

实际外部财富、劳动生产率与人民币实际汇率

——基于跨期一般均衡理论的实证研究

赵文军 于津平*

摘要：本文首先构建关于实际外部财富、劳动生产率、贸易条件与实际汇率关系的跨时一般均衡理论模型，然后利用 1981 - 2009 年相关时间序列数据，检验中国实际外部财富、贸易条件以及国内外两部门劳动生产率对人民币实际汇率的影响。结果表明，从长期看，中国实际外部财富的急剧攀升会引发人民币实际汇率快速升值；中国贸易部门相对非贸易部门劳动生产率上升会促使人民币实际汇率升值，而国外贸易部门相对非贸易部门的劳动生产率提高则会降低人民币实际汇率，净效应表现为劳动生产率并不能解释 20 世纪 80 年代以来人民币实际汇率的长期波动；中国贸易条件对人民币实际汇率的影响不明显。短期内，中国实际外部财富对人民币实际汇率的作用关系与长期一致。根据上述结论，本文提出了保持人民币实际汇率相对稳定的政策建议。

关键词：实际外部财富 劳动生产率 实际汇率 跨期一般均衡理论

一、引言

人民币实际汇率不仅是人民币对外价值和购买力变化的重要表征，而且随着中国国际化程度的不断加深，对中国宏观经济运行的影响日趋深化和广化。因此人民币实际汇率的升降，尤其是当前的持续升值，自然成为人们关注的焦点，并引发众多学者从不同角度对人民币实际汇率决定问题展开大量研究。

综观既有文献，与本文相关的研究大致集中于以下三个方面：(1) 绝对劳动生产率与人民币汇率。采用包括中国在内的国别截面数据，Frankel (2004)、Chang 和 Qin (2004)、Chang (2008)、卢锋 (2006) 考察了人均实际 GDP 或人均实际收入与实际汇率之间的关系，指出经济追赶过程终究会面临实际汇率升值趋势。基于时间序列数据，胡再勇 (2008) 在实证分析后认为由于巴拉萨 - 萨缪尔森效应，劳动生产率增长会使人民币实际有效汇率升值，劳动生产率与实际有效汇率之间的弹性系数是 1.48。(2) 相对劳动生产率与人民币汇率。Cheung 等 (2005)、唐旭和钱士春 (2007)、陈科和吕剑 (2008) 在对中美两国两部门的相对劳动生产率与人民币实际汇率进行协整分析后，认为中国贸易部门相对劳动生产率提升加大人民币实际汇率升值压力，而美国贸易部门相对劳动生产率则具有相反作用。卢锋和刘鎏 (2007)、鄂永健和丁剑平 (2007) 在以中国相对美国、贸易部门相对非贸易部门的“相对相对劳动生产率”指标作为解释变量对人民币与美元实际汇率进行

* 赵文军 深圳大学经济学院 邮政编码: 518060 电子信箱: zhao. w. j. @ 126. com; 于津平 南京大学经济学院 210093。

作者感谢国家社科基金项目“依托战略性新兴产业加快长三角转变经济发展方式问题研究”(12BJL080)、江苏省高校哲学社会科学研究重大项目“江苏出口竞争力研究”(2011ZDXM005)、教育部基地重大项目“全球经济变化中长三角地区经济增长模式转型研究”(2009JJD790022)、国家社科基金项目“人口年龄结构、高储蓄率与外贸失衡的传导机制及相关政策研究”(11CJY030) 和深圳大学人文社科基金项目“中国贸易顺差变动机制、利益分配与战略调整研究”(11QNCG17) 的资助。特别感谢匿名审稿人的建设性修改意见，当然文责自负。

回归后,认为劳动生产率对人民币实际汇率影响有限。(3)中国对外净资产与人民币汇率。左尚武和谷留锋(2005)利用1978-2004年年度数据对中国净外部资产与人民币汇率长短期关系进行了实证分析,发现无论是长期还是短期,中国国外净资产增加均会使人民币均衡汇率升值,但影响力度有限。采用1991-2004年的季度数据,运用行为均衡汇率模型,施建淮和余海丰(2005)实证考察人民币均衡实质汇率变动的原因,认为人民币均衡实质汇率不断升值的主要驱动力量是中国制造业劳动生产率的快速上升和净外部资产余额的不断增加。当然,还有少数学者并没有将劳动生产率纳入研究范围,而是从其他角度,如从各类经济性因素的冲击角度,来考察人民币实际汇率的变动规律(赵永亮,2010)。

与上述研究文献不同,本文首先在一个跨时动态一般均衡理论框架内,探讨实际外部财富(即实际外部净资产)、贸易条件以及国内外两部门劳动生产率对实际汇率的作用方向和机制,然后据此建立相应计量模型,以考察1981-2009年间中国实际外部财富、贸易条件以及国内外劳动生产率对人民币实际有效汇率的影响。与既有文献相比,本文的主要贡献体现在三个方面:一是通过将两部门劳动投入内生化,融入各国贸易品不具有完全替代性特征,将Lane和Milesi-Ferretti(2004)关于外部财富与实际汇率的小国开放模型,推广到两国动态一般均衡模型,并预测了实际外部财富、贸易条件和劳动生产率对实际汇率的不同作用方向和机制。二是在实证方法上,为避免变量间伪回归问题,同时考虑到变量间可能存在内生性问题,文章不仅运用Johansen协整分析方法测定各主要变量之间的数量关系及其显著性,还采用Granger因果检验法测定各变量之间的因果关系,以更为合理地评断中国实际外部财富、贸易条件以及国内外两部门劳动生产率对人民币实际有效汇率的作用关系。三是虽然有学者关注了人民币实际汇率决定中的对外净资产因素,但在具体实证分析过程中,对中国对外净资产指标的处理不够严谨。将中国经常项目累计余额作为中国对外净资产,没有涉及资本转移因素,也未考虑外部净资产的价值效应,分析结论可能存在偏差,本文对此进行了完善。

本文其余部分结构安排如下:第二部分构建关于实际汇率的动态一般均衡理论模型;第三部分建立与理论模型对应的计量模型以及数据说明;第四部分为实证分析及解释;第五部分为本文的主要结论。

二、理论框架

本文的模型包括两个国家,用本国和外国表示。每个国家都有贸易品和非贸易品两个生产部门,且两国的贸易品具有不完全的替代性。本国和外国代理人的效用均由两部分构成,一部分是由消费本国贸易品、非贸易品以及外国贸易品所形成的正效用,另一部分则来自对提供劳动所产生的负效用。本国代理人最大化如下形式的效用函数:

$$U_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} C_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{\kappa_T}{\mu} (L_{T,t})^{\mu} - \frac{\kappa_N}{\mu} (L_{N,t})^{\mu} \right) \quad (1)$$

(1)式中 β 是主观贴现因子, σ 是消费跨时替代弹性系数, C_t 表示总实际消费指数。 $L_{T,t}$ 和 $L_{N,t}$ 分别表示本国代理人生产贸易品和非贸易品的劳动投入, κ_T 和 κ_N 分别表示这两种劳动投入在效用中的比重, μ 表示效用的劳动供给弹性,且 $\mu > 1$ 。外国代理人的效用函数与此类似。总消费指数 C_t 是一个关于贸易品消费量 $C_{T,t}$ 和本国非贸易品实际消费量 $C_{N,t}$ 的齐次线性函数,具体表示为:

$$C_t = [\gamma^{\frac{1}{\theta}} C_{T,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_{N,t}^{\frac{\theta-1}{\theta}}]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \gamma, 1-\gamma \in (0,1) \quad (2)$$

其中 γ 和 $1-\gamma$ 分别表示 $C_{T,t}$ 和 $C_{N,t}$ 在总消费中的比重, θ 是 $C_{T,t}$ 和 $C_{N,t}$ 的替代弹性系数。外国代理人总消费指数 C_t^* 与(2)式类似。贸易品消费指数 $C_{T,t}$ 则定义为:

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

其中 $C_{T,t}^H$ 和 $C_{T,t}^F$ 分别表示本国代理人在本国生产的贸易品和外国生产的贸易品上的实际消费量, η 和 $1-\eta$ 分别表示这两种商品在贸易品消费指数中的权重。外国代理人贸易品消费量 $C_{T,t}^*$ 与(3)式类似。在(2)式和(3)式的偏好设定形式下,以外国贸易品作为衡量标准,则本国总消费价格指数 P_t 和贸易品消费价格 $P_{T,t}$ 可分别写成:

$$P_t = [\gamma P_{T,t}^{1-\theta} + (1-\gamma) P_{N,t}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4)$$

$$P_{T,t} = [\eta P_{H,t}^{1-\theta} + (1-\eta) P_{F,t}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (5)$$

$P_{H,t}$ 和 $P_{N,t}$ 分别表示以外国贸易品衡量的本国贸易品和非贸易品的价格, $P_{H,t}$ 通常被视为本国贸易条件。外国的总消费价格指数 P_t^* 与(4)式类似,贸易品消费价格 $P_{T,t}^*$ 则与(5)式相同^①。

设本国贸易品和非贸易品实际产出 $Y_{T,t}$ 和 $Y_{N,t}$ 均是关于劳动供给的线性函数:

$$Y_{T,t} = A_{T,t} L_{T,t} \quad (6)$$

$$Y_{N,t} = A_{N,t} L_{N,t} \quad (7)$$

其中 $A_{T,t}$ 和 $A_{N,t}$ 分别表示本国贸易部门和非贸易部门的劳动生产率。外国两部门具有与本国类似的生产函数,其劳动生产率分别用 $A_{T,t}^*$ 和 $A_{N,t}^*$ 表示。令 B_t 表示本国第 t 期末用外国贸易品衡量的外部财富,则本国代理人所面临的跨时预算约束为:

$$P_t C_t + B_t = (1 + r_{t-1}) B_{t-1} + P_{H,t} A_{T,t} L_{T,t} + P_{N,t} A_{N,t} L_{N,t} \quad (8)$$

其中 r_{t-1} 表示世界实际利率。外国代理人的预算约束与(8)式类似,其外部财富用 B_t^* 表示。本国和外国的最优化条件可由以下几个方程来描述:

$$\frac{C_{T,t+1}^F}{C_{T,t}^F} = [(1 + r_t) \beta]^\sigma \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta - \sigma} \quad (9)$$

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

$$L_{T,t} = \left(\frac{P_{H,t} A_{T,t}}{C_t^{\frac{1}{\sigma}} \kappa_T} \right)^{\frac{1}{\mu - 1}} \quad (11)$$

$$L_{T,t}^* = \left[\frac{A_{T,t}^*}{(C_t^*)^{1/\sigma} \kappa_T} \right]^{\frac{1}{\mu - 1}} \quad (12)$$

$$L_{N,t} = \left(\frac{P_{N,t} A_{N,t}}{C_t^{\frac{1}{\sigma}} \kappa_N} \right)^{\frac{1}{\mu - 1}} \quad (13)$$

$$L_{N,t}^* = \left[\frac{P_{N,t}^* A_{N,t}^*}{(C_t^*)^{1/\sigma} \kappa_N} \right]^{\frac{1}{\mu - 1}} \quad (14)$$

(9)式和(10)式分别是本国和外国消费的一阶条件。(9)式表明,本国总价格指数 P 下降会对外国贸易品消费 C_F 产生双重效应:一是通过提高基于消费指数的实际利率,增加对外国贸易品的未来消费;二是由于外国的贸易品变得相对昂贵而部分地被其他产品替代,从而对外国贸易品的未来消费趋于减少。综合效应取决于 σ 和 θ 的对比:若 $\sigma > \theta$,以前一种效应为主;若 $\sigma < \theta$,则主要表现为后一种效应。外国也有类似的结论。

本国生产贸易品和非贸易品的最优劳动投入量分别由(11)式和(13)式给出,若总消费指数 C_t 提升,则在终生效用最大化目标下,代理人将减少两部门的劳动投入,降低贸易品和非贸易品的产量。若贸易品和非贸易品部门的劳动投入在效用中的权重增加,代理人也倾向于减少两部门的劳动投入。(12)式和(14)式分别是外国贸易部门和非贸易部门最优劳动投入方程。

类似于Lane和Milesi-Ferretti(2004),假设在初始稳定状态时,各国代理人持有的外部财富为零,且以外国贸易品衡量的本国贸易品价格、非贸易品价格以及外国非贸易品价格均被标准化为1。则在这种稳定状态下,必有两国在贸易品上的实际消费量等于各自贸易部门的实际产出,且两国在两部门劳动投入分别为:

$$L_N = (1 - \gamma)^{-\frac{1}{\sigma(\mu-1)+1}} (A_N)^{\frac{\sigma-1}{\sigma(\mu-1)+1}} (\kappa_N)^{-\frac{\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}} \quad (15)$$

$$L_N^* = (1 - \gamma)^{-\frac{1}{\sigma(\mu-1)+1}} (A_N^*)^{\frac{\sigma-1}{\sigma(\mu-1)+1}} (\kappa_N^*)^{-\frac{\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}} \quad (16)$$

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

^①为标记方便,在本文中,不带*号表示本国变量,带*号表示外国相应变量。

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

变量不带下标 t 表示稳态值(下同)。根据在稳态时,两国稳态实际消费必定等于稳态实际收入,同时结合非贸易品市场处于出清条件,则(8)式可重写为:

$$C_T^F + P_H C_T^H = rB + P_H A_T L_T \quad (19)$$

基于初始稳定状态,对方程(4)-(7)、(9)、(11)、(13)和(19)作对数线性化处理,并用 $\hat{\cdot}$ 表示相关变量稳态值的百分比变化,则本国非贸易品价格变化可表述为:

$$\hat{P}_N = \frac{1}{(\mu\theta + 1 - \theta)} \left\{ \frac{r(\mu-1)}{\gamma} \hat{B} + [\mu(1-\eta) + \eta(1-\theta) + \theta\eta\mu] \hat{P}_H + \mu \hat{A}_T - \mu \hat{A}_N \right\} \quad (20)$$

其中 $\hat{B} = dB/Y$, Y 为稳态时本国实际总产出。同理可推导出外国非贸易品价格变化方程。若将本国实际汇率 $REER_t$ 定义为本国总消费价格指数 P_t 与外国总消费价格指数 P_t^* 之比,同时考虑到 $B + B^* = 0$ 条件,则本国实际汇率变化可写成下面的形式:

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

对(21)式两边求积分,则有:

$$\ln REER = \Psi + \frac{2r(\mu-1)(1-\gamma)}{\gamma(\mu\theta + 1 - \theta)} \frac{B}{Y} + \frac{(\mu-1)(1-\gamma)}{\mu\theta + 1 - \theta} \ln P_H + \frac{\mu(1-\gamma)}{\mu\theta + 1 - \theta} \ln \left(\frac{A_T}{A_N} \right) - \frac{\mu(1-\gamma)}{\mu\theta + 1 - \theta} \ln \left(\frac{A_T^*}{A_N^*} \right) \quad (22)$$

其中 Ψ 为常数。(22)式表明,本国的外部财富 B/Y 、贸易条件 P_H 、本国贸易部门相对劳动生产率 A_T/A_N 和外国贸易部门相对劳动生产率 A_T^*/A_N^* 的变化均会对本国实际汇率构成影响。首先,本国外部财富增加,会通过减少本国非贸易部门的劳动投入,降低本国非贸易品市场供给,引发本国非贸易品价格上升,进而导致本国实际汇率上升。其次,本国贸易条件改善会通过正外部财富效应和非贸易品对贸易品的替代效应两种机制,促使本国非贸易品价格上升,推动本国实际汇率升值。最后,本国贸易部门劳动生产率增长快于非贸易部门时,本国实际汇率将倾向于升值,而外国贸易部门劳动生产率增长快于其非贸易部门时,本国实际汇率则趋于贬值。当本国与外国的贸易部门相对非贸易部门劳动生产率增长幅度相同时,本国实际汇率变动将不受劳动生产率影响。

三、计量模型与数据

前面理论分析结果给出了实际汇率与外部财富、劳动生产率和贸易条件的内在联系。根据方程(22)提供的关系,本文拟采用如下线性模型进行实证分析:

$$\ln(REER_t) = \alpha_1 + \alpha_2 RWG_t + \alpha_3 \ln(TOT_t) + \alpha_4 \ln\left(\frac{A_{T,t}}{A_{N,t}}\right) + \alpha_5 \ln\left(\frac{A_{T,t}^*}{A_{N,t}^*}\right) + v_t \quad (23)$$

$$\ln(REER_t) = \alpha_1 + \alpha_2 RWG_t + \alpha_3 \ln(TOT_t) + \alpha_4 \ln \left[\left(\frac{A_{T,t}}{A_{N,t}} \right) / \left(\frac{A_{T,t}^*}{A_{N,t}^*} \right) \right] + \xi_t \quad (24)$$

其中 $REER_t$ 表示人民币实际有效汇率, RWG_t 表示中国实际外部财富 EW_t 与其 GDP 的比值,是用 GDP 衡量的中国实际外部财富。 TOT_t 表示中国对外贸易条件, $A_{T,t}$ 和 $A_{N,t}$ 分别表示中国贸易部门和非贸易部门的劳动生产率, $A_{T,t}^*$ 和 $A_{N,t}^*$ 分别表示外国贸易部门和非贸易部门的劳动生产率。 RWG_t 未作对数化处理的原因在于此变量在某些年份为负值, v_t 和 ξ_t 为随机误差项。方程(23)与方程(24)的主要区别在于,方程(23)可分别测定国内和国外的贸易部门相对非贸易部门劳动生产率与人民币实际有效汇率的数量关系,而方程(24)则将国内外两部门的劳动生产率组合在一起,作为一个解释变量,简称为中国贸易部门“相对相对劳动生产率”,以考察各劳动生产率变化对人民币实际有效汇率的净效应^①。根据前面的理论预期, $\alpha_2 > 0$, $\alpha_3 >$

^①这里“相对相对劳动生产率”是指国内贸易部门相对非贸易部门的劳动生产率与国外贸易部门相对非贸易部门劳动生产率的比值。

0 $\alpha_4 > 0$ $\alpha_5 < 0$ ^①。为避免伪回归问题,同时考虑到变量间可能存在内生性问题,本文运用 VAR 模型来分别估计方程(23)和方程(24),所采用数据为 1981—2009 年的年度数据。

人民币实际有效汇率 $REER_t$ 的测算问题,一直为国内外学者和国际经济机构所关注,但由于测算公式中变量的选取不同,各学者或国际机构所提供的数据也不同。其中 IMF 所发布的人民币实际有效汇率数据较有权威性和代表性,已在国内外相关研究中广为采用。本文人民币实际有效汇率数据也直接摘自 IMF 的国际金融统计数据库,人民币实际有效汇率指数的基期定在 2005 年,其数值上升,说明人民币对外实际升值。

中国实际外部财富 EW_t ,即实际净外部头寸,是历年金融交易流量累计所形成的实际存量。目前,能够提供中国外部财富数据的政府机构包括国际货币基金组织和中国国家外汇管理局,但由于它们所发布的数据年限较短^②,同时未考虑资产价格、计价货币汇率以及头寸结构变动的影响,存在高估中国外部财富的现象,因此难以为本文直接采用。而 Lane 和 Milesi - Ferretti (2007) 的研究结果则为本文提供了 1981—2007 年经过价值调整后的中国实际外部财富数据。Lane 和 Milesi - Ferretti 将中国净外部头寸分为四个部分:直接投资净资产、证券投资净资产、债务净资产和外汇储备^③。其中证券资产和负债数据是分别经美国股市市值和摩根斯坦利综合指数调整后的数据,直接投资资产和负债数据是分别经东道国货币兑美元实际汇率和人民币兑美元实际汇率调整后的数据。为了获得 2008 年和 2009 年中国实际外部财富数据,我们首先利用 IMF 公布的 2007—2009 年中国国际投资头寸数据,计算出中国 2008 年和 2009 年直接投资、证券投资、债务和外汇储备的流量数据,然后根据 Lane 和 Milesi - Ferretti 的 2007 年中国直接投资和证券投资的存量数据,及其调整方法,通过累加方式推算出 2008 年和 2009 年中国直接投资和证券投资实际净资产。2008 年和 2009 年中国债务净资产和外汇储备数据是在 Lane 和 Milesi - Ferretti 的 2007 年存量数据基础上直接加上相应的流量数据而得。最后汇总四个部分的估算数据以获得 2008 年和 2009 年中国实际外部财富。由于难以获得 2007—2009 年美国股市市值数据,我们用标准普尔 500 指数作为替代变量。

本文将农业和工业归类为贸易部门,建筑业和第三产业视为非贸易部门。中国贸易部门和非贸易部门劳动生产率均用以美元计价的实际增加值与相应就业人数之比衡量。由于缺乏按本文分类的贸易和非贸易部门实际增加值,我们首先根据联合国统计署提供的农业、工业、建筑业和第三产业的名义增加值和实际增加值,推算出这四个产业的以 2005 年为基期的缩减指数。然后在每个部门内,利用各产业名义增加值占部门名义总增加值的比重,对各产业的缩减指数进行加权平均,以得到每个部门的缩减指数,最后再用各部门名义增加值除以相应的缩减指数,以获得中国各部门实际增加值。中国贸易部门就业人数为农业和工业就业人数之和,非贸易部门就业人数为建筑业和第三产业就业人数之和,原始数据均来源于 CEIC 数据库。外国贸易和非贸易部门劳动生产率是中国前二十位贸易伙伴相应部门劳动生产率的几何加权平均数^④,其中权重系数采用贸易竞争力权重系数,并随年度变化而变化^⑤。这二十个国家或地区的各自两部门劳动生产率计算方法同中国,实际增加值原始数据也来源于联合国统计署,而就业原始数据则来源于格罗宁根大学 GGDC 数据库、CEIC 数据库、ILO 数据库以及部分国家的统计局。

中国对外贸易条件 TOT_t 用其出口价格指数与进口价格指数之比衡量,本文是根据赵文军和于津平(2008)的测算方法估测中国进出口价格指数,进出口价格指数的基期均定在 2005 年。

变量描述性统计见表 1。

①方程(23)和(24)中使用共同的 a_1 、 a_2 、 a_3 和 a_4 ,只是为了标记方便,并不是假定这些系数相等。

②中国直到 2006 年 5 月才首次由国家外汇管理局以新闻简报的形式发布国际投资头寸表,目前可以在国家外汇管理局网站查询到 2004—2009 年的中国净外部头寸账面数据。IMF 金融统计数据库中关于中国国际投资头寸数据的开始年份也在 2004 年。

③这里的净债务资产不仅包括本意上的净债务资产,还包括其他投资净资产。

④这二十个国家或地区分别是澳大利亚、巴西、加拿大、法国、德国、中国香港、印度尼西亚、意大利、日本、韩国、马来西亚、荷兰、菲律宾、俄罗斯、沙特阿拉伯、印度、新加坡、泰国、英国和美国。在 2006—2010 年间,这二十个国家或地区与中国累计贸易总额占中国对外贸易累计总额的比重超过 70%。

⑤贸易竞争力权重包含了一国与其贸易伙伴国在进口市场、出口市场以及间接出口市场上的贸易竞争信息,能够很好地反映该国与其贸易伙伴的贸易关系,贸易竞争力权重系数的测算方法见黄薇和任若恩(2008)。

表 1 本文主要变量的描述性统计(1981 – 2009 年)

变量	均值	标准差	最大值	最小值
$\ln(REER_t)$	4. 843	0. 339	5. 636	4. 415
RWG_t	0. 046	0. 097	0. 285	-0. 082
$\ln(TOT_t)$	0. 229	0. 132	0. 410	-0. 017
$\ln(A_{T,t}/A_{N,t})$	-0. 608	0. 213	-0. 212	-0. 887
$\ln(A_{T,t}^*/A_{N,t}^*)$	-0. 107	0. 234	0. 273	-0. 386
$\ln(B_t/B_t^*)$	-0. 501	0. 060	-0. 370	-0. 590

注:表中 $B_t = A_{T,t}/A_{N,t}$ 。

四、检验结果与分析

在实证分析过程中 ,为客观地揭示各主要经济变量之间的内在联系 我们首先对这些变量进行平稳性检验。若各变量具有一致性的平稳性特征 ,我们将进一步考量这些变量的长期关系 ,并结合格兰杰因果检验法 ,以研判中国实际外部财富、本国和外国两部门劳动生产率对人民币实际有效汇率的长期影响方向和力度。在实证分析过程中 ,我们还将估计主要变量之间的短期数量关系 ,一方面以判断是否与长期关系一致 ,另一方面以识别在人民币实际有效汇率偏离其均衡水平时 ,是否存在显著的反向纠正机制。

(一) 单位根检验

我们采用目前较为流行的由 Dickey 和 Fuller(1981) 提出的 ADF 方法对各经济变量进行单位根检验。在检验过程中 ,最优滞后期由 AIC 准则确定 ,截距和时间趋势项的取舍参照各变量的时间序列折线图。具体结果见表 2。

表 2 单位根检验结果

水平变量	ADF 检验	水平变量差分项	ADF 检验	结果
$\ln(REER_t)$	0. 830	$\Delta \ln(REER_t)$	0. 004	$\ln(REER_t)$ 为 I(1)
RWG_t	0. 989	ΔRWG_t	0. 016	RWG_t 为 I(1)
$\ln(TOT_t)$	0. 082	$\Delta \ln(TOT_t)$	0. 001	$\ln(TOT_t)$ 为 I(1)
$\ln(A_{T,t}/A_{N,t})$	0. 153	$\Delta \ln(A_{T,t}/A_{N,t})$	0. 005	$\ln(A_{T,t}/A_{N,t})$ 为 I(1)
$\ln(A_{T,t}^*/A_{N,t}^*)$	0. 650	$\Delta \ln(A_{T,t}^*/A_{N,t}^*)$	0. 000	$\ln(A_{T,t}^*/A_{N,t}^*)$ 为 I(1)
$\ln(B_t/B_t^*)$	0. 155	$\Delta \ln(B_t/B_t^*)$	0. 004	$\ln(B_t/B_t^*)$ 为 I(1)

注:表中 $B_t = A_{T,t}/A_{N,t}$; ADF 检验原假设是变量含有单位根; 表中报告的是检验统计量对应的 P 值 I(1) 表示 1 阶单整; Δ 表示对原变量一阶差分。

从表 2 的第二列可以看出 ,对各水平变量进行 ADF 检验 ,对应统计量的 P 值均大于 5% ,其中五个检验 P 值甚至超过 10% ,表明在传统显著水平下 ,各原始时间序列含有单位根的原假设不能被拒绝。在对各原始变量作一阶差分处理后 ,再进行 ADF 检验 ,表 2 的第四列显示 ,除变量 ΔRWG_t 对应的 P 值为 0. 016 ,其他变量对应的 P 值均小于 1% ,说明各原始变量的差分项已不含单位根。综合上述检验结果 ,我们判定各主要经济变量均是非平稳的 ,均为一阶单整过程。这为我们下面的协整研究提供了重要前提。

(二) 协整检验

本文采用主流的 Johansen(1991) 协整检验法检验方程(23) 和(24) 中各经济变量之间是否具有协整关系。由于本文样本数据的时间跨度较短 ,参照 AIC 信息准则和 SC 准则 ,我们选择的滞后期为 2 ,表 3 列出了具体的协整检验结果。

表 3 人民币实际有效汇率的 Johansen 协整检验结果

零假设	方程(23)		方程(24)	
	迹统计量 P 值	极大特征根 P 值	迹统计量 P 值	极大特征根 P 值
$r = 0$	0. 000 ***	0. 004 ***	0. 040 **	0. 151
$r \leq 1$	0. 096 *	0. 531	0. 169	0. 738
$r \leq 2$	0. 098 *	0. 252	0. 101	0. 310

注: r 表示协整向量的个数 ,*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著水平下拒绝原假设。

从表 3 不难看出 ,在协整方程个数为 0 的原假设下 ,除方程(24) 的极大特征根统计量所对应的 P 值略

高于 10% 外 ,其他无论是迹检验统计量 ,还是极大特征根统计量 ,所对应的 P 值都小于 5% ,甚至前一个方程均小于 1% ,表明在这两个实证方程中 ,在传统显著水平下 ,没有协整关系的原假设都应被拒绝。结合表 3 中的其他数据 ,说明人民币实际有效汇率、中国实际外部财富、中国对外贸易条件与国、内外两部门相对劳动生产率在样本期内存在长期均衡关系 ,各方程具体系数的点估计值见表 4。

表 4 人民币实际有效汇率的协整检验结果

	α_2	α_3	α_4	α_5
方程(23)	2. 311 *** [4. 333]	1. 765 *** [3. 769]	3. 229 *** [5. 655]	- 3. 318 *** [- 5. 494]
方程(24)	3. 319 *** [4. 498]	- 0. 042 [0. 058]	4. 203 *** [4. 644]	

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著水平下拒绝原假设, [] 内数值为 t 值。

各方程协整检验结果显示 ,长期而言 ,中国实际外部财富系数均为正值 ,且通过 1% 的显著性检验 ,与理论预期一致。国内和国外贸易部门相对非贸易部门劳动生产率的系数符号也均与理论预期一致 ,且均在 1% 水平上高度显著。至于中国对外贸易条件变量 ,其系数符号不尽一致 ,方程(24) 表现为负值 ,与理论预期向左 ,但统计上不显著 ,而方程(23) 显示与理论预期一致的正值 ,在统计上高度显著。

(三) 因果检验

需要强调的是 ,上述协整分析只是揭示了人民币实际有效汇率与其他经济变量之间的相关关系 ,并没有给出这些变量之间的作用关系。要准确理解和深层次认识人民币实际有效汇率的变动规律 ,有必要对各变量之间的因果关系进行检验。为此 ,本文进一步利用 Granger(1969) 因果检验法 ,来测定 1981 - 2009 年间中国实际外部财富、对外贸易条件以及国内、外贸易部门相对非贸易部门劳动生产率与人民币实际有效汇率之间的因果关系 ,检验结果如表 5 所示。

表 5 人民币实际有效汇率与相关变量的因果检验

原假设	观测点	F 统计值	概率
RWG_t 不是 $\ln(REER_t)$ 的 Granger 原因 $\ln(REER_t)$ 不是 RWG_t 的 Granger 原因	22	2. 867 * 3. 154 *	0. 094 0. 076
$\ln(TOT_t)$ 不是 $\ln(REER_t)$ 的 Granger 原因 $\ln(REER_t)$ 不是 $\ln(TOT_t)$ 的 Granger 原因	28	0. 313 4. 324 **	0. 581 0. 048
$\ln(A_{T,t}/A_{N,t})$ 不是 $\ln(REER_t)$ 的 Granger 原因 $\ln(REER_t)$ 不是 $\ln(A_{T,t}/A_{N,t})$ 的 Granger 原因	23	4. 148 ** 0. 787	0. 024 0. 599
$\ln(A_{T,t}^*/A_{N,t}^*)$ 不是 $\ln(REER_t)$ 的 Granger 原因 $\ln(REER_t)$ 不是 $\ln(A_{T,t}^*/A_{N,t}^*)$ 的 Granger 原因	23	2. 940 * 1. 466	0. 064 0. 282
$\ln(B_t/B_t^*)$ 不是 $\ln(REER_t)$ 的 Granger 原因 $\ln(REER_t)$ 不是 $\ln(B_t/B_t^*)$ 的 Granger 原因	23	1. 857 0. 577	0. 185 0. 741

注:表中 $B_t = A_{T,t}/A_{N,t}$, *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上拒绝原假设。

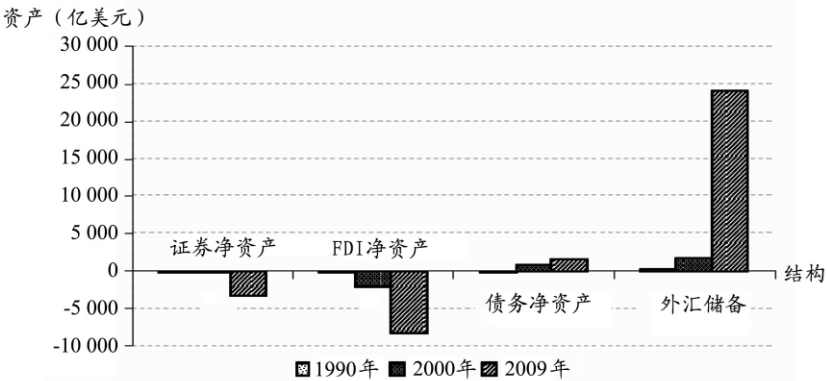
从表 5 可以看出 ,在 10% 的显著水平上 ,中国实际外部财富与人民币实际有效汇率之间存在互为因果关系。在 5% 的显著水平上 ,中国贸易部门相对其非贸易部门的劳动生产率与人民币实际有效汇率之间存在单向因果关系 ,中国贸易部门相对非贸易部门劳动生产率提升会促使人民币实际汇率升值。在 10% 的显著水平上 ,国外贸易部门相对其非贸易部门劳动生产率是人民币实际有效汇率的格兰杰原因。因果检验结果还显示 ,中国贸易条件、“相对相对劳动生产率”与人民币实际有效汇率之间不存在任何因果关系。

综合 Johansen 协整检验和 Granger 因果检验结果可知 ,长期而言 ,中国实际外部财富的快速递增必然伴随人民币实际有效汇率的升值趋势;中国贸易部门相对其非贸易部门的劳动生产率上升会加大人民币实际有效汇率升值压力 ,而外国贸易部门相对其非贸易部门的劳动生产率上升则会降低人民币实际有效汇率 ,净效应表现为劳动生产率并不能解释 20 世纪 80 年代以来人民币实际汇率的长期波动;中国贸易条件变化对人民币实际有效汇率不存在显著的影响。

从表 4 可看出 ,尽管国内、外两部门的劳动生产率进入实证方程的组合方式不同 ,但均有 RWG_t 系数大于 1 ,富有弹性。在其他条件不变时 ,中国实际外部财富每增加 1 个单位 ,人民币实际有效汇率将提高 2. 3 ~ 3. 3 个百分点 ,这意味着中国外部财富的快速积累必然带来人民币实际有效汇率的不断攀升。根据前述理

论 外部财富可通过以下机制对一国实际汇率发生作用: 外部财富增加→非贸易部门劳动投入减少→非贸易品供给下降→非贸易品价格上升→该国实际汇率升值。在中国, 这种作用机制是否在有效和顺畅地运行呢? 事实上, 由于市场不完善, 信息流动不充分, 消费收入弹性偏低, 劳动供给相对丰裕等原因, 很难完全基于这一机理对中国实际外部财富与人民币实际有效汇率的同向作用关系作出充分的解释。为很好理解中国实际外部财富增加导致人民币实际汇率升值的根本原因, 有必要知晓中国实际外部财富的内在变动源。

图 1 显示, 外汇储备和 FDI 实际净资产是中国实际外部财富变动的主要动力因素, 其中外汇储备的过快增长是中国实际外部财富急剧膨胀的绝对主导因素。1990 年中国外汇储备仅有 295.86 亿美元, 但经过近 20 年的发展, 2009 年已达到 2.41 万亿美元, 年均增速高达 26%, 直接将中国实际外部财富从 1990 年的 74.81 亿美元强力提升至 2009 年的 1.42 万亿美元, 与日本、美国、德国和英国的债务净资产主导其外部财富形成鲜明对比。在长期外汇结售汇管理体制下, 中国外汇储备的大幅度增加是与中国对外贸易顺差高速增长和来华直接投资大量流入对应的, 因此, 这种以外汇储备引领的外部财富急增会直接引发人民币名义有效汇率上升。值得注意的是, 中国外汇储备的过快增长也使国内基础货币投放对外汇占款的依赖性增强, 经济系统面临流动性过剩问题。虽然中央银行试图通过公开市场操作和对银行机构再贷款等方式来对冲外汇储备对货币供应的影响, 但由于外汇占款对冲成本较高, 公开市场对冲工具有限, 中央银行票据自身抵消效应明显, 再贷款具有较强刚性等原因, 中央银行货币流动性的调节功能有限, 对冲效果并不理想。因此, 由外汇储备增加而引发的物价上涨也在所难免, 这已被部分学者(封建强、袁林, 2000; 方先明、裴平, 2006) 所证实, 中国相对外国的消费价格指数也从 1990 年的 0.63 上升至 2009 年 1.11。综合以上两个方面, 以外汇储备主导的中国实际外部财富过快增长必然导致人民币实际有效汇率的升值。



注: 数据来源见文中数据说明部分。

图 1 中国实际外部财富的内部结构

在劳动生产率与人民币实际有效汇率关系方面, 从长期看, 国内贸易部门相对非贸易部门劳动生产率的系数为 3.23, 人民币实际有效汇率对国内贸易部门相对劳动生产率的变动存在很强的敏感性。在其他条件不变时, 该相对劳动生产率每提高 1%, 人民币实际有效汇率将提升 3.23%。与此相反, 在其他条件保持不变的情况下, 国外贸易部门相对非贸易部门劳动生产率每提高 1%, 人民币实际有效汇率则下降 3.32%。因为国内和国外贸易部门的相对劳动生产率对人民币实际有效汇率的作用方向不同, 为考量国内、外劳动生产率对人民币实际有效汇率的净效应, 我们将“相对相对劳动生产率”变量纳入实证方程中加以估计。表 4 的协整检验结果显示这一变量与人民币实际有效汇率之间存在明显的正相关关系, 也通过 1% 水平的显著性检验, 但表 5 的因果检验结果却接受了该变量不是人民币实际有效汇率的 Granger 原因。这说明国内、外两部门的劳动生产率对人民币实际有效汇率的正负效应相抵后, 净效应基本趋于零, 传统的 BSH 假说并不能解释 20 世纪 80 年代以来人民币实际有效汇率的长期波动, 鄂永健和丁剑平(2007) 在其相关研究中也给出了与此类似的观点。

在中国贸易条件与人民币实际有效汇率关系方面, 表 4 显示在不同实证方程中, 有不同的表现。在实证方程(24) 中, 中国贸易条件与人民币实际有效汇率负相关, 但统计上并不显著。而在实证方程(23) 中, 这两者之间具有正相关关系, 相关系数也通过 1% 水平的显著性检验。需要强调的是, 并不能由此就断定中国贸易条件变化对人民币实际有效汇率存在作用关系, 应进一步借助 Granger 因果检验法加以评断。结合表 5 的因果检验结果, 我们认为中国贸易条件变化对人民币实际有效汇率基本没有影响。这不同于储幼阳

(2004)、鄂永健和丁剑平(2007)所得出的中国贸易条件改善会导致人民币实际升值的结论,也有异于施建淮和余海丰(2005)所持有的中国贸易条件改善会导致人民币对外实际贬值的观点。根据理论分析,一国贸易条件改善会通过正财富效应和非贸易品对贸易品的替代效应作用于该国实际汇率,促使其实际汇率升值。但在中国,由于一方面,消费收入弹性偏低,市场信息传递不畅,理性消费缺失;另一方面,居民收入增长缓慢,社会保障机制不完善,仍有相当部分的居民消费集中在生活必需品上。由该理论所描述的传导机制难以在中国实践中顺畅运行,表现为中国贸易条件变化对人民币实际有效汇率的影响并不明显。

(四) 向量误差修正模型

以上分析着眼于各经济变量之间的长期关系,缺乏变量间短期动态关系的分析,而各变量间短期作用关系是我们全面认识人民币实际汇率的不可或缺部分。为此,我们根据格兰杰表述定理(Engle and Granger, 1987)采用误差修正模型估计本文各变量之间的短期动态关系。表6列出了在滞后期取2条件下主要变量的估计结果。

表6 误差修正模型的估计结果

	EC_{t-1}	$\alpha_{2,t-1}$	$\alpha_{2,t-2}$	$\alpha_{3,t-1}$	$\alpha_{3,t-2}$	$\alpha_{4,t-1}$	$\alpha_{4,t-2}$	$\alpha_{5,t-1}$	$\alpha_{5,t-2}$
方程(23)	-0.28*** [-2.32]	1.32 [1.60]	0.10 [0.10]	-0.43 [-1.48]	-0.15 [-0.48]	0.13 [0.19]	-0.95 [-1.38]	-0.83 [-0.71]	1.34 [1.10]
方程(24)	-0.24* [-1.91]	1.02 [1.13]	0.17 [0.20]	-0.10 [-0.34]	-0.01 [-0.03]	0.15 [0.19]	-1.14 [-1.46]		

注:* 和 *** 分别表示在 10% 和 1% 水平上统计显著, EC_{t-1} 表示误差修正项, 对应于表4中的协整方程。

两个误差修正模型的估计结果一致性地显示,误差修正项系数为负值,且均在10%水平上通过零假设检验,方程(23)对应的该系数甚至通过1%水平的显著性检验,均符合反向修正原则,表明在短期内,若人民币实际有效汇率偏离其长期均衡水平时,由于存在明显的反向纠正机制,会较快地趋向长期均衡水平。从表6的第二列和第三列可以看出,中国实际外部财富与人民币实际有效汇率的短期关系与长期一致,中国实际外部财富的大量增加将直接导致人民币对外实际升值,不存在滞后效应。而国内、外两部门相对劳动生产率与人民币实际有效汇率的短期关系较为复杂。中国贸易部门相对非贸易部门劳动生产率的提升,在对人民币实际有效汇率发挥一期正向作用后,转向负面影响,最终表现为长期的正向推动作用。在短期内,国外贸易部门相对非贸易部门的劳动生产率与人民币实际有效汇率在经历一期负相关后,转向正相关,表明国外贸易部门相对劳动生产率对人民币实际有效汇率的负面影响在短期内不明显。在短期内,中国贸易部门“相对相对劳动生产率”与人民币实际汇率之间的相关关系也有动态变化特征,并非与长期关系完全一致。

五、结论

人民币实际汇率的决定问题一直是学术界关注的焦点之一。不同于既有的研究文献,本文首先将贸易部门和非贸易部门的劳动投入内生化,融入各国贸易品不具有完全替代性的现实特征,在新开放宏观经济学的动态一般均衡分析框架内,从理论上探讨了长期实际汇率的决定因素。然后,根据理论分析结论,采用1981-2009年相关经济数据,借助Johansen协整理论和Granger因果分析方法,我们对中国实际外部财富、国内外两部门劳动生产率和中国贸易条件与人民币实际有效汇率之间的关系展开定量测析。

结果表明,就长期而言,中国实际外部财富的不断大量增加会导致人民币实际汇率持续升值;中国贸易部门相对非贸易部门劳动生产率上升也会促使人民币实际汇率升值,而外国贸易部门相对非贸易部门劳动生产率提高则会缓解人民币实际汇率升值压力,净效应表现为劳动生产率并不能解释20世纪80年代以来人民币实际汇率的长期波动;从长期看,中国贸易条件对人民币实际汇率没有明显影响。短期动态分析结果表明,中国实际外部财富增加对人民币实际有效汇率的正向推动作用不存在滞后效应。

基于上述分析结论,我们提出如下维持人民币实际汇率相对稳定的建议:首先,因为由贸易顺差形成的外汇储备的持续大量增加,是中国实际外部财富高速增长的根本原因,进而主导人民币实际汇率升值。因此,应加快优化国内投资和出口商品结构,大幅度提升居民收入和消费水平,以减少中国贸易顺差规模,缓解中国外汇储备过快增长势头(赵文军、于津平,2008)。其次,在加大引进市场导向型、来自欧美日等经济发达国家来华直接投资的同时,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,增加高新技术和能源类产品进口,将外汇储备资产转化为产业资本,以减轻人民币实际汇率升值压力。再次,应加快推进外汇管理体制变革,完善国内金融市场,为国内居民开展外国证券投资提供条件,实现中国对外证券净资产正向增长,一方面以减少国内流动性过剩引发经济不稳定风险,另一方面,以部分化解中国外汇储备过快增

长压力,减缓人民币实际汇率的升值势头。最后,应加快服务业市场化改革,扩大服务业对外开放水平,促进服务企业技术进步,力推服务业企业生产经营的系统化、标准化和规模化,以快速提升服务业劳动生产率,缓解人民币实际汇率过快升值的压力。

参考文献:

1. 陈科、吕剑 2008 《人民币实际汇率变动趋势分析——基于巴拉萨—萨缪尔森效应》,《财经科学》第2期。
2. 鄂永健、丁剑平 2007 《差别消费权重、生产率与实际汇率:动态一般均衡模型对巴拉萨—萨缪尔森假说的扩展》,《世界经济》第3期。
3. 方先明、裴平 2006 《外汇储备增加的通货膨胀效应和货币冲销政策的有效性——基于中国统计数据的实证检验》,《金融研究》第7期。
4. 封建强、袁林 2000 《我国外汇储备增长与物价波动研究》,《经济科学》第6期。
5. 胡再勇 2008 《人民币均衡实际汇率及错位程度的测算研究:1960—2005》,《数量经济技术经济研究》第3期。
6. 黄薇、任若恩 2008 《中国价格竞争力变动趋势分析:基于单位劳动成本的实际有效汇率测算研究》,《世界经济》第6期。
7. 卢锋 2006 《人民币实际汇率之谜(1979—2005)——基于事实比较和文献述评的观察》,《经济学(季刊)》第2期。
8. 卢锋、刘濠 2007 《我国两部门劳动生产率增长及国际比较(1978—2005)——巴拉萨—萨缪尔森效应与人民币实际汇率关系的重新考察》,《经济学(季刊)》第2期。
9. 唐旭、钱士春 2007 《相对劳动生产率变动对人民币实际汇率的影响分析——哈罗德—巴拉萨—萨缪尔森效应实证研究》,《金融研究》第5期。
10. 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。
11. 赵永亮 2010 《结构性冲击对人民币实际汇率及我国产出的动态效应》,《经济学动态》第2期。
12. 左尚武、谷留锋 2005 《人民币均衡汇率的实证研究》,《南开经济研究》第5期。
13. 赵文军、于津平 2008 《中国贸易顺差成因研究——基于跨期最优消费理论的实证分析》,《经济研究》第12期。
14. Chang, G. H. and S. Qin. 2004. "How Much Is the Chinese Currency Undervalued? A Quantitative Estimation." *China Economic Review* 15(3): 366—371.
15. Chang, G. H. 2008. "Estimation of the Undervaluation of the Chinese Currency by a Non-linear Model." *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics* 15(1): 29—40.
16. Cheung, Yin-Wong, Menzie D. Chinn, and Eiji Fujii. 2005. "Why the Renminbi Might Be Overvalued (But Probably Isn't)." Working Paper, Federal Reserve Bank of Francisco Conference.
17. Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, 49(4): 1057—1072.
18. Johanson, S. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica* 59(6): 1551—1580.
19. Enger, R. F. and C. W. Granger. 1987. "Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55(2): 251—276.
20. Frankel, J. 2004. "On the Renminbi: The Choice between Adjustment under a Fixed Exchange Rate and a Flexible Rate." Written for a High-level Seminar on Foreign Exchange System, Dalian China.
21. Granger, C. W. J. 1969. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." *Econometrica*, 37(3): 424—438.
22. Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti. 2004. "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates." *Review of Economics and Statistics* 86(4): 841—857.
23. Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti. 2007. "The External Wealth of Nations Mark II." *Journal of International Economics*, 73(2): 223—250.

Real External Wealth, Labor Productivity and RMB Real Exchange Rate: Empirical Study Based on Intertemporal General Equilibrium Theory

Zhao Wenjun¹ and Yu Jinping²

(1: School of Economics, Shenzhen University; 2: School of Economics, Nanjing University)

Abstract: Based on an intertemporal general equilibrium model using Johansen cointegrating technique and Granger causality test, this paper investigates the relations between China's real external wealth, terms of trade, labor productivity and RMB real exchange rate from 1981 to 2009. Empirical test shows that in the long run, increasing quickly in China's real external wealth leads to RMB real appreciation significantly. Relative Labor Productivity of China's tradable sector is related to RMB real exchange rate positively. But relative labor productivity of foreign tradable sector is related to RMB real exchange rate negatively. Net effect of labor productivity on the RMB real exchange rate is weak. There is no causal relation between China's terms of trade and RMB real exchange rate. In the short run, the relationship between China's real external wealth and RMB real exchange rate is same as the long-run relationship.

Key Words: Real External Wealth; Labor Productivity; RMB Real Exchange Rate; Intertemporal General Equilibrium Theory

JEL Classification: F41

(责任编辑:陈永清)