

# 中国的实体经济面支持人民币升值吗？\*

□程大中 张天添 苏 阳

**摘要**：实体经济面因素是决定一国货币实际汇率变化趋势的根本性和长期性因素，这对于处在经济转型期的中国来说尤为重要。本文基于考虑这些因素的贸易品—非贸易品模型以及以全球截面回归结果为基准的经验分析表明，在均值回复可实现的情况下，人民币对美元实际汇率从2007年到2017年能够得到100%的矫正即年均升值2.3%~3.6%（基于单要素模型）或得到56%~71%的矫正即年均升值0.6%~1.99%（基于两要素模型）。如果中国相对于美国的价格水平保持相对稳定的话，则在2007~2017年10年里人民币名义升值应该与实际升值幅度相同，但若以此判断则近年来人民币名义升值速度和幅度（2007~2011年年均升值3.8%）已经超过本文基于实体经济面的估算结果。

**关键词**：人民币 实际汇率 实体经济面

## 一、引言

1994年以来，中国的贸易顺差（货物贸易和服务贸易合计）与外汇储备不断扩大，分别从73.57亿美元和516.2亿美元猛增至2010年的2321亿美元和28473.4亿美元，贸易顺差在2008年达到峰值即3488.7亿美元（见图1）。与此同时，从1994年开始，中国取消了官方汇率，实现人民币汇率并轨，对外宣称实施以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制。1996年12月1日，中国接受国际货币基金组织协定第八条款，宣布实现人民币经常项目下可兑换。但在2005年7月21日即在中国人民银行推出人民币汇率形成机制改革之前的10来年时间里，人民币名义汇率（中间价）基本维持在8.27（1美元兑8.27元人民币）以上的位置。2005年7月21日以来，人民币对美元总体呈现出单边名义升值的趋势，到2011年12月30日已累计升值24%。由图1可以发现一个比较有趣的现象：在1994年之前人民币持续贬值的时期里，中国外贸差额和外汇储备量反而保持相对稳定；但在随后人民币名义汇率保持相对稳定的时期里，中国外贸差额（顺差）和外汇储备量却出现大幅度的持续增长。这一现象尤其是人民币汇率问题引起了国内外学术界的广泛关注。

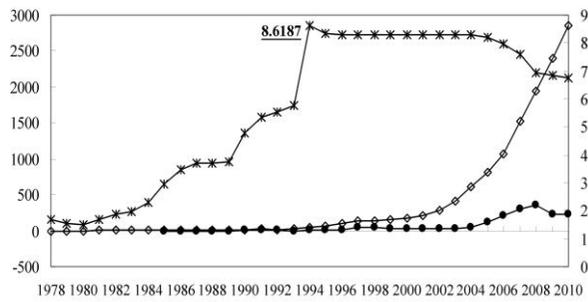


图1 人民币名义汇率与中国外贸差额和外汇储备的变化（1978~2010）

数据来源：来自国家外汇管理局网站(www.safe.gov.cn)。

首先，从国外学者的研究看，大多数

\*作者感谢以下基金项目资助：国家自然科学基金(70773021)、教育部人文社科重点研究基地重大项目(2007JJD790127)、2009年教育部新世纪优秀人才支持计划、上海哲社课题(2010BJB019)、国家社科基金(11BJY142)及复旦大学985工程三期项目。本文于2010年12月15~16日在德国曼哈姆(Mannheim)欧洲经济研究中心(ZEW)举办的研讨会上宣读，感谢 Andreas Lösche 教授等的有益评论。感谢参加复旦大学985基地研讨会的华民教授、孙立坚教授等的评论和建议。

观点认为人民币汇率(包括名义和实际汇率)被低估,并且是导致中国外贸顺差和外汇储备持续增加的主要原因。比如 Frankel(2005)基于跨国比较分析发现2000年人民币被低估大约35%,指出中国即使不走向完全浮动汇率制,也应该采用更富有弹性的汇率安排。Frankel的这一观点显然要比 Goldstein(2003)、Goldstein 和 Lardy(2003)温和,后者主张人民币先升值,然后走向宽幅浮动。不过, Frankel 同时认为美国的贸易赤字和失业不应该完全归因于中国的汇率政策;美国对人民币汇率的立场类似于此前对韩元和日元的立场,当时美国也是这样要求韩元和日元升值并实现自由浮动的。Baak(2008)采用1986~2006年的季度数据检验了人民币与美元实际汇率变化对两国贸易的影响,结果发现:人民币贬值1%会使中国向美国的出口提高1.7%,而美元贬值1%则使美国向中国的出口提高大约0.4%。这意味着人民币对美元升值并不能像想象的那样大幅度改善美国的贸易收支状况。

国内有关人民币汇率水平、变动趋势及其决定因素的研究也很多<sup>①</sup>。大多数学者认为,人民币存在一定程度的低估,但各自采用的理论方法不尽相同。如张斌(2003)基于均衡汇率理论模型及相应的单方程模型,发现样本时期中国实际均衡汇率面临升值趋势,其主要原因是中国贸易品部门相对较快的生产率进步和国外直接投资的持续流入。孙茂辉(2006)基于自然均衡汇率理论和中国宏观经济特点,指出近几年人民币存在一定程度低估,但汇率失调程度趋向收敛,目前人民币升值压力主要来自金融经济层面。卢锋和刘鏊(2006)发现结构性生产率指标与人民币实际汇率之间的经验关系支持 Balassa-Samuelson 效应假说。吴丽华和王锋(2006)基于行为均衡汇率模型和协整理论发现人民币实际汇率在1984~2004年经历了3个阶段的币值低估和2个阶段的币值高估。王曦和才国伟(2007)按照汇率错位新算法计算出了人民币汇率错位水平。王泽填和姚洋(2008)则基于购买力平价法对184个经济体1974~2007年的年度面板数据进行估计,发现人民币在1985年以后一直被低估。

国内也有一些学者对人民币升值问题持谨慎观点。如刘霞辉(2004)基于随机开放经济模型探讨汇率决定的机制,指出像中国这样的发展中国家

因经济增长不稳定性与市场风险较大,其货币在相当长时期都存在贬值预期,目前人民币的升值压力并不是长期的,而只是一些利益集团的短期行为。卜永祥(2008)采用外汇市场压力的货币模型,发现中国中央银行国内信贷与人民币升值压力呈负向关系,而中国经济增长和国内利率水平与人民币升值压力呈正向关系。金雪军和王义中(2008)则区分了产品市场和资产市场均衡汇率、失调和波动,发现人民币不存在严重高估和低估。

回顾历史,我们不难发现,1973年2月布雷顿森林体系崩溃以来,对于世界上大多数经济体来说,实际汇率的变动相对于名义汇率而言较为稳定,这意味着实际汇率在更大程度上受到经济基本面长期因素的影响<sup>②</sup>。为了刻画这些长期因素,本文构建出一个重点考虑实体经济基本面(将经济供给面和需求面结合起来)的分析框架。在此基础上利用美国、中国等样本经济体的数据,估算这些长期因素对实际汇率水平及变动的影响。最后以此为根据分析人民币实际汇率可能存在的长期性偏差以及未来调整趋势。

本文采用重点考虑实体经济面的贸易品-非贸易品(tradable-nontradable)分析框架,并在单要素(仅考虑劳动力)和两要素(考虑资本和劳动力)的两种经验分析框架下采用数据包络技术(data envelopment analysis, DEA)分别研究不变规模报酬(constant return to scale, CRS)和可变规模报酬(variable return to scale, VRS)两种情形,以期将市场结构(完全竞争和非完全竞争)因素考虑进去。这一点不同于现有的相关文献<sup>③</sup>。当然,也有经济学家指出,要推导出 Balassa-Samuelson 效应,无须进行需求方面的假设,也就是说,尽管各国存在消费偏好方面的差异,这一效应仍然是成立的(Obstfeld and Rogoff, 1999)。但本文的模型考虑了需求因素,这不同于张斌(2003)、卢锋和刘鏊(2006)。从这一角度看,本文倒是唐翔(2008)研究的呼应和进一步实证。另外,本文同时考虑了影响经济体实际汇率的总量和结构因素,不同于 Frankel(2005)、卢锋和韩晓亚(2006)、王泽填和姚洋(2008)、赵志君和陈增敬(2009),后者未探讨产业结构差异和部门技术效率及其变化如何影响实际汇率。

以下内容安排为：第二节给出分析框架及经验模型，推导出实体经济基本面因素影响实际汇率的主要机制；第三节介绍数据处理及来源；第四节是计量分析，首先得出全球截面回归结果，以此为参照基准，确定人民币对美元实际汇率偏差及未来趋势，最后是基本结论。

## 二、分析框架

### (一) 经济的供给方

假定经济中有贸易品和非贸易品两类部门(分别以下标  $T$  和  $N$  表示)，分别通过雇用劳动力( $L$ )和资本( $K$ )生产贸易品( $Q_T$ )和非贸易品( $Q_N$ )，其生产函数分别为：

$$Q_T = A_T K_T^{r_{K_T}} L_T^{r_{L_T}} \quad (1)$$

$$Q_N = A_N K_N^{r_{K_N}} L_N^{r_{L_N}} \quad (2)$$

两部门的产出  $Q_T$  和  $Q_N$  取决于劳动投入  $L_T$  和  $L_N$  及资本投入  $K_T$  和  $K_N$ ，劳动生产率增长率  $r_{L_T}$  和  $r_{L_N}$  及资本生产率增长率  $r_{K_T}$  和  $r_{K_N}$ ，以及技术水平  $A_T$  和  $A_N$ 。两部门总劳动为  $L_T + L_N = L$ ，总资本为  $K_T + K_N = K$ ， $L$  和  $K$  也可分别看作是总就业份额和总资本份额即均为 1<sup>④</sup>。

### (二) 经济的需求方

家庭及个人的需求或消费包括贸易品和非贸易品消费。贸易品和非贸易品均为同质产品，贸易品的进出口是均衡的<sup>⑤</sup>。消费者的即期效用(instantaneous utility)为：

$$U(Q_T, Q_N) = (1-\lambda) \ln Q_T + \lambda \ln Q_N \quad (3)$$

假定家庭消费贸易品所获得的效用为  $\ln Q_T = \ln(E_T/p_T)$ ，消费非贸易品所获得的效用为  $\ln Q_N = \ln(E_N/p_N)$ ，其中  $E_T$ 、 $E_N$  分别为用于购买贸易品和非贸易品的支出， $\lambda$  表示对非贸易品的偏好 ( $0 \leq \lambda < 1$ )。

公式(3)效用目标函数直接受以下预算约束条件约束：

$$y \geq p_T Q_T + p_N Q_N \quad (4)$$

$y$  表示家庭(人均)收入。

### (三) 国内非贸易品相对价格

假定贸易品为计价产品(numeraire)即  $p_T = 1$ ，则非贸易品的相对价格为  $p = p_N/p_T$ 。基于公式(3)和公式(4)得到家庭消费的一阶条件：

$$p = \left( \frac{\lambda}{1-\lambda} \right) \left( \frac{Q_N}{Q_T} \right)^{-1} \quad (5)$$

将公式(1)、(2)代入公式(5)，可得

$$p = \left( \frac{\lambda}{1-\lambda} \right) \left( \frac{A_T}{A_N} \right) \left( \frac{1-L_N}{L_N} \right)^{(r_{L_T}-r_{L_N})l} \left( \frac{1-K_N}{K_N} \right)^{(r_{K_T}-r_{K_N})l} \quad (6)$$

由公式(6)可知，非贸易品相对价格受以下因素的影响：第一，两个部门的相对技术水平即  $A_T/A_N$ ，它反映的是技术效应，且  $dp/dA_N < 0$ ，即在其他因素不变的情况下，非贸易品生产技术的上升会导致非贸易品相对价格的下降。第二，就业结构即  $(1-L_N)/L_N$ ，它反映的是产业结构效应，且  $dp/dL_N < 0$ ，即在其他因素不变的情况下，非贸易品就业份额(进而非贸易品产出份额)的上升会导致非贸易品相对价格的下降。第三，两个部门劳动生产率增长率相对水平即指数项  $r_{L_T} - r_{L_N}$ ，它反映的是 Balassa-Samuelson 效应，且  $dp/d(r_{L_T} - r_{L_N}) > 0$ ，即在其他因素不变的情况下，如果贸易品部门劳动生产率增长率高于非贸易品部门，则导致非贸易品相对价格趋于上升。第四，资本的部门配置结构与资本的生产率增长率，这两个变量对非贸易品相对价格的影响与劳动力类似。第五，需求因素即  $\lambda/(1-\lambda)$ ，它反映的是恩格尔效应，可以捕捉 Salter-Swan 效应，且  $dp/d\lambda > 0$ ，即在其他因素不变的情况下，非贸易品消费偏好的增强( $\lambda$  值变大)会导致非贸易品相对价格的上升。为什么非贸易品消费偏好会增强？根据 Engel 定理和马斯洛需求原理，人均收入水平( $y$ )的提高将使消费者偏好逐渐由诸如衣食住行的有形产品(通常为贸易品)转向用来提高健康和人力资本水平的服务产品(通常为非贸易品)。我们仿照 Pugno(2006)将这一规律表示为：

$$\lambda = 1 - \frac{1}{1 + \mu \epsilon l} = 1 - \frac{1}{1 + \mu y} \quad (7)$$

其中  $\mu > 0$ 。公式(7)确保  $l$  是人均收入水平  $y$  的增函数，并且对于正且趋于无穷大的人均收入， $0 < \lambda < 1$ 。

### (四) 实际汇率的决定

我们按照 Obstfeld 和 Rogoff(1999)假定一国的价格水平等于其非贸易品价格和贸易品价格的几何平均值，各自的权重分别为  $\gamma$  和  $1-\gamma$ 。由于将贸易品作为计价产品，因此本国和外国(带上标\*)的总体价格水平分别为(假定两国两种产品的价格权重一样)<sup>⑥</sup>：

$$P = (p_T)^{1-\gamma} (p_N)^\gamma = p^\gamma, P^* = (p_T^*)^{1-\gamma} (p_N^*)^\gamma = (p^*)^\gamma \quad (8)$$

外国与本国的价格水平比率为：

$$P^*/P = (p^*/p)^{\gamma} \quad (9)$$

把公式(6)代入公式(9),两边取对数,且用名义汇率将两国的价格转换为同一货币,然后将公式(7)代入并假定 $\mu = \mu^*$ ,得：

$$\begin{aligned} \ln RER = & -\gamma \ln(y/y^*) - \gamma \ln \left[ \frac{(A_T/A_N)}{(A_T^*/A_N^*)} \right] \quad (10) \\ & - \gamma \ln \left[ \frac{(1-L_N)}{L_N} \right] / \left[ \frac{(1-L_N^*)}{L_N^*} \right] - \gamma t [(r_{L_T} - r_{L_N}) - (r_{L_T}^* - r_{L_N}^*)] \\ & - \gamma \ln \left[ \frac{(1-K_N)}{K_N} \right] / \left[ \frac{(1-K_N^*)}{K_N^*} \right] - \gamma t [(r_{K_T} - r_{K_N}) - (r_{K_T}^* - r_{K_N}^*)] \end{aligned}$$

公式(10)的理论框架表明：一国货币的实际汇率既受到需求方面因素(如两国人均收入的相对水平)的影响(即经济增长效应和 Salter-Swan 效应),还会受到供给方面因素(如两国贸易品部门和非贸易品部门的相对技术水平和要素生产率增长率相对差异以及两国的产业结构差异)的影响(即结构效应和 Balassa-Samuelson 效应)。

基于公式(10),我们构造以下经验分析公式：

$$\begin{aligned} \ln RER_{it} = & \alpha_{it} + \beta_{it} \ln TE\_Diff_{it} + \delta_{it} \ln Y\_Diff_{it} \\ & + \varphi_{it} \ln L\_IndDiff_{it} + \phi_{it} L\_ProDiff_{it} \\ & + \gamma_{it} \ln K\_IndDiff_{it} + \sigma_{it} \ln K\_ProDiff_{it} + \epsilon_{it} \quad (11) \end{aligned}$$

其中,  $TE\_Diff_{it} (= (A_T/A_N)/(A_T^*/A_N^*))$  表示  $t$  年经济体  $i$  的贸易品部门和非贸易品部门相对技术水平与美国之比。 $Y\_Diff_{it} (= y/y^*)$  表示  $t$  年经济体  $i$  的实际人均收入与美国实际人均收入之比。 $L\_IndDiff_{it} (= [(1-L_N)/L_N]/[(1-L_N^*)/L_N^*])$  表示  $t$  年经济体  $i$  与美国的就业结构差异,即如果  $L_N < L_N^*$ , 则  $[(1-L_N)/L_N] > [(1-L_N^*)/L_N^*]$ , 或者如果  $[(1-L_N)/L_N] < [(1-L_N^*)/L_N^*]$ , 则  $L_N > L_N^*$ 。 $L\_ProDiff_{it} (= (r_{L_T} - r_{L_N}) - (r_{L_T}^* - r_{L_N}^*))$  表示  $t$  年经济体  $i$  的贸易品部门劳动生产率相对增长率与美国的差异。 $K\_IndDiff_{it} (= [(1-K_N)/K_N]/[(1-K_N^*)/K_N^*])$  表示  $t$  年经济体  $i$  与美国的资本配置结构差异。 $K\_ProDiff_{it} (= (r_{K_T} - r_{K_N}) - (r_{K_T}^* - r_{K_N}^*))$  表示  $t$  年经济体  $i$  的贸易品部门资本生产率相对增长率与美国的差异。 $\epsilon_{it}$  为随机项。

### 三、数据

经验分析首先要解决的问题是如何划分贸易品和非贸易品部门<sup>⑦</sup>。结合已有文献的做法以及考虑到经验分析的稳健性(robustness),本文将采用两种划分方法进行相互对照:(1)部门划分方法1将服务业划归非贸易品部门,其余为贸易品部门。对于中国,非贸易品部门为第三产业(基本上对应服务业),其余第一、二产业为贸易品部门。(2)部门划分方法2将服务业和建筑业划归非贸易品部门,其余为贸易品部门。对于中国,非贸易品部门为第一和第三产业,贸易品部门为第二产业(包括工业和建筑业)。对于中国的建筑业,没有像其他经济体那样划归非贸易品部门,一方面是因为缺乏该行业细分的资本数据,另一方面考虑到中国存在大量的海外劳务输出和建筑工程承包,该行业的可贸易性会比较高,因此将之划归贸易品部门也未尝不可。显然,与部门划分方法1相比,部门划分方法2对非贸易品部门的界定更为宽泛。与此相对应,所有相关变量(包括产出、技术、资本、劳动力以及要素生产率等)都分别按照这两种划分方法,一归类计算(见表1)。以下着重说明部门资本存量和技术水平的处理方法。

首先,关于部门资本存量( $K_T$ 和 $K_N$ )的计算。我

表1 主要变量和参数的定义及数据处理和来源

变量	变量含义	数据处理	原始数据源
$RER$	样本经济货币对美元的实际汇率	等于以相同货币表示的相对于美国( $=1$ )的GDP价格水平,即 $RER = NER \times (P^*/P)$ , 其中 $NER$ 表示样本经济货币相对于美元的名义汇率, $P$ 表示样本经济体的GDP本币价格水平, $P^*$ 表示美国的GDP美元价格水平。	Penn World Table Version 6.3
$Y\_Diff_{it}$	相对于美国的实际人均收入差距	等于 $t$ 年经济体 $i$ 的实际人均GDP(\$) 与美国实际人均GDP之比。	同上
$Q_T$ 和 $Q_N$	贸易品和非贸易品部门的实际增加值	分别等于以1990年美元衡量的该部门实际总增加值(GVA),采用两种划分方法分别加以归类计算。	UNSTATS和CEIC
$L_T$ 和 $L_N$	贸易品和非贸易品部门的就业	与 $Q_T$ 和 $Q_N$ 相对应,采用两种划分方法分别加以归类计算。	同上
$K_T$ 和 $K_N$	贸易品和非贸易品部门的资本存量	与 $Q_T$ 和 $L_T$ 、 $Q_N$ 和 $L_N$ 相对应,采用两种划分方法分别加以归类计算(采用永续盘存法和每年6%折旧率,2000年定值美元\$)。	UNSTATS、CEIC和Francois et al (2009)
$r_{L_T}$ 和 $r_{L_N}$	贸易品和非贸易品部门的劳动生产率增长率	两个部门的实际劳动生产率(等于各部门实际增加值除以其就业人数)增长率通过环比计算,为年增长率。	UNSTATS和CEIC
$r_{K_T}$ 和 $r_{K_N}$	贸易品和非贸易品部门的资本生产率增长率	两个部门的实际资本生产率(等于各部门实际增加值除以其实际资本存量)增长率通过环比计算,为年增长率。	UNSTATS、CEIC和Francois et al (2009)
$A_T$ 和 $A_N$	贸易品和非贸易品部门的技术水平	采用投入导向(input-oriented)的DEA方法,分别计算出单要素模型(L)和两要素模型(L和K)下的不变规模报酬(CRS)和可变规模报酬(VRS)两种技术效率。	本文计算结果

## 中国的实体经济面支持人民币升值吗？

### 中国金融·财政论坛

们所能获得的数据包括：(1) Francois, Garita 和 Swart (2009)关于各主要经济体的总资本存量(2000年美元)数据库,其中的资本存量计算采用永续盘存法,每年投资流量 $I$ 为总固定资本形成(gross fixed capital formation, GFCF),折旧率为6%。(2) UNSTATS 数据库关于大多数经济体的细分行业总固定资本形成(GFCF, 1990年美元)数据。(3) CEIC 数据库关于部分经济体的细分行业总固定资本形成(GFCF, 以该经济体货币不变价计值)数据,这是作为 UNSTATS 数据库的补充,因为有些经济体的细分行业总固定资本形成在 UNSTATS 数据库中是没有的。由于随后的 DEA 分析要求部门资本存量采用统一货币计值,所以我们只要得出贸易品部门和非贸易品部门资本存量各自所占比重,然后乘以 Francois, Garita 和 Swart (2009)数据库中的总资本存量,就可以得到两个部门的资本存量(都用2000年美元计值)。对于中国,我们按照三次产业划分求出各自的实际资本存量。

其次,关于部门技术水平( $A_T$ 和 $A_N$ )的计算。由于没有现成的数据,我们只能采用投入导向(input-orientated)的 DEA(即数据包络分析)方法(Coelli et al., 2005)加以估算。这是一种非参数的数学规划方法,用于生产前沿(frontier)的估计。若采用投入导向的 DEA 方法,只要知道决策单位(DMU)的投入和产出,就可以针对单要素模型和两要素模型两种框架,分别求出不变规模报酬(CRS)和可变规模报酬(VRS)两种情形下的技术效率(technical efficiency)(分别用  $CRS\_TE$  和  $VRS\_TE$  表示),以此来反映技术水平。本文采用 DEA 分析的决策单位是指每个样本经济体的贸易品和非贸易品部门。

根据表1列出的变量及数据,我们进一步计算出公式(11)所涉及的变量(相当于各经济体跟美国相比的差分变量)。受到资本存量数据的约束,同时考虑到时间越早,样本经济体越少,我们只选取1997~2007年这一时间段。由于各经济体涉及的时间长短不同,因此,不同年份的样本经济体个数存在差异,但均包括中国和美国。

## 四、计量分析

### (一)全球截面回归:参照基准

表2列出了1997年和2007年的全球截面回归

结果,作为确定样本经济体货币对美元实际汇率水平及其偏差的参照基准<sup>®</sup>。首先,在每一年,无论是基于单要素模型还是两要素模型,无论是考虑不变规模报酬技术效率还是可变规模报酬技术效率,样本经济体相对于美国的实际人均收入差距( $\ln Y\_Diff_i$ )与该实际汇率水平( $\ln RER$ )均是显著负相关的。这意味着随着被考察经济体的收入水平的相对上升( $y/y^*$ 上升),其货币将倾向于实际升值或实际升值压力加大。该变量的系数在单要素模型中为-0.42~-0.56,在两要素模型中则为-0.54~-0.65。这表明,实际人均收入相对水平( $y/y^*$ )上升1%,则该国货币将升值0.42%~0.65%。这是经济增长导致的货币实际升值效应。这一结论跟已有研究类似,其中的逻辑如前面模型所讨论的,即人均收入水平的上升将提高对非贸易品的消费,进而在其他条件既定时导致非贸易品相对价格的上升。

其次,2007年截面回归(部门划分方法2的单要素模型回归除外)以及1997年部分回归的结果显示,样本经济体跟美国的产业结构差异(主要是就业结构)( $\ln L\_IndDiff_i$ )与该实际汇率值( $\ln RER$ )是显著正相关的,即意味着如果与美国相比,随着非贸易品部门就业所占比重的相对上升( $L_N/L_N^*$ 上升)或贸易品部门就业所占比重的相对下降,其货币就越倾向于实际升值或实际升值压力加大。以2007年为例,非贸易品部门就业相对比重上升1%,该国货币将实际升值0.1%~0.3%。这说明,产业结构中的就业结构变化将导致明显的货币实际升值效应。但资本在部门之间的配置变化对货币实际汇率不产生影响。

第三,根据 Balassa(1964)和 Samuelson(1964),贸易品部门的劳动生产率增长要快于非贸易品部门,因此将导致非贸易品的相对价格上升;如果与外国相比,本国贸易品部门相对于非贸易品部门的劳动生产率增长较快,则本国货币将面临实际升值,即意味着变量  $L\_ProDiff_i$  的系数应该为负。但这里的计量结果表明,只有部门划分方法2中的两要素模型回归比较稳健地显示该变量系数显著为负,其余的回归系数要么不显著,要么符号相反。对此的可能解释是:与部门划分方法1相比,部门划分方法2中的非贸易品部门更宽,从而使

表2 截面回归结果(1997~2007)

		(a) 部门划分方法1							
单要素模型		非对称样本				对称样本			
		1997		2007		1997		2007	
lnCRS_TE_Diff <sub>it</sub>		0.032 (0.071)		0.022 (0.063)		0.181*** (0.062)		0.032 (0.072)	
lnVRS_TE_Diff <sub>it</sub>			-0.056 (0.053)		-0.016 (0.049)		0.050 (0.052)		-0.014 (0.055)
lnY_Diff <sub>it</sub>		-0.441*** (0.057)	-0.455*** (0.051)	-0.418*** (0.051)	-0.418*** (0.051)	-0.485*** (0.046)	-0.531*** (0.047)	-0.506*** (0.059)	-0.507*** (0.059)
lnL_IndDiff <sub>it</sub>		0.187** (0.089)	0.119 (0.084)	0.202*** (0.075)	0.184** (0.072)	0.270*** (0.074)	0.185** (0.072)	0.136* (0.083)	0.115 (0.080)
L_ProDiff <sub>it</sub>		-0.040 (0.291)	-0.00005 (0.290)	-0.640 (0.393)	-0.616 (0.398)	-0.079 (0.235)	-0.062 (0.250)	-0.175 (0.498)	-0.094 (0.516)
观测值		81	81	96	96	74	74	74	74
Adj. R <sup>2</sup>		0.765	0.768	0.669	0.669	0.861	0.846	0.724	0.724
B-P test (p>χ <sup>2</sup> )	lnRER 拟合值 自变量	0.013	0.020	0.213	0.194	0.975	0.300	0.984	0.724
两要素模型		非对称样本				对称样本			
		1997		2007		1997		2007	
lnCRS_TE_Diff <sub>it</sub>		0.040 (0.099)		0.148 (0.103)		0.040 (0.101)		-0.048 (0.088)	
lnVRS_TE_Diff <sub>it</sub>			-0.078 (0.121)		-0.070 (0.072)		-0.093 (0.123)		-0.096 (0.062)
lnY_Diff <sub>it</sub>		-0.600*** (0.070)	-0.614*** (0.063)	-0.566*** (0.077)	-0.595*** (0.075)	-0.592*** (0.073)	-0.607*** (0.065)	-0.573*** (0.063)	-0.572*** (0.061)
lnL_IndDiff <sub>it</sub>		0.133 (0.085)	0.174* (0.087)	0.220** (0.103)	0.289*** (0.097)	0.141* (0.087)	0.187** (0.088)	0.241*** (0.088)	0.232*** (0.080)
L_ProDiff <sub>it</sub>		-0.594 (0.392)	-0.445 (0.427)	-2.200*** (0.785)	-1.630** (0.764)	-0.600 (0.401)	-0.427 (0.434)	-0.481 (0.829)	-0.514 (0.763)
lnK_IndDiff <sub>it</sub>		-0.032 (0.089)	-0.077 (0.077)	0.004 (0.088)	-0.087 (0.072)	-0.025 (0.093)	-0.074 (0.079)	-0.021 (0.080)	-0.018 (0.066)
K_ProDiff <sub>it</sub>		-0.042 (0.225)	-0.074 (0.231)	0.023 (0.101)	0.037 (0.102)	-0.069 (0.230)	-0.110 (0.236)	1.252*** (0.401)	1.242*** (0.385)
观测值		40	40	47	47	38	38	38	38
Adj. R <sup>2</sup>		0.894	0.895	0.833	0.828	0.893	0.894	0.884	0.891
B-P test (p>χ <sup>2</sup> )	lnRER 拟合值 自变量	0.628	0.571	0.620	0.976	0.667	0.598	0.999	0.900
		0.153	0.108	0.492	0.818	0.130	0.087	0.849	0.455

		(b) 部门划分方法2							
单要素模型		非对称样本				对称样本			
		1997		2007		1997		2007	
lnCRS_TE_Diff <sub>it</sub>		0.026 (0.070)		-0.027 (0.042)		0.156** (0.063)		-0.048 (0.042)	
lnVRS_TE_Diff <sub>it</sub>			-0.052 (0.044)		-0.025 (0.416)		0.034 (0.044)		-0.019 (0.044)
lnY_Diff <sub>it</sub>		-0.472*** (0.057)	-0.485*** (0.052)	-0.439*** (0.057)	-0.434*** (0.057)	-0.518*** (0.047)	-0.558*** (0.047)	-0.562*** (0.061)	-0.551*** (0.062)
lnL_IndDiff <sub>it</sub>		0.113 (0.081)	0.050 (0.075)	0.087 (0.071)	0.091 (0.069)	0.186*** (0.069)	0.115* (0.066)	-0.009 (0.075)	0.019 (0.072)
L_ProDiff <sub>it</sub>		-0.185 (0.317)	-0.114 (0.318)	-0.339 (0.384)	-0.318 (0.386)	-0.125 (0.263)	-0.102 (0.279)	-0.436 (0.437)	-0.393 (0.452)
观测值		81	81	96	96	74	74	74	74
Adj. R <sup>2</sup>		0.757	0.761	0.635	0.634	0.850	0.839	0.723	0.719
B-P test (p>χ <sup>2</sup> )	lnRER 拟合值 自变量	0.012	0.017	0.931	0.981	0.909	0.408	0.483	0.475
		0.057	0.107	0.112	0.185	0.605	0.524	0.287	0.086
两要素模型		非对称样本				对称样本			
		1997		2007		1997		2007	
lnCRS_TE_Diff <sub>it</sub>		0.056 (0.104)		0.108 (0.081)		0.054 (0.106)		-0.140 (0.176)	
lnVRS_TE_Diff <sub>it</sub>			-0.040 (0.128)		-0.019 (0.076)		-0.048 (0.130)		-0.008 (0.190)
lnY_Diff <sub>it</sub>		-0.623*** (0.066)	-0.649*** (0.056)	-0.581*** (0.075)	-0.632*** (0.068)	-0.620*** (0.068)	-0.646*** (0.057)	-0.598*** (0.074)	-0.621*** (0.071)
lnL_IndDiff <sub>it</sub>		0.095 (0.070)	0.119* (0.069)	0.166** (0.082)	0.209*** (0.077)	0.099 (0.072)	0.124* (0.070)	0.163** (0.078)	0.168** (0.080)
L_ProDiff <sub>it</sub>		-0.995** (0.438)	-0.891* (0.467)	-2.770*** (0.717)	-2.600*** (0.733)	-1.014** (0.450)	-0.899* (0.478)	-1.944** (0.898)	-2.085** (0.890)
lnK_IndDiff <sub>it</sub>		-0.081 (0.091)	-0.119 (0.080)	-0.049 (0.075)	-0.114 (0.063)	-0.077 (0.094)	-0.116 (0.082)	-0.076 (0.065)	-0.083 (0.066)
K_ProDiff <sub>it</sub>		0.158 (0.159)	0.131 (0.175)	-0.061 (0.204)	-0.028 (0.214)	0.152 (0.162)	0.120 (0.179)	0.429 (0.560)	0.225 (0.517)
观测值		40	40	47	47	38	38	38	38
Adj. R <sup>2</sup>		0.898	0.898	0.848	0.841	0.897	0.896	0.851	0.847
B-P test (p>χ <sup>2</sup> )	lnRER 拟合值 自变量	0.141	0.154	0.801	0.679	0.124	0.132	0.692	0.699
		0.426	0.276	0.383	0.426	0.416	0.225	0.560	0.678

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。括号中的数字为标准差(standard errors)。1. 采用Breusch-Pagan(B-P)异方差(heteroskedasticity)检验,如果p值很小,则拒绝同方差(constant variance)的虚拟假设。表中除1997年个别回归外,其余各年截面回归中的异方差性并不显著。2. 考虑到自变量之间可能存在的共线性(collinearity),我们计算出了VIF(variance inflation factor)值,结果显示在所有年份中的所有自变量的VIF值均远小于10,即意味着共线性的证据不足(限于篇幅,不再列出)。

得贸易品部门更可能实现较快的劳动生产率增长,但这并未为仅考虑劳动力的单要素模型的回归结果所证实。没有一贯的证据表明,贸易品部门资本生产率相对增长率与美国的差异( $K\_ProDiff_{it}$ )会对一国货币实际汇率产生显著影响。

样本经济体的贸易品部门相对技术效率(假定不变规模报酬)与美国的差异( $\ln-CRS\_TE\_Diff_{it}$ )的缩小将导致该经济体货币实际升值,但这只有在1997年的对称样本模型中是显著的。在可变规模报酬假定下( $\lnVRS\_TE\_Diff_{it}$ ),这一影响则是不显著的<sup>⑨</sup>。

(二)人民币对美元实际汇率偏差

基于表2的全球截面基准回归结果,可得到人民币实际汇率的拟合值(见表3)。为了与Frankel(2005)的结果进行比较,我们列出相隔10年的1997年和2007年估计结果。

首先,如果按照部门划分方法1,则单要素模型非对称样本回归结果显示:1997年人民币以对数值衡量被低估11.3%~18.4%、以水平值衡量则被低估10.6%~16.8%,2007年人民币以对数值衡量被低估17.3%~19.2%、以水平值衡量则被低估15.8%~17.5%;但单要素模型对称样本回归结果显示:1997年人民币不仅没有被低估反而被高估2%,2007年人民币被低估程度略大于基于非对称样本的回归结果即被低估大约21%。再观察两要素模型,1997年人民币不管是基于对称样本还是非对

# 中国的实体经济面支持人民币升值吗？

## 中国金融·财政论坛

表3 人民币实际汇率的偏差:本文结果与Frankel(2005)的比较

		实际汇率的实际值(对数值)(1)	基于回归的实际汇率预测值(对数值)(2)	估算出的实际低估程度(对数值, %)(3)=(2)-(1)×100%	隐含的升值幅度(水平值,%) (4) = $\{1 - e^{(2)-(1)}\} \times 100\%$	
本文结果(部门划分方法1)						
单要素模型	对称样本					
	CRS_TE(81个经济体)	1997	1.3925	1.27987	11.264	10.652
	非对称样本					
	CRS_TE(81个经济体)	1997	1.3925	1.20835	18.415	16.819
	对称样本					
	CRS_TE(96个经济体)	2007	1.14592	0.97335	17.256	15.850
	非对称样本					
	VRS_TE(96个经济体)	2007	1.14592	0.95374	19.218	17.484
	对称样本					
	CRS_TE(74个经济体)	1997	1.3925	1.40951	-1.701	-1.716
	非对称样本					
	VRS_TE(74个经济体)	1997	1.3925	1.41093	-1.842	-1.860
对称样本						
CRS_TE(74个经济体)	2007	1.14592	0.91872	22.719	20.324	
非对称样本						
VRS_TE(74个经济体)	2007	1.14592	0.90158	24.434	21.678	
两要素模型	对称样本					
	CRS_TE(40个经济体)	1997	1.3925	1.41001	-1.751	-1.766
	非对称样本					
	CRS_TE(40个经济体)	1997	1.3925	1.37283	1.968	1.948
	对称样本					
	CRS_TE(47个经济体)	2007	1.14592	1.12418	2.173	2.151
	非对称样本					
	VRS_TE(47个经济体)	2007	1.14592	1.05994	8.598	8.239
	对称样本					
	CRS_TE(38个经济体)	1997	1.3925	1.41449	-2.198	-2.223
	非对称样本					
	VRS_TE(38个经济体)	1997	1.3925	1.37093	2.158	2.134
对称样本						
CRS_TE(38个经济体)	2007	1.14592	1.03192	11.399	10.774	
非对称样本						
VRS_TE(38个经济体)	2007	1.14592	0.93261	21.331	19.209	
本文结果(部门划分方法2)						
单要素模型	对称样本					
	CRS_TE(81个经济体)	1997	1.3925	1.04951	34.3	29.035
	非对称样本					
	CRS_TE(81个经济体)	1997	1.3925	0.98253	40.998	33.633
	对称样本					
	CRS_TE(96个经济体)	2007	1.14592	0.74521	40.07	33.016
	非对称样本					
	VRS_TE(96个经济体)	2007	1.14592	0.72837	41.755	34.134
	对称样本					
	CRS_TE(74个经济体)	1997	1.3925	1.23543	15.707	14.536
	非对称样本					
	VRS_TE(74个经济体)	1997	1.3925	1.18582	20.668	18.672
对称样本						
CRS_TE(74个经济体)	2007	1.14592	0.78293	36.299	30.441	
非对称样本						
VRS_TE(74个经济体)	2007	1.14592	0.78796	35.796	30.090	
两要素模型	对称样本					
	CRS_TE(40个经济体)	1997	1.3925	1.19162	20.088	18.199
	非对称样本					
	CRS_TE(40个经济体)	1997	1.3925	1.17341	21.909	19.675
	对称样本					
	CRS_TE(47个经济体)	2007	1.14592	1.04076	10.516	9.982
	非对称样本					
	VRS_TE(47个经济体)	2007	1.14592	0.92635	21.957	19.714
	对称样本					
	CRS_TE(38个经济体)	1997	1.3925	1.18877	20.374	18.432
	非对称样本					
	VRS_TE(38个经济体)	1997	1.3925	1.17282	21.968	19.722
对称样本						
CRS_TE(38个经济体)	2007	1.14592	0.86251	28.341	24.679	
非对称样本						
VRS_TE(38个经济体)	2007	1.14592	0.91036	23.556	20.987	
Frankel(2005)的估计结果						
对称样本回归(118个经济体)		1990	1.448	1.026	42.2%	34%
		2000	1.464	1.015	44.8%	36%

注:Frankel(2005)的实际汇率等于本文实际汇率的倒数。为了比较,我们把Frankel(2005)的实际汇率换算成本文的实际汇率。第(4)列实际上等于 $\{1 - [e^{-(2)-(1)} / e^{-(2)}]\} \times 100\%$ 。

称样本几乎均未被低估;2007年人民币若基于非对称样本则被低估2%~8%、若基于对称样本则被低估10%~19%。总而言之,在这一部门划分方法下,1997年人民币可能并未被低估(1997年东南亚金融危机期间,中国政府宣布人民币不贬值);如果确实被低估的话,其幅度也是小于18%。2007年人民币被低估程度不超过20%。

其次,基于部门划分方法2的单要素模型非对称样本回归结果显示:1997年人民币以对数值衡量被低估34.3%~41%、以水平值衡量则被低估29%~33.6%,2007年人民币以对数值衡量被低估40%~41.8%、以水平值衡量则被低估33%~34%;但单要素模型对称样本回归结果显示:1997年和2007年人民币分别被低估14.5%~18.7%和30%。两要素模型显示:不管是基于对称样本还是非对称样本,1997年人民币均被低估18%~20%,2007年人民币

则被低估19%~24%。总之,在这一非贸易品部门较为宽泛界定的情况下,1997年人民币被低估14.5%~33.6%,2007年人民币被低估19%~34%。这明显超过按照部门划分方法1所得到的人民币被低估程度。

Frankel(2005)计算出的人民币实际汇率以对数值衡量被低估42%~45%、以水平值衡量被低估35%左右。与之相比较,我们得出的人民币实际汇率被低估程度要低得多(特别是基于部门划分方法1)。我们认为,这一差异不是由于数据的问题,而是由于模型分析框架的差异。我们的模型是结构性的,同时考虑了影响经济体实际汇率的供给面和需求面因素、总量和结构因素以及技术效率因素。而Frankel(2005)则仅就实际汇率对实际收入进行回归。

但如果以本文模型确定的实际汇率回归均值为标准,则并非只有中国的实际汇率是低估的。

在那些比中国的实际人均收入水平高的经济体中,有不少经济体的货币低估程度比中国还严重,比如由图2给出的2007年单要素模型非对称样本(可变规模报酬)(96个经济体)中的格鲁吉亚、乌克兰、毛里求斯、马来西亚和卡塔尔等;2007年两要素模型非对称样本(可变规模报酬)(47个经济体)中的乌克兰、阿塞拜疆、毛里求斯和韩国等<sup>⑧</sup>。

### (三)人民币对美元实际汇率变化趋势

从理论上讲,如果一国货币的实际汇率相对于均衡值出现偏差,则将存在一种均值回复(regression toward the mean)的趋势。为了探讨人民币被低估情况下的均值回复趋势,我们要检验两种部门划分方法下不同模型1997年回归的残差能否对其10年后的2007年具有解释力。在截面上(对于这两年都有数据的经济体),我们将2007年的实际汇率实际值对2007年的回归拟合值(这等于将它们对



# 中国的实体经济面支持人民币升值吗？

## 中国金融·财政论坛

预期值衡量,在10年时间里,人民币实际汇率对表3给出的截面均衡值的偏离可以得到56%~71%的矫正。那么可以预测,到2017年,人民币的实际升值幅度大约是2007年偏差幅度(11%~28%)的56%~71%,即6.16%~19.88%,年均升值0.6%~1.99%。

Frankel(2005)基于2000年对1990年残差的回归结果显示,其矫正幅度为50%,即从2000年到2010年人民币预期升值22%,年均升值2.2%。这略低于本文单要素模型的估计,但大大高于本文两要素模型的估计。不过, Frankel还指出,考虑到中国增长快于美国之后,人民币年均升值将超过4%。但我们的模型已经考虑到了两国之间的差异(包括增长差异、效率差异),因此我们估计出的人民币实际升值速度肯定慢于 Frankel的估计。Frankel只考虑了推动人民币实际升值的因素(经济增长),没有像我们模型那样考虑可能会阻碍人民币实际升值的因素(特别是二元经济造成的结构调整和效率滞后效应)。从这个意义上讲,我们的估算应该还是比较全面、客观的。

## 五、结论

历史表明,实体经济基本面因素是决定一国货币实际汇率变化趋势的根本性和长期性因素,这些因素对于客观评估处在经济转型期的中国的人民币实际汇率乃至名义汇率的水平及走势尤为重要。为了刻画实际汇率的这一决定机制,本文构建了一个考虑实体经济基本面因素的贸易品-非贸易品模型,然后在单要素和两要素模型的经验分析框架下,采用数据包络技术(DEA)将市场结构(完全竞争和非完全竞争)因素考虑进去,兼顾不变规模报酬(CRS)和可变规模报酬(VRS)两种情形以及贸易品和非贸易品部门的两种划分方法,由此而进行的针对1997~2007年的全球截面回归结果表明:被考察经济体相对于美国的实际人均收入水平的提高以及非贸易品部门所占比重的上升,将导致该经济体货币倾向于实际升值或实际升值压力加大。这是经济增长和产业结构变化导致的货币实际升值效应。但没有一贯的证据表明,贸易品部门劳动生产率相对增长率和资本生产率相对增长率与美国的差异会对一国货币实际汇率产生显著影响,即意味着 Balassa-Samuelson 效应不显著。

以全球截面回归结果为参照基准,本文计算出:(1)在部门划分方法1下,1997年人民币对美元实际汇率可能并未被低估;如果确实被低估,那么其幅度也是小于18%。2007年人民币被低估程度不超过20%。(2)在部门划分方法2下,1997年人民币被低估14.5%~33.6%,2007年则被低估19%~34%。若均值回复能够实现的话,本文的单要素模型预测,到2017年人民币实际汇率对截面均衡值的偏离程度可以得到100%的矫正即年均升值2.3%~3.6%;而两要素模型则预测,到2017年人民币实际汇率对截面均衡值的偏离可以得到56%~71%的矫正即年均升值0.6%~1.99%。

诚然,实际汇率和名义汇率存在不同的影响因素,实际汇率升值并不简单等同于名义汇率升值,但如果基于本文关于人民币对美元实际汇率与名义汇率的关系式即 $RER=NER \times (P^*/P)$ (其中 $P$ 表示中国的GDP本币价格水平, $P^*$ 表示美国的GDP美元价格水平),且假如中国相对于美国的价格水平保持相对稳定( $P^*/P$ 为一常数)的话,则在2007~2017年10年里人民币名义升值将与实际升值幅度相同。但实际情况是,人民币名义汇率在2007年1月~2011年12月这5年时间里已升值超过19%<sup>③</sup>,年均升值速度(大于3.8%)远远超过本文两要素模型的预测值(0.6%~1.99%),甚至高于单要素模型预测的最大值(2.3%~3.6%)。从这个意义上讲,近年来人民币名义汇率的升值趋势(速度和幅度)已经偏离了中国实体经济的基本面(这与金雪军和王义中(2008)的发现一致,并间接地支持孙茂辉(2006)的发现);中国目前的实体经济面并不支持人民币像目前这样过快升值(包括实际汇率和名义汇率),人民币汇率的重新调整必将会到来,这是中国相对于美国的长期经济基本面所决定的。但在短期不难推测,人民币名义汇率升值主要是由金融层面的因素(包括流动性过剩、房地产泡沫,以及由此导致的通货膨胀,如 $P^*/P$ 变小)导致的,但这已超出本文的研究范围。

(作者单位:复旦大学世界经济系和世界经济研究所,责任编辑:蒋东生)

注释

③还有一类研究重点关注人民币汇率调整对出口、就业、物价、经济增长等方面的影响。如万解秋与徐涛(2004)、张曙光(2005)、卢向前和戴国强(2005)、魏巍贤(2006)、张斌和何

帆(2006)、施建淮(2007)、施建淮、傅雄广和许伟(2008)、刘尧成、周继忠、徐晓萍(2010)等。限于篇幅,还有一些学者的文献未列出。读者可参见卢锋(2006)对这方面文献所做的评述。

②实际汇率相对于名义汇率变动较小,并非意味着实际汇率可以脱离名义汇率而变动。本文基于 Penn World Table Version 6.3 数据中样本经济体相对于美国的 GDP 价格水平(US=1),求出同期以购买力平价(PPP)为基础的、样本经济体货币对美元的实际汇率(real exchange rate)即  $RER=NER \times P/P'$ (其中  $RER$  和  $NER$  分别表示本国货币相对于美元的实际汇率和名义汇率, $P$  表示本国的 GDP 本币价格水平, $P'$  表示美国的 GDP 美元价格水平)(详细数据备索)。后面的模型分析采用名义汇率将两国的价格转换为同一货币,这样才能比较两国货币购买力的大小。

③目前研究实际汇率长期决定因素的文献大多基于贸易品-非贸易品分析框架。这一框架大体分为静态和动态两种。静态分析框架包括在市场完全竞争及贸易品和非贸易品划分外生给定假设下的需求视角分析(如 Salter-Swan 模型)、供给视角分析(如 Balassa-Samuelson 模型)(Balassa, 1964; Samuelson, 1964)和供需结合分析(Schmitt-Grohé and Uribe, 2002),以及在非完全竞争和/或可贸易性内生假定下的分析(Unayama, 2003; Bergin, Glick, and Taylor, 2004; Frensch, 2005)。动态分析框架则采用代表性代理人(representative agent)方法以及基于 Ramsey 模型及其扩展形式的跨期最优化分析框架,包括两种情形:一是考虑贸易品和非贸易品都作为最终消费品以及只有非贸易品作为资本品的情形(Turnovsky, 1997; Brock, 1994),二是考虑贸易品和非贸易品都作为最终消费品和资本品的情形(Brock and Turnovsky, 1994; Turnovsky, 1997)。国内学者卜永祥和秦宛顺(2006)采用动态分析框架的第一种情形研究了关税和货币政策对人民币均衡实际汇率的影响。

④单要素模型仅考虑单要素劳动力的生产率(LP),而同时考虑劳动力和资本的两要素模型则可以全要素生产率(TFP)或技术进步差异来解释 Balassa-Samuelson 效应。根据 Solow 增长核算模型  $Q=A(t)f(K, L)$ , 有  $dq/q=dA/A+s_t(dk/k)$  [其中  $q$  为  $LP(=Q/L)$ ,  $A$  为 TFP,  $k=K/L$ ,  $s_t=(rK)/(pQ)$  表示资本所得报酬在总收益中的比重( $r, p$  分别为租金率和产品价格)]。这意味着,LP 增长率等于 TFP 增长率再加上资本所得报酬在总收益中的比重和  $(K/L)$  增长率的乘积。显然,当  $K/L$  变化时,LP 增长率与 TFP 增长率并不相等。若  $K/L$  发生变化,表明存在资本积累,而若存在资本积累,则表明增长还未达到稳态均衡点,即未达到资本的边际产出价值等于利率这一点。因此,资本积累与资本的边际产出价值等于利率这一假设在两要素模型中是不兼容的。Wu(2004)指出,TFP 的解释存在问题,因为它混淆了投资决策(investment decision)和生产决策(production decision),将二者看作是单一决策。而实际上,两种决策的时间期界是不同的:生产周期(production cycle)相对较短,而投资周期(investment cycle)则较长。另外,两种决策的不确定性也不同。如果资本的边际产出价值等于利率这一假设成立,则  $K/L$  将由利率决定,而且一旦达到资本的边际产出价值等于利率这一点,则资本积累过程将停止。因此,该假设是一个长期性假设。在短期,投资决策进而资本存量是外生给定的,生产者仅通过选择劳动力最优投入水平而采取生产决策。考虑到以上问题,本文在后面的经验分析中采用 DEA 技术分别研究不变规模报酬(CRS)和可变规模报酬(VRS)两种情形,从而把市场结构(完全竞争和非完全竞争)因素考虑进去。

⑤如果基于传统的贸易进出口(BOP,即国际收支平衡表)定义和统计,本文假定一国消费者可得的贸易品的进出口是平衡的,无疑是很严格的,但如果基于最新文献(WTO, 2010)讨论的贸易进出口定义和统计(包括 BOP 和 FAT,后者指外国附属机构贸易),这一假定还是可以接受的。另外,这一假定也是为了跟后面经验分析中的部门归类相一致。

⑥以上讨论的非贸易品相对价格的决定可以认为是针对本国的,外国非贸易品相对价格的决定过程和机制跟本国相同。

⑦在经验层面上,对贸易品和非贸易品部门进行划分并非易事,也存在很多争议。通常有三种方法:1.基于生产率标准进行划分,生产率高的为贸易品部门,生产率低的为非贸易品部门。2.基于价格标准进行划分,这与购买力平价理论及其发展密切相关。有两种形式:(1)强形式(strong version),即检验产品的绝对价格水平与世界水平之间的差异,若差异较小,则该产品可视为贸易品;(2)弱形式(weak version),即检验产品国内价格变动情况与国际市场价格变动情况之间的相关度,若价格变动基本一致即相关度高,则该产品可视为贸易品。3.基于国际贸易量标准。由于依据前两个标准衡量产品的可贸易性存在较大困难,于是一些研究者考虑用国际贸易量占总产出比重这一指标。如 De Gregorio 等(1994)用出口占总产出份额作为标准,将这一份额低于 10% 的产品列为非贸易品。Betts 和 Kehoe(2001)则用进出口总额占总产出比重作为标准,将该比重超过 10% 的产品列为贸易品。他们的研究基本上都把服务部门划归非贸易品部门,把第一产业与制造业划归贸易品部门。本文也遵照他们的做法。实际上,贸易品与非贸易品是基于可贸易性划分的产品组的两种极端情况,还有一些产品是处于这两种极端情形之间的状态。

⑧关于实际汇率以及 Balassa-Samuelson 效应的经验研究文献表明,跨国的截面分析结果相对稳健,而基于时间序列的分析则较不确定。本文的截面分析可以预测,如果一国货币(如人民币)在某一年大幅偏离基准回归线(regression line),则其将会在随后的时期里(如 10 年)全部或部分地向基准回归线回归。限于篇幅,其他年份备索。

⑨作为稳健性检验,附录还给出了面板回归分析,所得结果几乎与这里的截面回归分析相同。

⑩本文单要素样本包括 16 个欧元区经济体、两要素样本则有 14 个。我们发现,这些经济体即使使用相同货币,但各自使用的欧元相对于其实体经济基本面的(对美元)汇率估值(购买力)并非完全相同,因而存在不同的偏差。其中,与法国、芬兰、葡萄牙和意大利相比,欧元对于德国而言是低估的,而德国的实体经济则相当好(至少从此次金融危机发生以来观察是如此),这与德国的欧元低估不无关系(比如德国在欧元区外的贸易顺差额始终很大,2009 年德国对欧元区外的贸易顺差额占到德国对外贸易顺差总额的 73.6%)。就此而论,德国放弃马克、采用欧元,相当于隐藏在欧元区这棵大树背后,享受货币低估带来的好处。

⑪我们这里遵循了 Frankel(2005)的做法。这一做法的计量经济学直觉是,如果 2007 年的拟合值能够完全解释 2007 年的实际值的话,那么 1997 年的回归残差对 2007 年实际值的解释力将变为 0。

⑫计算如下:若实际汇率(对数值)每年升值为  $\ln RER_t$ ,  $\ln RER_{t-1} = \ln(RER_t/RER_{t-1}) = 2.3\%$ , 则  $RER_t/RER_{t-1} \approx 1.023$ , 即实际汇率(水平值)每年升值 2.3%。

⑬数据来自国家外汇管理局网站(www.safe.gov.cn)。

参考文献

(1) 卜永祥:《人民币升值压力与货币政策:基于货币模型

# 中国的实体经济面支持人民币升值吗？

## 中国金融·财政论坛

的实证分析》,《经济研究》,2008年第9期。

(2)卜永祥、秦宛顺:《人民币内外均衡论》,北京大学出版社,2006年。

(3)金雪军、王义中:《理解人民币汇率的均衡、失调、波动与调整》,《经济研究》,2008年第1期。

(4)刘霞辉:《人民币已进入了长期升值预期的阶段了吗?》,《经济研究》,2004年第2期。

(5)刘尧成、周继忠、徐晓萍:《人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响》,《经济研究》,2010年第5期。

(6)卢锋:《人民币实际汇率之谜(1979~2005)》,《经济学(季刊)》,2006年第5卷第3期。

(7)卢锋、韩晓亚:《长期经济增长与实际汇率演变》,《经济研究》,2006年第7期。

(8)卢锋、刘鏊:《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)》,2006年第6卷第2期。

(9)卢向前、戴国强:《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响》,《经济研究》,2005年第5期。

(10)施建淮:《人民币升值是紧缩性的吗?》,《经济研究》,2007年第1期。

(11)施建淮、傅雄广、许伟:《人民币汇率变动对我国价格水平的传递》,《经济研究》,2008年第7期。

(12)孙茂辉:《人民币自然均衡实际汇率:1978~2004》,《经济研究》,2006年第11期。

(13)唐翔:《富人社区效应 还是巴拉萨 萨缪尔森效应?》,《经济研究》,2008年第5期。

(14)万解秋、徐涛:《汇率调整对中国就业的影响》,《经济研究》,2005年第2期。

(15)王曦、才国伟:《人民币合意升值幅度的一种算法》,《经济研究》,2007年第5期。

(16)王泽填、姚洋:《人民币均衡汇率估计》,《金融研究》,2008年第12期。

(17)魏巍贤:《人民币升值的宏观经济影响评价》,《经济研究》,2006年第4期。

(18)吴丽华、王锋:《人民币实际汇率错位的经济效应实证研究》,《经济研究》,2006年第7期。

(19)张斌:《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》,2003年第11期。

(20)张斌、何帆:《货币升值的后果 基于中国经济特征事实的理论框架》,《经济研究》,2006年第5期。

(21)张曙光:《人民币汇率问题:升值及其成本 收益分析》,《经济研究》,2005年第5期。

(22)赵志君、陈增敬:《大国模型与人民币对美元汇率的评估》,《经济研究》,2009年第3期。

(23) Baak, Saangjoon, 2008, The

Bilateral Real Exchange Rates and Trade between China and the U.S., *China Economic Review*, vol. 19, pp. 117~127.

(24) Balassa, B., 1964, The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 584~596.

(25) Bergin, P., Glick, R. and Taylor, A., 2004, Productivity, Tradability and the Long-run Price Puzzle, NBER Working Paper No. 10569, June.

(26) Betts, C., M. and Kehoe, T., J., 2001, Tradability of Goods and Real Exchange Rate Fluctuations, (下转第71页)

### 附录:面板数据回归结果

#### (a)单要素模型

	部门划分方法1				部门划分方法2			
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
_cons	-0.348*** (0.086)	-0.091* (0.053)	-0.219*** (0.08)	-0.064 (0.052)	-0.174** (0.073)	-0.05 (0.052)	-0.128* (0.075)	-0.032 (0.052)
lnCRS_TE_Diff <sub>it</sub>	0.183*** (0.053)	0.084** (0.04)	-	-	0.194*** (0.042)	0.158*** (0.034)	-	-
lnVRS_TE_Diff <sub>it</sub>	-	-	-0.004 (0.033)	-0.008 (0.03)	-	-	-0.111*** (0.031)	-0.099*** (0.028)
lnY_Diff <sub>it</sub>	-0.733*** (0.046)	-0.56*** (0.029)	-0.692*** (0.044)	-0.562*** (0.03)	-0.622*** (0.047)	-0.532*** (0.03)	-0.664*** (0.045)	-0.578*** (0.029)
lnL_IndDiff <sub>it</sub>	0.148** (0.066)	0.069 (0.044)	0.03 (0.066)	0.022 (0.046)	0.13*** (0.049)	0.093** (0.039)	-0.103** (0.048)	-0.095** (0.037)
L_ProDiff <sub>it</sub>	-0.107** (0.052)	-0.081 (0.051)	-0.049 (0.05)	-0.051 (0.049)	-0.103** (0.047)	-0.099** (0.046)	-0.041 (0.046)	-0.044 (0.045)
Obs.	994	994	994	994	994	994	994	994
R <sup>2</sup> : within=	0.234	0.232	0.224	0.224	0.242	0.242	0.234	0.234
Between=	0.641	0.639	0.636	0.636	0.628	0.626	0.618	0.616
Overall=	0.697	0.697	0.695	0.695	0.686	0.685	0.683	0.682
sigma_u	0.44	0.318	0.396	0.322	0.387	0.332	0.379	0.334
sigma_e	0.131	0.131	0.132	0.132	0.13	0.13	0.131	0.131
rho	0.918	0.855	0.9	0.856	0.898	0.866	0.893	0.866
Hausman test	Prob>chi2 =0	-	Prob>chi2 =0.0001	-	Prob>chi2 =0.0002	-	Prob>chi2 =0.0004	-

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。括号中的数字为标准差(standard errors)。Hausman 检验结果显示固定效应模型优于随机效应模型。

#### (b)两要素模型

	部门划分方法1				部门划分方法2			
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
_cons	0.009 (0.121)	-0.098 (0.072)	0.033 (0.125)	-0.096 (0.073)	0.065 (0.098)	-0.063 (0.07)	0.073 (0.101)	-0.064 (0.071)
lnCRS_TE_Diff <sub>it</sub>	0.112*** (0.025)	0.113*** (0.025)	-	-	0.061* (0.032)	0.073** (0.031)	-	-
lnVRS_TE_Diff <sub>it</sub>	-	-	0.058** (0.026)	0.057** (0.025)	-	-	0.004 (0.028)	0.006 (0.027)
lnY_Diff <sub>it</sub>	-0.65*** (0.062)	-0.634*** (0.042)	-0.648*** (0.066)	-0.647*** (0.044)	-0.589*** (0.066)	-0.624*** (0.043)	-0.613*** (0.07)	-0.657*** (0.043)
lnL_IndDiff <sub>it</sub>	-0.264** (0.11)	-0.122* (0.065)	-0.223** (0.111)	-0.069 (0.065)	-0.241*** (0.066)	-0.138*** (0.047)	-0.251*** (0.067)	-0.141** (0.048)
L_ProDiff <sub>it</sub>	-0.185** (0.088)	-0.125 (0.083)	-0.172* (0.09)	-0.11 (0.084)	-0.166** (0.075)	-0.122* (0.071)	-0.158** (0.075)	-0.109 (0.072)
lnK_IndDiff <sub>it</sub>	0.084*** (0.032)	0.079*** (0.029)	0.039 (0.03)	0.035 (0.028)	0.118*** (0.034)	0.104*** (0.032)	0.084*** (0.032)	0.064** (0.029)
K_ProDiff <sub>it</sub>	0.028 (0.019)	0.024 (0.018)	0.029 (0.019)	0.026 (0.019)	0.064*** (0.023)	0.053** (0.022)	0.063*** (0.023)	0.051** (0.023)
Obs.	505	505	505	505	505	505	505	505
R <sup>2</sup> : within=	0.315	0.312	0.293	0.29	0.308	0.304	0.302	0.298
Between=	0.689	0.729	0.677	0.722	0.673	0.716	0.659	0.707
Overall=	0.758	0.792	0.755	0.791	0.745	0.782	0.735	0.778
sigma_u	0.356	0.324	0.362	0.33	0.366	0.331	0.374	0.334
sigma_e	0.13	0.13	0.133	0.133	0.131	0.131	0.132	0.132
rho	0.881	0.861	0.882	0.861	0.886	0.864	0.89	0.866
Hausman test	Prob>chi2 =0.1033	-	Prob>chi2 =0.1541	-	Prob>chi2 =0.0887	-	Prob>chi2 =0.9115	-
BP test for random effects	-	Prob> chibar2=0	-	Prob> chibar2=0	-	-	-	Prob> chibar2=0

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。括号中的数字为标准差(standard errors)。BP Lagrangian multiplier test 检验结果显示随机效应模型优于混合 OLS 估计。

Firms , *Academy of Management Journal* , 45(1) , pp.58~80.

(23) Hackenbrack , K. E. and C. E. Hogan , 2002 , Market Response to Earnings Surprises Conditional on Reasons for An Auditor Change , *Contemporary Accounting Research* (19)(Summer) , pp.195~223.

(24) Haw , In-Mu. , Qi. Daqing. , Wu. Woody. , 2004 , Motivation and Market Consequence of Voluntary Auditing of Interim Reports in China , Working paper , Texas Christian University.

(25) Hayn , C. , 1995 , The Information Content of Losses , *Journal of Accounting and Economics* , 20(2) , pp.125~153.

(26) Javalgi , R. G. , D. A. Griffith and D. S. White , 2003 , An Empirical Examination of Factors Influencing the Internationalization of Service Firms , *Journal of Services Marketing* , 17(2) , pp.185~201.

(27) Krishnan , G. , 2003 , Does Big 6 Auditor Industry Expertise Constrain Earnings Management? , *Accounting Horizons* (Supplement) , pp.1~16.

(28) Krishnan , G. , 2004 , The Association Between Big 6 Auditor Industry Expertise and the Asymmetric Timeliness of Earnings , *Journal of Accounting , Auditing and Finance* , Vol.20 , No.3 , pp.209~228.

(29) Mayhew , B. W. , 2001 , Auditor Reputation Building , *Journal of Accounting Research* , Volume 39 , Issue 3 , pp. 599~617.

(30) Nelson , M. , J. Elliott and R. Tarpley , 2002 , Evidence from Auditors about Manager s And Auditor s Earnings Management Decisions , *The Accounting Review* (Supplement) ,

pp.175~202.

(31) Palmrose , Z. , 1988 , An Analysis of Auditor Litigation and Audit Service Quality , *The Accounting Review* , Vol(64) , No.1 , pp.55~73.

(32) Post , C. Wilderom and S. Douma , 1998 , Internationalization of Dutch Accounting firms , *European Accounting Review* , 1468~4497 , Volume 7 , Issue 4 , pp.697~707.

(33) Reynolds , J. K. and J. R. Francis , 2000 , Does Size Matter? the Influence of Large Clients on Office-level Auditor Reporting Decisions , *Journal of Accounting and Economics* , 30 (December) , pp.375~400.

(34) Simunic , D. and M. Stein , 1987 , Product Differentiation in Auditing: Auditor Choice in the Market for Unseasoned New Issues , Research Monograph 13. Vancouver: The Canadian Certified General Accountants Research Foundation.

(35) Simunic , D. and M. Stein , 1996 , The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence , *Auditing: A Journal of Practice and Theory* , 15 , pp.119~134.

(36) Teoh , S. H. and T. J. Wong , 1993 , Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient , *The Accounting Review* (68) , pp.346~366.

(37) Wang , K. , O. Sewon and Zahid Iqbal , 2009 , Audit Pricing and Auditor Industry Specialization in an Emerging Market: Evidence from China , *Journal of International Accounting , Auditing and Taxation* Volume 18 , Issue 1 , pp.60~72.

=====

(上接第 60 页) *Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report* , April.

(27) Brock , P. , 1994 , Economic Development and the Relative Price of Nontradables: Global Dynamics of the Krueger-Deardorff-Leamer Model , *Review of International Economics* , vol. 2(3) , pp. 268~283.

(28) Brock , P. and Turnovsky , S. , 1994 , The Dependent Economy Model with Both Traded and Nontraded Capital Goods , *Review of International Economics* , vol. 2 , pp. 306~325.

(29) Coelli , T. J. , Rao , D. S. P. , O'Donnell , C. and Battese , G. , 2005 , *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis* (2nd Edition) , Springer Science+Business Media , Inc.

(30) De Gregorio , J. , Giovannini , A. and Wolf , H. , 1994 , International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation , *European Economic Review* , vol. 38 (6) , pp. 1225~1244.

(31) Francois , J. , Garita , G. and Swart , J. , 2009 , *Financial Openness and Growth in 213 Countries: A Finance and Growth Panel Dataset* , IIDE technical report , 200908-04.

(32) Frankel , Jeffrey , 2005 , On the Renminbi: The Choice between Adjustment under a Fixed Exchange Rate and Adjustment under a Flexible Rate , NBER Working Paper No. 11274 , April.

(33) Frensch , R. , 2005 , Balassa-Samuelson Effects in the Presence of Product Differentiation and Trade Barriers: Implications for Transition and Convergence , from www.scholar.google.com , July.

(34) Goldstein , Morris , 2003 , China's Exchange Rate Regime , Testimony before the Subcommittee on Domestic and International Monetary Policy , Trade and Technology , Committee on Financial Services , US House of Representatives , Washington , DC , October 1.

(35) Goldstein , Morris and Lardy , Nicholas , 2003 , Two-Stage Currency Reform for China , *Wall Street Journal* , September 12.

(36) Obstfeld , Maurice and Rogoff , Kenneth , 1999 , *Foundations of International Macroeconomics* , MIT Press.

(37) Pugno , M. , 2006 , The Service Paradox and Endogenous Economic Growth , *Structural Change and Economic Dynamics* , vol.17 , pp. 99~115.

(38) Samuelson , P. , 1964 , Theoretical Notes on Trade Problems , *Review of Economics and Statistics* , vol.46 , pp.145~154.

(39) Schmitt-Grohé , Stephanie and Uribe Martín , 2002 , *International Macroeconomics* , draft , September 16.

(40) Turnovsky , S. , 1997 , *International Macroeconomic Dynamics* , Massachusetts Institute of Technology.

(41) Unayama , T. , 2003 , Product Variety and Real Exchange Rates: The Balassa-Samuelson Model Reconsidered , *Journal of Economics* , vol.79(1) , pp.41~60.

(42) WTO , 2010 , *Measuring Trade in Services: A Training Module* , November.

(43) Wu , Deming , 2004 , Capital Accumulation and the Balassa-Samuelson Effects: A New Perspective , from www.SS-RN.com , April.

**BRIFE COMMENTARIES**

The Local Financial Policy of the Western Part Less-developed Province in the Economic Growth Studies

*Li Fuxiang and Wei Jiangfei*

The Formation Mechanism and Countermeasures of the Non-equal Urban-rural Finance Development

*Lu Zhaoyang and other writers*

A Case Study on the Fluctuations on Shanghai and Shenzhen Stock Markets before and after the Appearance, of 300 Shares of Stock Index, on the Market

*Chen Xiaohong*

A Case Study on the Buffer Capital of China's Listed Banks Following the Cycle

*Liu Canhui and other writers*

The Fundamental of Mathematics and Its Policy Implications of Cumulative Voting

*Zhang Baohua and Zhang Hongjie*

The design of overconflicting equilibrium of collaborative benefits of the primary maker-supplier

*Chen Hongzhuan and other writers*

A Study on the Key Factors in the Success of the Knowledge Management of China Enterprises, and on their Strategy in Management

*Xu Zongwei and Gai Suxia*

A Study on the Index Model of the Development Potentials of Water Conservancy Ecotourism

*Wu Wenqing and other writers*

**ABSTRACTS OF SELECTED ARTICLES****The Reform of the State-owned Economy, and the Stabilizing Trend of China's Economic Fluctuations**

*Zhan Xinyu and Fang Fuqian*

Since the year 2000, the reform of China's state-owned economy (ROCSOE) has entered into the stage of strategic adjustment; at the same time, a stabilized trend from high volatility to volatility narrowing has appeared in China's economy. Based on the above stylized facts, we have expanded the RBC model by introducing the heterogeneity of the business objectives between the state-owned enterprises and the private enterprises. The simulations of the expanded RBC model not only can explain the phenomenon of the high volatility of China's economic fluctuations before 2000, but also succeeded in better explaining the new characteristic of the volatility narrowing that has appeared since 2000. Both the theoretical analysis and the simulation results indicate that, since the policies of the reform and opening-up have been carried out, the changes, resulted from the furthering of the ROCSOE, in the relative weighting on the dual management objectives (profit targets and scale indicators) of the state-owned economy, have been an important source of the phase change of China's economic fluctuation features since 2000. The enlightenment in policy making is that to continue to promote further the ROCSOE, which is at the stage of attacking an economic fortification, is significant to China's macroeconomic stabilizing growth.

**Does China's Real Economy Support the Appreciation of RMB?**

*Cheng Dazhong, Zhang Tiantian and Su Yang*

The real economy factors are fundamental and long-term elements that determine the trend of the real exchange rate of a country's money, which fact is particularly important for China in the period of her economic transition. Based on a tradable-non-tradable model that considers these factors and on the empirical analysis founded on the regression results of the global cross-section, this paper shows that, with the cross-section regression results as the benchmark, the real exchange rates of RMB can be corrected by 100% (in the single-factor model) or by 56% to 71% (in the two-factor model) from 2007 to 2017 if the regression toward the mean is fully realized. This implies that RMB will appreciate by 2.3% to 3.6% or 0.6% to 1.99% per year (Based on the two-factor model). If China's price level relative to that of the USA remains stable, RMB is expected to undergo the nominal appreciation by the same amount, but in recent years (2007-2011) the speed and scale of RMB appreciation (the annual appreciation was 3.8% during 2007

to 2011) has exceeded our estimates based on the real economy.

**An Analysis of the Effect of the Explorative and Exploitative Innovations and their Balance**

*Wang Fengbin, Chen Jianxun and Yang Yang*

As two basic organizational learning behaviors, the exploration and the exploitation are two important aspects in the deepening of the research on technical innovation (TI) towards behavior. At present, the research on the TI from the angle of behavior is still at the emerging state and most literatures are inclined to explore their effects separately, and in these literatures, unified cognition has not been formed in the relationship between the innovative behavior of different kinds and organizational performance, and, particularly, there exist serious arguments about whether the balance between the behavior and the performance mentioned above can bring the increase in organizational performance. Based on the categorization of the organizational performance and on the analysis of the comparison between the effect of the behavior of different kinds of TI, we have, in this paper, made a case study and discovered that the explorative and the exploitative innovation have positive effect on the market performance, and that, however, they have an inverted-U-shaped effect on the financial performance. We have adopted the organic balance concept to define the new concept of the TI of the balance type and to distinguish the concept of balance into three states, that is to say, the unbalanced state, the lower-level state, and the higher-level state. Then, we have used for reference a landscape model to explore the regional characteristics of the topography of the organization existence fitness and the reason explaining the inverted-U shape occurring on whole landscape, and made clear the position of the balance zones that can bring, for the organization, the better ever the best performance, thereby, pointing out the path manager should go to in leading other enterprises in going from the imbalance of two kinds of TI to a balance even if it is a balance of low position, then to the organizational evolution of a high balance.

**The Cash Distribution, the Corporate Governance, and the Over-investment: an Investigation Based on the State of the Cash Holdings of China's Listed Companies and their Subsidiaries**

*Zhang Huili and Lu Zhengfei*

Taking as the object of our survey the state of the cash holdings of listed firms and their subsidiaries, we have made a case study on the impact of the state of the distribution, between the parent company and its subsidiaries, of the internal cash of listed companies of the group type on the level of the overinvestment of the whole company. The results of our survey indicate that, given the amount of group's total cash holdings, the more cash holdings distributed in the parent company and its subsidiaries, that is to say, the higher the ratio of the subsidiaries holding cash, the more severe the overinvestment of the whole group. Our further study shows that perfecting the mechanism of the corporate management can, in certain degree, decrease the effect of subsidiaries' high level of cash holding on the level of the overinvestment of the whole group.

---

<b>Editor in Chief:</b>	<b>Li Kemu</b>
<b>Vice Chief_Editor:</b>	<b>Tian Yuan, He Shaohua, Lu Jian &amp; Jiang Dongsheng</b>
<b>General Editor:</b>	<b>Xie Yue</b>
<b>President:</b>	<b>Gao Yanjing</b>
<b>Sponsor:</b>	<b>Development Research Centre of the State Council,P.R.C.</b>
<b>Add:</b>	<b>No.8 Dazhongsi, Donglou, Beijing, China</b>
<b>Tel:</b>	<b>(010)62112235 62111169</b>

---