二元经济结构下的人民币均衡汇率实证研究[1]

刘元春　张敦愚

论文摘要:本文在对均衡汇率理论和人民币均衡汇率实证研究进行简单回顾的基础上，构建了一个能够反映我国经济运行特点的“二元经济结构下的人民币均衡汇率模型”，并利用协整方法测算了人民币的均衡汇率，得出了以下结论：1）“二元经济”是研究人民币均衡汇率不可或缺的变量；2）由于“城乡差距的扩大”、“贸易条件的恶化”等因素，从均衡汇率角度来看，人民币升值论并不成立，人民币升值可能会导致我国长期均衡的恶化；3）由于巴拉萨－萨缪尔森效应在中国不成立，我国经济结构的特性将导致均衡汇率与实际汇率之间存在长期的偏差，消除这种偏差的有效手段不是调整名义汇率，而在于结构性调整，人民币汇率目前不宜进行过大的上下调整。

关键词：二元经济、人民币均衡汇率

人民币汇率是否被低估？是否需要升值？是否需要扩大人民币汇率浮动区间？是我国近几年开放宏观经济中的争论焦点（蒙代尔，2003；麦金农和施纳布尔，2003；Eichengreen，2003；威廉姆森，2003； Goldstein 和 Lardy，2003a,b；余永定，2003；张斌，2003a）。为了解决这些问题，理论界提出了“均衡汇率”作为判断这些问题的核心指标之一，并对人民币均衡汇率进行了一系列实证研究(何新华等,2003; 金中夏,1995;张晓朴,1999，2000a，2001;Zhang,2001;林伯强,2002；张斌,2003b)。但是，这些研究得出的结论却存在巨大的分歧和矛盾，以至于它们给出的“均衡汇率“无法成为汇率制度改革有用的参考指标。导致这种局面的关键原因在于，均衡汇率是一个十分松散的概念，对均衡的不同理解就可以建立不同的理论模型和计量模型，而不同的模型就会得出不同甚至相互矛盾的结论。简单地利用各种现成的均衡汇率模型进行人民币均衡汇率实证研究，并不能保证这些研究成果能够真正反映了我国经济运行的机制、状况及其均衡汇率的水平。因此，建立符合我国经济发展水平和经济运行特点的均衡汇率模型是进行人民币均衡汇率实证研究的关键。 本文的目的就在于，在评价现有各种均衡汇率模型和实证分析方法的基础上，建立一个能够反映我国二元经济结构的均衡汇率模型，对人民币均衡汇率进行计量研究。

[1] 本研究获得 211 项目支持。

一、 理论回顾

均衡汇率概念最早由Nurkse(1945)提出，经过后来学者的修正而得到完善。一般而言，均衡汇率应当是在长期内与宏观经济内部、外部均衡相一致的汇率，因此决定均衡汇率的因素不是外汇市场的一般供求，而是经济基本面变量的长期均衡。但是，由于不同学者对于内部均衡和外部均衡的定义不同，因此均衡汇率所依据的理论和相应的计量方法就存在很大的差异。一般而言均衡汇率所依据的理论包括以下5类：1）购买力平价理论（Cassel，1922）；2）基本要素均衡汇率理论 FEER（Fundamental Equilibrium Exchange Rate)(Swilliamson,1994);3)行为均衡汇率理论(Behavioral Equilibrium Exchange Rate)；4）自然均衡汇率理论(Natural Real Exchange Rate)（ Stein，1994)；5）发展中国家均衡汇率理论（Edwards，1994； Elbadawi，1999)。依据这些理论而建立的均衡汇率实证研究的方法一般可以分为四类前可分为四类（张斌2003b)：1）基于购买力平价的均衡汇率实证模型；2）局部均衡框架下的均衡汇率实证模型；3）一般均衡框架下的均衡汇率实证模型；4）简约一般均衡框架下的单方程协整模型。

上述这些理论模型和相应的方法在人民币均衡汇率研究中都能够找到它们的身影。例如，金中夏（1995）对人民币均衡汇率的研究使用的是Edwards的发展中国家理论模型，采用的是Edwards所建议的普通最小二乘法；张小朴（1999，2000）的研究是在综合行为均衡汇率理论（BEER）和基本要素均衡汇率理论（FEER）的基础上，采用的是回归和协整等方法；张斌（2003）的研究是在借鉴 Edwards、Elbadawi 和 Montiel 等人的理论模型基础上，建立了新模型对人民币均衡汇率展开了研究；香港中文大学的 Chou and Shih（1997）是利用购买力平价理论对人民币均衡汇率进行了研究；卜永祥和 Tyers（2001）的研究利用一般均衡框架下的均衡汇率实证模型（Devarajan- Lewis- Robinson 模型)；何新华等（2003）利用 Haque and Montiel（1999）针对发展中国家设计了发展中国家的结构性一般均衡模型（ HLM 模型)，对人民币均衡汇率进行了研究。

上述这些学者对于人民币均衡汇率所做出的研究做出十分丰硕的成就。但是，这些研究存在着一些缺陷：

第一、大部分研究都只是照搬国外均衡汇率模型和方法，而没有结合中国的实际情况对这些模型进行恰当的修正，使之能够反映中国经济均衡的本质。这集中体现在：1)以购买力平价理论为基础的均衡汇率模型就无法反映我国外部均衡的特点，因为赶超战略和出口导向战略使我国经常项目长期处于非均衡状态，FDI 对于外部均衡起到至关重要的作用；2)以Edwards的发展中国家均衡汇率框架的模型难以反映外部均衡中长期变量的核心作用，其选择的诸如如名义汇率、黑市升贴水等变量反映的只是影

响实际汇率的短期力量，因此该模型难以反映中国在固定汇率条件下长期均衡的一般特性；3）Devarajan-Lewis-Robinson（简称 DLR 模型）三商品一般均衡模型对于内部均衡的考虑过于理想，同时对于长期经济变量考虑过少。

第二、张斌（2003）和张小朴（1999，2000）的研究虽然考虑中国经济的特点，建立了新模型，但这些考虑依然存在着一些问题。例如张小朴的 1999 研究没有详细说明选择变量的理由，没有为各自变量找到最合适的替代变量。而在 2000 年的研究中虽然综合了 Edwards 和 Elbadawi 模型的思想，但最后只挑选出贸易条件、开放度和政府支出占国内生产总值的比重等三个变量，很难反映中国宏观经济在长期的实际状况。张斌（2003）的模型是对 Elbadawi 模型的改进，但其中的贸易条件和贸易政策变量没有很好的与模型融为一体。从计算结果看，在剔除掉不显著的贸易条件和开放度变量之后，模型和各变量都比较显著，但由于贸易条件和开放度都是非常重要的变量，这一剔除很可能影响了模型的正确性。另外，该研究将劳动生产率的相对提高与巴拉萨－萨缪尔森效应等同，忽略了非贸易品与贸易品的价格联动也是巴－萨效应发挥作用的不可缺少的力量，从而没有考虑劳动力供给弹性很大时巴拉萨－萨缪尔森效应是否成立。

如何才能积极吸收这些实证分析的成果，并选择更好的角度克服这些模型的缺点？通过上述简要说明，我们可以看到一个合格的人民币均衡汇率模型必须达到以下要求：第一、必须全面反映中国宏观经济的长期状态，并对这些状态做出调整，以真实反映出中国经济处于内部均衡和外部均衡的状态。要达到该目的一方面在变量选择上不能过少，另一方面需要根据对均衡状态的变化对现有数据做出相应的调整；第二、必须考虑中国经济发展阶段和结构性的特点，必须对贸易品与非贸易品结构、二元经济结构以及我国的制度变迁特点做出恰当的反映。要达到该目标，就必须修正各种发展中国家均衡汇率模型。下面我们从这两个标准进行模型的构建和计量方程的选择。

二、二元经济结构下人民币均衡汇率模型的构建

1、理论基础的选择和说明：

Edwards（1994）、Elbadawi（1994），Montiel（1999）等多位经济学家曾为单方程协整均衡汇率模型建立了理论基础。张斌（2003）在他们的基础上建立了一个适于中国国情的均衡汇率理论模型。张斌的模型由一个内部均衡方程和一个外部均衡方程组成，非贸易品市场均衡代表了内部均衡，贸易品代表了外部均衡。因此该模型较好反映了贸易品与非贸易品经济结构以及名义汇率与实际汇率之间的差异。但是，该模型缺少对中国经济结构进行准确反映的“二元经济”变量。所以，本文将对张斌的模

型进行进一步休整，增加 “二元经济”变量，并对相应的数据进行调整。

人民币均衡汇率模型之所以必须考虑“二元经济”变量，其关键原因在于：二元经济在许多发展中国家都存在，但在中国尤其严重，它对于描述内部均衡和实际汇率的具有无法替代的作用。在二元经济严重的经济体系中，劳动力市场始终处于非均衡的状况，但是这种非均衡的状况并非由于劳动力工资水平没有弹性导致，而是经济发展阶段、技术结构和专用性人力资本等因素导致的。因此，劳动力市场的非均衡并非意味着这些国家的内部均衡不存在。从这种意义上讲，我们可以用第二产业和第三产业的均衡来代替内部均衡。而在全方位开放条件下，贸易品由国际市场的调节而自然达到均衡，因此内部均衡又可以等价于非贸易品市场的均衡。

另外，如果农业部门存在大量的劳动或劳动力供给弹性很大的话，几乎无限的劳动力供给不仅将非贸易品的价格压得很低，也压低了贸易品的国内价格，使贸易品部门的生产率提高并没有在国内价格的提高上完全体现出来，这将导致巴拉萨－萨缪尔森效应（Balass-Samulson effect）所要求的“非贸易品价格随着贸易品部门生产率的提高而提高”在中国也就不明显，甚至不成立了。而巴拉萨－萨缪尔森效应的不明显将使实际汇率的决定因素中多了一个“不升值的惰性”。因此，所有不考虑中国严重的二元经济因素的均衡汇率模型将很自然地得出偏低的均衡汇率，错误地认为我国汇率远远高于均衡汇率。

基于以上的考虑，本文认为二元经济变量在人民币均衡汇率研究中是一个必不可少的基本面因素，下面将建立模型对此进行验证。

2、理论模型：

首先有国内供给：

$$(1)、\ y = y(r(m_2)) = y_N + y_T$$

其中 r 是国内利率，m_2 是广义货币发行量。根据普遍承认的均衡汇率定义，把均衡汇率定义为同时满足内部均衡和外部均衡的汇率水平。其中，内部均衡定义为实现了充分就业和可持续的低通货膨胀下的国内非贸易品市场均衡，表示为如下形式：

$$(2)、\ y_N(e,a,K) = c_N + g_N = (1-d_C)ec + (1-d_G)eg, \frac{dy_N}{de} < 0, \frac{dy_N}{da} < 0, \frac{dy_N}{dK} < 0$$

上式代表国内非贸易品市场的供求均衡。等式左边是充分就业水平下的非贸易品供给 y_N，由实际汇率 e，本国贸易品部门相对国外的技术进步 a，和二元经济变量 K 决定；等式右边为非贸易品需求，由私人部门和政府部门的非贸易品支出构成。K 等

于制造业工人工资与农业工人工资的比值。在中国，$K>1$,并且具有上升的趋势(见图 1)。虽然在$K>1$的情况下，经济仍然能形成某种均衡，但只有不同部门工人的工资水平没有特别大差别的时候（即K接近 1），市场才能正常运行，此时的经济才是有效率的;c是用贸易品表示的私人部门支出；g是用贸易品表示的政府部门支出；d_C代表贸易品在私人部门总支出中的比例；d_G代表贸易品在政府部门总支出中的比例。本国商品相对价格下降（e上升）会激励更多资源流向贸易品部门，所以有$\frac{dy_N}{de}<0$，贸易品部门更快的相对技术进步冲击同样会激励更多资源流向贸易品部门，所以有$\frac{dy_N}{da}<0$，农业工人工资水平相对于制造业工人工资水平上升，即K降低，使资源流向非贸易品部门，所以有$\frac{dy_N}{dK}<0$。在初始的内部均衡水平上，国内支出水平增加会带来非贸易品需求增加。为了维持内部均衡，只有实际汇率升值才能够恢复内部均衡。图 2 中的IB曲线描述了国内支出和均衡汇率空间内的内部均衡。

外部均衡定义为中长期自主性国际收支均衡。这是一种长期的存量均衡，即：

$$(3)、\dot{f}=tb+fdi+r^{*}f=0$$

其中，$\dot{f}$代表国外资产增量，f代表国外资产存量，tb代表贸易余额，fdi表国外直接投资，r^{*}代表国外资产收益率。这里，我们忽略了以本币标价国外资产的利润汇出（即外资企业的利润汇出，表现在经常项目当中的收益项目），在以后的实证方程中还去掉了国外资产收益率对国外资产增量的影响。这样做的主要理由是纵观 90 年代中国的国际收支，受资本管制政策的影响，中国的贸易余额和 FDI 在决定国外资产存量的趋势上起主导因素，国外利率变化或者是其它一些预期因素在短期内也会较大程度地影响到国外资产增量，但是，在中长期内不足以影响国外资产存量的变动趋势。本币标价国外资产的利润汇出在一定程度上具备短期资本流动特征，因此在实证方程暂时没有考虑。考虑到以后中国国外投资存量的不断增加，这个因素需要在以后的外部平衡方程中体现出来。

并且贸易余额tb可以表示为：

$$(4)、tb=tb(tot,open)$$

其中tot为贸易条件，$open$为开放度。tb也是出口和进口的差额，同时也可以表示为国内贸易品供给减去私人部门的贸易品支出和政府部门贸易品支出，表示为下式：

$$(5) tb = y_T(e,a,K) - d_C c - d_G g, \frac{dy_T}{de} > 0, \frac{dy_T}{da} > 0, \frac{dy_T}{dK} > 0$$

基于同样的道理，e 上升（本国商品相对价格下降）会激励更多资源流向贸易品部门，所以有 $\frac{dy_T}{de} > 0$；贸易品部门更快的相对技术进步冲击同样会激励更多资源流向贸易品部门，所以有 $\frac{dy_T}{da} > 0$；工资差别缩小代表资源流向非贸易品部门，所以有 $\frac{dy_T}{dK} > 0$。由以上各式可得：

$$(6)、f = y(r,m2) - y_N(e,a,K) - d_C c - d_G g + fdi + r^* f = 0$$

在初始的外部均衡水平上，国内支出水平的增加会带来贸易余额赤字。为了维持外部均衡，只有实际汇率上升才能够恢复外部均衡。图 2 中的 EB 曲线描述了国内支出和均衡汇率空间的外部均衡。满足内部均衡和外部均衡的均衡汇率水平是图 2 中内部均衡曲线 IB 和外部均衡曲线 EB 的交点。合并内部均衡和外部均衡关系式，并注意到 tb 蕴涵着变量 tot 和 $open$，可以得到：

$$(7) e^* = e^*(a, K, fdi, r^* f, d_C c + d_G g, r, m2, tot, open)$$

有了以上的均衡汇率决定理论模型，下面就需要将该模型转换为可以用于实证分析的经济计量模型。首先，可以将以上的均衡汇率决定模型转换为如下的对数线性模式：

$$(8) \ln e_t^* = \beta' F_t'$$

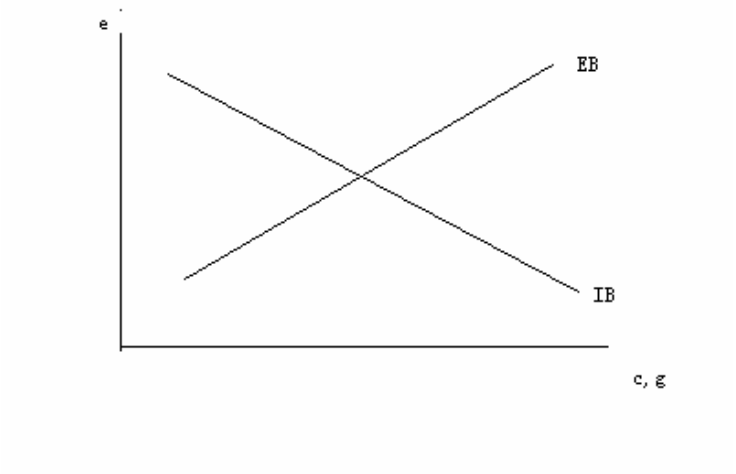


图 1：其中 IB 表示内部均衡， EB 表示外部均衡。

其中，e^* 代表均衡汇率，$F_t^{'}$ 代表上述决定均衡汇率的一系列基本因素的均衡值。我们的任务在于估计参数向量 $\beta^{'}$，并找出基本因素的均衡值。均衡汇率是理论上的汇率概念，现实中观察不到，因此，必须把 $\ln e_t^* = \beta^{'} F_t^{'}$ 进一步转换为可以利用可观察变量进行估计的计量方程：

$$(9)\ln e_t = \beta^{'} F_t^{'} + \omega_t$$

其中，ω_t 代表均值为零的静态随机变量。

3、计量模型：

1、数据说明：

实际汇率的定义有很多种，有利用国内贸易品价格和非贸易品相对价格表示的内部实际汇率，也有用国内和国外相对价格表示的外部实际汇率。但是，针对不同的研究对象和研究倾向，可以对这两种基本方法进行技术处理。杨帆（1999）指出，出口财政政策因素会对汇率的制定造成影响，并且在考虑了刺激出口的财政手段基础上，计算出了人民币的实际有效汇率；陈国伟和夏江（2002）用中国消费的商品篮子计算

出了人民币的贸易加权实际汇率，由于1981-1993的双重汇率制，他们在这期间使用了官方汇率和辅助汇率的加权值；还有采取PPP支出法导向的外部实际汇率、蒙代尔一揽子商品的外部实际汇率等。在均衡汇率实证文献当中，一般采用国内贸易品价格和非贸易品的相对价格，即内部实际汇率。出于理论分析的一致性，本文采用IMF计算的真实有效汇率(REER)指数作为内部实际汇率的代理变量，模型中为$lreer$。真实有效汇率指数是根据贸易比重确定权重的双边汇率指数的几何加权值[2]。真实有效汇率采取指数形式，上升代表真实汇率升值，下降代表贬值。

从均衡汇率决定的理论模型当中，我们看到均衡汇率的实际决定因素可以分为供给、需求、外部环境和商业政策四类。供给类因素就是巴拉萨—萨缪尔森效应，在本文的模型中有两个变量共同表示该效应：代表劳动生产率相对进步的a和代表贸易品部门和非贸易品部门相对价格联系的K；我们用中国不变价格GDP和就业人数的比率除以美国不变价格GDP和就业人数的比率作为a的代理变量，模型中表示为$llabor$，用不变价格城镇家庭人均可支配收入除以不变价格农村家庭人均纯收入作为K的代理变量，模型中表示为$lduec$。需求类因素在模型中有$d_C c + d_G g$、m_2和r三个变量，我们用不变价格的总投资和不变价格的国内总吸收的比率作为$d_C c + d_G g$的代理变量，$m_2 =$ *money*（货币）＋ *quasimoney*（准货币）、r为*depositrate*（储蓄利率）（IFS数据），它们在模型中各自表示为$linnerex$、$lm2$和$ldepositr$。外部环境变量有fdi、世界价格和贸易条件，我们用世界出口价格作为世界价格代理变量，模型中为$lworld$ exp，用出口价格指数除以进口价格指数的比值作为贸易条件的代理变量，模型中为$ltot$。商业政策变量由开放度表示，我们用不变价格进出口总额除以不变价格GDP作为代理变量，模型中为$lopen$。

以上变量数据，来源于各年《中国统计年鉴》、国家统计局和国家外汇管理局网站、IMF international finance statistic(IFS) 的数据库。由于某些变量的季度数据不可得，又有某些变量的早期数据不可得，只能选取1982-2002年度数据，长度为21。

---

[2] 第i个国家实际有效汇率的计算公式是：$reer_i = \prod_{j \neq i} [\frac{P_i R_i}{P_j R_j}]^{W_{ij}}$

其中，j表示第i个国家的主要贸易伙伴国，P_i和P_j分别代表i和j国的消费物价指数，R_i和R_j分别代表i国和j国的名义汇率，W_{ij}代表j国的竞争力权重，一般用其与i国的贸易量占i国的总贸易量的比重来表示。

2、数据的协整单位根检验：

用 Eviesws 软件对输入的各序列对象做 Unit root test，结果如下：

LREER

ADF Test Statistic	-2.433233	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	-2.465646	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LLABOR

ADF Test Statistic	-2.802848	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	-2.858595	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LDUEC

ADF Test Statistic	-2.885395	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	-2.962899	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LINNEREX

ADF Test Statistic	-3.028040	1% Critical Value*	-2.7057
		5% Critical Value	-1.9614
		10% Critical Value	-1.6257
PP Test Statistic	-3.573004	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LDEPOSITR

ADF Test Statistic	-2.683058	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	-2.687948	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LM2

ADF Test Statistic	0.842549	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	6.571732	1% Critical Value*	-2.6889
		5% Critical Value	-1.9592
		10% Critical Value	-1.6246

LFDI

ADF Test Statistic	-2.749967	1% Critical Value*	-2.7057
		5% Critical Value	-1.9614
		10% Critical Value	-1.6257
PP Test Statistic	-1.967277	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LWORLDEXP

ADF Test Statistic	-2.923258	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	-2.907819	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LTOT

ADF Test Statistic	-4.049471	1% Critical Value*	-2.7057
		5% Critical Value	-1.9614
		10% Critical Value	-1.6257
PP Test Statistic	-4.693234	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

LOPEN

ADF Test Statistic	-3.467705	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251
PP Test Statistic	-3.457602	1% Critical Value*	-2.6968
		5% Critical Value	-1.9602
		10% Critical Value	-1.6251

从检验结果可以看出，只有 LM2 的 ADF 值和 PP 值都偏大，未通过检验，其他变量都是 I（1）序列，可以进行协整检验和模型估计。

3、协整检验和模型估计：

由于数据为年度数据，因此利用 Engle-Granger 两步法进行协整检验可能效果更好（张晓朴 2000a）。首先对除 LM2 以外的所有变量进行静态回归，结果如下：

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEPOSITR	-0.088468	0.163019	-0.542686	0.5973
LDUEC	-1.252161	0.552874	-2.264821	0.0428
LFDI	0.209888	0.071245	2.945985	0.0122
LINNEREX	-0.346821	1.216475	-0.285103	0.7804
LLABOR	-0.481878	0.187120	-2.575231	0.0243
LOPEN	0.105903	0.291599	0.363179	0.7228
LTOT	-4.579113	2.589439	-1.768380	0.1024
LWORLDEXP	-2.044930	0.695171	-2.941621	0.0123
C	13.13592	2.078252	6.320659	0.0000
R-squared	0.958399	Mean dependent var		4.888448

Adjusted R-squared	0.930665	S.D. dependent var	0.365858
S.E. of egression	0.096336	Akaike info criterion	-1.544416
Sum squared resid	0.111368	Schwarz criterion	-1.096763
Log likelihood	25.21637	F-statistic	34.55669
Durbin-Watson stat	1.962261	Prob(F-statistic)	0.000000

由于 LINNEREX、LOPEN、LDEPOSITR 的 Prob 值分别达到了 0.7804、0.7228、0.5973，应当逐渐将 LINNEREX、LOPEN、LDEPOSITR 三个变量按次序去掉，重新回归。

去掉 LINNEREX 以后的结果：

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEPOSITR	-0.131560	0.058875	-2.234560	0.0436
LDUEC	-1.338401	0.446135	-2.999989	0.0102
LFDI	0.206251	0.067572	3.052322	0.0093
LLABOR	-0.509716	0.153880	-3.312427	0.0056
LOPEN	0.120552	0.276708	0.435665	0.6702
LTOT	-4.805572	2.375921	-2.022615	0.0642
LWORLDEXP	-1.898800	0.452732	-4.194090	0.0011
C	13.03159	1.972170	6.607743	0.0000

R-squared	0.958117	Mean dependent var	4.888448
Adjusted R-squared	0.935565	S.D. dependent var	0.365858
S.E. of egression	0.092870	Akaike info criterion	-1.632903
Sum squared resid	0.112123	Schwarz criterion	-1.234990
Log likelihood	25.14548	F-statistic	42.48412
Durbin-Watson stat	2.055589	Prob(F-statistic)	0.000000

重新回归的结果发现 LDEPOSITR 的 Prob 值已经减少为 0.0436，但 LOPEN 的 Prob 值 0.6702 仍然较大。去掉 LOPEN，再做回归，结果如下：

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEPOSITR	-0.133362	0.057005	-2.339475	0.0347
LDUEC	-1.208587	0.322292	-3.749974	0.0022
LFDI	0.191143	0.056292	3.395576	0.0044
LLABOR	-0.458229	0.095657	-4.790341	0.0003
LTOT	-4.336016	2.055215	-2.109762	0.0534

LWORLDEXP	-1.794880	0.373497	-4.805603	0.0003
C	12.44877	1.406508	8.850835	0.0000
R-squared	0.957506	Mean dependent var		4.888448
Adjusted R-squared	0.939294	S.D. dependent var		0.365858
S.E. of egression	0.090143	Akaike info criterion		-1.713646
Sum squared resid	0.113760	Schwarz criterion		-1.365472
Log likelihood	24.99329	F-statistic		52.57580
Durbin-Watson stat	1.943037	Prob(F-statistic)		0.000000

此时，各变量（包括 LDEPOSITR，因此将其保留）都较为显著，模型的显著性也很强。

第二步，对静态回归的残差 RESID 做单位根检验，结果如下：

ADF Test Statistic	-3.367431	1% Critical Value*	-2.7411
		5% Critical Value	-1.9658
		10% Critical Value	-1.6277
PP Test Statistic	-7.416708	1% Critical Value*	-2.7760
		5% Critical Value	-1.9699
		10% Critical Value	-1.6295

无论是 ADF 值还是 PP 值，都远大于 1%显著性水平下的临界值，残差不存在单位根，是平稳序列。因此 LREER 与 LDUEC、LDEPOSITR、LFDI、LLABOR、LTOT、LWORLDEXP 之间的确存在协整关系，协整方程为：

$$LREER = 12.45 - 0.13LDEPOSITR - 1.21LDUEC + 0.19LFDI$$
$$- 0.46LLABOR - 4.34LTOT - 1.79LWORLDEXP$$

4、均衡汇率的测算：

基本面因素的长期均衡值可以通过对已经发生过的基本面因素时间序列的数据特征来确定。比如，Beveridge-Nelson 方法、移动平均法以及 Hodrick-Prescott 滤波法等。Beveridge-Nelson 方法核心意义在于利用 ARIMA 技术确定时间序列中的长期稳定趋势，缺点在于它对时间序列的长度和时间序列自回归协整移动平均模型的确认非常敏感。移动平均有平滑数据的特点，但是它会带来数据遗失。我们这里采用目前宏观经济研究普遍采用的 Hodrick-Prescott 滤波法，它的优势在于应用方面，同时又避免了 Beveridge-Nelson 方法和移动平均法的上述缺陷。我们利用 Hodrick-Prescott 滤波法计算得出了基本面因素均衡值。并根据估计方程中的各长期

系数，可以计算得出相对于实际有效汇率指数的均衡汇率指数。结果如下：

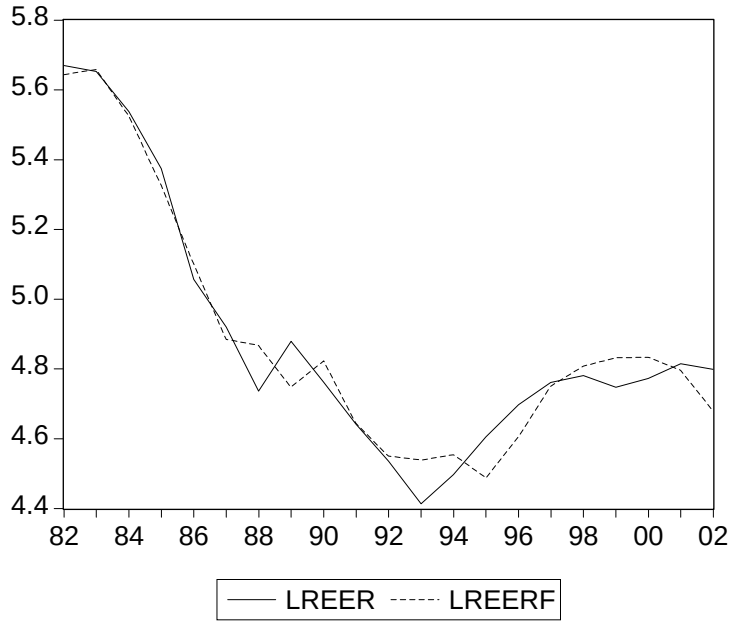


图 3：LREER 为实际有效汇率，LREERF 为均衡实际有效汇率。

三、分析和结论：

从 LREER 的趋势来看，分为两个阶段，1993 年为分界线，之前实际有效汇率处于贬值趋势，之后处于升值趋势。那么，是什么经济力量将实际有效汇率的趋势逆转的呢？1993 和 1994 之交的汇率并轨是一个诱因，但也不足以促使实际有效汇率在往后的年份里不断的升值。在各因变量中，LDEPOSITR 和 LWORLDEXP 同样在 1994、1994 年附近有一个趋势的逆转，这是否暗示这两个变量对实际有效汇率产生了较大的影响？LDEPOSITR 变量后面隐藏着的是国内宏观经济条件的变化，而 LWORLDEXP 背后是国际大环境的变化。从这个意义上讲，影响实际有效汇率趋势的是国内和国际宏观经济之间力量的对比。

再来看近年来的汇率失调情况。按照本模型估算的均衡汇率，人民币实际有效汇率从 2001 年开始是被高估，而不是“人民币”升值论者所认为的低估。这种结果不仅与其他均衡模型的计量结果有很大的差异，同时也与一般理论感觉不一致。导致这种差异的原因何在？

我们从协整方程和单个变量的图形（参见附录）可以看到，导致人民币均衡汇率自 2001 年以来大副下降的原因在于：城乡差别的拉大(LDUEC)、贸易条件的恶化(LTOT)和就业状况的变化（LLABOR)。这说明这些与我国“二元经济”结构有关的变量近几年

的大幅度变化对我国经济状态和经济运行机制产生了具有实质性的冲击作用，导致长期的内外部均衡状态发生了巨大变化，进而使人民币均衡汇率的下降幅度高于有效汇率的实际下降幅度。

由于一般的均衡汇率计量模型和汇率决定模型都不考虑“城乡差别”、“贸易条件”和“就业状况”这些与二元经济有关的变量，而只考虑本国“外汇储备”、“经常项目”、“FDI”“购买力平价”等变量，其得出的人民币均衡汇率在很大程度上可以视为短期均衡条件下的“影子汇率”，短期经济力量在其间起着很大的作用。但是，“外汇储备”、“经常项目”、“FDI”“购买力平价”这些变量对中国经济长期均衡发展并不起关键作用。如果我们要正视“城乡差别的加大”，和“贸易条件的恶化”以及就业状况等实体经济在长期内必定要面临的问题，那么人民币汇率即使在短期力量作用下存在升值的空间，其升值的幅度也不宜过大。因为人民币升值将使实际汇率进一步偏离均衡汇率，从而使汇率成为使中国经济进一步偏离长期内部均衡和外部均衡的强大推动力，导致“城乡差别”进一步加剧，贸易条件进一步恶化。

结合前面的理论基础，我们可以得出，考虑到“二元经济”与我国内外部均衡之间的关系，人民币汇率在目前之不宜进行调整。这种不宜调整包含两方面的含义：一是不宜进行大副升值，其原因在于：虽然决定汇率供求的各种直接变量在近期有很大的变化，有使人民币汇率升值的压力，但由于“城乡差别的加大”，和“贸易条件的恶化”以及“就业状况的变化”使我国长期内部均衡和外部均衡的性质发生了巨大变化，从而导致均衡汇率与实际有效汇率的变动方向发生了背离。放任人民币短期升值，将加大这种背离，加速“城乡差别”等问题的恶化，不利于经济向长期均衡状态调整。二是也不宜上调名义汇率，使之与均衡汇率看齐，其原因在于：虽然劳动生产率的提高要求实际汇率升值，但由于二元经济的存在，非贸易品价格无法随劳动生产率的提高而提高，因此巴拉萨－萨缪尔森效应在中国不成立或不显著。而巴拉萨－萨缪尔森效的不成立就决定了导致均衡汇率与实际汇率之间的偏离的核心原因在于经济结构所固有的长期性缺陷——不对称的二元经济结构，因此解决这种偏离的最佳模式不是调整名义汇率使之与均衡汇率一致，而是进行收入结构、产业结构以及就业结构的调整，改善贸易结构和相应的贸易条件。

通过上述分析，我们可以简单地得出，考虑到我国经济长期均衡的性质以及“城乡差别的加大”、 “贸易条件的恶化”和“就业状况的变化”，从均衡汇率角度来看，人民币汇率不宜进行过大的调整，在进行我国汇率政策改革的决策中，应当充分考虑“二元经济”因素。

主要参考文献：

何新华等 2003，“人民币汇率调整对我国宏观经济的影响探析”，《世界经济统计

研究》2003 年第 2 期。

金中夏 1995，“论中国实际汇率管理改革”，《经济研究》1995 年第 3 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》2002 年第 12 期。

麦金农和施纳布尔 2003，“中国是东亚地区的稳定力量还是通缩压力——兼论鱼和熊掌不可兼得”，《比较》2003 年第 7 期。

卜永祥和 Tyers 2001，“中国均衡实际有效汇率：一个总量一般均衡分析 “，《经济研究》2001 年第 6 期。

约翰 威廉姆森 2003，“人民币汇率与全球货币体制”，“人民币汇率改革”国际学术研讨会演讲，中央财经大学国际金融研究中心。

余永定 2003，“消除人民币升值恐惧症”，社科院世界经济与政治研究所工作论文。

张斌 2003a，“人民币汇率重估与汇率制度改革——基于均衡汇率理论的视角”，社科院世界经济与政治研究所工作论文。

张斌 2003b，“人民币均衡汇率——简约一般均衡下的单方程实证模型研究”，《世界经济统计研究》2003 年第 2 期。

张晓朴 1999，“人民币均衡汇率理论与模型”，《经济研究》1999 年第 12 期。

张晓朴 2000，“均衡与失调：1978-1999 人民币汇率合理性评估 “，《金融研究》

张晓朴 2001，《人民币均衡汇率研究》，中国金融出版社。

Ahlers, Theodore O. and Lawrence E. Hinkle（1999）, “Estimating the Equilibrium Exchange Rate: Operational Approaches”, In Lawance E. Hinkle and Peter J. Montiel, Eds., Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries. 293-358 New York: The World Bank,1999.

John Williamson,1994, ”Estimating Equilibrium Exchange Rates”, 19-60.Washington,D.C.: Institute for International Economics.

Baffes, John, Ibrahim A. Elbadawi, and Stephen A. O’Connell,1999: “Single Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate”, In Lawance E. Hinkle and Peter J. Montiel,1999, “Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries”. 405-464. New York: The World Bank.

Chou, W.L. and Y.C. Shih,1997, “The Equilibrium Exchange Rate of Chinese RMB”, Journal of Comparative Economics, 1997, 26, 165-174

Sebastian Edwards,1994, “Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence From Developing Countries”, In John Williamson, “Estimating Equilibrium Exchange Rates”, 61-91 Washington, D.C.:

Institute for International Economics, 1994.

Sebastian Edwards, 1999 “Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need To Know?”, NBER Working Paper 7228.

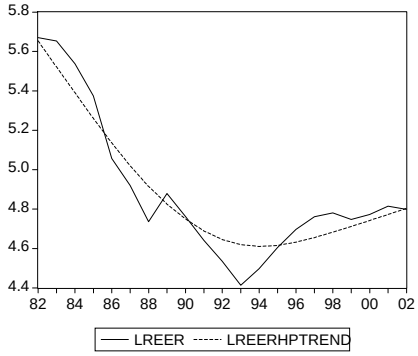
Ibrahim A. Elbadawi,1994, “Estimating Long Run Equilibrium Exchange Rate”, In John Williamson,” Estimating Equilibrium Exchange Rates”, Washington, D.C.: Institute for International Economics, 1994.

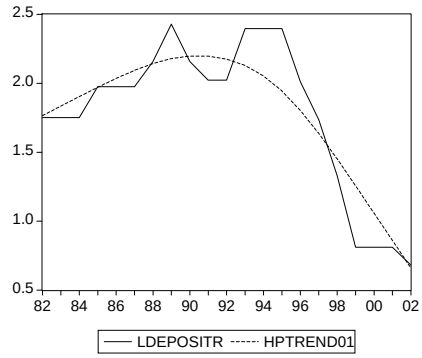
Montiel, P. J. and Hinkle. L. E., 1999: “Exchange Rate Misalignment: An Overview”, In Lawance E. Hinkle. and Peter J. M., ”Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries”. 1-32 New York: The World Bank.

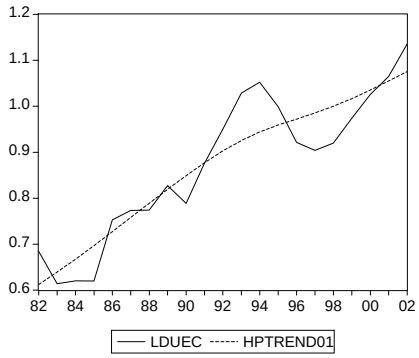
Morris Goldstein and Nicholas Lardy 2003, “A Modest Proposal for China’s Renminbi”, Financial Times August 26, 2003.

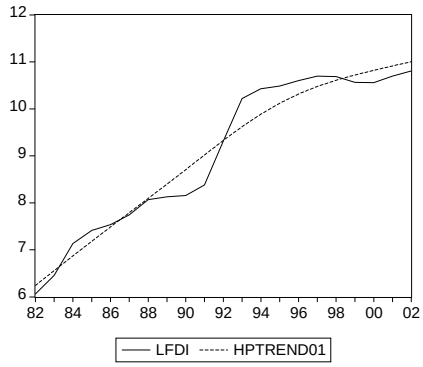
Nurkse, Raganar. 1945:”Conditions of International Monetary Equilibrium” Essays in International Finance 4 (Spring) Princeton, University Press.

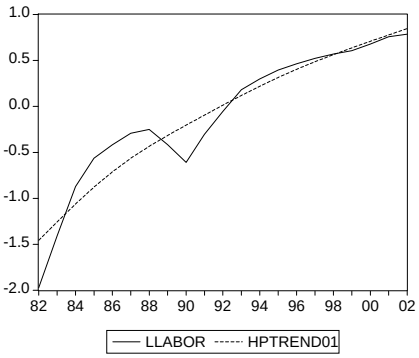
附录：各分变量的图形

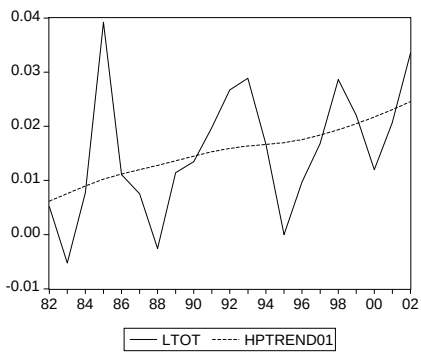


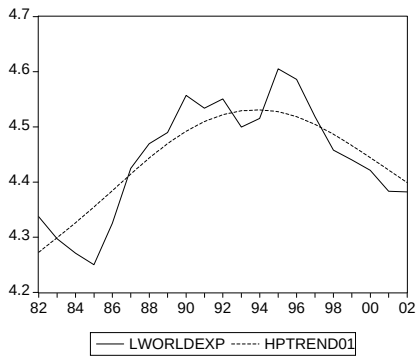












注：图中较为平滑的线条是利用 H–P 滤波将各自曲线平滑以后的“均衡值”曲线。