



No. C2005002

2005-01

## 人民币均衡汇率与汇率失调：1991-2004

施建淮

北京大学中国经济研究中心

余海丰

红塔证券股份有限公司资产管理总部

No. C2005002

2005年1月11日

# 人民币均衡汇率与汇率失调：1991-2004

施建淮

北京大学中国经济研究中心

余海丰

红塔证券股份有限公司资产管理总部

No. C2005002      2005 年 1 月 11 日

**摘 要：**本文运用行为均衡汇率模型对人民币均衡实质汇率和汇率失调程度进行了实证研究，样本区间为 1991 年 1 季度--2004 年 3 季度。本文的主要发现是：(1) 从 1994 年 4 季度起人民币均衡实质汇率处于不断升值的状态，其背后的主要驱动力是我国制造业劳动生产率的快速上升和经常项目盈余导致的净对外资产余额的不断增加；(2) 1990 年代以来，人民币实际实质汇率在大部分时期偏离均衡实质汇率轨迹，表现为人民币汇率的失调。其中，1992 年 2 季度--1994 年 4 季度为人民币汇率低估时期，1995 年 1 季度—1999 年 2 季度为人民币汇率高估时期，而 1999 年 3 季度往后的时期人民币汇率重新转为明显的低估，并且低估程度有进一步扩大的趋势。本文对人民币汇率失调的原因分析表明 1997 年以来事实上的钉住美元的汇率政策是造成人民币汇率失调的一个主要的宏观政策因素。因此，本研究的政策含义是，从应对人民币汇率失调的角度，一个更为灵活的人民币汇率制度将更有利于中国经济的健康发展。

**关键词：**人民币，均衡实质汇率，汇率失调，行为均衡汇率模型

# 人民币均衡汇率与汇率失调：1991-2004

施建淮

北京大学中国经济研究中心

余海丰

红塔证券股份有限公司资产管理总部

**摘要：**本文运用行为均衡汇率模型对人民币均衡实质汇率和汇率失调程度进行了实证研究，样本区间为1991年1季度--2004年3季度。本文的主要发现是：(1)从1994年4季度起人民币均衡实质汇率处于不断升值的状态，其背后的主要驱动力是我国制造业劳动生产率的快速上升和经常项目盈余导致的净对外资产余额的不断增加；(2)1990年代以来，人民币实际实质汇率在大部分时期偏离均衡实质汇率轨迹，表现为人民币汇率的失调。其中，1992年2季度--1994年4季度为人民币汇率低估时期，1995年1季度—1999年2季度为人民币汇率高估时期，而1999年3季度往后的时期人民币汇率重新转为明显的低估，并且低估程度有进一步扩大的趋势。本文对人民币汇率失调的原因分析表明1997年以来事实上的钉住美元的汇率政策是造成人民币汇率失调的一个主要的宏观政策因素。因此，本研究的政策含义是，从应对人民币汇率失调的角度，一个更为灵活的人民币汇率制度将更有利于中国经济的健康发展。

**关键词：**人民币，均衡实质汇率，汇率失调，行为均衡汇率模型

## 一、引言

近年来，人民币汇率问题成为学术界、商界、和政策当局热烈讨论的话题。首先是东亚货币危机期间，在亚洲主要货币大幅贬值的背景下，国际金融市场和国内投资者都预期人民币将会贬值，经济学家们也就人民币是否应该贬值展开了激烈的争论。而近两年来，在中国经济快速增长，经常项目顺差不断扩大和外汇储备激增的背景下，国际上要求人民币升值的呼声不断，国内学术界和政策当局关于应否调整人民币汇率和改革人民币汇率制度的讨论也趋于激化。

理论研究表明，汇率失调(exchange rate misalignment)，不论是汇率的高估还是低估，都会使经济付出福利和效率方面的代价。而大量的实证研究也表明，汇率失调会对经济产生持久、深远的影响。如Edwards & Savastano(1999)指出“持续的高估应被视为是货币危机的一个非常重要的先兆；汇率的持续失调通常是与经济在中长期内的低迷联系在一起”，Cottani et al.(1990)运用24个发展中国家的面板数据发现，人均收入、出口、净投资和农业的增长都与汇率失调有明显的负相关关系。事实上，从事后的角度，人们一般认为，在东亚货币危机期间人民币出现了一定程度的高估。这种高估对当时的中国经济产生了显著的影响，如出口，1998年几乎没有增长，1999年的增长率也只有6.1%；对国外直接投资的影响更为明显，1998年实际利用外资没有增长，1999年出现了11%的负增长，2000年的增长可以忽略不计。

由于汇率失调会对经济产生深刻影响，人民币汇率是否失调？失调程度如何？便是中国政策当局宏观经济管理中需要做出判断的重要问题，也是应否调整人民币汇率和改革人民币

汇率制度问题的核心。为了回答这些问题，我们需要知道人民币的均衡汇率，以作为判断人民币汇率是否失调，失调程度如何的标准。需要指出的是，在本文中我们关心的“人民币汇率”是人民币实质汇率（经由名义汇率转换的外国一般价格水平与本国一般价格水平之比），因为影响贸易和投资的是实质汇率，它是开放经济中最重要的相对价格之一。然而由于人民币的均衡实质汇率是不可观察的，需要我们使用科学的方法来测算。本文的目的是就人民币的均衡实质汇率和汇率失调程度进行测算，以回答人民币汇率是否失调，失调程度如何的问题。具体而言，我们关心的问题有两个，一是人民币均衡实质汇率行为与经济基本面变量之间有怎样的关系，二是人民币汇率失调情况究竟如何（东亚货币危机期间人民币是否高估，高估程度如何；当前人民币是否被低估，低估程度又如何）。并试图分析人民币汇率失调背后的经济原因。

传统上经济学家们常常运用购买力平价（PPP）原理测算均衡实质汇率以及汇率失调程度。购买力平价原理主张名义汇率是由国内外价格水平的相对变动来决定的，因而蕴含着均衡实质汇率为常数的结论。该方法首先确定一个基期<sup>1</sup>，然后将该时期的实质汇率作为所有考察时期内实质汇率均衡值的估计，任一时期实际实质汇率与基期实质汇率的偏离便作为汇率失调程度的测度。这种基于购买力平价的测算方法虽然简单和直接，但并非评估汇率失调程度的好方法。一个原因是，购买力平价在现实中并不成立，如果说购买力平价的基础是商品的国际套利，由于一般价格水平计算中包括了不可贸易品，那么就没有理由认为购买力平价在现实中会成立从而构成均衡实质汇率测算的基础<sup>2</sup>。此外，这种方法无法说明均衡实质汇率本身的变化。现实中经济的基本面总是会发生变化的，政策当局感兴趣的焦点是基本面的变化是如何改变实际的和均衡的实质汇率，从而改变汇率失调的程度的。自 Williamson（1985）提出基本均衡汇率（fundamental equilibrium exchange rate，简称 FEER）概念以来，许多旨在测算均衡实质汇率和汇率失调的正式方法被相继开发出来，这些方法的一个主要优越之处是能够说明均衡实质汇率本身的变动。

在这些正式方法中，以 Williamson（1994）为突出代表的一类方法（FEER 方法）将重点放在宏观平衡上，通过要求实质汇率与宏观平衡相一致来确定实质汇率应该达到的水平，并将该值定义为均衡实质汇率（称为基本均衡汇率）。这里，宏观平衡指经济处于充分就业和低通货膨胀（内部平衡）以及经常项目反映了可持续的净资本流动（外部平衡）这样一种理想状况。均衡汇率概念之所以被冠以“基本”一词是因为它抽象掉了短期经济因素，仅仅关注于中长期经济状况<sup>3</sup>。FEER 方法的主要缺陷是可操作性差，并由于涉及到大量与经常项目和资本项目有关的参数设定（将参数校准在充分就业和可持续的净资本流动水平），使得该法得到的估计结果对模型参数的设定比较敏感。此外，由于 FEER 是规范意义上的均衡汇率概念，FEER 方法代表了均衡汇率的规范经济学分析方法，一些被证明对实际实质汇率行为有影响的经济学变量并没有包括在 FEER 的计算框架中，因而 FEER 方法计算的均衡实质汇率在实证意义上是否存在，即计算的均衡实质汇率是否反映了那些实质汇率的决定因素在中期的影响，是不明确的。

与 FEER 方法相对照，另一类测算均衡实质汇率和汇率失调的方法将重点放在实际实质汇率行为本身，通过对实质汇率有影响的相关经济变量来解释实际观察到的名义汇率和实质

<sup>1</sup> 该时期的经济被判断为处于宏观平衡状态。

<sup>2</sup> 已有的实证文献已充分证明：实质汇率的时间序列不是平稳的，并且当使用非常长的样本或使用面板数据而发现它是均值反转时，其调向用相对价格显示的均衡路径的速度也是非常慢的。因此难以用 PPP 概念来解释实际实质汇率对其均衡水平的持久偏离。

<sup>3</sup> Wren-Lewis（1992）将 FEER 方法定义为“一种计算与中期宏观平衡相一致的实质汇率的计算法”。对于 FEER 方法而言重要的是中期宏观平衡的概念，该方法实际上并没有对如何进行均衡实质汇率的计算规定统一的模型，实质汇率计算既可以通过大规模联立宏观经济计量模型进行，也可以通过一个局部均衡模型来计算。

汇率的运动。这类方法故而被称为行为均衡汇率法(behavioral equilibrium exchange rate, 简称 BEER, 参见 Clark & MacDonald, 1999)。BEER 法运用近年来计量经济学发展起来的协整(co-integration)技术,从统计学意义上发现实质汇率和早先文献识别出的各种中长期汇率决定因素之间的协整关系,以此作为确定均衡实质汇率和评估汇率是否失调的基础<sup>4</sup>。由于 BEER 法只涉及到单一方程约化型(reduced form)模型的估计,较之 FEER 方法具有可操作性强的优点。因此,近年来 BEER 法被广泛应用于均衡实质汇率测算和汇率失调问题的实证研究(例如参见 Baffes *et al.*, 1999, Clostermann & Schnatz, 2000, Maeso-Fernandez *et al.*, 2002)。对于研究发展中国家的汇率失调问题而言, BEER 法具有进一步的优势:尽管在发展中国家的实证分析中存在诸如样本量小,数据质量不高以及经济结构不稳定等问题,但是 BEER 法分析的结果常常能够如理论预言的那样发现实质汇率与基本面变量之间的协整关系,并且估计出的协整方程常常能够重现通过其它方法识别出的汇率失调情况(Montiel, 1999a)。

关于人民币均衡实质汇率的测算,自东亚货币危机以来,也出现了一些规范的文献,如张晓朴(1999)、Zhang(2001)、林伯强(2002)和张斌(2003)等。Zhang(2001)和林伯强(2002)使用的是年度数据,为了增加样本的长度,他们都采用了1990年以前的数据,甚至把样本的起点放在上个世纪50年代,从而样本包含了各种各样的汇率体制。事实上,在1980年代以前,价格在本质上只是政府计划的一个工具,并没有成为反映市场供需的信号。所以,对利用这些数据计算出来的结果,其可信性值得商榷。其次,张晓朴(1999)、Zhang(2001)和林伯强(2002)所使用的数据都是2000年以前的,这样,他们的研究结果只能提供东亚货币危机期间人民币是否高估的信息,而对目前人民币是否低估不能给出回答。最后,他们对均衡实质汇率和汇率失调的情况以及背后的经济原因没有进行充分的分析,例如Zhang(2001)实际上只讨论了人民币汇率当前失调的情况<sup>5</sup>。与Zhang(2001)和林伯强(2002)不同,张晓朴(1999)和张斌(2003)使用季度数据进行人民币均衡实质汇率测算,这在数据质量上是一大改善。例如张斌(2003)采用1992年1季度—2002年4季度的样本数据,应用Baffes *et al.*(1999)的模型和方法估计了人民币的均衡实质汇率和汇率失调的程度。不过,他选择的基本面变量均为流量,所以其估计仅仅反映了流量均衡而忽略了资产存量的影响。此外,张晓朴(1999)和张斌(2003)还都将一些名义变量作为决定实质汇率的基本面变量(前者选择了货币供给量,后者选择了世界出口品价格),这种做法也值得商榷,因为正如超调模型(Dornbusch, 1976)指出的,在长期,名义冲击不影响实质汇率<sup>6</sup>。而且货币供给只是一种政策工具,将其作为基本面变量是不合适的。

本文的目的是:采用1991年1季度—2004年3季度更新的季度数据,运用行为均衡汇率(BEER)模型估计人民币的均衡实质汇率和汇率失调程度,并深入分析人民币汇率失调背后的经济原因。本文剩余部分的安排如下:第二部分阐述我们估计人民币均衡实质汇率的计量模型和变量选择;第三部分是模型的检验和估计;第四部分对计量结果进行分析说明;第五部分给出总结性评论。

---

<sup>4</sup> 如果实质汇率与经济基本面变量是协整的,那么实质汇率在长期内就具有均值反转的性质,而协整方程的均值就可以看作是长期实质汇率的均衡值。

<sup>5</sup> 参见下一节关于当前失调的定义。

<sup>6</sup> Obstfeld and Rogoff (1995)试图通过价格粘性证明实质汇率滞后现象(real exchange rate hysteresis)的存在,从而证明货币冲击在长期对实质汇率有影响,但实证研究没有支持其结论(Rapach, 2001)。

## 二、计量模型和变量选择

BEER 方法通过估计一个解释实际实质汇率行为的约化型方程来确定均衡实质汇率水平和汇率失调程度，这种约化型方程的线形形式可表述如下：

$$q_t = \beta'Z_t + \theta'T_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中  $q_t$  表示实际观察的实质汇率（用对数形式表示）， $Z_t$  是那些对中长期实质汇率有影响的经济基本面变量（对数形式或比率）的当前值向量， $T_t$  是那些对短期实质汇率有影响的短期和一时性变量（如泡沫，政策当局的发言等）构成的向量， $\beta, \theta$  是约化型（reduced form）参数向量， $\varepsilon_t$  是随机扰动项。这里我们可以看出 BEER 方法与 FEER 方法的另一个区别：FEER 是一个中长期概念，而 BEER 则更为宽泛，原则上 BEER 方法也可用于解释实质汇率的周期性运动。例如原则上可以将  $\beta'Z_t + \theta'T_t$  作为短期均衡实质汇率的估计。不过由于这种短期均衡实质汇率的估计中包括了一些泡沫因素和许多一时性因素的影响，准确估计短期均衡实质汇率既不太现实也没有多大的政策意义。

Clark & MacDonald (1999) 定义：

$$q'_t = \beta'Z_t \quad (2)$$

为当前均衡实质汇率（current equilibrium rate），即该均衡实质汇率是利用经济基本面变量的当前值（current values）计算出来的，并将实际的实质汇率  $q_t$  与当前均衡实质汇率  $q'_t$  之间的差定义为当前失调（current misalignment）。当前失调可表述为：

$$cm = q_t - q'_t \quad (3)$$

由于经济基本面变量的当前值本身也可能偏离其长期均衡水平，因此 Clark & MacDonald (1999) 进一步定义

$$q_t^* = \beta'Z_t^* \quad (4)$$

为长期（或持久）均衡实质汇率（permanent equilibrium rate），其中  $Z_t^*$  为经济基本面变量的长期均衡值向量。将实际的实质汇率  $q_t$  与长期均衡实质汇率  $q_t^*$  之间的差定义为长期（或持久）失调（permanent misalignment）<sup>7</sup>，长期失调可表述为：

$$pm = q_t - q_t^* \quad (5)$$

BEER 方法在很大程度上强调的是实证意义，其经济基本面变量集的选择多少有些特定

---

<sup>7</sup> Clark & MacDonald (1999) 称之为总失调（total misalignment）。

或随意性 (*ad hoc*), 因此 BEER 方法的运用依赖于选择适当经济基本面变量集的理论指导。自从 Edwards(1988) 以来, 已经出现了大量关于基本面变量选择的理论(见 Montiel, 1999a 的一个综述), 它们构成实际运用 BEER 方法的基础。例如, Clark & MacDonald (1999) 运用 BEER 方法估计了德国马克、日元和美元实质有效汇率方程, 基于 Faruquee (1995) 和 MacDonald (1997) 的研究, Clark & MacDonald (1999) 认为就其研究目的而言, 实质利差、贸易条件、非贸易品与贸易品的相对价格比、净对外资产以及本国与外国的政府债务比足以构成影响实质汇率的基本面变量集。有关基本面变量选择的理论成果与检验经济变量之间是否存在均衡关系的协整技术两者的结合保证了 BEER 方法的有效性。

在选取决定人民币均衡实质汇率的经济基本面变量时, 我们考虑以下三个因素: 一是理论模型所建议的变量, 主要根据 BEER 方法的已有文献所给出的建议(如 Faruquee (1995)、Clark & MacDonald (1998) 和 Montiel (1999b) 等); 二是数据的可得性; 三是我国的具体国情。综合考虑以上三点, 本文选取的经济基本面变量有: 贸易条件 (TOT)、非贸易品与贸易品的相对价格比 (TNT)、净对外资产 (NFA) 和反映贸易政策的变量 (TRADE)<sup>8</sup>。下面我们对各变量的意义及数据来源作一简单说明。

**人民币实质汇率:** 人民币实质汇率用实质有效汇率 (real effective exchange rate, 简称 REER) 来衡量。用自然对数的形式表示即为:

$$reer = \ln(REER) = \sum_{i=1}^7 w_i \ln(S_i \square CPI / CPI_i)$$

其中  $CPI$ ,  $CPI_i$  分别指我国和各贸易伙伴的消费者价格指数, 我们考虑的贸易伙伴依次为美国、日本、德国、英国、韩国、香港和台湾地区, 它们与我国的贸易额占我国总进出口的比重平均高达 65% 左右, 在 1997 年之前更是达到了 70%。 $S_i$  表示我国与  $i$  国 (或地区) 的名义双边汇率。注意, 我们这里采用间接标价法, 即人民币的外币价格, 名义、实质有效汇率的上升 (下降) 意味着人民币的升值 (贬值)。由于在 1994 年以前我国实行的是双轨的汇率制度 (官方牌价与调剂市场价格共存), 但外汇调剂市场承担了 80 - 85% 左右的交易量, 所以本文对 1991 年 1 季度 - 1993 年 4 季度期间的名义汇率数据使用外汇交易市场的人民币价格。 $w_i = i$  贸易伙伴与我国的贸易额 / 7 个贸易伙伴与我国的贸易额总额。

**贸易条件 (TOT):** 贸易条件被定义为出口价格与进口价格之比, 它被用来描述一个国家的贸易品在国际市场上的竞争力<sup>9</sup>。这里我们采用相对有效贸易条件指标, 其定义为我国与“世界”的贸易条件之比, 后者通过主要贸易伙伴的贸易条件几何加权平均得到, 用对数的形式表示为:

$$tot = \ln TOT = \ln(EX / IM) - \sum_{i=1}^7 w_i \ln(EX_i / IM_i)$$

<sup>8</sup> 这些变量都是研究均衡实质汇率问题的经济学家们一致认同的基本面变量 (参见 Williamson 为其 1994 年编辑著作所写的引言)。没有考虑国内外的实质利率差的原因是: 到目前为止我国对资本的国际流动实行了严格管制, 实质利率的影响不太显著, 此外, 经济学家们对是否将利率作为基本面变量尚有争议。

<sup>9</sup> 绝大多数的文献都不加说明的认为, 一国贸易条件的改善 (恶化) 会导致该国货币的升值 (贬值), 但需要指出, 贸易条件的改善有两个效果: 一是“收入效应”, 出口品价格的相对上升意味着实际收入的增加, 从而更多地需求非贸易品; 二是“替代效应”, 进口品价格的相对下降, 会增加对进口品 (包括中间品和最终产品) 的需求。前者推动了非贸易品价格的上升, 从而有助于国内价格的上涨, 而后者则有利于国内价格的下降。因此, 贸易条件的改善对国内价格水平的影响是不定的, 从而对实质汇率的影响也是不定的。

其中  $EX, IM$  分别指出口、进口价格指数。

**非贸易品与贸易品的相对价格比 (TNT):** 该指标是一个衡量本国与外国生产率增长差异的较为间接的指标, 实证分析中也有用实质 GDP 与全部劳动人口的相对比率这一更直接的指标来衡量本国与外国生产率增长差异的。直接指标试图抓住生产率增长的趋势, 而间接指标则试图抓住贸易品与非贸易品部门生产率增长的差异从而体现 Balassa-Samuelson 效应<sup>10</sup>。间接指标被广泛地运用于均衡实质汇率的实证研究中 (如 Chinn (1999), Clark & MacDonald (1999), Clostermann & Schnatz (2000))。理论上, 该指标需要使用非贸易品与贸易品的价格指数去计算。但是, 在实际操作时, 我们无法得到这两个价格指数。遵从文献的一般做法, 使用生产者价格指数 (PPI) 或批发价格指数 (WPI) 来描述贸易品的价格变化, 使用消费者价格指数 (CPI) 来描述非贸易品的价格走势。具体地, 利用主要贸易伙伴的 CPI 与 PPI (或 WPI) 的比率, 根据各自所占的权重, 采用几何加权平均计算出“世界”的非贸易品与贸易品的相对价格, 然后用这一比率去除我国的 CPI 与 WPI 的比率, 用对数表示为:

$$tnt = \ln(TNT) = \ln(CPI/WPI) - \sum_{i=1}^7 w_i \ln(CPI_i/WPI_i)$$

**净对外资产 (NFA):** 把净对外资产作为实质汇率的一个决定因素, 在开放经济宏观经济学中有悠久的历史, 它是基于实质汇率决定的国际收支模型的考虑<sup>11</sup>。同样, 在实际中, 我们得不到净对外资产的时间序列。作为替代, 遵从文献的作法, 利用积累的经常帐户 (accumulated current account) 占 GDP 的比率来模拟净对外资产的路径。然而, 在我国没有经常帐户余额的季度数据, 本文的作法是用 1990 年底外汇储备的余额作为 1991 年初净对外资产的替代, 此后, 利用每个季度的贸易盈余 (出口减进口) 作累计加法, 得到累积的经常帐户的替代序列, 最后使用这一序列与 GDP 的比率, 得到净对外资产 NFA 的模拟数据, 记这一比率为 nfa。

**贸易政策 (TRADE):** 贸易政策是影响实质汇率的一个重要因素, 有大量文献发现发展中国家贸易自由化的过程伴随着本国货币的贬值<sup>12</sup>。1990 年代以来我国贸易自由化的步伐不断加快, 外贸体制改革, 经常项目可兑换以及加入 WTO 使我国在关税降低和非关税壁垒撤废等方面取得了实质进展, 这些贸易政策的变化必然会对人民币实质汇率产生影响。然而很难找到一个变量能够全面、有效地模拟贸易政策的影响。文献通常的做法是, 利用进出口总额占 GDP 的比率来描述一个国家的开放政策, 并用该比例 (即开放度) 来模拟贸易政策对汇率的影响 (如参见 Elbadawi (1994) 和 Zhang (2001))。因为给定其它条件, 越是自由化的贸易体制, 贸易量也越大。在本文中, 我们遵从这一做法。记这一比率为 trade。

样本区间为 1991 年 1 季度至 2004 年 3 季度, 数据为季度数据。所有的价格指数 (包括

<sup>10</sup> 该效应是指贸易品与非贸易品部门生产率增长速度的差异会导致实质汇率的变化。其出发点是假设一国的技术进步集中在贸易品部门, 而非贸易品部门的技术创新则相对滞后。当前者的生产率提高时, 其劳动的边际产品增多, 导致工资上升。如假设劳动力在部门之间自由流动, 贸易品部门的工资上升会导致非贸易品部门工资的上升, 这样, 整个非贸易品部门的成本上升, 其结果是非贸易品价格的上升。而非贸易品价格的上升又导致了国内总体价格水平的上升, 从而带来本币的实质升值。

<sup>11</sup> 连续的经常项目赤字会导致该国净对外负债的增加, 这需要用将来的贸易盈余来偿还。而实质汇率的贬值将有助于产生这种贸易盈余, 这意味着净对外资产余额的恶化导致中长期实质汇率的贬值。相反, 本国净对外资产余额的增加, 会促进本国货币中长期的实质升值。基于跨时交易的实质汇率决定模型也将净对外资产余额作为决定均衡实质汇率的重要基本面变量 (如 Obstfeld and Rogoff, 1996)。

<sup>12</sup> 一般而言, 封闭的落后国家能够动用的外汇储备非常有限, 为了购买它们所急需的先进技术和关键设备, 不得不人为的制定一个较高的汇率, 并且实行严格的贸易限制, 以压制国内对国外普通商品的进口需求。但在贸易自由化开始以后, 这种过高的汇率便不再能够维系下去——外部平衡要求本国货币贬值到一个较低的水平。



汇率)以1991年1季度为100,之后以此为基计算。国外及香港台湾地区的相关数据来源于其政府官方统计网站;我国的相关数据来源于高校财经数据库网站([www.bjinfobank.com](http://www.bjinfobank.com)),贸易条件的季度数据来源于宋国青教授。图1-5给出了上述变量的时间序列图形。

图1

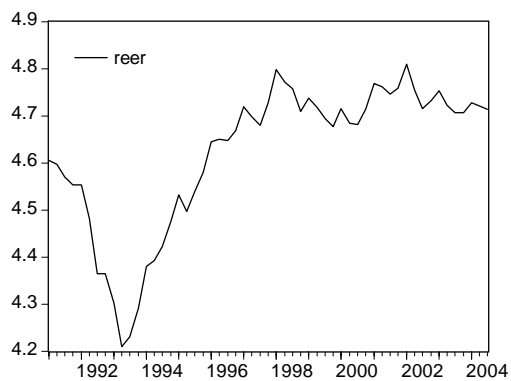


图2

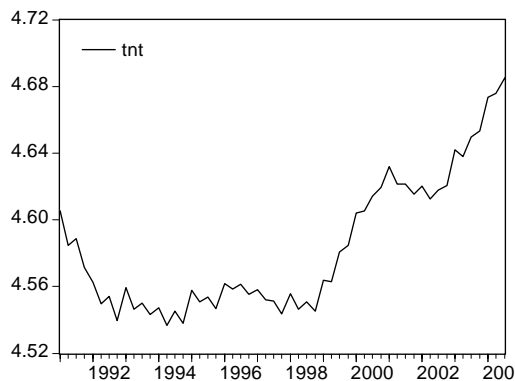


图3

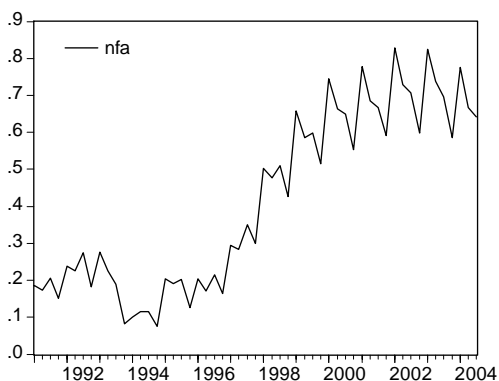


图4

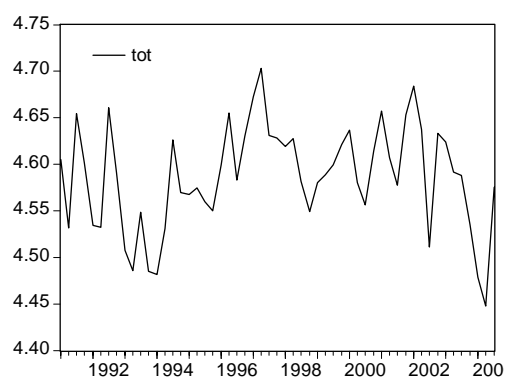
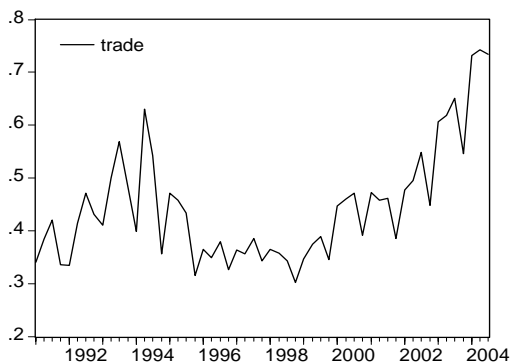


图5



### 三、检验和估计<sup>13</sup>

在运用协整方法来确定实质汇率与经济基本面变量之间的长期均衡关系之前,需要先对各个时间序列的稳态性进行分析,即运用单位根检验来判断数据的随机性质,然后建立一个向量自回归模型(vector autoregression, 简称为 VAR),最后利用协整方法确定各变量在长期内的均衡表达式。

#### (一) 单位根检验

我们利用 Enders (1995) 给出的步骤对各变量进行单位根检验,选择适当的滞后阶数使回归残差尽可能的接近白噪声。结果如表-1:

表-1 单位根检验 (1991 : q1 - 2004 : q3)

	截距	时间趋势	滞后阶数	ADF 统计量	10%关键值
reer	有	无	4	-2.231161	-2.5997
nfa	有	有	4	-3.076352	-3.1828
tnt	有	有	2	-2.256945	-3.1804
tot	有	无	0	-2.469564	-2.5970
trade	有	有	4	-1.095760	-3.1828

	截距	时间趋势	滞后阶数	ADF 统计量	1%或 5%关键值
D ( reer )	无	无	4	-2.557282	-1.9480
D ( nfa )	无	无	1	-2.537237	-1.9474
D ( tnt )	无	无	1	-3.464298	-2.6100*
D ( tot )	无	无	3	-3.343794	-2.6120*
D ( trade )	无	无	3	-2.658581	-2.6120*

\* 表示在 1%的显著性水平下拒绝单位根假设; D 表示一阶差分。

从表-1 可以看出,各变量序列都存在单位根,而它们的一阶差分都在 1%的显著水平下拒绝了单位根假设,从而各变量都是 I (1) 序列。这为后面的协整检验提供了良好的基础。

#### (二) VAR (2) 估计

协整检验的前一步工作是估计一个不受限制的 VAR (unrestricted vector autoregression) 模型。鉴于样本长度的限制,本文选滞后阶数 p=2,即估计 VAR (2)。虽然使用的是季度数据,p 取 4 并不能带来更好的结果,相反,模型拟合的精度在下降(其主要原因可能是样本点的限制)。考虑到季节性的影响,在模型中加入了截距项和三个集中化的季节虚拟变量(censored seasonal dummies)<sup>14</sup>。表-2 给出了对 VAR (2) 系统的诊断结果。

<sup>13</sup> 我们运用的计量软件是 EViews 4.0。

<sup>14</sup> 如果加入的是 0-1 型虚拟变量,则会改变 VAR 中序列的均值和趋势;如引进集中化的虚拟变量,则只会改变均值,对序列的趋势没有影响,详见 Johansen (1995)。

表-2 VAR ( 2 ) 模型的评估诊断 ( Model Evaluation Diagnostics )

Multivariate Diagnostic Test				
Autocorrelation LM Test	LM ( 1 )	LM ( 4 )	LM ( 8 )	LM ( 12 )
	36.23631	36.29299	33.58456	23.02931
	( 0.0681 ) *	( 0.0673 )	( 0.1171 )	( 0.5759 )
Heteroskedasticity Test	$\chi^2(345)_{=377.1188}$	( 0.1128 )		
Jarque-Bera normal Test	$\chi^2(10)_{=17.12299}$	( 0.0717 )		

\* 括号里的值表示 p 值。

由表-2 所给出的评估诊断不难发现：异方差检验、8 阶和 12 阶自相关检验都能通过，但 1 阶自相关检验以及正态性检验的 p 值较小，表明残差序列出现 1 阶自相关和非正态性的可能性较大，这种风险可能会给我们后续的估计结果带来负面影响。通过分析数据我们发现，实质有效汇率在 1993 年第 2 季度降到了最低点，并且在这一时点的前后分别出现了迅速的下降和上升的过程。而在 1998 年第 1 季度，人民币的实质有效汇率上升到历史的最高水平，之后开始下降。这表明可能出现了结构性的变化 ( structural breaks )，如在我国汇率并轨的前夕和东亚货币危机发生的时期，汇率的时间序列数据出现了结构性的变迁。为了反映这一个问题，我们在上述 VAR ( 2 ) 模型中的 1993 第 2 季度和 1998 年第 1 季度加入两个 0-1 型的虚拟变量，并重新估计。结果表明 VAR ( 2 ) 模型改进了很多。只有 1 阶的自回归检验的 p 值较低，但在通常的显著性水平下能够拒绝 1 阶自相关的假设。其它的自回归检验、White 异方差检验及 Jarque-Bera 正态性检验都能较好地满足进一步计量分析的需要 ( 参见文末的附表 )。不过根据两个模型得出的协整方程系数及其标准差的估计都非常接近，计算出的均衡实质有效汇率几乎完全一样，所以我们下面仅报告对上述 VAR ( 2 ) 模型进行协整检验和估计的结果。

### (三) 协整检验及其经济解释

本文采用 Johansen 最大似然估计法进行协整检验，为此首先需要确定协整的具体形式<sup>15</sup>，如截距项是否限制在协整空间里，协整变量是否采用具有趋势的形式。本文在比较了几种结果之后，确定了最终的检验形式：协整变量具有线性趋势并且截距项限制在协整空间里。表-3 给出了对上述 VAR ( 2 ) 模型的检验结果。从该结果可以看出，无论是迹统计量，还是最大特征值统计量，都表明存在着一个协整关系。

表-3 VAR ( 2 ) 的协整检验结果

协整秩 $H_0$	迹统计量	5%临界值	1%临界值
$r=0^{**}$	78.44699	68.52	76.07
$r \leq 1$	40.98607	47.21	54.46
$r \leq 2$	15.31173	29.68	35.65
$r \leq 3$	6.542232	15.41	20.04
$r \leq 4$	0.706783	3.76	6.65
协整秩 $H_0$	最大特征值统计量	5%临界值	1%临界值

<sup>15</sup> Eviews 4.0 提供了五种备选的形式，其中第一种和第五种很少使用。

r=0*	37.46091	33.46	38.77
r<=1	25.67434	27.07	32.24
r<=2	8.769503	20.97	25.52
r<=3	5.835448	14.07	18.63
r<=4	0.706783	3.76	6.65

\*、\*\*分别表示在 5%、1%的显著性水平下拒绝原假设  $H_0$

表-4 给出了协整向量系数的估计值及其统计显著性水平。其中协整向量系数是以实质有效汇率为基准，进行标准化后得到的结果，因而 reer 前面的系数为 1。调整系数使得我们可以对汇率的调整过程有更加清楚的认识。从表-4 不难看出，所有的调整系数都带有正确的符号，即所有的变量都趋向于自我稳定 (self-stabilizing)。比如，当前一期的误差修正项为正值时，即汇率高估，由于实质汇率的调整系数为-0.1032，在接下来的每个季度，误差修正项都会以 10.32%的比例减少汇率的高估。另外，从 reer 的调整系数-0.1032 的大小来看，半衰期大约为 6 到 7 个季度，与购买力平价 (PPP) 的结果比起来，汇率调整的速度要快的多，后者表明半衰期通常为 3 到 5 年 (Rogoff, 1996)。

表-4 VAR (2) 模型的协整向量系数及调整系数的估计

	reer	nfa	tnt	tot	trade	c
协整向量 系数	1.000000	-0.498255 (0.09697) *	-2.220092 (0.72070)	1.058739 (0.41083)	0.775595 (0.23141)	0.539198
调整系数	-0.103230 (0.05865)	0.120209 (0.03265)	0.025884 (0.01597)	-0.101702 (0.07088)	-0.197724 (0.09534)	

\*括号中的值表示 (渐近) 标准差。

## 四、计量结果的分析

### (一) 人民币均衡实质汇率的决定因素分析

我们的计量结果给出的协整方程为：

$$reer = 0.498255 nfa + 2.220092 tnt - 1.058739 tot - 0.775595 trade - 0.539198 \quad (6)$$

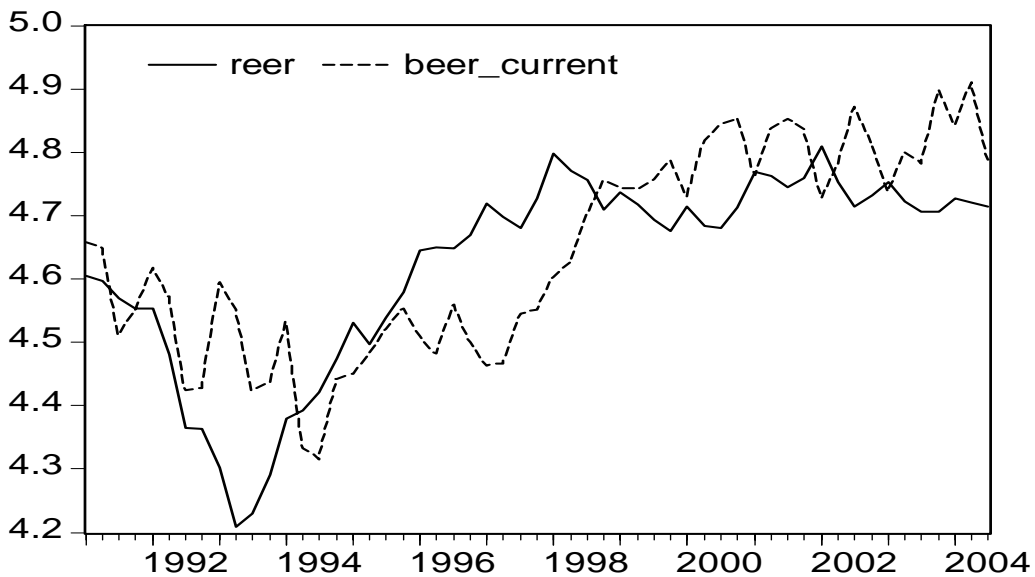
所有参数的估计值都显著的不为零，表明净对外资产占 GDP 的比率、非贸易品-贸易品的相对价格比、相对贸易条件、以及对外贸易政策都是人民币均衡实质汇率的重要长期决定因素。其中，净对外资产占 GDP 的比率及非贸易品-贸易品的相对价格比与均衡实质汇率成正向关系，这与理论上的预期符合。净对外资产占 GDP 的比率每增加 1 个百分点会引起均衡实质汇率升值 0.498%；非贸易品-贸易品的相对价格比的影响则更为显著，其每增长 1%将引起均衡实质汇率升值 2.22%。相对贸易条件与均衡实质汇率成反向关系，这说明贸易条件改善 (恶化) 所产生的替代效应大于它所产生的收入效应 (参见注 7)。对外贸易政策变量对均衡实质汇率具有负面的作用，这也与对发展中国家的许多研究文献相符，如 Edwards (1994)、Zhang (2001) 也得出了类似的结论。理论上，发展中国家在对外开放的过程中，需要大量进口一些关键的设备和技术，以及国民对国外产品的大量需求，在其它条件一定的前提下这

会使得开放的过程中伴随着均衡实质汇率的贬值。

## (二) 人民币汇率失调的状况及其原因

把基本面变量 (nfa, tot, tnt, trade) 的实际值代入协整方程 (6) 就可以得到人民币的当前均衡实质汇率。图-6 给出了人民币的当前均衡实质汇率 (beer-current) 和实际实质汇率 (reer) 时序图。这两个汇率之间的差距表明了人民币汇率的当前失调程度。

图-6 人民币的当前均衡实质汇率和实际实质汇率

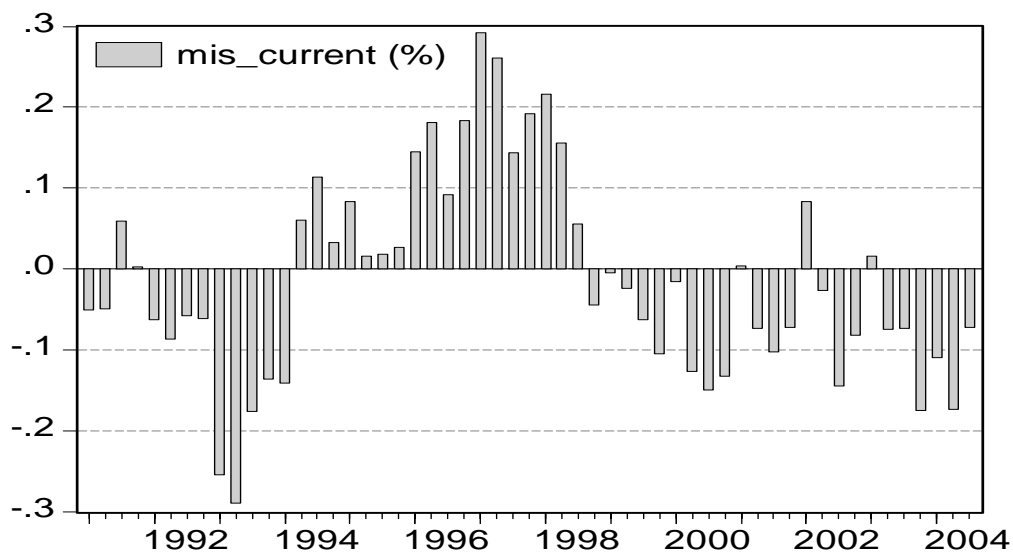


为了更加清楚地描述人民币实质汇率的失调程度,我们使用下述公式得出百分比表示的失调程度并把计算的结果放在图-7中:<sup>16</sup>

$$\text{人民币汇率的当前失调} = \frac{\text{实际实质汇率} - \text{当前均衡实质汇率}}{\text{当前均衡实质汇率}} \times 100\%$$

图-7 人民币实质汇率的当前失调 (百分比)

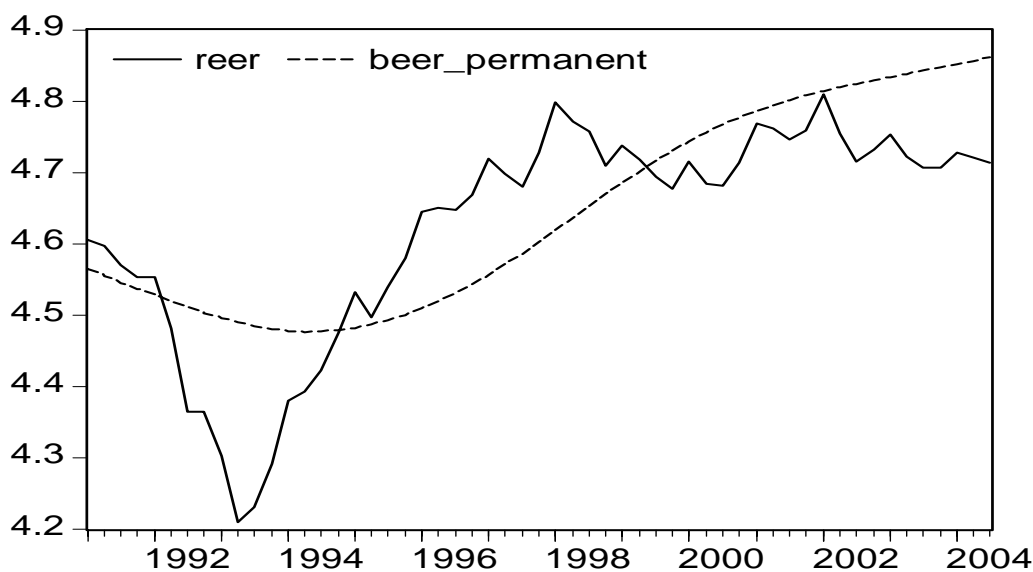
<sup>16</sup> 在计算百分比表示的汇率失调时,使用的是非对数化的均衡汇率,因此图-7显示的失调程度要比图-6大一些。



人民币汇率的当前失调虽然提供了关于人民币汇率失调便利和直接的信息,但是由于它在计算过程中利用的是经济基本面的当前值,这些当前值包含了商业周期的影响。为了反映均衡实质汇率决定中基本面变量持久性的而非一时性的影响,我们使用 Hodrick-Prescott (1980) 滤波来提取基本面变量的长期均衡值<sup>17</sup>,并将它们代入协整方程(6)中,得到长期(permanent)均衡汇率值,并把计算出来的长期均衡实质汇率值(beer-permanent)放在图-8中。类似于汇率当前失调的计算,我们利用下式来得出百分比表示的人民币汇率的长期失调,并把计算结果放在图-9中。

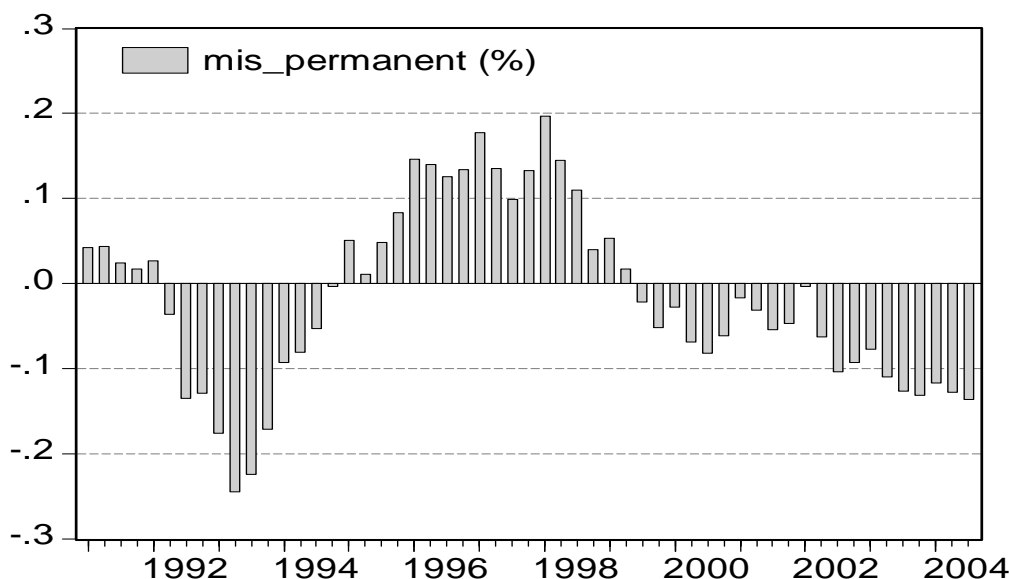
$$\text{人民币汇率的长期失调} = \frac{\text{实际实质汇率} - \text{长期均衡实质汇率}}{\text{长期均衡实质汇率}} \times 100\%$$

图-8 人民币的长期均衡实质汇率与实际实质汇率



<sup>17</sup> 还有很多其他的方法,如 Beveridge-Nelson 法和移动平均法等,可以用来提取时间序列的长期均衡值。

图-9 人民币实质汇率的长期失调（百分比）



把图-7与图-9进行比较可以看出，两者反映的人民币汇率失调的情况基本上是一致的。不过，以基本面的长期值（或者说稳态值）决定的均衡实质汇率来衡量，人民币实质汇率的失调情况表现得更为稳定。由于长期均衡实质汇率值（beer-permanent）能够更好地反映持久性的（或者说稳态的）实质汇率与经济基本面变量之间的关系，所以我们以下的分析将集中于对图-8和图-9的讨论。从图-8和图-9可以看出，人民币汇率失调的情况大体可以分为三个时期来讨论：（1）1992年2季度--1994年4季度；（2）1995年1季度—1999年2季度；以及（3）1999年3季度以后的时期。

在1992年2季度--1994年4季度期间人民币实质汇率表现为低估状态，其中以1993年2、3季度最为严重，其低估程度分别达到了24.5%和22.5%。这一时期人民币实质汇率低估的主要原因是“南巡讲话”后一轮高过一轮的投资热潮。过热的投资，需要进口大量先进的技术 and 关键的设备，从而需要大量的外汇，这导致外汇调剂市场上人民币价格的走低（美元价格的走高）<sup>18</sup>。1993年外汇市场上人民币兑美元的调剂价由年初的5.7元降至2月的8.20元，而5月份更是暴跌至11.20元。由于1990年代初期外汇调剂市场的快速发展，人民币与外币之间的交易越来越多地使用外汇调剂市场的汇率，调剂市场的汇率在人民币实质有效汇率计算中所占的权重也越来越大（经由外汇调剂市场交易的比重高达80%）。虽然同期物价上涨幅度也较大，但仍不能抵消调剂市场名义汇率贬值对实际实质汇率的影响。由于同期均衡实质汇率的变化幅度相对较小，所以人民币实质汇率呈现为明显的低估状态。不过，1994年高达24.2%的通货膨胀率还是使该年的低估程度趋于减小<sup>19</sup>。

由图-8可以看出，从1994年4季度起人民币均衡实质汇率处于不断升值的状态，其背后的主要驱动力量是我国贸易品部门（制造业）劳动生产率的快速上升和经常项目盈余导致的净对外资产余额的不断增长（参见时序图）。同期人民币实际实质汇率则呈现出先快速升值后有所贬值和维持平稳的态势。人民币实际实质汇率的这种变化主要是受外部冲击，特别是1997-98东亚货币危机和2002年以来美元的大幅贬值的影响；人民币汇率政策（1994年

<sup>18</sup> 事实上，从1992年第4季度到1994年第1季度我国连续6个季度出现贸易赤字（累积达到141.2亿美元，而1992年第4季度的外汇储备仅为194.43亿美元）。

<sup>19</sup> 1994年元旦人民币汇率并轨，官方人民币名义汇率大幅贬值。但其对人民币实质汇率的影响极为有限。一是按官方汇率交易的交易量已经很小，二是汇率并轨只是将官方汇率靠向当时的调剂市场汇率，而后者当时较稳定（还略有升值）。

人民币汇率并轨以后，人民币名义汇率就基本保持不变，1997 年以后人民币更是钉住了美元)也是不可忽略的重要影响因素。结果，1995 年以来人民币实际实质汇率偏离均衡实质汇率的失调情况就表现为先是高估后为低估的状态。具体而言：

在 1995 年 1 季度—1999 年 2 季度期间人民币实质汇率表现为高估。1995 年人民币均衡实质汇率基本保持不变，但该年 17.2%的通货膨胀率(以消费者物价指数衡量)和人民币名义汇率稳定中略有升值推动人民币实际实质汇率上升从而导致了人民币实质汇率一定程度的高估<sup>20</sup>。在随后的三年(1996 - 1998 年)，人民币实质汇率高估程度平均高达 13.2%，在其间的个别季度高估甚至接近 20% (这一点如果用当前失调衡量更为明显，严重的高估发生在 1997 年 1 季度—1998 年 2 季度，1997 年 1 季度人民币汇率高估程度达 30%左右，见图 7)。这一期间人民币汇率高估既有外部冲击的原因，也人民币汇率政策的作用。众所周知，1997-1998 爆发了东亚货币危机，在此期间，除香港外我国主要贸易伙伴的货币对美元都出现了较大幅度的贬值：日元贬值了约 30%，韩元的贬值超过 50% (期间一度超过 100%)，新台币对美元的比价下降约 25%，德国马克的贬值也在 15%左右。而与此同时，我国政府采取了人民币钉住美元的政策，坚持人民币不贬值，这直接导致人民币名义有效汇率大幅升值。尽管在 1997 年第 2 季度，我国开始出现通货紧缩(以消费者价格指数的下降为衡量标准)，但由于紧缩的幅度相对较小，人民币实质有效汇率仍明显高于均衡实质汇率。1998 年底，随着东亚各国货币对外价值趋于稳定，我国持续的通货紧缩终于使得人民币汇率高估的情况得到了缓解。

从 1999 年 3 季度往后的期间，人民币实质汇率重新转为低估的状态。这一时期人民币实质汇率失调表现为明显的结构性失调：由图 2 可以看出这一期间非贸易品与贸易品的相对价格比保持了快速上升的势头，反映了我国制造业劳动生产率的持续上升，其结果人民币均衡实质汇率继续保持上升的趋势；然而由图 1 可以看出，经济基本面的这种变化并没有反映到人民币实际实质汇率的变化中：人民币实际实质汇率在这一期间大体维持不变甚至开始时有所下降！具体到失调的程度，1999 年 3 季度 - 2002 年 1 季度，人民币实质汇率低估的程度较轻，平均为 4.24%。这一期间人民币实际实质汇率下降的原因主要有两个：一是东亚各国经济从危机中恢复，其货币对外价值趋于稳定，并对美元有较大幅度的升值<sup>21</sup>；二是我国通货紧缩的进一步发展。2002 年 2 季度以后，人民币实质汇率低估的程度趋于严重，平均超过了 10%并且有逐步扩大的趋势。此期间人民币实际实质汇率下降的原因主要是受到外部冲击，即美元大幅贬值的影响<sup>22</sup>。钉住美元的汇率政策使人民币自动接纳了外部冲击，导致人民币的实际实质汇率也呈现大幅的下降，从而偏离经济基本面决定的人民币均衡实质汇率的轨迹。由于没有证据显示中国制造业劳动生产率的生长势头会放缓，而美国庞大的贸易赤字和财政赤字决定了美元在未来仍会呈贬值的趋势<sup>23</sup>，因此可以预见：如果我们继续实行人民币钉住美元的汇率政策人民币汇率低估的状态就会继续下去，并且汇率低估的程度会不断加深。

<sup>20</sup> 同年，我国的主要贸易伙伴当中，只有香港的物价上涨了 15%多一点，其它几国(或地区)都只有不到 5%的上升。

<sup>21</sup> 如韩元对美元的比价从 1998 年第 1 季度的 1606 : 1 下降到 2000 年第 4 季度的 1167 : 1；日元对美元的比价在 1998 年约为 130.8 : 1，1999 年下降为 113.8 : 1，2000 年进一步下降到 107.8 : 1。

<sup>22</sup> 从欧元兑美元达到最低点的 2000 年 10 月 20 日，到欧元兑美元达到最高点的 2004 年 11 月 22 日，在 4 年多的时间里，美元对欧元贬值 62.1%，同时，美元对英镑贬值 34.2%，美元对日元贬值 6.9%。用来衡量美元对一揽子货币的汇率变化程度的美元指数从 119.07 下降到 81.72，下降幅度达 45.7%。

<sup>23</sup> 对美国对外经济政策有影响力的美国国际经济研究所所长伯格斯坦认为，为了重建美国可持续的外部平衡，美元名义有效汇率还需要进一步下降 10-15% (Bergsten, 2003)。



## 五、总结性评论

本文采用 1991 年 1 季度-2004 年 3 季度的季度数据,运用 BEER 模型估计了人民币均衡实质汇率和汇率失调程度。我们发现,(1)净对外资产占 GDP 的比率、非贸易品-贸易品的相对价格比、贸易条件、以及对外贸易政策都是人民币均衡实质汇率的重要长期决定因素。其中,净对外资产占 GDP 的比率及非贸易品-贸易品的相对价格比对均衡实质汇率具有正向作用,而贸易条件和对外贸易政策对均衡实质汇率具有反向作用;(2)从 1994 年 3 季度起人民币均衡实质汇率处于不断显著升值的状态,其背后的主要驱动力量是我国贸易品部门(制造业)劳动生产率的快速上升和经常项目盈余导致的净对外资产余额的不断增加。(3)上个世纪九十年代以来,人民币实际实质汇率在大部分时期偏离人民币均衡实质汇率轨迹,表现为人民币实质汇率的失调。其中,1992 年 2 季度--1994 年 4 季度为人民币汇率低估时期,并以 1993 年 2、3 季度最为严重;1995 年 1 季度—1999 年 2 季度为人民币汇率明显的高估时期,而较为严重的高估发生在 1997 年 1 季度—1998 年 2 季度;1999 年 3 季度往后的时期人民币汇率重新转为明显的低估,并且低估程度有进一步扩大的趋势。

持续的汇率失调使中国经济付出了以资源配置的效率损失和国民福利的降低来衡量的高昂代价,例如, Tyers & Yang (2000) 运用一个全球比较静态一般均衡模型就东亚货币危机期间主要冲击对中国经济的影响,分固定汇率制度和浮动汇率制度分别进行了模拟实验,其结果表明如果东亚货币危机期间人民币贬值,中国本可以每年避免相当于 GDP 百分之四的损失。值得指出的是:我们的分析表明,1997 年以来事实上的钉住美元的汇率政策是造成人民币汇率失调的一个主要的宏观政策因素。钉住美元的汇率政策拖延了经济对汇率失调的及时调整并使调整的代价过大:在人民币汇率明显低估(高估)的状况下,因为人民币名义汇率不能对这种失调压力做出反映,经济只有通过通货膨胀(通货紧缩)或其它内在机制进行调整,后者的调整成本显然更大。因此,本研究的政策含义是,从应对人民币汇率失调的角度,一个更为灵活的人民币汇率制度将更有利于中国经济的健康发展。

### 参考文献:

- Baffes J., Elbadawi I.A., O'Connell S.A. (1999), "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate", In Hinkle, L.E. and Montiel, P.J. (ed.), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing countries*, pp.405-465, A World Bank Research Publication, Oxford: Oxford University Press.
- Bergsten, Fred (2003): *The Correction of the Dollar and Foreign Intervention in the Currency Markets*, Testimony Before the Committee on Small Business United States House Representative Washington, DC.
- Chinn, M. C. (1999), "Productivity, government spending and the real exchange rate: Evidence for OECD countries", in R. MacDonald and J. L Stein (ed) *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publisher, UK, 163-190.
- Clark, P. B. and R. MacDonald (1999), "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs", in MacDonald, R, and Stein, J, (eds) *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers.
- Cottani, J.A., D.F. Cavallo and M.S. Khan (1990), "Real Exchange Rate Behavior and

- Economic Performance in LDCs ” , *Economic Development and Cultural Change*, (39), 61-76.
- Clostermann, J. and B. Schnatz (2000) “ The determinants of the euro-dollar exchange rate Synthetic fundamentals and a non-existing currency ” , *Applied Economics Quarterly*, 46, 3, 274-302.
- Edwards, S. (1988), *Exchange Rate Misalignment in Developing Countries*. Washington, DC: The World Bank.
- Edwards, S. (1994). “ Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries ” , In J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington D.C.: Institute of International Economics.
- Edwards, S and M. Savastano (1999), “ Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need To Know? ” , *NBER Working Paper* No. 7228.
- Elbadawi, Ibrahim A. (1994), “ Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate. ” In John Williamson (Ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, DC: Institute for International Economics
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- Faruqee, H. (1995), “ Long-Run Determinants of the real Exchange rate: A Stock-Flow Perspective ” , *IMF Staff Papers*, Vol. 42, pp. 80-107.
- Maeso–Fernandez, F.; Osbat, C.; Schnatz, B (2002), “ Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach ” , *Australian Economic Papers*, Dec2002, Vol. 41 Issue 4, p437, 25p
- Hodrick, R and E. Prescott (1980), ‘ Post-war US business cycles: an empirical investigation ’ , Unpublished manuscript, Carnegie Mellon University.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Montiel, P. J. (1999a) “ The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research. ” In L. Hinkle and P. J. Montiel, Eds., *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. , A World Bank Research Publication, Oxford: Oxford Univ. Press, pp. 219–263
- Montiel, Peter J. (1999b), “ Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model ” , In Hinkle L.E. and Montiel P. J. (Ed.), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing countries*, A World Bank Research Publication, Oxford: Oxford University Press, pp. 264-290.
- Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1995) "Exchange Rate Dynamics Redux" *Journal of Political Economy* 103:624-60.
- Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1996) , *Foundations of International Macroeconomics* , MIT press , Cambridge MA , pp199-268.
- Rapach, D. (2001), “ Monetary Shocks and Real Exchange Rate Hysteresis: Evidence from the G-7 Countries ” , *Review of International Economics*, 9(2), 356-371.
- Rogoff, R. (1996), “ The Purchasing Power Parity Puzzle ” , *The Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp.647-668
- Tyers, R. and Y. Yang, (2000) , “ Weathering the Crisis: The Role of China ” , *Pacific Economic Papers* 308 , Asia-Pacific School of Economics and Management ,

- Australian National University.
- Williamson, J. (1985), *The Exchange Rate System*, 2<sup>nd</sup> ed, Washington D.C.: Institute of International Economics.
- Williamson, J. (1994), “Estimates of FEERS”, In J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington D.C.: Institute of International Economics.
- Wren-Lewis, S. (1992), “On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate”, In C. P. Hargreaves (ed.), *Macroeconomic Modeling of the Long Run*, Edward Elgar.
- Zhichao, Zhang, (2001), “Real Exchange Rate Misalignment in china: An Empirical Investigation”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29, pp.80-94.
- 张晓朴 (1999), “人民币均衡汇率理论与模型”, 《经济研究》, 年第 12 期。
- 林伯强 (2002), “人民币均衡实际汇率的估计与实际汇率错位的测算”, 《经济研究》, 第 12 期。
- 张斌 (2003), “人民币均衡汇率: 简约一般均衡下的单方程模型研究”, 《世界经济》, 第 11 期。

## **Renminbi Equilibrium Exchange Rate and China's Exchange Rate**

### **Misalignment: 1991-2004**

Jianhuai Shi

*(China Center for Economic Research, Peking University)*

Haifeng Yu

*(Asset Management Department, Hongta Securities Company Ltd.)*

**Abstract:** This paper employs the so called behavioral equilibrium exchange rate model to estimate the equilibrium real exchange rate of Renminbi and the exchange rate misalignment in China, which covers the period from 1991q1 to 2004q3. The main findings of the paper are that (1) since 1994q4, Renminbi equilibrium exchange rate has exhibited a steady appreciation, the main moving forces behind that are the fast productivity growth within the manufacture sector and the rapidly enlarged net foreign asset position; and (2) that Renminbi real exchange rate has been misaligned during most of the sample period, particularly, undervaluation occurred in 1992q2—1994q4 period, overvaluation occurred in 1995q1—1999q2, and undervaluation has occurred again since 1999q3, which also has an enlarging trend since 2002q2. The paper also analyses the economic reasons and policy implications of the findings.

**Key words:** Renminbi, equilibrium real exchange rate, exchange rate misalignment, behavioral equilibrium exchange rate model

附表：加入0-1虚拟变量的VAR（2）模型的检验和估计结果

表-6 加入 0-1 虚拟变量的 VAR（2）模型的协整检验结果

协整秩 $H_0$	迹统计量	5%临界值	1%临界值
$r=0^{**}$	81.38691	68.52	76.07
$r \leq 1$	44.54488	47.21	54.46
$r \leq 2$	18.78150	29.68	35.65
$r \leq 3$	7.053751	15.41	20.04
$r \leq 4$	1.287372	3.76	6.65

协整秩 $H_0$	最大特征值统计量	5%临界值	1%临界值
$r=0^*$	36.84203	33.46	38.77
$r \leq 1$	25.76338	27.07	32.24
$r \leq 2$	11.72775	20.97	25.52
$r \leq 3$	5.766379	14.07	18.63
$r \leq 4$	1.287372	3.76	6.65

\*、\*\*分别表示在 5%、1%的显著性水下拒绝原假设。

表-7 加入 0-1 虚拟变量的 VAR（2）模型的协整向量系数及调整系数的估计

	reer	nfa	tnt	tot	trade	c
协整向量 系数	1.000000	-0.487383 (0.09711)*	-2.261844 (0.72147)	1.019621 (0.41139)	0.789695 (0.23264)	0.900007
调整系数	-0.12770 (0.05620)	0.120164 (0.03380)	0.023978 (0.01650)	-0.105282 (0.07345)	-0.220109 (0.09649)	

\*括号中的值表示（渐近）标准差。

# 北京大学中国经济研究中心

## 中文讨论稿系列

### 目 录

No.C2005002	人民币均衡汇率与汇率失调：1991-2004 .....	施建淮 余海丰
No.C2005001	民营企业中的劳工关系 .....	平新乔
No.C2004016	1995-2000 年户口迁移和非户口迁移：描述与分析.....	何英华
No.C2004015	地方保护和市场分割：从发展战略的角度考察 .....	林毅夫 刘培林
No.C2004014	金融创新与长期经济增长.....	施建淮
No.C2004013	中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999-2003 .....	施建淮 朱海婷
No.C2004012	通过公共产品的供给调控房地产市场.....	汪 浩 王小龙
No.C2004011	从 2000 人口普查看我国家庭与老年人居住安排的变化 .....	曾 毅 王正联
No.C2004010	以晚育为杠杆，平稳向二孩政策过渡.....	曾 毅
No.C2004009	我国长期米价研究（1644-2000）.....	卢 锋 彭凯翔
No.C2004008	连锁超市“通道费”.....	汪 浩
No.C2004007	东亚金融货币合作：短期，中期和长期.....	施建淮
No.C2004006	产出不确定，信息不对称与双重危机发生机制 .....	施建淮 郭美新
No.C2004005	产品内分工：一个分析框架.....	卢 锋
No.C2004004	信用体系、金融改革与中国经济发展.....	林毅夫
No.C2004003	中国城市居民收入分布的变化：1988-1999 .....	万定山
No.C2004002	与林老师对话：经济学方法论篇.....	中国经济研究中心
No.C2004001	融资、地价与楼盘价格趋势.....	平新乔 陈敏彦
No.C2003033	要素禀赋、专业化分工、贸易的理论与实证： 与杨小凯、张永生商榷 .....	鞠建东 林毅夫 王勇
No.C2003032	政府保护的动机与效果——一个实证分析 .....	平新乔
No.C2003031	“柳暗花明之路”还是空中楼阁？ ——就我国中小企业融资改革方向与汤敏博士商榷 .....	陆 挺
No.C2003030	我国农产品贸易趋势和结构变动.....	卢锋 雷蕾