

# 关于汇率协整疑问的一点思考

谢远涛 中国·北京 中国人民大学统计学院

**【摘要】**一个简单的购买力平价的验证过程往往存在许多问题,本文针对这些问题略微作了修正,并在向量自回归基础上,进一步验证以人民币计量的各国货币之间是否存在协整关系,然而结果多少有些以外。然后,本文在随机模拟试验的基础上分析产生这种现象的原因,指出协整在衡量一国货币自由程度或者完善程度上的缺陷,并对当前炙手可热的汇率讨论问题略微言辞。

**【关键词】**汇率 协整 向量自回归 VAR 误差修正模型

由国务院发展研究中心和北京市政府主办的“2005 诺贝尔奖获得者北京论坛”在京举办。会议自蒙代尔临时换题来讨论最多的是汇率问题。当今的货币区,第五大的是在不断增长的 1.7 万亿美元规模的中国元货币区。中国只用了 20 多年的时间就成功塑造人民币的品牌形象。中国的竞争优势在不断上升,不断上升的中国竞争优势对世界生产进行重新分布。由于中国采取名义支点方法(nominal anchor approach)(Corden,1993)的货币政策而非实际目标方法(real target approach),实际上就是钉住美元而随着美元的贬值而贬值。人民币汇率政策目的实际上是促进进出口。国际上以美国和日本为代表的国家要求通过汇率的方式解决中国不断上升的竞争力的问题。提供了三条路子:第一,给人民币进行重估,第二对人民币汇率进行浮动,第三,让人民币币值逐渐上升,也就是说我们所说的滑动评价。

## 一、从购买力平价中获得的启示

协整是对经济时序变量之间相互关系的一种表征,用以描述一组经济变量在长期趋势下的走向不至于分岔太远的现象。按照经济理论观点,协整可理解为经济时序变量间存在着一种均衡力量,即存在着一种机制的作用,使非平稳的不同变量在长期内一起运动。

常用 PPP(Cassel,1918)来检验各国货币之间是否有这种长期均衡关系。建立如下模型验证购买力平价(Frenkel,1978):

$$q_t = s_t - p_t + p_t^*$$

其中,  $p_t$  表示本国的物价指数的自然对数,  $q_t$  表示外国物价指数的自然对数,  $s_t$  为外国汇率的自然对数,协整问题转化为检验  $q_t$  的单位根检验。实际检验结果不理想,主要原因如下:

1. 汇率的宏观模型假定经济人是同质的,信息是完全的,交易是完备的,所以无需解释资产的交易。购买力平价在长期有效,中短期难以被验证。中期常常结合宏观方法和微观方法分析汇率决定的资产市场理论,如 Frenkel(1976),Mussa(1976,1979),Bilson(1978)的柔性价货币模型(FLPM),Kouri,Branson(1976)的资产组合平衡模型和多恩布什(1976)粘性价格下的“超调”(overshooting)模型<sup>①</sup>。另一类汇率决定的微观结构法引入指令流、价差等微观结构变量,适用于短期分析。中国可供使用的数据少,不足以阐述长期的含义。

2. Froot and Rogoff(1995)认为关于实际汇率检验的主要问题是缺乏拒绝随机游走假设的势。这里汇率数据一阶单整,若按照实际汇率服从 AR(1)来计算,若用月度数据,按照

<sup>①</sup> 参见唐国兴,徐剑刚.现代汇率理论及模型研究.北京:中国金融出版社,2003.45~55。

半衰期3年来估计,在只有一种货币的情况下,要拒绝原假设需要864个月的数据。

综合以上几点,笔者并不认为检验不到与没有PPP之间能划等号。而且,如同用价格水平一阶滞后来检验市场有效性(EMH)的重大缺点类似,笔者认为Frenkel的模型只是检验PPP的一种,而非全部,完全有可能存在其他我们没有观察到的均衡形式。同时,该模型秉承了当代计量直接把研究对象分割成越来越细的项目的传统,割裂了内在联系,研究到最后也只能变成研究白噪声。另一方面,长期均衡关系,并没有要求同期一致,经济现象之中常常会出现时滞,正如股市周期会明显早于经济周期3~6个月,最后一点,也是很关键的一点,条件异方差<sup>②</sup>也是干扰判断的重要原因。

## 二、基于向量自回归的协整检验

根据Granger表达定理,协整系统有三种等价的表达形式:向量自回归VAR,移动平均MA,误差修正模型(ECM),VECM最能直接描述短期波动与长期均衡的综合,应用最为普遍。鉴于以上提到的汇率检验势很低的现象,这里采用日度数据,并同时检验多种货币。这里采用Johansen和Juselius提出的在VAR系统上用极大似然估计来检验多变量之间协整关系的方法,通常称为Johansen检验。在估计模型之前应先检验变量的平稳性。本文采用ADF检验和PP检验分别对各个变量的水平值和一阶差分进行检验。不难验证水平值非平稳,而一阶差分(D即差分算子,货币英文字符后面用汉字作解释)后进行单位根检验结果如下:

表1 各国汇率差分后的单位根检验

	ADF	1%	5%	10%	滞后项	常数项	趋势项
DAUST 澳大利亚	-37.7107	-2.5665	-1.9394	-1.6157	1	0	0
DCAN 加拿大	-24.2561	-2.5665	-1.9394	-1.6157	4	0	0
DEU 欧元	-17.1289	-2.567	-1.9395	-1.6157	3	0	0
DGERM 德国马克	-21.3157	-3.4358	-2.8631	-2.5676	4	1	0
DHKD 香港美元	-19.7123	-2.5665	-1.9394	-1.6157	1	0	0
DJAP 日元	-35.4851	-3.4358	-2.8631	-2.5676	4	1	0
DPHIL 菲律宾	-27.7332	-2.5665	-1.9394	-1.6157	2	0	0
DSGP 新加坡元	-31.3201	-2.5665	-1.9394	-1.6157	1	0	0
DSWF 瑞士法郎	-35.4851	-2.5665	-1.9394	-1.6157	5	0	0
DTAIL 泰国株	-20.932	-2.5665	-1.9394	-1.6157	1	0	0
DUKP 英镑	-36.4382	-3.9669	-3.4141	-3.1288	4	1	1
DUSD 美元	-13.89	-2.567	-1.9395	-1.6157	4	0	0

资料来源:中国银行网站 <http://www.bank-of-china.com> (日度数据:1994.08.31~2005.06.17)。

现在的目的是要找出具有协整关系的这一组货币到底是出现在西方发达资本主义世界体系<sup>③</sup>内还是亚太地区。按照一些经济学家的观点,西方世界外汇市场比较发达,彼此之间关系密切,出现协整的概率要大得多。但是很遗憾,在这里进行实证的过程中并没有出现预期的结果,详情参见下文。

<sup>②</sup> 这里关于协整检验的一些思考直接受益于谢方老师的课程辅导和 Yongmiao Hong 《Lectures in Econometrics》关于市场有效性实证的常见错误的讲演分析。

<sup>③</sup> 这里,鉴于日本与西方发达国家的密切联系及其性质,特别是与美国的特殊关系,笔者把它列入到西方发达国家体系之中。

## (一)对西欧发达国家货币进行协整分析

首先对所有货币建立向量自回归系统 (VAR)<sup>④</sup>, 以判断截距项和趋势项, 为后面进行协整检验详细设定做准备。对西欧发达国家几个主要国家/货币估计向量自回归系统<sup>⑤</sup>, 发现 AIC 在滞后期取 1~4 时最小, 而 SC 在滞后期取 1~3 时最小, 采用 LR 检验进行取舍:

$$LR = -2 * (L_1 - L_2) = -2 * (-20698.88 + 20394.26) = 609.24$$

显著, 拒绝原假设, 选择滞后期长度为 4。这里, 常数项有的显著有的不显著, 在协整分析时不妨加上一个常数项。由该模型的结果, 就可以为后面协整检验的设定奠定基础。

采用约翰逊 (1988) 提出的向量协整检验来检验协整向量的个数, 并使用 Osterwald-Lenum (1992) 给出的迹统计量临界值。协整检验如下:

表 2 西欧几个主要国家/区域货币协整检验结果

特征值	似然率	5%临界值	1%临界值	假设
0.014933	89.49927	94.15	103.18	None
0.00927	51.44892	68.52	76.07	At most 1

资料来源: 中国银行网站 <http://www.bank-of-china.com>。

在 5% 的显著性水平上接受“无”的假设, 不能通过检验, 认为西欧几个主要国家/区域货币之间没有检验到协整关系。

## (二)对亚太地区货币进行协整分析

同样, 对欠发达国家几个主要国家/货币估计向量自回归系统。

当滞后期选择为 5 和 6 时, AIC 准则和 SC 准则不一致, 选取 LR 准则, LR=37.1226, 取滞后期为 5, 认为常数项总体上不显著。现在, 对亚太地区几个主要国家货币估计向量自回归系统, 然后进行协整分析。在至多一个单位根原假设下, 检验统计量值为 48.44 大于 1% 显著性水平下的临界值 41.07, 可知, 亚太地区的确存在一组协整关系。也就是说: 具有协整关系的货币不是出现在西方世界而是出现在亚太地区。

在此基础上, 可以进行脉冲响应函数分析来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响, 显示一个变量的扰动 (新息) 如何通过模型影响所有其它变量, 最终又反馈到自身的过程, 可以得到下图:

<sup>④</sup> 尽管 VAR 仍然用非常微观的视角看待汇率, 但其系统的思想仍然与联立方程无疑。通过建立系统的方式研究问题, 虽然这个系统不可能反映经济现实系统, 但相对于纯粹的 ARMA 还是向前进了一步。

<sup>⑤</sup> 考虑到欧元存续时间与体系内德国马克等的特殊关系, 本文略去了若干货币。

<sup>⑥</sup>  $L_1$  和  $L_2$  分别表示滞后期为 1~3 和 1~4 的对数似然函数值, LR 满足渐进的  $\chi^2$  分布, 其自由度为从 VAR(3) 到 VAR(4) 所施加的线性约束的个数。

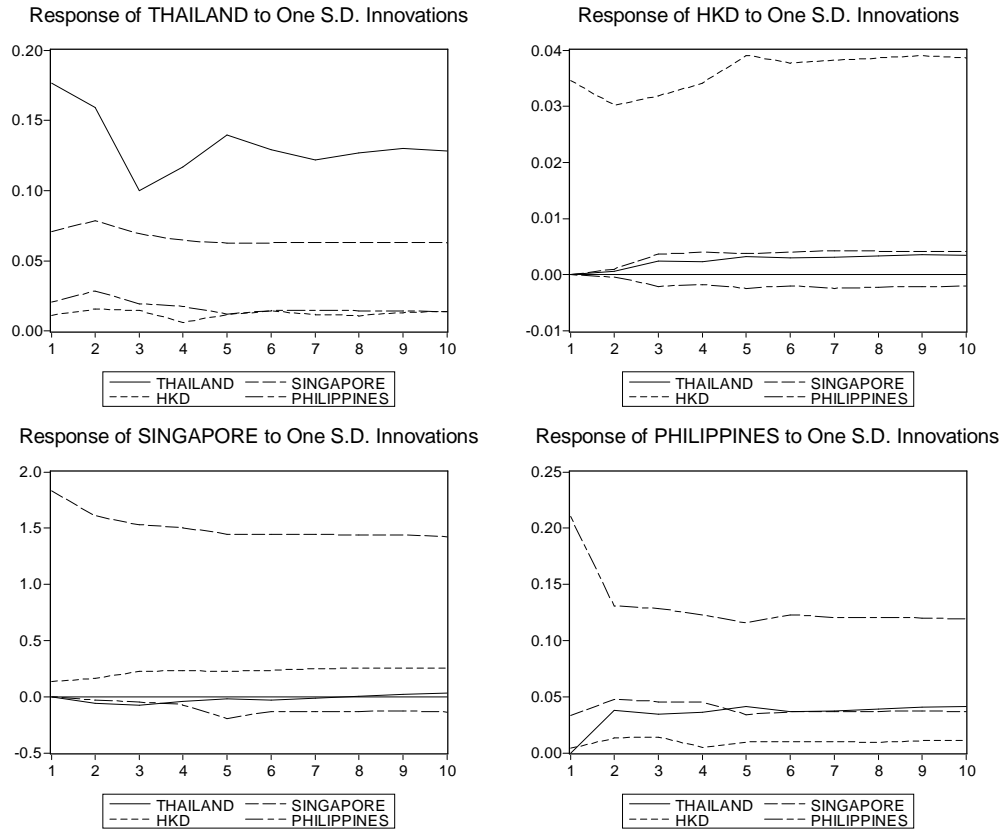


图 1 脉冲响应函数

这里，考虑到亚洲金融危机这一特殊事件，我们把共同成分的效应归属于 VAR 系统中的第一个出现的变量(泰国铢)。也即： $e_{1,t}$ ， $e_{2,t}$  等的共同成分归于  $e_{1,t}$ 。由图可知，泰国铢对其本身的一个标准差新息立刻有较强的反映，立刻增加了约 0.178，持续平稳，并且有维持不变的趋势。对来自新加坡元的一个标准差新息也反映强烈和持久，这不难从两者之间的协整关系中得以验证。而对香港美元菲律宾货币反映持久但幅度较小。同样，香港美元反映较强且难趋于稳定。其中，新加坡元对其本身的一个标准差新息立刻有较强的反映，立刻增加了约 1.81，而且时间持续很久没有变的平稳，并且有维持不变的趋势。另一方面，又相对具有较强的抗干扰的能力。这里，香港美元的变化倒相对较小，反映出一股刚性。

这时对诸变量施加协整约束条件得到向量误差修正模型，限于篇幅这里仅列出关于香港美元的方程：

$$\begin{aligned}
 D(\widehat{HKD}) = & -0.0013*(TAIL(-1))+2.2399*HKD(-1)-0.0618*SGP(-1)-0.6092* \\
 & (-3.1867) \quad (3.1539) \quad (-4.1716) \quad (-4.4490) \\
 & PHIL(-1)-218.7942+0.0049*D(TAIL(-1))+0.0135*D(TAIL(-2))-0.1106* \\
 & (-2.9022) \quad (0.9921) \quad (2.6541) \quad (-5.7072) \\
 & D(HKD(-1))+0.0346*D(HKD(-2))+0.0004*D(SGP(-1))+0.0013*D(SGP(-2)) \\
 & (1.7425) \quad (0.8503) \quad (2.9925) \\
 & -0.0032*D(PHIL(-1))-0.0113*D(PHIL(-2)) \\
 & (-0.9606) \quad (-3.1347)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.2618, \bar{R}^2 = 0.2542, AIC = -3.8627, SC = -3.8138$$

这里，算子D表示差分，变量后面(-1)表示滞后一项，依次类推。系数下面括号内的数表示t统计量。由拟合优度知单个方程的拟合效果并不好，这与我们所用的是时间序列高频数据有关。同时，我们考虑到SC,AIC标准，所以选取的滞后项较长，统一的引入相同的滞后项而不能根据各个方程具体情况删节解释变量也是导致拟合优度较低的重要原因。通常，我们最关心的是VECM模型的整体效果，这里，AIC为-0.6854，SC为-0.4785，都非常小。简洁性和精确性尚可。这进一步验证了协积关系的存在。

### (三)交叉试验

笔者试着就香港美元、新加坡元、美元和日元之间组合进行协整检验。(因为用人民币计量，人民币汇率已经内化到模型中，检验内容指进行检验的变量组。)结果如下：

表3 香港美元、新加坡元、美元和日元交叉试验协整检验结果

检验内容	特征值	似然率	5%临界值	1%临界值	假设
新加坡元和香港美元	0.002012	5.024169	3.76	6.65	At most 1 <sup>⑦*</sup>
香港美元、新加坡元和美元	0.019958	57.54883	29.68	35.65	None **
香港美元、新加坡元和日元	0.015595	51.66205	29.68	35.65	None **
香港美元、新加坡元、美元和日元	0.018613	75.66648	47.21	54.46	None **

可见，对新加坡元和香港美元进行协整检验时会发现存在协整关系，而把美元、日元两者之中任何一种货币加入以上模型，协整关系就消失了。

## 三、用试验来解释

对于这个现象，笔者的解释是，如果两国货币基本上没有大的波动与有若干一致波动相比，后者更容易检验到协整。极端点说，在其他条件保持不变的情况下，两条一致的波浪线要比两条大致平行的直线容易检验到协整。如果大家一起变动，我们很容易看到协整，如果大家都不变，我们反而由已有信息难以做出判断。

这里设想一个虚拟的例子，先生成常数项序列，容量为100，并加上由随机数生成器生成的随机数来模拟六个一阶单整序列： $Y_{2t}=10+u_1$ ， $Y_{3t}=12+u_2$ ， $YF_1=\{11,12,11,12,11,12,\dots\}$ ， $YF_2=\{13,14,13,14,13,14,\dots\}$ ， $YF_{11}=yf_1+u_3$ ， $YF_{21}=yf_2+u_4$ 。

首先进行单位根检验，为了实验的方便，这里把样本分成前十二个，前十五个，前二十个，前二十五个，前三十个，总体，后十二个，后十五个，后二十个，后二十五个和后三十个等十一个小组。经过差分后，除了 $YF_{11}$ 只是在5%的显著性水平下显著外，其它都在1%的显著性水平下显著，可以认为都满足 $I(1)$ 。

现在进行协整试验：把 $Y_{2t}$ 和 $Y_{3t}$ 归并为一组，把 $YF_{11}$ 和 $YF_{21}$ 归并为一组，分别利用上面提到的11组数据进行协整检验，结果如下<sup>⑧</sup>：

<sup>⑦</sup> 这里，“\*”表示在5%的显著性水平上显著，而“\*\*”表示在1%的显著性水平上显著。下同。

<sup>⑧</sup> 表格中，左边表示对 $Y_{2t}$ 和 $Y_{3t}$ 进行协整检验的结果，右边表示对 $YF_{11}$ 和 $YF_{21}$ 进行协整检验的结果。

表 4 试验数据的协整检验结果

检验内容	特征值	似然率	5% 临界值	1% 临界值	假设	特征值	似然率	5% 临界值	1% 临界值	假设
1—12	0.646	16.917	15.410	20.040	None *	0.821	21.292	15.410	20.04	None **
	0.480	6.530	3.760	6.650	At most 1 *	0.337	4.109	3.760	6.65	At most 1 *
1—15	0.713	20.264	15.410	20.040	None **	0.556	16.735	15.410	20.04	None *
	0.267	4.034	3.760	6.650	At most 1 *	0.378	6.168	3.760	6.65	At most 1 *
1—20	0.681	25.482	15.410	20.040	None **	0.479	16.270	15.410	20.04	None *
	0.239	4.912	3.760	6.650	At most 1 *	0.223	4.535	3.760	6.65	At most 1 *
1—25	0.555	24.849	15.410	20.040	None **	0.438	20.344	15.410	20.04	None **
	0.236	6.204	3.760	6.650	At most 1 *	0.265	7.087	3.760	6.65	At most 1 **
1—30	0.470	25.112	15.410	20.040	None **	0.344	20.945	15.410	20.04	None **
	0.231	7.348	3.760	6.650	At most 1 **	0.279	9.160	3.760	6.65	At most 1 **
1—100	0.256	53.979	15.410	20.040	None **	0.415	93.410	15.410	20.04	None **
	0.230	25.340	3.760	6.650	At most 1 **	0.348	41.454	3.760	6.65	At most 1 **
89—100	0.850	29.744	15.410	20.040	None **	0.694	18.117	15.410	20.04	None *
	0.441	6.983	3.760	6.650	At most 1 **	0.279	3.920	3.760	6.65	At most 1 *
86—100	0.455	13.985	15.410	20.040	None	0.573	18.370	15.410	20.04	None *
	0.278	4.877	3.760	6.650	At most 1 *	0.311	5.596	3.760	6.65	At most 1 *
81—100	0.323	11.431	15.410	20.040	None	0.522	22.706	15.410	20.04	None **
	0.166	3.628	3.760	6.650	At most 1	0.327	7.925	3.760	6.65	At most 1 **
76—100	0.324	18.199	15.410	20.040	None *	0.474	24.529	15.410	20.04	None **
	0.286	8.406	3.760	6.650	At most 1 **	0.288	8.489	3.760	6.65	At most 1 **
71—100	0.320	21.075	15.410	20.040	None **	0.476	27.881	15.410	20.04	None **
	0.271	9.495	3.760	6.650	At most 1 **	0.246	8.477	3.760	6.65	At most 1 **

注意，在样本容量从 12 增加到 15 个、20 个再到 25 个、30 个的过程中， $Y_{11}$  和  $Y_{21}$  检验到协整的效果要好一些：1~12，1~15，1~20 这三组样本下，尽管  $Y_{21}$  和  $Y_{31}$ ， $Y_{11}$  和  $Y_{21}$  “至多一个单位根”检验都是在 5% 的显著性水平下通过的，而一旦样本容量增加到 25(1~25)， $Y_{21}$  和  $Y_{31}$ ，仍然停留在 5% 的显著性水平上，而  $Y_{11}$  和  $Y_{21}$  的显著性水平已经上升到 1%。如果说这还不明显，那么可以看看从后面截取的样本的试验结果：86~100，81~100 下， $Y_{21}$  和  $Y_{31}$  没有检验到协整关系， $Y_{11}$  和  $Y_{21}$  却不同程度的显著。至于  $Y_{21}$  和  $Y_{31}$  在样本 89~100 下的异常显著，笔者认为不但不能对前面的结论形成质疑，反而提供佐证：对于三个差不多但又绝然不同的数据，我们只能得到一个折线，但换了三百个，就可以近似拟合成一条直线了。毕竟 12 个数据太少，同时因为选择的样本均值偏离原点较小（常数项是十而非一千，一单位的改变相对于十的波动要大于相对于一千的波动），所以本来是直线却表现了异常的波动，这里看看原数据就可以发现， $Y_{31}$  数据变化异常激烈（出现一个倒数第二小的数）。86~100 “没有”检验不通过而“至多一个”却显著也源于此。因此，可以认为，在其他条件大致相似的情况下，波动剧烈的协整序列要比波动较少的协整序列检验到协整关系的概率要大。

由此，可以认为出现上面现象的根源在于：西方发达资本主义国家资本实力雄厚，金融市场完善发达，在经受外界冲击时候波动很小；加上彼此之间相对独立性较强（这里仅指一国货币对另一国货币波动的影响或者反应），所以没有检验到协整。而亚太地区一国货币的波动很容易影响其他国，特别是在对外界冲击的反应上。另一方面，由于亚洲国家资本实

力相对较弱（日本被列为西方世界，除了中国大陆，新加坡和中国香港资本容量很有限），很容易受到外界的冲击而一致波动。如东南亚金融危机轻易影响了几乎所有东南亚国家，而且，本文的数据选择区域刚好包括这段时间，所以，至少在检验上容易出现协整的结果。

## 四、结论与思考

自 1996 年宣布提前实现贸易项目下的外汇自由兑换后，（准确说自 1994 年汇率并轨的强制结汇制度的确立积累了大量国家外汇储备为人民币坚挺提供基础后），持续的币值稳定，使人民币实际上出境到亚洲邻国如俄罗斯、泰国和越南。中国渐进式改革一直采用“先默认，后追认”的模式，人民币差不多快实现了与美元的相对自由的兑换，不过通过港币来实现，代之以较高的交易成本。亚洲金融危机推迟了人民币正式宣布完全自由兑换的时间，至少五年内我们没有必要如此或者要三思。但是，通过这种“被人自愿接受”的办法，人民币已经成为亚洲最重要的地区性货币。另一方面，尽管人民币是钉住美元，但人民币与其他国家/地区货币汇率是参考国际市场汇价进行套算得到的，因此，以人民币表示的其他货币（直接标价法）还是比较能反映真实情况的，只要没有严重的结构上的扭曲。这些都为以人民币表示的各国货币之间可能存在协整关系奠定基础。

由上可知，若两国或者多国之间出现协整关系，未必就是好事，也未必能说明国家间的长期稳定或者说金融外汇市场的完善程度。有的时候，我们为了抵抗来自国际游资或者其他投机资本的恶意炒作（投机有利于外汇市场均衡的前提是不能危及整个市场），有必要使人民币保持相对独立性。这种相对独立性既不是简单的放弃固定汇率制，也不能是浮萍似的浮动汇率；既不能成为贸易伙伴国“以邻为壑”政策的牺牲品，又要保证彼此千丝万缕的联系。中国采取名义支点方法（nominal anchor approach）（Corden,1993）的货币政策而非实际目标方法（real target approach），实际上就是钉住美元并随美元的贬值而贬值，固定汇率下最容易出现协整关系，然而，即使人民币也出现这种“协整”未必能反应自然的关系，同时也最容易承接所有来自美元的或者是其转嫁的风险。加上币值被低估带来的廉价资源的流失，笔者认为有必要改变僵硬的固定汇率制；但至于是不是要完全浮动或者要肮脏的浮动，似乎又走向另一个极端。这个“度”似乎又是一种艺术。关键的问题是，人民币的根扎深了么？

或许正如大家所说的那样，现代经济计量学也免不了“一半是科学，一半是艺术”。世界上并不缺少美，而是缺少发现。数据开采<sup>⑨</sup>（Datamining）当然该备受指责，另一方面又要还数据本来面目，展现真实世界艺术之美。真实世界是艺术的载体，个体的主观能动性只是作为一种表现形式而将艺术与真实世界联系到一起，而非对真实世界的更改。本文中关于虚拟的试验的一般性和结论的显著性还需要进一步验证，同时数据的选取、检验处理的方法都有不少漏洞，还需要进一步修正。

### 参考文献：

- [1]约翰斯顿,迪纳尔多.计量经济学方法[M],第四版.唐齐鸣等译.北京:中国经济出版社, 2002
- [2]古扎拉蒂.计量经济学[M].北京:中国人民大学出版社, 2001
- [3]唐国兴,徐剑刚.现代汇率理论及模型研究[M].北京:中国金融出版社, 2003
- [4]Michael C. Lovell. *The Review of Economics and Statistics*[J]. LXV,1983.1~12
- [5]Greene, W. *Econometric Analysis*[M]. New York: Prentice Hall,2000
- [6]李子奈,叶阿忠.高等计量经济学[M].北京:清华大学出版社, 2000
- [7]易丹辉.数据分析与 Eviews 应用[M].北京:中国统计出版社, 2002

<sup>⑨</sup> Michael C. Lovell. *The Review of Economics and Statistics*. LXV,1983.1~12。

## 作者简介

谢远涛：男，1982年3月出生于湖北随州，汉族，党员，数量经济学硕士。主攻方向：高等计量经济学方法与应用，动态投入产出分析与应用。参与的课题有北京市自然科学基金资助项目《中国北京奥运经济投入产出与计量模型研究》（项目编号9042002），北京市教委人文社科项目《北京市奥运经济与经济结构调整研究》（项目编号：SM200310038080）和《多主体复杂系统仿真重复实验中的差异输出的分析方法研究》。已在中南财经政法大学《研究生学报》上发表《价格和信息公开度的博弈分析》一文，在湖南社会科学增刊上发表《北京市资源配置分析》，在《首都经济贸易大学学报》增刊上发表《日元对美元汇率的实证分析及对人民币的思考》，《关于汇率协整疑问的一点思考》在中国财政经济出版社论文集中发表，在《江汉论坛》上发表了《从委托代理关系看企业的目标》。

联系方式：北京市金台里2号首都经济贸易大学9号信箱，100026

电子邮箱：[xieyuantao2002@yahoo.com.cn](mailto:xieyuantao2002@yahoo.com.cn)

电话：13381363140，010—65977349