

中大管理研究

China Management Studies

2006年 第1卷 (1)



经济科学出版社

F270-53
LXC
V.1.1

中大管理研究

China Management Studies

2006年 第1卷 (1)



经济科学出版社

图书再版编目 (CIP) 数据

中大管理研究 (第 1 卷 -1) / 李新春主编 - 北京: 经济科学出版社, 2006.6

ISBN 7-5058-5708-8

I. 中... II. 李... III. 管理学 - 文集 IV. C93-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2006) 第 077713 号

中大管理研究 (第 1 卷 -1)

李新春 主编

经济科学出版社出版、发行 新华书店经销

社址: 北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮编: 100036

总编室电话: 88191217 发行部电话: 88191540

网址: www.esp.com.cn

电子邮件: esp@esp.com.cn

富达印刷厂印刷

华丰装订厂装订

787 × 1092 16 开 12 印张 207 000 字

2006 年 6 月第一版 2006 年 6 月第一次印刷

ISBN7-5058-5708-8/F.4967 定价 24.00 元

(图书出现印装问题, 本社负责调换)

(版权所有翻印必究)

卷首语

随着我国管理学研究水平的逐步提高，海内外的学术交流日益密切。此时，我们迫切需要一个联结海内外管理学界、同时又与国际惯例接轨的学术平台。历经二十余年的学术积淀，肩负崇高的学术使命，中山大学管理学院决定组织出版《中大管理研究》(China Management Studies)，以满足目前的这一迫切需要。

我们的宗旨是：(1) 推动中国大陆和海外的管理学学术研究及学术交流，搭建一个更广泛的管理学学术研究平台，为海内外前沿的管理学学术研究提供发表窗口；(2) 在中国大陆倡导严谨的学术作风，鼓励采用与国际学术惯例接轨的、规范的管理学研究方法。

目前，《中大管理研究》主要关注六个研究领域，即工商管理、会计学、市场学、公司财务、投资学和管理工程，欢迎海内外学者不吝赐教。

呈现在您面前的是《中大管理研究》第1卷(1)，共有10篇论文。论文主题涵盖人民币汇率、税收、会计、公司财务、公司治理、市场营销、旅游管理、生产管理等，作者分别来自中国社会科学院、清华大学、上海财经大学、复旦大学、华中科技大学、广州中山大学、厦门大学、黑龙江大学、云南财经大学、高雄中山大学、澳门科技大学等单位，相信他们的研究成果可以为相关领域的学科发展添砖加瓦、贡献力量。在此，我们向为《中大管理研究》赐稿的所有专家、学者表示衷心的感谢！

真诚地欢迎海内外学者共襄胜举，为中国管理学研究的学术繁荣贡献力量。

李新春 教授
《中大管理研究》主编
中山大学管理学院院长
2006年6月

目 录

- 1 竞争力平价与人民币均衡汇率研究
陈建梁 卢万青
- 15 发展地方性非公经济的相关税收问题研究
——基于某市(州)非公有制经济与税收政策的调查分析
邓小庆 马晓洁 廖楚晖
- 30 银企关系与会计信息稳健性——中国资本市场的经验证据
朱 凯 陈信元
- 43 上市公司对外担保公告的市场反应研究
王克敏 罗艳梅
- 63 年报预约披露制度执行效果研究——来自我国A股上市公司的证据
柴瑞丽 韦沛文
- 79 控股股东与盈余管理——来自中国上市公司的经验证据
余明桂 夏新平 邹振松
- 98 最终控制人特征、政府控制与公司价值
朱 松
- 120 大股东资金占用与外部审计的公司治理职能
周中胜
- 144 电视剧对旅游决策影响之研究——以韩剧为例
黄俊英 林育珊
- 156 当代生产管理领域之学术成果回顾——由精敏到延迟战略
黄毓莹 刘丁己 梁慧玫

CONTENTS

- 1 International Competitiveness Parity and RMB Equilibrium Exchange Rate
Chen Jianliang Lu Wanqing
- 15 The Related Taxation Issues in Developing Local Non-public Ownership Economy
Deng Xiaoqing Ma Xiaojie Liao Chuhu
- 30 Bank-Firm Relationship and Accounting Conservatism
Zhu Kai Chen Xinyuan
- 43 Market Response of Corporate External Guaranty Release
Wang Kemin Luo Yanmei
- 63 The Performing Effect of Annual Report Scheduled Disclosure System
— An Research Based on Chinese A-share Market
Chai Ruili Wei Peiwen
- 79 Controlling Shareholder and Earnings Management: Evidence from China's Listed Firms
Yu Minggui Xia Xinping Zou Zhensong
- 98 The Characteristics of Ultimate Shareholders, Government Control and the Value of Firms
Zhu Song
- 120 Controlling Shareholder's Embezzlement of Listed Company's Funds and a Corporate Governance Role of External Auditors
Zhou Zhongsheng
- 144 Influence of TV Miniseries on Travel Decision-making: The Case of Korean TV Miniseries
Huang Junying Lin Yushan
- 156 Survey on Contemporary Thinking and Implementation about Production Management: From Leagility to Postponement
Huang Yuying Liu Matthew Tingchi Liang Huimei

竞争力平价与人民币均衡汇率研究

陈建梁 卢万青^①

摘要：传统的汇率决定理论认为，一国货币汇率均衡水平是由购买力平价、利率平价和货币相对供求等决定的。大多数实证研究表明，这些均衡汇率理论只是强调单一因素，同现实相距甚远。本文构建了多因素国际竞争力平价模型，认为均衡实际汇率随着国际竞争力的相对变化而变化，国际竞争力相对提高，该国货币升值，反之则反之。本文利用主成分分析法，从影响人民币汇率的多因素中构造国际竞争力这个指标，实证研究表明人民币实际有效汇率与国际竞争力之间存在协整关系，然后再基于这个协整关系式计算人民币的均衡实际有效汇率，并据以判断人民币汇率偏离均衡水平的程度。

关键词：人民币汇率、均衡汇率、国际竞争力、协整检验

JEL： G15, F37

^① 陈建梁，教授，中山大学管理学院；卢万青，副教授，广东外语外贸大学国际经贸学院。

一、引言

Chou 和 Shih (1998) 根据购买力平价计算的均衡汇率变动情况, 认为人民币币值在 20 世纪 80 年代是高估的, 在 90 年代的早期是低估的。张晓朴 (1999) 结合行为均衡汇率 (BEER) 和基本均衡汇率 (FEER) 的基本思想对人民币均衡汇率进行计算, 认为 1984 年初至 1985 年末和 1989 年初至 1990 年年末人民币发生两次严重高估, 1987 年初至 1988 年末人民币低估。林伯强 (2002) 运用基本要素均衡汇率 (FEER) 的方法对人民币均衡汇率进行计算, 认为改革开放后至东南亚金融危机发生之前, 人民币处于低估状态, 东南亚金融危机期间人民币高估, 到 2000 年人民币高估状况得到根本缓解。张斌 (2003) 借鉴 Edwards(1994) 和 Elbadawi(1994) 等经济学家的研究成果, 运用单方程协整模型计算了人民币均衡汇率, 认为 1995 年至 1998 年中期人民币汇率高估, 1999 年到 2002 年人民币汇率低估。

虽然运用西方均衡汇率理论来计算人民币均衡汇率各有不同的侧重点, 但是这些汇率决定理论事实上不能解释受宏观和微观多种因素影响的复杂的汇率形成机制。本文认为, 通过找出决定汇率均衡水平的多因素模型, 国际竞争力平价汇率决定理论能够更好地解释和预测本国货币汇率偏离均衡水平的程度。

二、人民币实际有效汇率的影响因素

在诸多经济基本面因素中, 有些因素是直接影响人民币实际有效汇率的因素, 有些因素不是直接影响因素, 下面我们利用格兰杰因果检验对人民币实际有效汇率的影响进行分析。

1. 资料来源及数据说明

本文采用季度数据, 样本期间为1994年第一季度至2004年第二季度。数据来源于各期的《International Finance Statistics》(IMF出版)、《中国统计年鉴》、《中国人民银行统计季报》和《国际统计年鉴》。下面对数据作一些说明:

(1) 本文采用 IMF 的方法来计算人民币实际有效汇率。IMF 对实际有效汇率指数 (REER) 的定义是: 实际有效汇率是用本国与所选择国家之间的相对价格水平或成本指标对名义有效汇率进行调整后的汇率指数, 也就是本国价格水平或成本指标与所选择国家价格水平或成本指标之比的加权几何平均与名义有效汇率的乘积。依 IMF 的定义, 实际有效汇率指数的计算公式如下:

$$REER = NEER \times \prod_i \left(\frac{P_c}{P_i} \right)^{w_i} \cdot 100 \quad (1)$$

其中, $REER$ 表示实际有效汇率, P_c 为中国的价格指数, P_i 表示 i 国的价格指数。实际有效汇率指数上升代表本国货币相对升值, 下降代表本国货币相对贬值。以1994年第1季度为100, 有效汇率指数大于100表示该国货币相对于基期升值, 小于100表示相对于基期贬值。目前, 国内外计算有效汇率选取的样本国个数有6、9、10、16、18以及22等之别。本文选取的样本国有6个: 美国、日本、韩国、英国、德国、法国。本文用1994~2004年的双边进出口总额作为贸易权数, 美国、日本、韩国、英国、德国和法国的贸易权数分别为0.3199995、0.371403、0.142546、0.038667、0.08784和0.039549。

(2) 相对人均实际GDP, 用中国人均实际GDP与世界人均实际GDP之比的对数表示。实际GDP为名义GDP除以消费物价指数, 其中消费物价指数以1994年第一季度为1的定基指数。人均实际GDP为一国的实际GDP除以该国的就业人数。世界人均实际GDP用美国、日本、韩国、英国、德国和法国的人均实际GDP的加权算术平均, 权数与人民币实际有效汇率的权数相同。世界实际GDP、世界消费物价指数和世界制造业平均工资的计算方法同世界人均实际GDP。

(3) 相对实际GDP, 用中国实际GDP与世界实际GDP之比的对数表示。

(4) 相对通货膨胀率, 用中国消费物价指数^①与世界消费物价指数之

① 这里的消费价格指数是定基指数, 除了特别说明之外, 本文所有的物价指数都是以1994年第一季为1的定基指数。

比的对数表示。

(5) 相对平均工资, 用中国制造业平均工资与世界制造业平均工资的对数表示。

(6) 国内外名义利率的差异, 用中国名义利率与美国名义利率之差表示, 中国名义利率为一年期定期存款利率, 美国名义利率为联邦储备基金利率。

(7) 开放度, 用中国进出口总额与中国GDP之比的对数表示, 中国进出口总额和中国GDP都是用人民币表示的名义值。

(8) 国内贷款与GDP之比、沪深两地A股市值与GDP之比。中国国内贷款、沪深两地A股市值和中国GDP都是名义值, 最后还要分别对中国国内贷款与中国GDP之比、沪深两地A股市值与中国GDP之比取对数。

(9) 外商直接投资和外汇储备。我国的外商直接投资和外汇储备都是以美元表示的名义值, 除以美国消费物价指数得到实际值, 美国消费物价指数是以1994年第一季度为1的定基指数。外商直接投资和外汇储备都取对数。

以上数据除人民币实际有效汇率和国内外名义利率差异之外, 均表现出明显季节趋势, 因此要对它们进行季节调整, 剔除掉季度变化趋势。各变量的符号为: *LREER* 表示人民币实际有效汇率, *LYPA* 表示相对人均实际GDP, *LGDP* 表示相对实际GDP, *LP* 表示相对通货膨胀率, *LWAGE* 表示相对平均工资, *R* 表示国内外名义利率的差异, *LOPEN* 表示开放度, *LDC* 表示国内贷款与GDP之比, *LSTK* 表示沪深两地A股市值与GDP之比, *LFDI* 表示外商直接投资, *LRESERVE* 表示外汇储备。所有变量除了*R* 之外, 都用取对数之后的值表示。

2. 实证结果分析

如果一阶单整变量之间存在协整关系, 则可以直接进行格兰杰因果检验; 如果一阶单整变量之间不存在协整关系, 则要先进行一阶差分为平稳过程, 再进行协整检验。如表1所示, 由于*LREER*与*LOPEN* 之间不存在协整关系, 在检验*LOPEN*对*LREER* 的因果关系时, 先对*LOPEN*和*LREER* 进行一阶差分转变为平稳序列, 设一阶差分后用 $\Delta LOPEN$ 和 $\Delta LREER$ 表示, 然后再检验 $\Delta LOPEN$ 到 $\Delta LREER$ 的因果关系; 除了*LOPEN* 这个变量之外, 其余各组变量之间都与*LREER*存在协整关系, 可以直接运用格兰杰因

果检验进行分析。

表1 格兰杰因果检验的结果

	滞后1期	滞后2期	滞后3期	滞后4期
<i>LYPA</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	3.53223 [*] (0.06787)	1.50174 (0.23675)	2.07167 (0.12356)	1.40911 (0.25576)
<i>LGDP</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	3.54943 [*] (0.06723)	1.46292 (0.24537)	2.13857 (0.11476)	1.39309 (0.26096)
<i>LP</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	7.33235 ^{***} (0.01009)	2.94055 [*] (0.06600)	3.05943 ^{**} (0.04222)	3.47975 ^{**} (0.01938)
<i>LWAGE</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	4.58896 ^{**} (0.03865)	1.04677 (0.36180)	3.01204 ^{**} (0.04440)	2.61393 [*] (0.05575)
<i>R</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	8.23111 ^{***} (0.00662)	0.16139 (0.85157)	0.09309 (0.96333)	0.35315 (0.83976)
$\Delta LOPEN$ 不是 $\Delta LREER$ 的格兰杰原因	3.76318 [*] (0.05868)	0.69038 (0.50756)	0.50426 (0.68184)	0.63588 (0.64064)
<i>LDC</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	12.8736 ^{***} (0.00092)	7.52212 ^{***} (0.00181)	6.05683 ^{***} (0.00196)	5.96623 ^{***} (0.00100)
<i>LSTK</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	1.57336 (0.21738)	0.16564 (0.84801)	1.28395 (0.29662)	1.04871 (0.39939)
<i>LFDI</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	0.75216 (0.39124)	0.92220 (0.40709)	0.78081 (0.51342)	0.71474 (0.58866)
<i>LRESERVE</i> 不是 <i>LREER</i> 的格兰杰原因	7.98548 ^{***} (0.00740)	4.05046 ^{**} (0.02566)	2.57462 [*] (0.06951)	3.32353 ^{**} (0.02153)

注：上下两个组成的一组数字，上面数字表示F-统计值，下面数字表示其相伴概率。***表示1%的水平上显著，**表示5%的水平上显著，*表示10%的水平上显著。

根据表1的格兰杰因果检验结果可知，从滞后1期到4期来看，*LP*、*LWAGE*、*LDC*和*LRESERVE*对*LREER*有较强的因果关系；*LYPA*、*LGDP*、*R*和 $\Delta LOPEN$ 对*LREER*有因果关系，但是因果关系不太强；不存在从*LSTK*、*LFDI*到*LREER*的因果关系。

三、国际竞争力的构造

本文界定的国际竞争力是由反映一个国家综合经济实力的影响汇率的主要因素构成，各个因素的权重依据其对综合经济实力的影响大小而定。它是一个相对概念，指一个国家相对于另一个国家（或者世界）而言的综合经济实力。我们利用主成分分析法，在影响人民币实际有效汇率的众多

影响因素中构造一个综合评价价值，这个综合评价价值就是国际竞争力。

1. 主成分分析法的分析步骤

影响汇率的因素、指标是多方面的，而且这些因素、指标之间存在一定的相关关系，如果不对它们进行有效处理，就会导致信息大量或者一定程度的重叠，影响分析的效果。主成分分析法，就是用较少的综合指标（主成分）分别综合各因素、指标中的信息，使主成分既能反映原来因素的主要信息量，又不存在相关关系。最后，我们对主成分以其方差贡献率为权重进行加权平均，构造一个综合评价价值，对这些因素、指标进行综合评价。

主成分分析法的步骤为：

（1）将指标数据进行标准化变换，然后求标准化数据的相关系数矩阵 R 。

（2）求相关系数矩阵 R 的特征根 λ_i ($i=1,2,\dots,n$)，将其按大小顺序排列为： $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n$ ，对应的特征向量 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ 。

（3）计算特征根的方差贡献率和累积方差贡献率，根据累积方差贡献率大于等于 80% 来确定主成分的个数 k 。

（4）为了对主成分的实际意义有清楚的解释，可对因子载荷矩阵方差最大旋转。根据旋转后的因子载荷矩阵，选取载荷较大的一个或多个指标对各主成分进行解释。

（5）计算综合评价价值： $Z = b_1 Z_1 + b_2 Z_2 + \dots + b_k Z_k$ ，其中， $Z_1, Z_2, \dots, Z_k$ 为主成分， b_i ($i=1,2,\dots,k$) 为第 i 个主成分 z_i 的方差贡献率 $b_i = \lambda_i / \sum_{i=1}^k \lambda_i$ 。

2. 国际竞争力的主成分分析

根据以上的格兰杰因果检验结果，我们选择的指标有 LYP （实际人均国内生产总值）， $LGDP$ （实际国内生产总值）， LP （相对通货膨胀率）， $LWAGE$ （相对平均工资）， R （国内外名义利率之差）， LDC （国内信贷与国内生产总值之比）， $LOPEN$ （开放度：进出口总额与 GDP 之比）， $LRESERVE$ （外汇储备）。

我们首先计算中国相对六国加权的国际竞争力之比，利用 SPSS12.0 统计软件进行数据处理。用最大方差法进行正交旋转，使成分矩阵向 0 和 1 两极分化。经过 25 次正交旋转，得到 2 个主成分，各主成分经正交旋转后的因子负荷值（见表 2）。主成分解释的方差占总方差的累计百分比为

88.622%，保留了原有指标 88.622%的信息。

从表 3 可知，第一主成分 F_1 在相对平均工资、相对人均实际 GDP、相对实际 GDP、国内信贷与国内生产总值之比、国内外名义利率之差和外汇储备的负荷较大，称之为综合国力因子。相对人均实际 GDP、相对实际 GDP 增加，我国的综合经济实力上升；国内信贷与国内生产总值之比上升，我国金融深化程度提高，金融发展对经济有促进作用，间接地代表了综合经济实力上升；相对平均工资的上升，一方面代表劳动素质的提高，另一方面代表劳动成本的提高，对综合经济实力分别起正面和负面的影响，最终影响要看何者作用更大；国内外名义利率之差上升会抑制国内投资和国内消费，对综合经济实力的提升起不利影响；外汇储备增加，是一国经济快速发展的反映，间接地代表一国综合经济实力的增强。第二主成分 F_2 在相对通货膨胀率、开放度两个指标负荷较大，称为对外竞争力因子。本国相对外国的物价水平上升，本国商品在国际市场的价格上升，外国商品在本国市场的价格下跌，不利于本国商品而有利于外国商品；在贸易收支基本平衡的条件下，开放度可以反映一国商品的竞争能力，该国商品在国际市场的竞争能力愈强，该国对进出口贸易的控制会减少，开放度相应扩大。

表 2 主成分的特征值和方差贡献率

主成分	特征值	主成分解释的方差 占总方差的百分比(%)	主成分解释的方差 占总方差累计百分比(%)
因子 F_1	5.216	65.198	65.198
因子 F_2	1.874	23.424	88.622

注：取相关矩阵的特征值大于等于1的因子为主成分。

表3 旋转后的因子载荷矩阵

变 量	第一主成分	第二主成分
$LRESERVE$: 外汇储备	0.971	-0.008
$LWAGE$: 相对平均工资	0.971	0.179
$LYPG$: 相对实际人均GDP	0.968	0.007
$LGDP$: 相对实际GDP	0.960	0.045
LDC : 国内贷款与GDP之比	0.868	0.402
R : 国内外名义利率之差	-0.721	0.405
LP : 相对通货膨胀率	0.179	-0.902
$LOPEN$: 开放度	0.406	0.837

旋转后的因子表达式为：

$$F_1 = 0.186LGDP + 0.189LYPA + 0.078LP + 0.040LOPEN + 0.182LWAGE + 0.151LCHDC - 0.160R + 0.191LRESERVE \tag{2}$$

$$F_2 = -0.021LGDP - 0.042LYPA - 0.500LP + 0.437LOPEN + 0.052LWAGE + 0.178LCHDC + 0.255R - 0.050LRESERVE \quad (3)$$

根据这两个主成分因子及其贡献率(表2),我们得到综合评价——中国的国际竞争力,其表达式为:

$$F = (65.198\%F_1 + 23.424\%F_2) / 88.622\% \quad (4)$$

中国的国际竞争力 F 在 1994 年第一季度为 -0.921, 2004 年第二季度上升至 1.267。在同期, 综合国力因子 F_1 从 -1.980 上升到 1.421, 对外经济竞争力因子 F_2 从 2.027 降至 0.836, 见图 1 和图 2, 但由于 F_1 是主要的影响因子, 因此中国国际竞争力 F 还是处于一种不断上升的过程, 见图 1。对外经济竞争力因子的走势是先下降后上升, 1994 年第一季度为 2.027, 1996 年第二季度下降到最低点 -1.432, 这段时期对外经济竞争力因子的下降主要是中国的通货膨胀率过高, 1994~1996 年的居民消费物价指数分别是 24.1%、17.1% 和 8.3%, 过高的通胀率导致中国商品的竞争力下降, 2004 年第二季度对外经济竞争力因子又回升至 0.836, 这一段时间中国通胀率很低甚至在某些年份发生通货紧缩, 1997~2003 年的年平均居民消费物价指数仅为 0.3%, 低于世界水平, 而且中国商品竞争能力随时间逐步在增强, 两者同时促使对外经济竞争力因子上升。

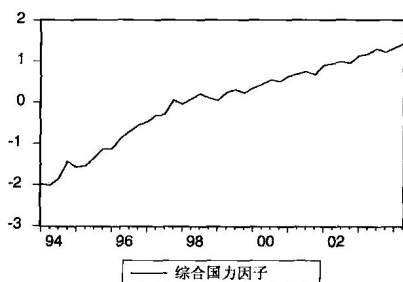


图 1 综合国力因子 F_1 的变化趋势

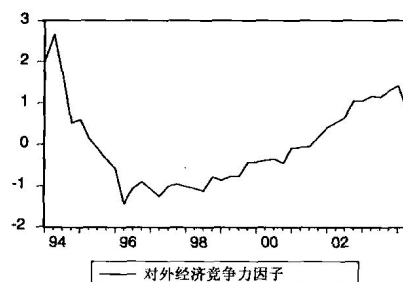


图 2 对外经济竞争力因子 F_2 的变化趋势

四、汇率与国际竞争力的关系研究

我们首先利用 1994 第一季度至 2004 年第二季度的数据, 对人民币实际有效汇率与国际竞争力的关系进行协整检验, 看两者是否存在长期均衡

关系，然后对该时期内人民币汇率是否失衡的问题进行分析。

1. 汇率与国际竞争力的协整检验

在协整检验之前首先要进行单位根检验。我们用增广的迪基-富勒方法 (ADF, Dickey and Fuller) 进行序列的单位根检验，检验的结果如表 4 所示，人民币实际有效汇率 *LREER* 和国际竞争力 *F* 都为 一阶单整序列。

表 4 使用 ADF 方法对序列进行单位根检验

变量	水平值			一阶差分			
	ADF 值	5%临界值	检验形式(C,T,L)	ADF 值	1%临界值	5%临界值	检验形式(C,T,L)
<i>LREER</i>	-3.228	-3.539	(C,T,5)	-4.163***	-3.607	-2.938	(C,N,1)
<i>F</i>	-2.893	-3.539	(C,T,5)	-3.694***	-3.623	-2.945	(C,N,4)

注：检验形式 C、T、L 分别表示 ADF 检验方程的常数项、时间趋势和滞后阶数，N 表示不包括时间趋势项。由 AIC 值和 SC 值达到最小的原则来确定 ADF 检验的滞后阶数。**表示 5%的水平上显著，***表示 1%的水平上显著。

我们用 Engle 和 Granger 提出的两步法进行协整检验，EG 两步法的思想是：如果两个或多个非平稳的同阶时间序列变量的某种线性组合可以得到一个平稳的残差序列，则这些非平稳的时间序列变量存在长期均衡关系（或称协整关系）。检验步骤为：首先使用最小二乘法对两个或多个变量进行协整回归，然后再把协整回归所得残差进行单位根检验。

人民币实际有效汇率 *LREER*、中国国际竞争力 *F* 为一阶单整过程（见表 4），可以直接对它们进行协整检验，两者 OLS 回归方程式为：

$$LREER = 4.918 + 0.064 \times F$$

(0.016) (0.021)

(5)

$R^2 = 49.11\%$

其中，*LREER* 为人民币实际有效汇率的对数，*F* 为中国的国际竞争力，小括号内的数值是标准差。判决系数 R^2 并不是很高，一方面的原因是在人民币与美元相挂钩的情况下，人民币汇率与美元汇率齐涨齐跌，人民币汇率有时与国际竞争力同向变动，有时则反向变动，不能很好地反映国际竞争力水平，另一方面的原因是人民币汇率调整的相对滞后，现有汇率制度缺乏使汇率较快地向均衡水平恢复的机制，人民币汇率向均衡水平的调整速度缓慢，国际竞争力对人民币实际有效汇率的解释力减弱。

我们对（5）式的回归残差进行单位根检验，回归残差的 ADF 值为 -2.925，1%显著水平下的临界值为-2.621，ADF 值小于-2.621，回归残差是

平稳序列,表明(5)式回归方程式也是协整方程式, $LREER$ 与 F 之间存在协整关系(长期均衡关系)。

2. 人民币均衡汇率的计算

虽然汇率都会随利率平价、购买力平价和竞争力平价的变动而调整,但调整速度不一样:利率平价的调整速度最快,购买力平价次之,竞争力平价调整的时滞最长。商品价格存在粘性,而证券市场的反应极其灵敏,套利机制比国际商品套购机制先发生作用,利率平价的调整速度快于购买力平价。国际竞争力是一国相对经济实力的反映,要通过多种途径(包括套利机制和国际商品套购机制)对汇率发生作用,不同途径的作用过程存在或短或长的时滞,其调整速度是最慢的。下面我们用协整分析的结果计算人民币的均衡实际有效汇率,并与现实实际有效汇率进行比较,以此来判断人民币汇率是否失衡。

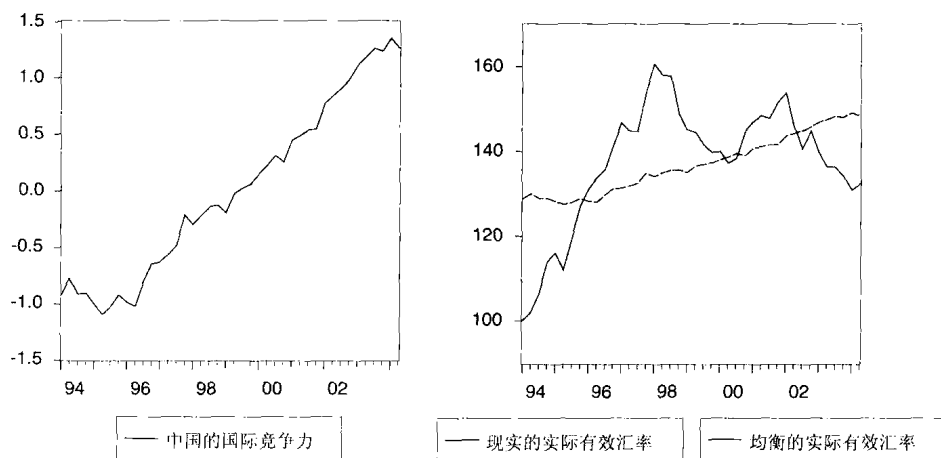


图3 中国国际竞争力的变化 图4 现实的和均衡的人民币实际有效汇率的变化

实证得到的竞争力平价关系表明,人民币实际有效汇率与国际竞争力存在长期均衡关系,两者正相关。1994年第一季度至2004年第二季度,中国的国际竞争力稳定增强,见图3。根据(1)式的协整方程,我们用国际竞争力的数据计算人民币均衡实际有效汇率,得出的均衡实际有效汇率处于一种上升趋势。图4的实线为现实实际有效汇率,虚线为均衡实际有效汇率,通过两者的比较可知,1994年第一季度至1995年第四季度和2002年第三季度至2004年第二季度,人民币汇率低估;1996年第一季度至2000年第一季度和2000年第四季度至2002年第二季度,人民币汇率高估。

3. 人民币汇率失衡与美元汇率波动的关系分析

在人民币汇率与美元挂钩的情况下, 人民币兑美元的汇率基本保持稳定, 美元对其他世界主要货币汇率的波动, 是导致人民币汇率失衡的重要原因。我们用错位 (misalignment) 百分比来衡量汇率失衡的程度, 其计算公式为:

$$\frac{\text{现实实际有效汇率} - \text{均衡实际有效汇率}}{\text{均衡实际有效汇率}} \times 100\%$$

由于我们是以单位人民币折合的外币数量来表示汇率 (间接标价法), 因此, 错位百分比大于零, 现实汇率大于均衡汇率, 人民币高估; 相反, 人民币低估。

由于人民币汇率与美元相挂钩, 美元汇率的变动是人民币汇率偏离均衡的重要原因。图 5 表示美元名义有效汇率^①的变化, 图 6 表示人民币实际有效汇率错位百分比, 我们把错位百分比大于 10% 看作是人民币汇率较大地偏离了均衡值, 在样本期内共出现过三次: 第一次是 1994 年第一季度至 1995 年第二季度, 错位百分比小于 -10%, 人民币低估, 汇率低估与经常项目可自由兑换及人民币汇率大幅下调有关; 第一次是 1997 年第四季度至 1998 年第三季度, 错位百分比大于 10%, 人民币高估, 直接原因是 1995 年至 1998 年美元的大幅上升所致, 1995 年第二季度美元名义有效汇率是 96.26, 1998 年第二季度升至 120.70, 升幅为 25.34%; 第三次是 2004 年前二个季度, 错位百分比小于 -10%, 人民币低估, 低估的原因是 2002 年至 2004 年美元的持续大幅贬值所致, 2002 年第一季度美元名义有效汇率是 134.40, 2004 年第二季度下跌至 99.98, 下跌幅度达到 25.61%。

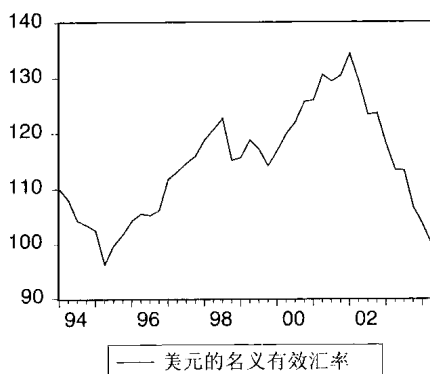


图 5 美元名义有效汇率的变化

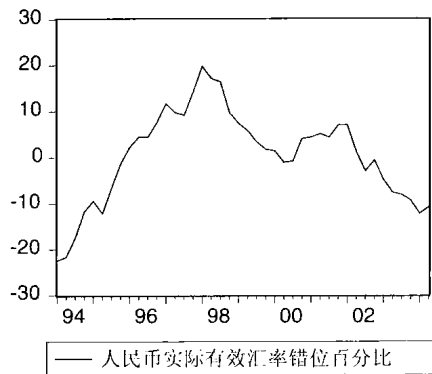


图 6 人民币实际有效汇率错位百分比

① 美元名义有效汇率数据来源于 IMF 出版的《International Finance Statistics》。