

动态购买力平价理论:概念、证据与运用^{*}

郑超愚 朱南松 张 瑶

内容提要: 本文探索性地建立动态购买力平价(PPP)理论的分析框架,通过模型化国民经济市场化和开放化以及国际经济一体化的结构性因素,描述实际汇率对传统PPP理论平价水平的系统偏离及其动态演化特征。本文依据国际横截面数据进行动态PPP理论的计量分析,取得动态PPP理论的结构方程和可计算形式,进而情景预测2006—2010年间人民币实际汇率升值趋势,为未来时期人民币汇率的均衡调整提供数值参考。

关键词: 购买力平价 动态方法 人民币汇率

一、引言

购买力平价(PPP)理论是以可贸易商品的一价定理(LOP)和国际套利为经验基础的,与经济均衡的自然观念一致。据多恩布什(Dornbusch, 1987)考察,PPP理论可以追溯至16世纪西班牙的萨拉曼卡学派(Salamanca School),经过17世纪至19世纪英国金本位主义(Bullionism)、重商主义和古典经济学的中间发展,由瑞典经济学家卡塞尔在20世纪初最终完成(Cassel, 1918, 1922)。PPP理论本质上属于汇率决定的货币理论类别而与货币数量论相联系,却已经成为现代汇率理论的基准假说。^①

PPP理论是向理论证伪开放的,在理论假说与经验事实的互动过程中不断改进和拓展。在PPP理论完成伊始,凯恩斯在肯定卡塞尔理论贡献的同时指出经典PPP理论对可贸易商品交易成本和非贸易商品购买力的抽象处理缺陷,即没有考虑可贸易商品的(非价格)交易成本因素和非贸易商品的(货币)购买力因素(Keynes, 1923)。卡塞尔以后现代PPP理论的进步就集中体现在对可贸易商品交易成本和非贸易商品购买力因素的全面容纳和重新概念化,修正和完善作为长期均衡条件的PPP理论结构,提升PPP理论的实际应用价值。一方面,对国际贸易运输成本、关税与非关税壁垒、垄断厂商市场定价能力实际现象的经验认识,揭示国际品市场的一体化程度局限以及偏离LOP定理的国际价格边界效应(border effect)(Engel et al, 1996);另一方面,通过在货币购买力中引入非贸易商品价格因素和考察贸易部门与非贸易部门的生产率偏斜(productivity bias),哈罗德—巴拉沙—萨缪尔森效应(Harrod-Ballasa-Samuelson effect, HBS)能够部分解释实际汇率由于生产率国际

^{*} 郑超愚,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:zhengchaoyu@ruc.edu.cn;朱南松,上海证大投资管理有限公司,邮政编码:200120,电子邮箱:zhuns@zendai.com.cn;张瑶,国家开发银行综合计划局,邮政编码:100037,电子邮箱:zy1721@cdb.com.cn。本文系国家社会科学基金项目(编号03JBL018)与教育部人文社会科学研究项目(编号03JB790010)的阶段性成果。本文写作得到中国人民大学经济学院杨瑞龙教授、雷达教授、刘元春教授,交通银行发展研究部王辰博士和美国银行大中华区经济研究及策略分析主管王庆博士的大力支持。匿名审稿人为本文修改提出重要的建设性意见,作者对此表示衷心感谢。

^① 无论是作为两次世界大战期间国际汇率平价参照水平的PPP理论,还是作为二次世界大战后国际汇率长期均衡条件的PPP理论,以及作为布雷顿森林体系后国际汇率短期均衡状态的PPP理论,现代汇率理论和政策研究主要是围绕(赞同或者反对)PPP理论及其运用进行的,必然包括实际均衡汇率是否由PPP均衡水平决定,以及实际汇率水平能否并且如何回复PPP均衡水平这样的核心内容(参见Engel, 2000; Obstfeld et al, 1994和Taylor et al, 2004)。

差异而偏离传统 PPP 理论平价水平。^①

实际汇率短期内的幅度波动以及中期内的(受冲击调整后)缓慢衰减现象即所谓 PPP 难题(PPP puzzle)(Rogoff, 1996), 长期以来构成对 PPP 理论的主要否定事实, 主导有关 PPP 理论的经验研究纲领。然而, 在市场不完全性和理性预期假设下, 名义货币供应冲击由于价格粘性原因具有实际供给效应, 而跨期外汇套利行为能够产生汇率过度调整(over-shooting)现象; 同时, 在允许长期均衡条件跨时移动后, 实际汇率的均衡调整过程具有非线性的均值回复(mean-reverting)特征, 其调整速度相应显著提高。^② 这样, 不仅实际汇率水平与货币供应水平间稳定关系的暂时破坏, 或者实际汇率水平对 PPP 均衡水平的暂时背离, 与 PPP 理论在短期内是可以调和的, 而且实际汇率水平趋向 PPP 均衡水平的调整过程在中期内也是相当平稳和快速的。经过长期均衡条件修正的 PPP 理论现代形式, 从 20 世纪 90 年代后期起重新得到普遍的理论认同和事实支持。

本文将在吸收和借鉴现代 PPP 理论的长期视角研究成果的基础上, 探索性地建立面向发展中国家的动态 PPP 理论分析框架, 用以描述实际汇率对传统 PPP 理论平价水平的系统偏离倾向及其在经济发展过程中的动态演化特征。需要特别指出的是, 动态 PPP 理论是结构主义性质(structuralistic)的, 不仅因为其拓展现代 PPP 理论而进一步模型化国民经济市场化和开放化以及国际经济一体化这样的结构性因素, 而且因为其未进行微观基础分析和一般均衡分析, 却基于历史经验直接设定长期结构关系这样的模型化方法。^③

本文的研究内容按从理论模型到计量分析到实际应用的逻辑次序展开。首先, 构造两国两部门的国际经济体系而建立容纳国民经济和国际经济结构变量的动态 PPP 理论分析框架, 推导其有关发展中国家汇率动态演化的经验含义; 其次, 基于国民收入国际横截面数据进行动态 PPP 理论的计量分析, 在估计和检验动态 PPP 理论结构方程的同时取得动态 PPP 理论的基准计量模型; 最后, 精炼动态 PPP 理论的基准计量模型而建立动态 PPP 理论的可计算形式, 情景预测 2006—2010 年间人民币实际汇率的升值趋势, 为未来时期人民币汇率的均衡调整提供数值参考。

二、从结构化到动态化的理论框架

(一) 国际经济体系与国民经济结构

国际经济体系由发达国家 W 与发展中国家 D 组成, 而国民经济体系由开放部门 T 与封闭部门 N 组成。对于发达国家真实国民收入 Q_w , $Q_w = Q_w^T + Q_w^N$; 对于发展中国家真实国民收入 Q_d , $Q_d = Q_d^T + Q_d^N$ 。

设立国民经济市场化系数 λ , 即封闭部门 N 产量 Q^N 仅 λ 部分进入市场交易。对于发达国家

^① 参见 Engel et al (1996)、Lothina et al (2005) 和卢锋等(2006)。此外, Rogoff (1996) 指出累积经常项目余额和政府支出的均衡汇率影响, 同样作为对传统 PPP 理论的现代修正因素。不过, 累积经常项目余额和政府支出对均衡汇率的影响方向是不确定的, 也难以认定是长期性的和结构性的。

^② Edison (1987) 依据对美元与英镑汇率调整过程的统计研究明确拒绝 PPP 理论, 而 Rogoff (1996) 提出 PPP 难题的重要事实依据就是以前观察到的汇率均衡调整 5 年左右半衰期。在考虑到 HBS 效应和非线性调整机制以及改善计量分析技术后, 重新测量的实际汇率均衡调整半衰期明显缩短, 如 Lothina et al (2000) 报告美元与英镑汇率均衡调整的半衰期约为 2.5 年。20 世纪 70 年代以来, 国外 PPP 理论的统计研究主要包括实际汇率时间序列均值回复性质的单位根检验和协整检验, 以及实际汇率调整非线性机制的阈值检验和反应区间检验。国内 PPP 理论的统计研究参考国外研究方法, 针对人民币汇率问题在相关研究领域内取得较为丰富成果, 例如易纲等(1997)和俞乔(2000)的测算方法研究、张晓朴(2000)和邱冬阳(2006)的协整检验研究、龚祥胜等(2004)的均值回复研究以及王志强等(2004)的反应界限研究。

^③ 绝对 PPP 理论与相对 PPP 理论是对 PPP 理论的经典二分法。某些所谓动态 PPP 理论研究实际上是有关相对 PPP 理论的, 并没有真正的动态含义(例如吴骏等, 2005)。如 Pippenger (2004) 所述, 虽然相对 PPP 理论在实际应用中似乎较绝对 PPP 理论方便, 但是相对 PPP 理论是绝对 PPP 理论的必要而非充分条件, 与绝对 PPP 理论是不等价的。本文就 PPP 理论的绝对形式建立动态 PPP 理论并且进行经验研究。由于利率平价(IRP)理论的短期分析性质, 本文在建立动态 PPP 理论时未涉及。

$W, \lambda=1$; 对于发展中国家 $D, \lambda < 1$ 。因此,按 SNA 统计体系核算,发达国家实际国民收入 $Y_W = Q_W^T + Q_W^N$, 名义国民收入 $P_W \cdot Y_W = P_W^T \cdot Q_W^T + P_W^N \cdot Q_W^N$; 发展中国家实际国民收入 $Y_D = Q_D^T + \lambda \cdot Q_D^N$, 名义国民收入 $P_D \cdot Y_D = P_D^T \cdot Q_D^T + \lambda \cdot P_D^N \cdot Q_D^N$ 。

设立国民经济开放度系数 $\theta, \theta = Q^T / Q$ 。对于发达国家 $W, \theta_W = Q_W^T / Q_W$; 对于发展中国家 $D, \theta_D = Q_D^T / Q_D$ 。

设立国民经济相对价格系数 $\rho, \rho = P^N / P^T$ 。对于发达国家 $W, \rho_W = P_W^N / P_W^T$; 对于发展中国家 $D, \rho_D = P_D^N / P_D^T$ 。

设立国际经济贸易障碍系数 σ , 即在名义汇率水平 E 下, LOP 定理在开放部门 T 以修正形式 $E \cdot P_W^T = (1 + \sigma) \cdot P_D^T$ 成立。^①

(二) 价格指数与汇率指数

对于发达国家, 由名义国民收入核算等式 $P_W \cdot Y_W = P_W \cdot Q_W = P_W^T \cdot Q_W^T + P_W^N \cdot Q_W^N$, 可知国民收入价格指数 $P_W = (1 - \theta_W) \cdot P_W^N + \theta_W \cdot P_W^T$, 从而取得其国民收入价格指数 P_W 的参数表达式(1)。

$$P_W = (\rho_W \cdot (1 - \theta_W) + \theta_W) \cdot P_W^T \quad (1)$$

对于发展中国家, 由名义国民收入核算等式 $P_D \cdot Y_D = P_D \cdot (Q_D^T + \lambda \cdot Q_D^N) = P_D^T \cdot Q_D^T + \lambda \cdot P_D^N \cdot Q_D^N$, 可知国民收入价格指数 $P_D = \frac{\lambda \cdot (1 - \theta_D) \cdot P_D^N + \theta_D \cdot P_D^T}{\lambda \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D}$, 从而取得其国民收入价格指数 P_D 的参数表

达式(2)。

$$P_D = P_D^T \cdot \frac{\lambda \cdot \rho_D \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D}{\lambda \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D} \quad (2)$$

因此, 对于发展中国家实际汇率指数 $e = E \cdot (P_W / P_D)$, 依据式(1)与式(2), 存在 $e = E \cdot \frac{P_W^T}{P_D^T}$ 。

$\frac{\rho_W \cdot (1 - \theta_W) + \theta_W}{\lambda \cdot \rho_D \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D}$ 。以 LOP 定理的修正形式代换 P_W^T / P_D^T 项, 即 $E \cdot (P_W^T / P_D^T) = (1 + \sigma)$, 取得实际汇

率指数 e 的完全参数表达式(3)。

$$e = (1 + \sigma) \cdot \frac{\rho_W \cdot (1 - \theta_W) + \theta_W}{\lambda \cdot \rho_D \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D} \quad (3)$$

定义代理参数 $\eta_D = \theta_D / (\lambda \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D)$, 从而表达式(3)能够简化为式(4)。

$$e = (1 + \sigma) \cdot \frac{\rho_W \cdot (1 - \theta_W) + \theta_W}{\rho_D \cdot (1 - \eta_D) + \eta_D} \quad (4)$$

依据发达国家货币流通方程 $M_W \cdot V_W = P_W \cdot Y_W$, 发达国家货币供应 M_W 与真实国民收入 Y_W 决定其国内价格水平 P_W ; 依据发展中国家货币流通方程 $M_D \cdot V_D = P_D \cdot Y_D$, 发展中国家货币供应 M_D 与真实国民收入 Y_D 决定其国内价格水平 P_D 。在既定实际汇率水平 e 下, 发达国家国内价格水平 P_W 与发展中国家国内价格水平 Y_D 决定名义汇率水平 $E = e \cdot (P_D / P_W)$ 。

(三) 结构参数性质与比较静态动态分析

依据经济发展、经济开放和国际经济自由化的历史趋势, 假设发展中国家结构参数 λ, θ, ρ 与 σ 的动态演化性质: (1) 随着发展中国家的市场化进程, 虽然 $\lambda < 1$, 但是 λ 历时上升; (2) 随着发展中

① 采取发展中国家小国假设, 从而假设当国际经济贸易障碍存在时, 发展中国家贸易品价格是在发达国家贸易品价格的购买力平价基础上加成决定的。

② 式(4)分母项等价 $(\rho_D + (1 - \rho_D) \cdot \eta_D)$, $\eta_D = 1 / (\lambda \cdot (1/\theta_D - 1) + 1)$, 二者均为 λ 减函数和 θ_D 增函数。假设 $(1 - \lambda) \cdot (1 - \theta_D)$ 量值较小, 这样, 虽然 $\eta_D > \theta_D$, 但是 η_D 接近 θ_D , 从而 $\eta_D < \theta_W$ 。

国家的开放化进程, 虽然 $\theta_D < \theta_W$, 但是 θ_D 历时上升; (3) 发展中国家相当于发达国家具有后发优势, 虽然 $\rho_D < \rho_W$, 但是 ρ_D 历时上升; ① (4) 随着全球经济的一体化进程, 虽然 $\sigma > 0$, 但是 σ 历时下降。

表 1 为发展中国家实际汇率指数 e 对结构参数 λ 、 θ 、 ρ 与 σ 的比较静态和动态性质分析, 给出动态 PPP 理论有操作意义的研究结论。

如表 1 所示, 动态 PPP 理论能够预测, 由于发展中国家相当于发达国家较为低下的市场化程度、开放化程度、贸易部门供给效率以及与国际市场融合程度, 其实际汇率相对传统 PPP 理论平价水平是长期低估的, 即 $e > 1$; 在动态演化过程中, 随着发展

理论模型		$e = (1 + \sigma) \cdot \frac{\rho_W \cdot (1 - \theta_W) + \theta_W}{\rho_D \cdot (1 - \theta_D) + \theta_D}$				
结构参数		η_D	λ	θ_D	ρ_D	σ
静态分析	性质	$\eta_D < \theta_W$	$\lambda < 1$	$\theta_D < \theta_W$	$\rho_D < \rho_W$	$\sigma > 0$
	意义	$e > 1^*$				
动态分析	性质	uc**	$\lambda \uparrow$	$\theta_D \uparrow$	$\rho_D \uparrow$	$\sigma \downarrow$
	意义	uc**	$e \uparrow$	$e \downarrow$	$e \downarrow$	$e \downarrow$

注: * 正规化处理而设定 $\rho_W = 1$; ** 不确定。

中国家开放化程度、贸易部门供给效率以及与国际市场融合程度的逐步提高, 其实际汇率将持续升值而趋向传统 PPP 理论平价水平, 即 $d\theta_D/dt > 0$ 、 $d\rho_D/dt > 0$ 、 $d\sigma/dt < 0$ 而 $de/d\theta_D < 0$ 、 $de/d\rho_D < 0$ 、 $de/d\sigma > 0$ 。然而, 发展中国家市场化程度的逐步提高相反地导致其实际汇率的持续贬值, 即 $d\lambda/dt > 0$ 而 $de/d\lambda > 0$ 。

在全球经济一体化的历史背景下, 发展中国家的发展过程与开放过程是基本一致的。② 假设结构参数 λ 、 θ 与 ρ 历时上升与结构参数 σ 历时下降是协同完成的

的, 从而能够以发展中国家(人均)国民收入历时增长标志, 发展中国家的实际汇率动态就表现为由经济增长推动的实际汇率趋向其传统 PPP 理论平价水平的持续升值过程。③

图 1 试图描绘在向发达国家经济趋同的过程中, 发展中国家的实际汇率指数与(人均)国民收入的协同演化过程。如图 1 所示, 随着发展中国家经济赶超成功从而其国民收入 Y 由 Y_W 水平接近发达国家水平 Y_D , 实际汇率指数 e 将经历 e - Y 象限路径 a 升值而最终达到水平 1, 以实际汇率度

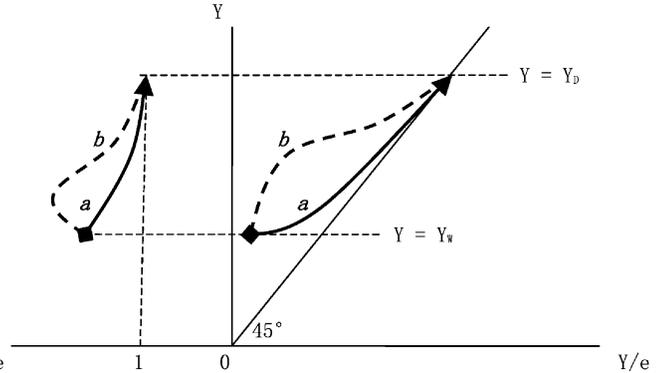


图 1 实际汇率与国民收入历时路径

① 暴露于国际竞争的开放部门相对于封闭部门具有比较效率优势, 其技术进步速度快于封闭部门。无论是发达国家还是发展中国家, 其 ρ 均历时上升。开放部门相对于封闭部门的比较效率优势, 也是面向开放经济的结构性通货膨胀理论模型的基础假设条件(参见弗里希, 1989)。

② 国际货币基金组织(IMF, 2006)就 20 世纪 90 年代以来全球范围内低水平并且缓和的通货膨胀现象进行的广泛经验研究, 肯定其与全球化经济一体化进程的内在关系, 论述伴市场化改革和对外开放在促进效率和稳定价格方面的重要作用(参见 Kohn, 2006, 美国联邦储备银行理事会演讲)。

③ 对于实际汇率随经济发展持续升值并且趋向传统 PPP 理论平价水平现象的理论解释, Bergstrand(1991)划分为供给取向(supply-oriented)假说与需求取向(demand-oriented)假说。前者包括基于相对生产率差异的 HBS 效应和基于相对要素禀赋的赫克歇尔-俄林模型, 而后者包括 Bergstrand(1991)从异类品位(unhomothetic taste)假设出发的研究工作。依据 Bergstrand(1991)的分类标准, 动态 PPP 理论应该归属供给取向的理论假说。

量的国民收入 Y/e 将相应地经历 $Y-Y/e$ 象限路径 a 增长而最终达到水平 Y_D 。由于实际汇率升值原因, Y/e 路径是从下方渐近 $Y-Y/e$ 象限 45° 线的, 必然夸张经济赶超时期发展中国家的国民收入增长速度。 e 与 Y/e 历时路径的非线性形状, 体现结构参数对实际汇率决定作用以及结构参数与国民收入间历史联系的非线性性质。^①

三、基于国际横截面数据的计量模型

(一)复合增长模式

世界银行《世界发展指标》(WDI)数据库提供覆盖 136 国家和地区的人均国民总收入 (gross national income, GNI)与购买力平价人均国民总收入 (PPP GNI)年度数据, 如表 2 所示。^② 以人均国民总收入指标 Y 代表国家或者地区的发展程度, 以人均国民总收入 Y 与购买力平价人均国民总收入 Y^{PPP} 比率指标 Y/Y^{PPP} 度量实际汇率与传统 PPP 理论平价水平的相对离差, 使用国际横截面数据计量检验动态 PPP 理论并且估计其结构方程式。^③

图 2 为 2004 年度 136 国家和地区的变量 Y/Y^{PPP} (即 FXPAR)对变量 $\ln Y$ 的散点图轨迹, 显示实际汇率指数随经济发展程度升值而趋向接近传统 PPP 理论平

表 2 WDI 数据库统计指标

变量	定义	单位	年度
Y	人均国民总收入(GNI)	当年美元	2004, 2003
Y^{PPP}	购买力平价人均国民总收入(PPP GNI)	当年美元	2004, 2003
GROWTH	国内生产总值(GDP)增长率	%	2004
TRADE	商品服务贸易占国内生产总值(GDP)比重	%	2004

价水平的国际趋势, 与动态 PPP 理论预测结论性质一致。^④ 2003 年度 136 国家和地区的变量 Y/Y^{PPP} 对变量 $\ln Y$ 散点图轨迹类似图 2。

基于包括 2004 年度 136 国家和地区而容量 136 的单独样本集 I、包括 2003 年度 136 国家和地区而容量 136 的单独样本集 II、汇聚 2004 与 2003 年度 136 国家和地区而容量 272 的合并样本集 III 使用 OLS 方法分别估计动态 PPP 理论的结构方程式而取得如表 3 所示的分类估计结果 I、II、III^⑤

动态 PPP 理论的结构方程式 $Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2 / Y$, 在变量转换条件 $x = \ln Y$ 与 $z = Y/Y^{PPP}$ 下, 能够转换为同时包含正增长成分 $\exp(\alpha \cdot x)$ 和负增长成分 $\exp(-\beta \cdot x)$ 的二元指数增长函数 $z =$

① 若 e 调整过程是非单调的, 采取 $e-Y$ 象限路径 b 这样的过头调整路径, 那么如 $Y-Y/e$ 象限路径 b 所示, Y/e 增长在经济赶超初期将慢于 Y , 甚至可能负增长。参见杨治(1999)关于以外币度量与以本币度量的经济增长绩效差异的“视差”现象论述及其列举的中国经济增长实例。

② WDI 数据库的样本组成见数据附录。

③ Kravis et al(1983, 1988)基于 HBS 效应进行有关实际汇率与人均国民收入水平间国际联系的研究, 同样使用世界银行国际比较项目(ICP)的图表集方法(atlas method)。其中, 所构造的国民价格水平(national price level, PL)指标与 Y/Y^{PPP} 指标是等价的。以发展中国家的国民价格水平指标为例: 由于图表集方法将发达国家的传统 PPP 理论平价水平正规化为其名义汇率水平, 发展中国家的传统 PPP 理论平价水平等于其(国内)价格水平与发达国家(国内)价格水平比率 P_w/P_D 。Kravis et al(1983, 1988)将发达国家 PL_D 正规化为 1, 相应地定义发展中国家 PL_w 等于其传统 PPP 理论平价水平除以其名义汇率水平, 即 $PL_w = (P_w/P_D)/E$ 。图表集方法蕴涵 $Y = (P_w \cdot Y_w)/E$ 而 $Y^{PPP} = (P_w \cdot Y_w)/(P_w/P_D)$ 。因此, $Y/Y^{PPP} = (P_w/P_D)/E = PL_w$ 。

④ 由于 WDI 按 2004 年美元核算国民总收入, 2004 年美国 FXPAR 指标自然为 1, 然而并不表明 2004 年美元汇率符合传统 PPP 理论平价水平。本文使用的 WDI 中国数据依据《中国统计年鉴(2006)》进行调整。

⑤ 为消除 2004 年度与 2003 年度美元(国内)购买力的跨时差异, 使用按美国 GDP 价格指数核算的美元(国内)购买力因子 USD , 倍乘指标 Y 而向表 3 以及表 4 的计量分析输入变量 $(USD \cdot Y)$ 。

美元购买力因子 USD 反比例于美国 GDP 价格指数; 2004 年 $USD = 1.00000$, 而 2003 年 $USD = 1.02840$ 。美国 GDP 价格指数的数据来源见数据附录。

$a \cdot \exp(\alpha \cdot x) + b \cdot \exp(-\beta \cdot x)$ 。表 3 估计结果表明, 依据动态 PPP 理论的实际汇率指数 Y/Y^{PPP} 随人均国民收入 Y 的(跨国家或地区的)动态演化过程, 属于复合的自然增长模式(而并非逻辑斯蒂克转型过程(logistic transformation)), 能够容纳如表 1 所示的市场化结构参数 λ 与其它结构参数 θ, ρ, σ 对实际汇率指数 e 的相反方向作用机制。

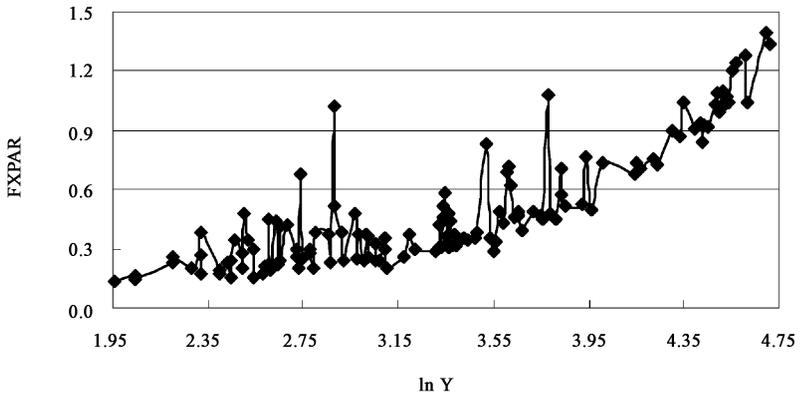


图 2 国民收入与相对汇率散点图(2004 年, 样本集 I)

(二) 结 构稳定性与变量代表性检验
以基于样本集 I 的动态 PPP 理论结构方程式 $Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2/Y$ 的估计结果

方程	$Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2/Y$		
	I	II	III
C_0	0.375798 (21.17283)	0.350801 (21.65286)	0.363211 (30.36291)
C_1	2.11E-05 (20.36210)	2.15E-05 (19.82927)	2.13E-05 (28.64316)
C_2	-29.02958 (-4.481569)	-25.37887 (-4.618239)	-27.18374 (-6.460756)
R_2	0.820288	0.815578	0.818173
adj R_2	0.817586	0.812804	0.816821
S.E.	0.130683	0.118055	0.124168
样本	2004 (136)	2003 (136)	2003-2004 (272)

I, 作为动态 PPP 理论的基准计量模型。通过附加时间趋势和非人均国民总收入变量而对动态 PPP 理论结构方程式 $Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2/Y$ 重新估计, 检验其基准计量模型的结构历时稳定性和变量充分代表性。

定义虚拟变量 DRIFT, 2004 年 DRIFT=0 而 2003 年 DRIFT=1; 使用表 2 的 GDP 增长率指标 GROWTH 和商品服务贸易占 GDP 比重指标 TRADE, 分别指示国家或地区经济的增长速度和贸易依存度, 建立动态 PPP 理论基准计量模型从 2003 年到 2004 年的结构稳定性检验以及(单一)人均国民总收入变量的代表性检验的备择假说:^①

(1) 基准计量模型的截距项跨年度漂移从而其结构历时不稳定, 附加截距项变量 DRIFT 因而具有解释能力, 即零假说 H_a :

^① 可以从货币价值最终由国民财富(而不仅仅是国民收入)支持的更广泛思路理解货币(国内)购买力, 而国民收入水平与国民收入增长率分别度量国民财富的一阶矩与二阶矩指标。这里在变量 Y 的基础上附加 GROWTH 变量而进行动态 PPP 理论基准计量模型的变量代表性检验, 相当于检验(可度量的)国民财富一阶矩指标与二阶矩指标对(不可度量的)国民财富本身的相对代表效率。Kravis et al (1983, 1988) 同时使用 $\ln(Y/Y^{PPP}) = C_0 + C_1 \cdot \ln Y$ 形式和 $\ln(Y/Y^{PPP}) = C_0 + C_1 \cdot \text{TRADE}$ 形式的估计方程检验 HBS 效应, 并且使用 $\ln(Y/Y^{PPP}) = C_0 + C_1 \cdot \ln Y + C_2 \cdot \ln \text{TRADE}$ 形式的估计方程解释 HBS 效应, 证实人均国民收入水平和(同样以进出口贸易占 GDP 比重指示的)经济开放程度同时与其所谓国民价格水平指标是正相关的。为此, 这里对动态 PPP 理论基准计量模型附加变量 TRADE 而进行变量代表性检验。

$$Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot (Y \cdot USD) - C_2 / (Y \cdot USD) + C_3 \cdot DRIFT;$$

(2)基准计量模型的系数项跨年度漂移从而其结构历时不稳定,附加系数项变量 DRIFT 因而具有解释能力,即零假说 Hb:

$$Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot (1 + C_3 \cdot DRIFT) \cdot (Y \cdot USD) - C_2 \cdot (1 + C_4 \cdot DRIFT) / (Y \cdot USD);$$

(3)基准计量模型忽略经济增长速度变量的解释能力从而其变量代表不充分,附加增长率变量 GROWTH 因而具有解释能力,即零假说 Hc:

$$Y/Y^{PPP} = C_0 + C_2 \cdot Y - C_3 / Y + C_3 \cdot GROWTH;$$

(4)基准计量模型忽略贸易依存度变量的解释能力从而其变量代表不充分,附加贸易比重变量 TRADE 因而具有解释能力,即零假说 Hd:

$$Y/Y^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2 / Y + C_3 \cdot TRADE.$$

基于样本集 II 而使用 OLS 方法依次估计零假说 Ha 与 Hb, 基于样本集 I 而使用 OLS 方法依次估计零假说 Hc 与 Hd, 以观测所附加时间趋势和非人均国民总收入变量的统计显著性及其对基准计量模型的结构方程形式和总体拟合程度影响, 最终检验结果如表 4 所示。

表 4 动态 PPP 理论单方程检验

零假说	Ha	Hb	Hc	Hd
C_0	0.371740(26.19682)	0.363429(30.22740)	0.405287(15.27116)	0.392696(13.80161)
C_1	2.13E-05(28.59653)	2.15E-05(24.38454)	2.07E-05(19.53932)	2.11E-05(20.17571)
C_2	-27.11738(-6.447291)	-26.02925(-4.79808)	-28.49397(-4.412111)	-30.04140(-4.530743)
C_3	-0.016822(-1.116379)	-0.025618(-0.476632)	-0.004988(-1.489142)	-0.00022(-0.761122)
C_4		0.085826(0.338215)		
R^2	0.819015	0.818418	0.823257	0.820008
adj R^2	0.816989	0.815697	0.819241	0.815886
S. E.	0.124111	0.124548	0.130089	0.131134
样本	2003—2004(272)	2003—2004(272)	2004(136)	2004(135)*

注: *2004年阿尔及利亚商品服务贸易占GDP比重数据缺失。

与表 3 的估计结果 I 比较, 表 4 从 Ha 到 Hd 的各种零假说的总体拟合程度改善微弱, 人均国民总收入变量回归系数 C_1 与 C_2 无明显变化, 而时间趋势与非人均国民总收入变量回归系数 C_3 与 C_4 无法通过显著性统计检验。表 4 的单方程检验结果拒绝从 Ha 到 Hd 的全部零假说, 即动态 PPP 理论的基准计量模型是从 2004 年到 2003 年结构历时稳定的, 并且既有人均国民总收入变量能够充分代表经济增长速度变量和贸易依存度变量的可能解释能力。^①

四、人民币汇率升值趋势的情景预测

(一)可计算形式与情景预测方法

依据动态 PPP 理论的基准计量模型, 在样本集 I 中排除拟合离差在 1 标准差以上的奇异样本点而形成包括 2004 年度 132 国家和地区而容量 132 的样本集 W132。基于样本集 W132, 使用 OLS 方法重新估计动态 PPP 理论结构方程, 取得有良好统计性质的动态 PPP 理论可计算形式(5)。

^① 对比表 3 的估计结果 I 与估计结果 II、III, 无论总体拟合程度还是回归系数的估计值和显著性均无明显差异, 也证实基准计量模型的结构历时稳定性。

$$Y^{W132} / Y_{W132}^{PPP} = 0.349328 + 2.19E-05 \cdot Y - 25.03978 \cdot (1/Y) \quad (5)$$

(26.68627) (29.00631) (-5.312966)

$$R^2 = 0.902361 \quad \text{adj } R^2 = 0.900848 \quad \text{S. E.} = 0.094662$$

图3为基于样本集W132的变量 Y/Y^{PPP} 对变量 $\ln Y$ 的散点图轨迹及其拟合曲线。对于中国经济样本点， Y/Y^{PPP} 指标实际值 $Y_{CN_04}/Y_{CN_04}^{PPP} = 0.25466893$ ， Y/Y^{PPP} 指标拟合值 $Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} |_{Y_{W132}=Y_{CN_04}} = 0.36542406$ ，而相应拟合离差 $\overline{DV}_{CN_04} (= Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} |_{Y_{W132}=Y_{CN_04}} - Y_{CN_04}/Y_{CN_04}^{PPP}) = 0.1107551$ 。

依据动态PPP理论的可计算形式 $Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2/Y$ ，人民币实际汇率升值的基本驱动力量是双重的，包括中国人均国民收入增长 ΔY_{CN} 通过边际增长机制 $\Delta(Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP}) = C_1 \cdot \Delta Y_{CN} - C_2/\Delta Y_{CN}$ 必然导致中国 Y/Y^{PPP} 指标增加，以及历史拟合离差收缩可能导致中国 Y/Y^{PPP} 指标朝向世界趋势 $Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y_{CN} - C_2/Y_{CN}$ 增加。

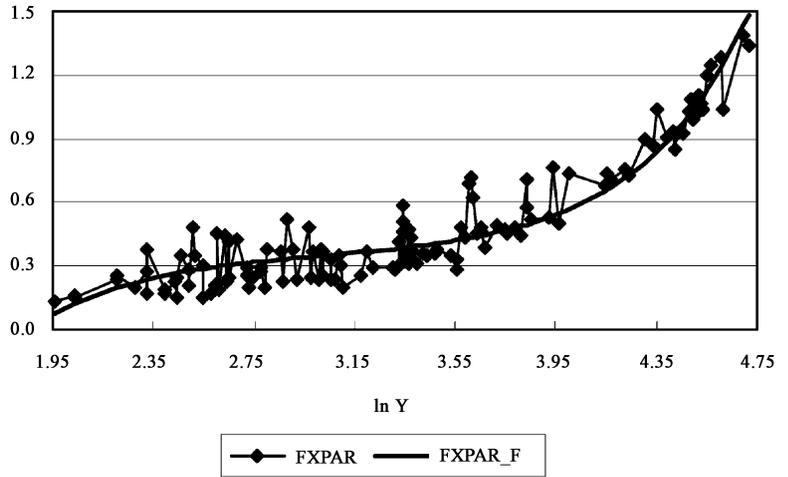


图3 国民收入与相对汇率散点图(2004年, 样本集W132)

区别人均国民总收入的高速增长情景与低速增长情景以及历史拟合离差的全部消失情景与全部保持情景的组合类型，使用图4的情景预测方法预测2006—2010年间人民币实际汇率的升值趋势；其中，FAB连线平行由式(4)表示的世界趋势线 Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} ，AC以及BD垂直距离与拟合离差 \overline{DV}_{CN_04} 相等。如图4，从2004年初始位置F出发，至2010年中国人均国民总收入从 Y_{CN_04} 水平增加到 Y_{CN_10} 水平，而中国 Y/Y^{PPP} 指标与世界趋势 Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} 的拟合离差 \overline{DV}_{CN_10} 或者完全保持2004年拟合离差距离 \overline{DV}_{CN_04} 或者完全消失，共同界定以位置A(低速经济增长而拟合离差 \overline{DV}_{CN_04} 保持)、位置B(高速经济增长而拟合离差 \overline{DV}_{CN_04} 保持)、位置C(低速经济增长而拟合离差 \overline{DV}_{CN_04} 消失)与位置D(高速经济增长而拟合离差 \overline{DV}_{CN_04} 消失)为极限的2010年人民币实际汇率升值分布空间。

(二)2006—2010年间人民币实际汇率的升值趋势

表5为2010年中国人均GDP水平的情景预测过程；其中，2006—2010年中国人均GDP年均增长速度的下限假设采用《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》的预期目标值，其上限假设参照十五计划时期中国GDP年均增长速度的计划目标为7%而实际完成目标为9.5%的历史经验，在下限假设基础上增加2个百分点。^①

^① WDI数据库未提供2005年购买力平价中国人均国民总收入数据，而动态PPP理论的基准计量模型采用以2004年美元计价的2004年人均国民总收入指标。为取得以2004年美元计价的2010年中国人均GDP数据，表5需要首先将以2005年人民币计价的2005年中国人均GDP数据转换为以2004年美元计价的2005年中国人均GDP数据。表5原始指标的数据来源见数据附录。

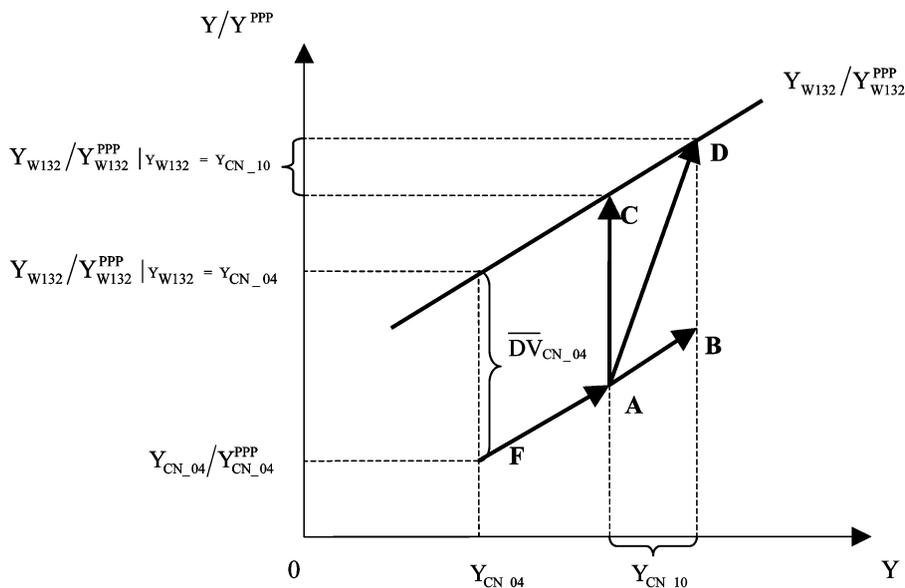


图4 情景预测方法图示

表5 2010年中国人均GDP预测

原始指标	[1] 2005年中国人均GDP(2005年人民币): 14061.91685 [2] 2005年名义汇率(人民币/美元): 8.1940 [3] 2004年美国GDP价格指数(2000=100): 109.41850 [4] 2005年美国GDP价格指数(2000=100): 112.72825
中介指标	[5] 2005年中国人均GDP(2004年美元) Y_{CN_05} : 1665.73748 ([5] = ([1] / [2]) / ([4] / [3]))
情景假设	[6] 下限假设 2006—10年间中国人均实际GDP年均增长率(%) Y/Y : 6.6 [7] 上限假设 2006—10年间中国人均实际GDP年均增长率(%) Y/Y : 8.6
预测指标	[8] 下限假设 2010年中国人均GDP(2004年美元) Y_{CN_10} : 2292.939423 ([8] = [5] * (1 + [6] / 100)^5) [9] 上限假设 2010年中国人均GDP(2004年美元) Y_{CN_10} : 2516.260986 ([9] = [5] * (1 + [7] / 100)^5)

依据动态PPP理论的可计算形式 $Y_{W132} / Y_{W132}^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y - C_2 / Y$, 与2010年中国人均GDP水平 Y_{CN_10} 对应的世界趋势 $Y_{W132} / Y_{W132}^{PPP} = C_0 + C_1 \cdot Y_{CN_10} - C_2 / Y_{CN_10}$, 其下限值为0.38853008, 其上限值为0.39438096。结合2010年拟合离差 $\overline{DV}_{CN_10} = \overline{DV}_{CN_04}$ 与 $\overline{DV}_{CN_10} = 0$ 情景假设而区分极限情景A、B、C与D, 能够计算2010年中国人均GDP与购买力平价人均GDP的相对比率 $Y_{CN_10} / Y_{CN_10}^{PPP} = Y_{W132} / Y_{W132}^{PPP} |_{Y_{W132} = Y_{CN_10}} - \overline{DV}_{CN_10}$, 进而通过比较 $Y_{CN_10} / Y_{CN_10}^{PPP}$ 与 $Y_{CN_04} / Y_{CN_04}^{PPP}$, 能够预测以2004年美元(国内)购买力为计价标准的2010年人民币实际汇率指数。

表6为2006—2010年间人民币实际汇率升值趋势的情景预测结果。表6同时使用按GDP价格指数核算的实际汇率指数I与按CPI价格指数核算的实际汇率指数II, 报告2010年人民币实际

汇率指数水平以及 2006—2010 年间人民币实际汇率升值的累计幅度和年均速度。^①

表 6 2006—2010 年间人民币实际汇率预测

预测情景		$\overline{D\bar{V}}_{CN_10} = \overline{D\bar{V}}_{CN_04}$		$\overline{D\bar{V}}_{CN_10} = 0$	
		$Y/Y = 6.6\%$	$Y/Y = 8.6\%$	$Y/Y = 6.6\%$	$Y/Y = 8.6\%$
		A	B	C	D
人均 GDP 与购买力平价人均 GDP 比率		0.277775	0.283626	0.388530	0.394381
实际汇率 指数 I	2010 年水平(2004=100)	91.68175	89.79046	65.54677	64.57435
	与 2005 年相比升值幅度(%)	6.361219	8.292883	33.05407	34.04725
	2006—2010 年平均升值率(%)	1.334549*	1.754473	7.907442	8.191241
实际汇率 指数 II	2010 年水平(2004=100)	91.68175	89.7904	65.54677	64.57435
	与 2005 年相比升值幅度(%)	8.363049	10.25342	34.48525	35.45721
	2006—2010 年平均升值率(%)	1.730669	2.139274	8.105367	8.379456**

注: * 2006—2010 年间最低年平均升值率, ** 2006—2010 年间最高年平均升值率。

五、结 语

动态 PPP 理论容许人民币实际汇率偏离传统 PPP 理论平价水平即 $Y_{CN}/Y_{CN}^{PPP} \neq 1$, 并且容许人民币实际汇率对传统 PPP 理论平价水平的偏离程度, 不同于世界范围内实际汇率偏离传统 PPP 理论平价水平的历史趋势即 $Y_{CN}/Y_{CN}^{PPP} \neq Y_{W132}/Y_{W132}^{PPP} | Y_{W132} = Y_{CN}$ 。基于国际横截面数据的动态 PPP 理论基准计量模型的拟合离差, 与人民币实际汇率时间序列误差-修正模型的短期误差项不同, 不具有均值回复的内在倾向。^②

2002 年以来, 人民币汇率承受着日益严重的升值压力。巨额并且持续扩大的国际贸易顺差以及加速积累的国家外汇储备, 有着包括国内贸易发展方式、国际贸易发展趋势和全球经济结构调整在内的多层面原因, 然而也真实反映国内储蓄相对过剩以及人民币汇率相对低估的中国经济结构性问题(周小川, 2006)。面临高储蓄比率的国民收入分配结构, 中国宏观经济政策设计应该遵循凯恩斯主义研究路线, 建立以增加国内投资需求为轴心的需求管理政策体系, 通过调节有效需求(而不是国民收入分配结构)实现高储蓄潜力向高资本形成的有效转化, 促进持续快速的经济增长和可持续的国际收支平衡。^③

若向高速增长情景与拟合离差消失情景的可能性倾斜而加权平均表 5 的实际汇率预测结果, 在情景 $Y/Y = 8.6\%$ 与 $Y/Y = 6.6\%$ 间以及情景 $\overline{D\bar{V}}_{CN_10} = 0$ 与 $\overline{D\bar{V}}_{CN_10} = \overline{D\bar{V}}_{CN_04}$ 间按 $2/3 : 1/3$ 分配

① 将国际经济的 2004 年横截面数据规律设定为中国经济的 2004 年至 2010 年时间序列趋势, 这样的方法论假设尚需要充分的理论和经验证明。人民币实际汇率指数 I 与 II 的计算方法与数据来源见数据附录。

② 依据比率 $Y_{CN_04}/Y_{CN_04}^{PPP}$ 而认为 2004 年人民币低估 75% ($\approx 1 - 0.25466893$), 或者依据拟合离差 $\overline{D\bar{V}}_{CN_04}$ 而认为 2004 年人民币低估 43% ($\approx 0.1107551/0.254668931$), 这样的统计推断是不成立的。至于依据特殊商品价格对实际汇率均衡程度的直观判断, 其参考价值更加有限。英国《经济学家》杂志的麦当劳巨无霸指数(Big Mac Index)显示, 2004 年以来人民币相对于美元低估 55% 以上, 其中 2004 年 7 月低估 56%。同样由该杂志编制的星巴克高杯拿铁指数(Tall Latte Index)却显示, 2004 年 7 月人民币相对于美元仅低估 1%。数据来源: <http://www.economist.com/markets/Bigmac/index.cfm>。

③ 增加国内投资需求不仅缩小国内储蓄剩余, 减少国际贸易顺差和人民币升值市场压力, 而且有助于维持较高的国内通货膨胀率, 将同时通过名义汇率升值和通货膨胀途径实现人民币实际汇率升值。

发生概率, 2006—2010年间人民币实际汇率将年均升值约6%而累计升值约25%。^① 在人民币实际汇率升值而 $e/e = -6\%$ 的背景条件下, 中国需求管理政策的中性取向应该符合工资、价格、汇率动态调整的一致政策目标:

(1) 通货膨胀目标: 参照欧洲中央银行与货币政策泰勒规则的2%价格稳定目标, 设定4%通货膨胀率目标即 $\pi_N = 4\%$, 从而通货膨胀率的国内国际差距为2%即 $\pi_N - \pi_W = 2\%$;

(2) 名义汇率目标: 设定4%名义汇率年均升值率目标即 $E/E = e/e + (\pi_N - \pi_W) = -4\%$, 从而2006—2010年间人民币名义汇率累计升值约20%;

(3) 实际工资目标: 假设实际工资上涨速度延续十五计划时期的历史趋势而与劳动生产率进步速度相同, 设定10%实际工资年均上涨率目标即 $w/w = 10\%$, 从而2006—2010年间实际工资率累计上涨约60%;

(4) 名义工资目标: 设定14%货币工资年均上涨率目标即 $W/W = w/w + \pi_N = 14\%$, 从而2006—2010年间货币工资约累计上涨90%。这样, 按潜在GDP年均增长9%—10%而实际通货膨胀率4%核算, 2006—2010年间国民收入中工资收入比重将保持稳定。

数据附录

世界银行《世界发展指标(2005)》(WDI2005)与《世界发展指标(2006)》(WDI2006)(WB, 2005, 2006), 提供表2统计指标的2003年与2004年国别数据。附表1列举的136国家和地区能够同时获得2003年与2004年人均购买力平价国民总收入年度数据, 构成样本集I、II、III的样本单位, 进而在排除特异样本点后构成样本集W321的样本单位。

附表1 WDI数据库136国家和地区

- [1] 阿尔巴尼亚; [2] 阿尔及利亚; [3] 安哥拉; [4] 阿根廷; [5] 亚美尼亚; [6] 澳大利亚; [7] 奥地利; [8] 阿塞拜疆; [9] 孟加拉国; [10] 白俄罗斯; [11] 比利时; [12] 贝宁; [13] 玻利维亚; [14] 波斯尼亚与黑塞哥维那; [15] 博茨瓦纳; [16] 巴西; [17] 保加利亚; [18] 布基纳法索; [19] 布隆迪; [20] 柬埔寨; [21] 喀麦隆; [22] 加拿大; [23] 中非; [24] 乍得; [25] 智利; [26] 中国; [27] 哥伦比亚; [28] 刚果民主共和国; [29] 刚果*; [30] 哥斯达黎加; [31] 科特迪瓦; [32] 克罗地亚; [33] 捷克; [34] 丹麦; [35] 多米尼加; [36] 厄瓜多尔; [37] 埃及; [38] 萨尔瓦多; [39] 厄里特尼亚; [40] 爱沙尼亚; [41] 埃塞俄比亚; [42] 芬兰; [43] 法国; [44] 加蓬; [45] 冈比亚; [46] 格鲁吉亚; [47] 德国; [48] 加纳; [49] 希腊; [50] 危地马拉; [51] 几内亚; [52] 几内亚比绍; [53] 洪都拉斯; [54] 中国香港; [55] 匈牙利; [56] 印度; [57] 印度尼西亚; [58] 伊朗; [59] 爱尔兰; [60] 以色列; [61] 意大利; [62] 牙买加*; [63] 日本; [64] 约旦; [65] 哈萨克斯坦; [66] 肯尼亚; [67] 韩国; [68] 科威特; [69] 吉尔吉斯斯坦; [70] 老挝; [71] 拉脱维亚; [72] 黎巴嫩*; [73] 莱索托; [74] 立陶宛; [75] 马其顿; [76] 马达加斯加; [77] 马拉维; [78] 马来西亚; [79] 马里; [80] 毛里塔尼亚; [81] 毛里求斯; [82] 墨西哥; [83] 马尔代夫; [84] 蒙古; [85] 摩洛哥; [86] 莫桑比克; [87] 纳米比亚; [88] 尼泊尔; [89] 荷兰; [90] 新西兰; [91] 尼加拉瓜; [92] 尼日尔; [93] 尼日利亚; [94] 挪威; [95] 巴基斯坦; [96] 巴拿马; [97] 巴布亚新几内亚; [98] 巴拉圭; [99] 秘鲁; [100] 菲律宾; [101] 波兰; [102] 葡萄牙; [103] 罗马尼亚; [104] 俄罗斯; [105] 卢旺达; [106] 沙特阿拉伯; [107] 塞内加尔; [108] 塞拉利昂; [109] 新加坡; [110] 斯洛伐克; [111] 斯洛文尼亚; [112] 南非; [113] 西班牙; [114] 斯里兰卡; [115] 苏丹; [116] 斯威士兰; [117] 瑞典; [118] 瑞士; [119] 叙利亚; [120] 塔吉克斯坦; [121] 坦桑尼亚; [122] 泰国; [123] 多哥; [124] 特立尼达和多巴哥; [125] 突尼斯; [126] 土耳其; [127] 乌干达; [128] 乌克兰; [129] 英国; [130] 美国; [131] 乌拉圭; [132] 乌兹别克斯坦; [133] 委内瑞拉; [134] 越南; [135] 也门*; [136] 赞比亚。

注: *特异样本点29.62.72与135在形成样本集W132时排除。

^① 对于实际汇率指数I年的平均升值率, $1/3 \cdot (1/3 \cdot A + 2/3 \cdot B) + 2/3 \cdot (1/3 \cdot C + 2/3 \cdot D) = 5.935927\%$; 对于实际汇率指数II年的平均升值率, $1/3 \cdot (1/3 \cdot A + 2/3 \cdot B) + 2/3 \cdot (1/3 \cdot C + 2/3 \cdot D) = 6.193086\%$ 。

美国联邦储备银行圣路易斯分行经济数据库 (St. Louis Fed Economic Data-FRED[®]), 提供人民币与美元汇率的月度数据以及美国 GDP 价格指数和个人消费支出价格指数的季度数据。中国国家统计局《中国统计年鉴(2006)》以及“2006 年国民经济和社会发展统计公报”、“关于 2005 年 GDP 初步核实数据的公告”, 提供中国 CPI 价格指数、名义 GDP 总额和实际 GDP 指数的年

度数据。经过算术平均和价格平减变换, 能够计算人民币名义汇率以及中国与美国 GDP 价格指数、CPI 价格指数的年度数据, 从而能够使用 GDP 价格指数和 CPI 价格指数核算人民币实际汇率。附表 2 为 2003—2005 年间人民币名义汇率以及分别按 GDP 价格指数与按 CPI 价格指数核算的人民币实际汇率指数 I 与 II。

附表 2 人民币名义汇率与实际汇率指数

年度	名义汇率 (人民币/美元)	实际汇率(2004=100)	
		I	II
2003	8.2772	104.1519	101.2580
2004	8.2768	100.0000	100.0000
2005	8.1940	97.9100	100.0489

参考文献

- 窦祥胜、杨析, 2004,《人民币均衡汇率估计: 不同方法的比较》,《数量经济技术经济研究》第 4 期。
- 弗里希, 1989,《现代通货膨胀理论》, 中译本, 中国金融出版社。
- 邱冬阳, 2006,《人民币购买力平价: 1997—2005 数据的协整分析》,《经济研究》第 5 期。
- 卢锋、韩晓亚, 2006,《长期经济增长与实际汇率演变》,《经济研究》第 7 期。
- 王志强、齐佩金、孙刚, 2004,《人民币汇率购买力平价的界限检验》,《数量经济技术经济研究》第 2 期。
- 吴骏、夏炎、周永务, 2005,《动态购买力平价理论与检验》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- 杨治, 1999,《产业政策与结构优化》, 新华出版社。
- 易纲、范敏, 1997,《人民币汇率的决定因素及其走势分析》,《经济研究》第 10 期。
- 俞乔, 2000,《购买力平价、实际汇率与国际竞争力: 关于测算我国加权实际汇率指数的理论方法》,《金融研究》第 1 期。
- 张晓朴, 2000,《购买力平价思想的最新演变及其在人民币汇率中的应用》,《世界经济》第 9 期。
- 周小川, 2006,《中国的贸易平衡和汇率有关问题》,《中国发展观察》第 4 期。
- Bergstrand Jeffrey H., 1991, “Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence”, *American Economic Review*, Vol. 81(1).
- Cassel, Gustav 1918 “Abnormal Deviation in International Exchange”, *Economic Journal*, Vol. 28.
- , 1922, *Money and Foreign Exchange after 1914*, Macmillian.
- Dornbusch, Rudiger, 1987, “Purchasing Power Parity”, in John Eatwell, Murray Milgate and Peter Newman (eds.), *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Macmillian.
- Edison, Hali J., 1987, “Purchasing Power Parity in the Long Run: a Test of the Dollar/Pound Exchange Rate, 1890—1978”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 19(3).
- Engel, Charles and John H. Rogers 1996, “How Wide is the Border?” *American Economic Review*, Vol. 86(5).
- Engel, Charles, 2000 “Long-Run PPP Theory May Not Hold”, *Journal of International Economics*, No. 51.
- International Money Fund, 2006, *World Economic Outlook: Globalization and Inflation*, <http://imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/01/pdf/weo0406.pdf>.
- Keynes, John Maynard, 1923, *A Treatise on Monetary Reform*, Macmillian.
- Kohn, Donald L., 2006, “Reflections on Globalization and Policies”, <http://www.federalreserve.org/boarddocs/speeches/2006/20060706/default.htm>.
- Kravis, Irving B. and Robert E. Lipsey., 1983, “Toward an Explanation of National Price Levels”, *Princeton Studies in International Finance*, No. 52.
- , 1988, “National Price Levels and the Prices of Tradables and Nontradables”, *American Economic Review*, Vol. 78(2).
- Lothina, James R. and Mark P. Taylor, 2000 “Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchanger Rate Stability”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19(5).
- , 2005, “Real Exchange Rates over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effects?”, *Fordham University CRIF Working Paper Series*, No. 04001.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, 1994, “Exchange Rates Dynamics Redux”, *NBER Working Paper Series*, No. 4693.
- Pippenger, John E., 2004 “The Modern Theory of the IOP and PPP: some Implications”, *UC Santa Barbara Economics Working Paper Series*, No. 1171.
- Rogoff, Kenneth, 1996, “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 34(2).

(下转第 160 页)

合并。当然,重要的一点仍然在于,这个发展过程实际上是嵌入到了当地政治体制的延续之中的。此外,该乡镇企业的成功发展也是深深植根于当地手工业传统之中的。

通过这些实证研究,胡必亮得出结论:特定的(并非所有的)非正式制度提高了经济绩效;同时,经济绩效的提高又反过来增强了非正式制度的活力;因此,至少中国农村现代化是在传统和现代性两股力量的整合互动中共同推进的。正因为如此,他强烈反对那种认为现代化必然导致程式化的、正式的和无个性制度的“西式”现代化模式的观点。我认为这是这本书的主要理论成果,可以说它本身就为我们提供了一个如何使现代概念(这里主要是指经济学的概念)本土化的典型例证。我建议从两个不同的视角来读这本书:一是了解它对农村发展及其社会变迁的分析并且批判性地接受它的主张;二是把这本书本身看作是中国现代化进展的一个例证,并学习一个中国的知识分子为了理解其社会的复杂性,是如何与源于西方的分析概念进行“斗争”的方法。即使在某些方面读者不支持本书的观点,这本书在第二个方面的价值仍然是很高的。

正因为如此,我非常感谢 Routledge 出版这本书,感谢《非正式制度与中国农村发展》一书的匿名审稿人和编辑们对该书价值的充分肯定。胡必亮表示他今后会更加专注地从事学术研究工作,我期待着更加令人兴奋的研究成果。(中国农业大学人文与发展学院王志芳译)

(责任编辑:唐寿宁)(校对:晓 鸥)

(上接第 86 页)

Taylor, Allen M. and Mark P. Taylor, 2004, "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.18(4).

World Bank, 2005, World Development Indicators 2005, <http://devdata.worldbank.org/wdi2005/home.htm>.

World Bank, 2006, World Development Indicators 2006, <http://devdata.worldbank.org/wdi2006/home.htm>.

Dynamic PPP Theory: Concept, Evidence and Application

Zheng Chaoyu

(School of Economics, Renmin University of China)

Zhu Nansong

(Shanghai Zendai Investment Management Co., Ltd.)

Zhang Yao

(Bureau of Comprehensive Planning, China Development Bank)

Abstract: By modeling structural factors such as the marketization and openness of national economy and the integration of international economy, this paper attempted to build an analytical framework of the dynamic PPP theory, characterizing the systemic deviation of practical exchange rate from traditional PPP level and its evolutionary dynamics. The econometric analysis with international intersection data, estimated the benchmark structure of the dynamic PPP theory and its computable version, and then implemented the scenario forecasting of the appreciation trend for Renminbi exchange rate during 2006—2010, so as to offer the numerical reference for the equilibrating adjustment of Renminbi exchange rate in the future.

Key Words: Purchasing Power Parity; Dynamic Approach; Renminbi Exchange Rate

JEL Classification: F31, E17

(责任编辑:晓 喻)(校对:子 璇)