民币名义汇率的弹性增加可以起到灵活调节实际汇率的作用。由于相对实际货币余额持有对实际汇率的影响方向不确定,根据实证测算结果,中美相对实际货币余额持有的增加在较小的程度上使人民币实际汇率发生贬值。

3. 人民币实际汇率在样本期围绕长期均衡汇率呈现波动升值趋势,汇率低估与高估交替出现,2008 年之前低估的年份较多,2010 年下半年至今已持续轻微高估。总体而言,人民币实际汇率不存在严重失调,并且人民币实际汇率具有一定的自发调节机制,在样本期并未显著的偏离均衡水平。本文还通过统计性趋势对比了人民币实际汇率失调与美国经济增长、出口以及就业之间的关系,并且进行了格兰杰因果检验后发现,人民币实际汇率和失调不是影响美国经济的原因。本文进一步使用脉冲响应检验发现人民币实际汇率变动不存在“J 曲线”效应。因此,美国对人民币汇率的指责缺乏事实根据,人民币无需一次性大幅升值,应继续实行汇率形成机制的渐进改革。另外,近期人民币实际汇率已出现一定程度的高估,在名义汇率和实际汇率相关性较强的情况下,应加大名义汇率的双向浮动弹性,可以考虑一定程度的贬值来调节实际汇率。

4. 本文建立的跨期效用最大化的均衡汇率模型与其他相关研究主要的区别在于,作为联系内外经济的纽带,合理的汇率水平不应只关注国际收支的调节和宏观均衡,应同时考虑微观主体即国民的福利。将这几方面兼顾,并与财政货币政策协调配合,才能使汇率政策更好的发挥积极作用,促进国民经济稳定发展。

参考文献:

1. 何帆、徐奇渊,2008《人民币汇率改革的经济学分析》,上海财经大学出版社。
2. 黄昌利,2010《人民币实际有效汇率的长期决定:1994-2009》,《金融研究》第6期。
3. 刘尧成,2010《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》,《南方经济》第9期。
4. 马丹,2007《人民币实际汇率失调与中国国际竞争力》,《数量经济技术经济研究》第5期。
5. 彭国富、蔡扬扬,2010《基于OR分析框架的人民币汇率评估》,《统计研究》第4期。
6. 秦朵、何新华,2010《人民币失衡的测度:指标定义、计算方法及经验分析》,《世界经济》第7期。
7. 孙彦廷,2011《人民币长期均衡汇率的实证研究》,《国际商务——对外经济贸易大学学报》第1期。
8. 施建淮、余海丰,2005《人民币均衡汇率与汇率失调:1991-2004》,《经济研究》第4期。
9. 王义中,2009《人民币内外均衡汇率:1982-2010年》,《数量经济技术经济研究》第5期。
10. 王泽填、姚洋,2008《人民币均衡汇率估计》,《金融研究》第12期。
11. 杨治国、宋小宁,2009《随机开放经济条件下的均衡汇率》,《世界经济》第9期。
12. 张斌,2003《人民币均衡汇率:简约一般均衡下的单方程模型研究》,《世界经济》第11期。
13. Cheung, Y. W., M. D. Chinn, and E. Fujii. 2005. "Dimensions of Financial Integration in Greater China: Money Markets, Banks and Policy Effects." *International Journal of Finance and Economics*, 10(2): 117-132.
14. Cheung, Y. W., M. D. Chinn, and E. Fujii. 2009. "China's Current Account and Exchange Rate." NBER Working Paper 14673.
15. Cheung, Y. W., M. D. Chinn, and E. Fujii. 2010. "Measuring Renminbi Misalignment: Where Do We Stand." HKIMR Working Paper, No. 24.
16. Clark, P. B., and R. MacDonald. 1998. "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodology Comparison of BEERs and FEERs." IMF Working Paper, No. 98/67.
17. Cline, W., and J. Williamson. 2010. "Notes on Equilibrium Exchange Rate: January 2010." Peterson Institute for International Economics, Policy Brief.
18. Coudert, V., and C. Couharde. 2007. "Real Equilibrium Exchange Rate in China: Is the Renminbi Undervalued?" *Journal of Asian Economics*, 18(3): 568-594.
19. Devereux, M., and C. Engel. 2006. "Expenditure Switching vs Real Exchange Rate Stabilization: Competing Objective for Exchange Rate Policy." NBER Working Paper 12215.
20. Menzie, C. 2007. "Dimensions of Financial Integration in Greater China: Money Markets, Banks and Policy Effects." *International Journal of Finance and Economics*, 15(5): 35-51.
21. Obstfeld, M., and K. Rogoff. 1995. "Exchange Rate Dynamic Redux." *Journal of Political Economy*, 103(2): 624-660.
22. Obstfeld, M., and Rogoff K. 2000. "New Directions for Stochastic Open Economy Models." *Journal of International Economics*, 50(3): 117-153.
23. Subramanian, A. 2010. "New PPP-Based Estimates of Renminbi Undervaluation and Policy Implications." Peterson Institute for International Economics, Policy Brief.

New Perspective of RMB Real Exchange Rate's Determinants and Misalignment: Based on NOEM Framework

Zhao Xianli

(School of Finance, Central University of Finance and Economics)

Abstract: In this paper, we establish an equilibrium real exchange rate model of dynamic and intertemporal utility maximization based on the New Open Economy Macroeconomics (NOEM). The model shows that the nominal exchange rate, two – sector relative productivity differences between two countries and real money balances differences between two countries are the determinants of real exchange rate. Based on theoretical model, we estimate the equilibrium real exchange rate of RMB – US dollar by using the data from 1994Q2 to 2012Q1. The results indicate that: two – sector relative productivity differences between China and US are the main factors of real exchange rate, and the short – term impact of nominal exchange is greater than the long – term impact. Real exchange rate of RMB has an overall appreciation trend during the sample period. Although overestimation and underestimation appear alternately, there is no significant undervaluation during the period. There is no significant correlation between RMB misalignment and economic growth, export growth and employment of US.

Key Words: RMB; Equilibrium Exchange Rate; Exchange Rate Misalignment; New Open Economy Macroeconomics

JEL Classification: F31, F41

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 59 页)

18. Holl, A. 2007. "Twenty Years of Accessibility Improvements: The Case of the Spanish Motorway Building Programme." *Transport Geography*, 15(4): 286 – 297.
19. Krugman, P. R. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy*, 99(3): 483 – 499.
20. Kilkenny, Maureen. 1998. "Transport Costs and Rural Development." *Journal of Regional Science*, 38(2): 293 – 312.
21. Mackiewicz, A., and W. Ratajczak. 1996. "Towards a New Definition of Topological Accessibility." *Transportation Research*, 30(1): 47 – 79.
22. O'Sullivan, D., A. Morrison, and J. Shearer. 2000. "Using Desktop GIS for the Investigation of Accessibility by Public Transport: An Isochrone Approach." *International Journal of Geographical Information Science*, 14(1): 85 – 104.
23. Shen, Q. 1998. "Location Characteristics of Inner City Neighborhoods and Employment Accessibility of Low Wage Workers." *Environment and Planning B*, 25(3): 345 – 365.
24. Straub, S. 2008. "Infrastructure and Growth in Developing Countries: Recent Advances and Research Challenges." Policy Research Working Paper Series 4460, the World Bank.
25. van Eck, J. R., and T. de Jong. 1999. "Accessibility Analysis and Spatial Competition Effects in the Context of GIS Supported Service Location Planning." *Computers, Environment and Urban Systems*, 23(2): 75 – 89.

Railway Speed – up, Accessibility and Urban Economic Growth in China

Zhou Hao and Yu Jinli

(Institute of Industrial Economics, Jinan University)

Abstract: Beginning in 1997, China implemented a six – round campaign to accelerate train service, known as the "China Railway Speed – Up Campaign". In this paper, we take the railway speed – up as a natural experiment that improves the quality of transportation infrastructure. The two main railway lines, Beijing – Guangzhou line (Jingguang Xian) and Beijing – Shanghai line (Jinghu Xian), have been selected as representative samples of the railway upgrades. The paper constructs a panel data including treatment and control groups at city – level, and applies difference – in – difference estimation to explore the impact of China's railway speed upgrades on the urban accessibility and economic growth. The main conclusions are as follows: First, the average per capita GDP has been increased about 7.8 percentage by the railway speed upgrades. Second, the improvements of urban regional and national accessibility driven by the railway speed upgrades play a significant role in promoting economic growth, and the latter plays a stronger role. Third, driven by the railway speed upgrades, the roles of Shanghai and Guangzhou as regional engine for economic growth are more significant than Beijing. Fourth, the impact of railway speed upgrades on the secondary industry is more significant than that on tertiary industry.

Key Words: China Railway Speed – up; Accessibility; Urban Economic Growth

JEL Classification: H54, O40

(责任编辑: 孙永平、陈永清)