

中国参照一篮子货币的汇率制度： 理论框架与实证考察^{*}

陈奉先^{1, 2}

(1. 首都经济贸易大学 金融学院, 北京 100070; 2. 首都经济贸易大学 金融风险研究院, 北京 100070)

摘 要:在汇率制度选择中经常存在言行不一的问题,这也成为美国指责中国操纵汇率的主要借口。文章在构建一个广义的汇率制度识别框架的基础上,利用时变系数模型甄别了2000—2013年中国实际实行的汇率制度。研究发现,中国在2005年“汇改”前实行的是严格盯住美元的汇率制度,之后实行的是参照一篮子货币的浮动汇率制度,即以“汇率篮子、波动范围和爬行速度”为操作核心的“BBC体制”。在人民币汇率篮子中,美元的平均权重达0.91且呈现V形变化,其他货币如欧元、新加坡元、卢布的权重也是显著的且呈现阶段性变化;在2008年以后,人民币汇率篮子中的币种通常是“美元+ x ”的二元组合,货币当局对货币 x 的选择是以降低整体的波动性为依据的。人民币汇率弹性总体上以2010年7月为界呈现A形变化;在2005年7月以后,人民币整体上处于升值通道中,但其爬行速度以2009年3月为界呈现先快后慢的V形变化。

关键词:人民币;汇率篮子;币种权重;制度弹性;爬行速度

中图分类号:F830.92;F831.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)02-0027-14

一、引 言

汇率制度的设计和选择是一国对外经济政策的核心,对大型经济体而言更是如此。而在实践中,货币当局经常存在“言行不一”的现象:在宣称实行固定汇率制的经济体中,只有6个坚持固定汇率制达两年以上(Obstfeld和Rogoff,1995);宣称实行浮动汇率制的经济体因“害怕浮动”而经常大幅干预汇率,因此事实上实行的是固定汇率制或“软盯住”的汇率制(Calvo和Reinhart,2002);而宣称实行中间汇率制的经济体通常不公开篮子货币的币种及权重,从而很难证实其是否言行一致(Frankel等,2000)。鉴于此,很多学者质疑中国在2005年“汇改”之后实行的汇率制度是否真正属于“以市场供求为基础、参照一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制”。他们利用不同的方法和数据进行了实证考察,但所得结果并不一致,甚至大相径庭。即使是证实了中国实行的是参照一篮子货币的汇率制度,也常出现一些令人匪夷所思的结果,如货币篮子中部分货币的权重为负,而另一些货币的权重甚至大于1。本文认为,产生这些问题的原因不仅是技术上的,更是分析框架上的。在尚未明确中国货币当局对于汇率的行事规则之前就测算汇率篮子中的币种权重,很可能导致模型设定上的误差。同时,以往的很多研究都是静态考察中国的汇率制度,而汇率制度是不断演进的,货币当局可能在某些时候对汇率制度进行“秘而不宣”的调整。因此,静态分析甚至局部动态分析的结果很难反映汇率制度演进的全貌。为此,本文在构建一个广义的汇率制度识

收稿日期:2014-07-22

作者简介:陈奉先(1982—),男,河北玉田人,首都经济贸易大学金融学院、金融风险研究院讲师。

别框架的基础上,利用参数动态估计方法,从人民币汇率篮子中的币种构成与权重变化、汇率制度弹性变化以及爬行速度三个角度考察了人民币汇率制度的动态演进过程。

二、文献回顾

2005 年以后,中国货币当局采用的是何种汇率制度呢?针对这一问题,国内外学者从不同角度进行了考证。但由于分析框架、技术手段以及数据区间、频率存在差异,所得结论不尽一致,甚至针锋相对。研究结论可分为以下三类:

(1)肯定说。相关研究指出,中国汇率制度从盯住美元向参照一篮子货币的管理浮动汇率制度转变。Frankel 和 Wei(2008)创造性地引入了外汇市场压力指标来反映汇率制度的灵活性。他们发现,截至 2007 年,人民币汇率篮子中美元的权重逐渐下降至 0.5—0.6,而欧元的权重高达 0.39。由此,他们认为人民币汇率已不是盯住美元而是参照一篮子货币的汇率。丁剑平和杨飞(2007)指出,人民币汇率在“汇改”后参照美元的权重显著下降,而韩元、新台币、港币和林吉特的联合权重快速增大,这不仅反映在这些货币汇率波动的联动性上,而且反映在汇率波动的方差上,甚至在波动持续性方面也日益趋同。Sun(2010)利用 Frankel 和 Wei(2007)的模型对 2005 年 7 月 21 日至 2010 年 3 月 3 日的日频汇率数据进行了回归分析,发现人民币汇率篮子中美元的权重降至 88%,而日元、英镑和新加坡元都占据了一席之地。由此,他认为人民币已不再硬盯住美元。

(2)否定说。Shah 等(2006)、Eichengreen(2006)对“汇改”初期人民币汇率数据进行了分析,发现美元的权重始终在 90%以上,并没有呈现下降的趋势,而且篮子中其他货币的权重不显著。由于汇率变化中普遍存在“积聚”(Cluster)问题,简单的回归可能无法得到模型的有效估计。Funke 和 Gronwald(2008)使用条件均值 GARCH 模型对中国汇率篮子进行了估计,发现 2005 年 7 月 26 日至 2008 年 6 月 3 日,美元的占比仍高达 89%以上,人民币汇率盯住/参照一篮子货币的证据较薄弱。Moosa 等(2009)构建了一个汇率制度识别模型,并运用完全修正最小二乘方法,对 2005 年 7 月 21 日至 2007 年 5 月 24 日的汇率数据进行了回归分析。他们发现,尽管严格盯住美元的汇率制度已经被抛弃,但没有证据表明中国政府已经实行参照一篮子货币的汇率制度,而是实行一种类似于“相机爬行盯住美元”的汇率制度。Fidrmuc(2010)则运用变系数方法,使用 2005 年 11 月 3 日至 2009 年 1 月 29 日的数据,估计了 Frankel 和 Wei(2007,2008)的模型。他没有发现货币篮子中除美元以外的其他币种的权重上升,认为样本期内人民币仍是盯住美元的。

(3)未定说。Ogawa 和 Sakane(2006)利用 2005 年 1 月 3 日至 2006 年 1 月 25 日的数据,对 Frankel 和 Wei(1994)的汇率分析模型进行了估计。他们指出,样本期内中国对汇率政策进行了显著的小幅调整,但这种变动太小,尚不足以说明已实行参照一篮子货币的汇率制度。Fang 等(2012)使用 2005 年 2 月至 2011 年 7 月的数据,运用贝叶斯方法对 Frankel 和 Wei(2007)的模型进行了时变系数估计。他们发现货币篮子中美元的权重显著下降,但没有证据表明其他货币的权重在系统地可察觉地上升。

与以往的研究不同,本文的创新主要体现在:第一,利用汇率篮子中的币种及权重、汇率制度弹性和爬行速度三个指标构建了广义的汇率制度识别模型;第二,由于货币当局可能对汇率制度进行“秘而不宣”的调整,本文采用动态估计的方法捕捉了其总体变动特征;第三,为了保证回归结果具有经济意义,本文在估计币种权重时施加了非负和加总为 1 的外部约束。

三、汇率制度识别的理论框架与模型设计

(一)理论框架

中国现行汇率制度的官方正式表述为“以市场供求为基础、参照一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制”。其中“调节”和“管理”的基础是什么?这一基础可以用BBC来表示,即货币篮子(Basket)、波动区间(Band)和爬行速度(Crawling),这三个维度的不同组合构成了不同的汇率制度。

首先,“一篮子货币”是指人民币不再单一盯住美元,而是以一篮子货币为基础确定汇率水平。“一篮子货币”涉及两个关键问题:币种选择与权重设置。一国汇率篮子中币种的选择在理论上应综合考虑该国的对外贸易币种结构、外债币种结构和外汇储备币种结构,而现实中鲜有货币当局公布篮子货币币种。周小川(2005)指出,“篮子货币的确定是以对外贸易权重为主的,目前,美国、欧元区、日本、韩国等是中国最主要的贸易伙伴,相应地,美元、欧元、日元、韩元等也自然会成为主要的篮子货币”,“由于新加坡、英国、马来西亚、俄罗斯、澳大利亚、泰国、加拿大等国与中国的贸易比重也较大,它们的货币对人民币汇率也是很重要的”。由此可知,“汇改”之初人民币汇率篮子中应包括以上11种货币,但不排除货币当局之后根据形势调整篮子货币币种构成的可能。

其次,“波动区间”是指汇率变动的幅度。在波动区间内,汇率由市场供求决定,一旦逾越这一区间,货币当局会立即干预以稳定汇率。一般来说,波动区间越宽,货币当局干预的程度越小,汇率就越富有弹性,其形成机制就越接近浮动汇率制。扩大波动区间有助于增强汇率弹性以吸收非对称冲击,甚至可以给予货币政策一定的独立自主性。在操作上,货币当局在每天交易前设定基准汇率中间价,并以此为中心设定波动范围。人民币对美元汇率的波动区间在2007年5月21日由原来的 $\pm 0.3\%$ 扩大到 $\pm 0.5\%$,2012年4月16日扩大到 $\pm 1\%$,2014年3月17日进一步扩大到 $\pm 2\%$ 。

最后,“爬行速度”是指官方根据不同经济情况调整人民币对一篮子货币的汇率水平。这样做既可以消除人民币与篮子货币的通货膨胀差异所导致的汇率偏离,对像中国这样的新兴经济体而言,也能吸收巴拉萨—萨缪尔森生产率偏差的影响以实现汇率均衡。

(二)模型设计

延续Moosa等(2009)的思路,本文将广义的汇率识别模型设定为:

$$E_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i E_{it}^* + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, E_t 表示 t 时期东道国的汇率, E_{it}^* 表示篮子货币的汇率。 α 表示东道国汇率的爬行速度,即东道国货币相对于一篮子货币的升贬值幅度。 β_i 表示东道国货币篮子中各国货币的权重, ε_t 为随机误差项。由模型设定可知:

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1, \beta_i \geq 0 \quad (2)$$

为了有效识别汇率制度,须使用平稳的时间序列,为此通常对汇率数据取差分, $\Delta E_t = \log E_t - \log E_{t-1}$ 。同时,考虑到货币当局可能“秘而不宣”地调整货币篮子和爬行速度,使用静态估计方法无法捕捉到货币当局行为的影响,因此有必要采用动态估计方法。由此,式(1)转换为:

$$\Delta E_t = \alpha(t) + \sum_{i=1}^n \beta_i(t) \Delta E_{it}^* + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, $\alpha(t)$ 和 $\beta_i(t)$ 表示时变的回归系数, 其他变量的含义同前。

中国官方宣称汇率“参照”而“盯住”一篮子货币进行调整, 这就赋予货币当局汇率管理的弹性, 这种弹性体现在汇率的波动区间(幅度)上。那么, 如何有效刻画汇率弹性呢? 现实中通常使用汇率制度弹性($ERFI$)来表示。刘晓辉等(2009)将汇率制度弹性定义为当一国面临外汇市场压力时, 本币汇率变化所吸收的那部分外汇市场压力。他构建的实际汇率制度弹性指数为:

$$ERFI_{rmb} = \frac{\frac{1}{\delta_{\Delta E}}}{\frac{1}{\delta_{\Delta E}} + \frac{1}{\delta_{\Delta R}}} \Delta E / EMP_{rmb} \tag{4}$$

其中, ΔE 、 $\delta_{\Delta E}$ 和 $\delta_{\Delta R}$ 分别表示汇率变化率、汇率变化率的标准差和外汇储备变化率的标准差。 EMP_{rmb} ^①表示外汇市场压力, 可表示为:

$$EMP_{rmb} = \frac{\frac{1}{\delta_{\Delta E}}}{\frac{1}{\delta_{\Delta E}} + \frac{1}{\delta_{\Delta R}}} \Delta E - \frac{\frac{1}{\delta_{\Delta R}}}{\frac{1}{\delta_{\Delta E}} + \frac{1}{\delta_{\Delta R}}} \Delta R \tag{5}$$

将式(4)引入式(3)可得:

$$\Delta E_t = \underbrace{\alpha(t)}_{\text{爬行速度Crawling}} + \underbrace{\sum_{i=1}^n \beta_i(t) \Delta E_{it}^*}_{\text{货币篮子Basket}} + \underbrace{\gamma(t) ERFI_{rmb}}_{\text{制度弹性Band}} + \epsilon_t \tag{6}$$

式(6)即为本文使用的汇率制度识别模型的一般形式。汇率制度类型的识别条件见表 1。可以发现, 如果实行的是严格的固定汇率制或爬行盯住汇率制, 则式(6)的 R^2 应为 1; 而如果实行的是完全浮动的汇率制, 则 R^2 应近乎为 0; 在其他汇率制度下, R^2 应介于 0 和 1 之间。

表 1 汇率制度类型与识别条件

识别条件	汇率制度类型
$\beta_i(t)=0$	自由浮动汇率制(<i>freely floating</i>)
$\beta_i(t)>0, i=1, \alpha(t)=0$	盯住单一货币的固定汇率制(<i>simple peg</i>)
$\beta_i(t)x>0, i=1, \alpha(t)>0$	可调整的盯住单一货币的固定汇率制(<i>adjustable peg</i>)
$\beta_i(t)>0, i>1, \alpha(t)=0, \gamma(t)=0$	盯住一篮子货币的固定汇率制(<i>basket peg</i>)
$\beta_i(t)>0, i>1, \alpha(t)>0, \gamma(t)=0$	爬行盯住一篮子货币的汇率制度(<i>basket crawling</i>)
$\beta_i(t)>0, i>1, \alpha(t)>0, \gamma(t)>0$	参照一篮子货币的有管理的浮动汇率制(<i>basket band crawling</i>)

四、中国汇率制度的实证考察

(一)估计方法

变系数模型式(6)是本文的核心估计方程, 根据参数 $\alpha(t)$ 、 $\beta_i(t)$ 和 $\gamma(t)$ 的估计值可以判断中国汇率制度的类型。变系数模型最早由 Hastie 和 Tibshiranian(1993)提出, 它的一般形式为:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_i(t) X_i(t) + \epsilon_t \tag{7}$$

其中, Y_t 为被解释变量, $X_i(t)$ 为解释变量, $\beta_i(t) = (\beta_1(t) \cdots \beta_p(t))'$ 为参数向量, ϵ_t 是均值为 0 的

①Girton 和 Roper(1977)最早提出并界定了 EMP 指标, 此后诸多学者如 Eichengreen 等(1996)、Kaminsky 等(1998)、Stavarek(2007)以及 Aizenman 等(2010)从不同维度对 EMP 指标进行了拓展, 集大成者见 Weymark(1995, 1997a, 1997b, 1998, 1999)。

随机过程。如果 $X_1(t) \equiv 1$, 则模型中包含变截距项。式(6)实际上是变系数模型的特殊形式。

模型中 $\beta_l(t)$ 的估计方法有很多, 包括核估计、局部多项式估计和光滑样条估计。 B 样条估计在观测数据较少时不需要合并数据, 具有较好的适应性。本文使用 B 样条方法来估计参数 $\beta_l(t)$ 。^① 假设一个变系数函数 $\beta_l(t) (l=1, 2, \dots, p)$ 可以由如下的样条函数近似表示:

$$\beta_l(t) \approx \sum_{k=1}^{k_l} \gamma_{lk} \beta_{lk}(t) \quad (8)$$

其中, 对于每个 $l, \beta_{lk}(t) (k=1, 2, \dots, k_l)$ 是区间 T 上固定阶数和节点序列的样条函数线性空间 G_l 的基。根据式(6)和式(8), 我们可以进一步得到:

$$Y_t = \sum_{l=1}^p \sum_{k=1}^{k_l} X_l(t) \beta_{lk}(t) \gamma_{lk} + \varepsilon_t \quad (9)$$

假设有观测数据 $\{(Y_{ij}, X_1(t_{ij}), X_2(t_{ij}), \dots, X_p(t_{ij}), t_{ij}): i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, n_i\}$, 其中 n 表示个体数, n_i 表示第 i 个个体的观测数。在给定 k_l 的情况下, 记 $\gamma_l =$

$$(\gamma_{l1} \gamma_{l2} \dots \gamma_{lk_l})', \gamma_l = (\gamma'_1 \gamma'_2 \dots \gamma'_p)', X_{ij} = (X_1(t_{ij}) X_2(t_{ij}) \dots X_p(t_{ij}))', B(t) = \begin{pmatrix} B_{11}(t) & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & B_{p1}(t) & \dots & B_{pk_l}(t) \end{pmatrix}。$$

本文通过求解以下的绝对值损失最小化问题来得到 γ :

$$l = \min_{\gamma} \sum_{i=1}^n \omega_i \sum_{j=1}^{n_i} |Y_{ij} - X'_{ij} B(t_{ij}) \gamma| \quad (10)$$

其中, γ 满足以下约束条件:

$$B(t_{ij}) \gamma > 0, I' B(t_{ij}) \gamma = 1; j=1, 2, \dots, n_i; i=1, 2, \dots, n \quad (11)$$

其中, I 是由 1 组成的长度为 p 的向量, 本文取 $\omega_i = 1$ 。在约束条件式(11)下求解式(10)的最小化问题可得 $\hat{\gamma} = (\hat{\gamma}'_1 \hat{\gamma}'_2 \dots \hat{\gamma}'_p)'$, 其中 $\hat{\gamma} = (\hat{\gamma}_{l1} \hat{\gamma}_{l2} \dots \hat{\gamma}_{lk_l})'$, 则 $\beta(t)$ 的样条估计为 $\hat{\beta}(t) = B(t) \hat{\gamma} = (\hat{\beta}_1(t) \hat{\beta}_2(t) \dots \hat{\beta}_p(t))'$, 其中 $\hat{\beta}_l(t) = \sum_{k=1}^{k_l} \hat{\gamma}_{lk} B_{lk}(t)$ 。

(二) 变量与数据

本文所用汇率数据来自 IFS, 样本区间为 2000 年 1 月至 2013 年 8 月。关于汇率的计价货币问题, 不同学者的选择有所不同。Frankel 和 Wei(1995)、Frankel(2009)以及 Frankel 和 Xie(2010)选择特别提款权 SDR 来计价; Frankel 和 Wei(1994, 2007)、Ohno(1999)、Eichengreen(2006)以及 Funke 和 Gronwald(2008)选择瑞士法郎来计价; Bénassy-Quéré(1999)和 Yamazaki(2006)甚至分别选择美元和加元来计价。本文倾向于使用 SDR, 因为该指标可能是货币当局干预外汇市场的重要参照。官方在干预外汇市场之前须评估本国汇率的偏离程度, 其依据不太可能是本币相对于单一主要货币的汇率, 而可能是本币相对于一篮子重要货币如 SDR 的汇率。

由表 2 中 p 统计值可知, 各变量均服从正态分布。为了消除时间序列潜在的异方差现象, 本文对 RMB、USD 等 12 种货币序列分别取自然对数, 其一阶差分表示汇率的变化率。

^① 具体推导过程见罗玉波(2011)。

变量的单位根检验结果见表 3。

表 2 变量描述性统计

变量	RMB	USD	JPY	KRW	EURO	GBP	AUD	CAD	RUR	MYR	SGD	THB	ERFI
均值	10.94	1.47	152.44	1 648.17	1.21	0.89	1.94	1.76	42.55	5.14	2.24	53.48	0.00
中位数	10.85	1.50	156.69	1 658.47	1.17	0.87	1.93	1.73	42.06	5.19	2.28	53.43	0.00
最大值	12.75	1.64	185.92	2 155.52	1.50	1.06	2.54	2.10	53.13	5.85	2.53	61.06	0.10
最小值	9.28	1.24	118.24	1 382.89	1.04	0.75	1.44	1.50	35.67	4.52	1.86	43.72	-0.11
标准差	0.86	0.11	17.30	162.12	0.12	0.08	0.32	0.18	4.04	0.32	0.19	4.38	0.04
偏度	0.05	-0.67	-0.30	0.52	0.96	0.21	0.14	0.18	0.31	0.13	-0.55	-0.20	-0.37
峰度	2.09	2.33	2.14	3.53	2.82	1.73	1.94	1.55	2.10	1.87	2.32	1.99	3.66
J-B 值	5.63	15.32	7.46	9.23	25.25	12.11	8.15	15.11	8.12	9.09	11.27	8.06	6.59
p 值	0.06	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.02	0.01	0.00	0.02	0.04

表 3 单位根检验

变量	检验形式(C, T, L)	ADF 检验值	1%临界值	p 值	变量	检验形式(C, T, L)	ADF 检验值	1%临界值	p 值
LnRMB	(C, T, 1)	-1.4279	-4.0157	0.8493	ΔLnAUD	(0, 0, 0)	-8.613 ***	-2.5793	0.0000
ΔLnRMB	(0, 0, 0)	-8.195 ***	-2.5794	0.0000	LnCAD	(C, T, 1)	-2.3135	-4.0153	0.4239
LnUSD	(C, T, 1)	-2.1299	-4.0157	0.5249	ΔLnCAD	(0, 0, 0)	-11.047 ***	-2.5793	0.0000
ΔLnUSD	(0, 0, 0)	-8.556 ***	-2.5794	0.0000	LnRUR	(C, 0, 1)	-1.7482	-3.4709	0.4051
LnJPY	(C, 0, 1)	-1.6747	-3.4712	0.4422	ΔLnRUR	(0, 0, 0)	-10.046 ***	-2.5793	0.0000
ΔLnJPY	(0, 0, 0)	-9.603 ***	-2.5793	0.0000	LnMYR	(C, T, 1)	-1.6902	-3.4709	0.4344
LnKRW	(C, 0, 1)	-2.0680	-3.4709	0.2580	ΔLnMYR	(0, 0, 0)	-9.647 ***	-2.5793	0.0000
ΔLnKRW	(0, 0, 0)	-9.183 ***	-2.5793	0.0000	LnSGD	(C, T, 1)	-1.6844	-4.0157	0.7539
LnEURO	(C, T, 5)	-0.8698	-4.0200	0.9557	ΔLnSGD	(0, 0, 0)	-10.227 ***	-2.5793	0.0000
ΔLnEURO	(0, 0, 4)	-4.293 ***	-2.5802	0.0000	LnTHB	(C, 0, 1)	-1.2196	-3.4709	0.6655
LnGBP	(C, 0, 1)	-1.1780	-3.4709	0.6834	ΔLnTHB	(0, 0, 3)	-8.937 ***	-2.5793	0.0000
ΔLnGBP	(0, 0, 0)	-10.808 ***	-2.5793	0.0000	ERFI	(C, 0, 1)	-2.4659	-3.4838	0.1263
LnAUD	(C, T, 1)	-1.4843	-3.4709	0.5392	ΔERFI	(0, 0, 0)	-14.787 ***	-2.5837	0.0000

注：C、T 和 L 分别表示截距项、趋势项和滞后阶数，其中 L 是根据 AIC 和 SC 达到最小确定的；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设。

(三)估计结果

本文首先对式(6)分阶段进行线性估计，以考察中国汇率制度的阶段特征。中国在 2005 年 7 月实施的“汇改”是人民币汇率制度变迁中的重要事件，此后全球金融危机对中国汇率制度可能产生了某种扰动，从而汇率制度可能呈现不同的阶段变化。为了把握不同阶段汇率制度的特征，本文以 2005 年 7 月和 2008 年 8 月为界进行了分阶段回归，结果见表 4。

表 4 回归结果

参数	变量	全样本 2000 年 1 月 —2013 年 8 月	第 I 阶段 2000 年 1 月 —2005 年 7 月	第 II 阶段 2005 年 8 月 —2008 年 8 月	第 III 阶段 2008 年 9 月 —2013 年 8 月
α	C	-0.0017 *** (-6.79)	-0.0001 (-1.34)	-0.0044 *** (-5.58)	-0.0018 *** (-4.93)
β_1	LnUSD	0.9132 *** (36.43)	0.9991 *** (407.79)	0.8448 *** (11.86)	0.9633 *** (48.97)
β_2	LnJPY	0.0078 (0.64)	0.0000 (0.000)	0.0374 (1.03)	0.0086 (0.61)
β_3	LnKRW	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
β_4	LnEURO	0.0101 (0.67)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0281 ** (2.02)
β_5	LnGBP	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
β_6	LnAUD	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0178 (0.41)	0.0000 (0.000)
β_7	LnCAD	0.0000 (0.000)	0.0009 (0.41)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
β_8	LnRUR	0.0023 (0.20)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 *** (50.51)
β_9	LnMYR	0.0401 (1.28)	0.0009 *** (439.08)	0.0803 (0.83)	0.0000 *** (67.88)

续表4 回归结果

参数	变量	全样本 2000年1月 —2013年8月	第Ⅰ阶段 2000年1月 —2005年7月	第Ⅱ阶段 2005年8月 —2008年8月	第Ⅲ阶段 2008年9月 —2013年8月
β_{10}	LnSGD	0.0264 (0.71)	0.0000 (0.000)	0.0198 (0.17)	0.0000 (0.000)
β_{11}	LnTHB	0.0000 (0.00)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
γ	ERFI	0.0188*** (2.68)	0.0015 (0.91)	0.0210* (1.87)	0.0015 (0.14)
$H_1:C=0$		0.0005	0.1806	<0.0001	<0.0001
$H_2:\text{LnUSD}=1$		0.0073	0.6836	0.0294	0.0621
$H_3:\text{ERFI}=0$		<0.0001	0.3625	0.0014	0.8860
$\text{Adj. } R^2$		0.9235	0.9993	0.8194	0.9473

注:括号内为 t 值,如果表中 t 值为 0.000,说明它极小;*、**和*** 分别表示参数估计值在 10%、5%和 1%的水平上显著; $H_1:C=0$ 、 $H_2:\text{LnUSD}=1$ 以及 $H_3:\text{ERFI}=0$ 这三个原假设的含义分别是截距项为 0、美元权重系数为 1 和 ERFI 的系数为 0,表中报告了各假设检验的 p 值。

全样本的回归结果显示,人民币汇率变动重要的参照是美元,美元汇率的变动总体上能够解释人民币汇率 91.32%的变动。截距项 C 为正说明人民币处于贬值状态,为 0 说明人民币币值稳定,为负则说明人民币处于升值状态。 ERFI 越大说明人民币汇率制度越富有弹性。检验结果拒绝了 H_1 ,说明 2000—2013 年人民币总体上处于升值(截距项为负)状态。检验结果也拒绝了 H_2 ,说明人民币整体上并不是盯住美元的,人民币汇率篮子中除美元以外,还有其他货币影响人民币汇率走势。检验结果还拒绝了 H_3 ,说明人民币汇率制度整体上具有一定的弹性。

第Ⅰ阶段的回归结果显示,该时期人民币汇率 99.91%的波动可由美元汇率波动所解释,说明人民币极可能是盯住美元的。马来西亚林吉特的系数显著,且达到 0.09%。在亚洲金融危机后,马来西亚政府将林吉特对美元汇率长期固定在 1:3.8 的水平上,直到中国人民银行宣布“汇改”当日,马来西亚政府才宣布放弃盯住美元的汇率制度。由于在此期间马来西亚实行的是盯住美元的固定汇率制,其系数也可以归结到美元权重上,因此美元的权重为 100%。另外,检验结果没有拒绝 H_1 、 H_2 和 H_3 。假设 H_1 未被拒绝说明在此期间人民币币值整体上是稳定的,假设 H_2 未被拒绝说明美元在人民币汇率篮子中的权重为 100%,假设 H_3 未被拒绝则说明在此期间人民币汇率制度是缺乏弹性的。据此,我们认为 2000 年 1 月至 2005 年 7 月,我国实行的是单一盯住美元的固定汇率制。

第Ⅱ阶段的回归结果表明,中国在 2005 年 7 月开始实施人民币汇率制度改革,放弃了单一盯住美元的固定汇率制,这主要是因为:第一,美元在人民币汇率篮子中的权重由此前的 100%下降至 84.48%,余下的权重分配给日元、澳元、林吉特和新加坡元,尽管这些货币的权重在统计上并不显著,但不排除它们在 2005 年 7 月至 2008 年 8 月的某些时期有着突出的表现;第二,截距项 C 显著为负,假设 H_1 被拒绝,说明该时期人民币相对于货币篮子在升值;第三,假设 H_2 被拒绝,说明美元在人民币汇率篮子中的权重显著不为 100%;第四,假设 H_3 也被拒绝,说明在此期间人民币汇率制度具有一定的弹性。总体而言,中国在这一阶段已经实行参照一篮子货币的浮动汇率制,但货币篮子中的币种结构并不稳定。

第Ⅲ阶段的回归结果表明,该时期人民币汇率篮子中美元的权重由此前的 84.48%上升到 96.33%,美元对人民币汇率走势的影响增大;欧元首次在人民币汇率篮子中发挥显著作用,平均权重为 2.81%;卢布和林吉特也影响人民币汇率走势,但影响程度相对于美元和欧

元都较弱。从截距项来看,这一阶段人民币仍处于升值通道中,但升值幅度较前期已经大幅降低。反映汇率制度弹性的 $ERFI$ 系数在这一阶段大幅减小且不再显著,假设 H_3 也未通过检验,说明现阶段人民币汇率制度弹性相对于第 II 阶段已经明显降低。假设 H_1 和假设 H_2 仍被拒绝,说明尽管人民币汇率篮子中美元的权重相对于上一阶段有所上升,但人民币仍是参照一篮子货币而不是单一盯住美元的。

一国货币篮子中的币种权重 β 、人民币的爬行速度 α 和汇率制度弹性 γ 都可能是变化的,因此须动态考察这三个因素的演变情况,以揭示中国货币当局调整货币篮子时的行为特征。本文使用式(7)一式(11)的估计方法重新估计了式(6),人民币爬行速度 α 、货币篮子中的币种权重 β 和汇率制度弹性 γ 的动态变化情况见图 1。

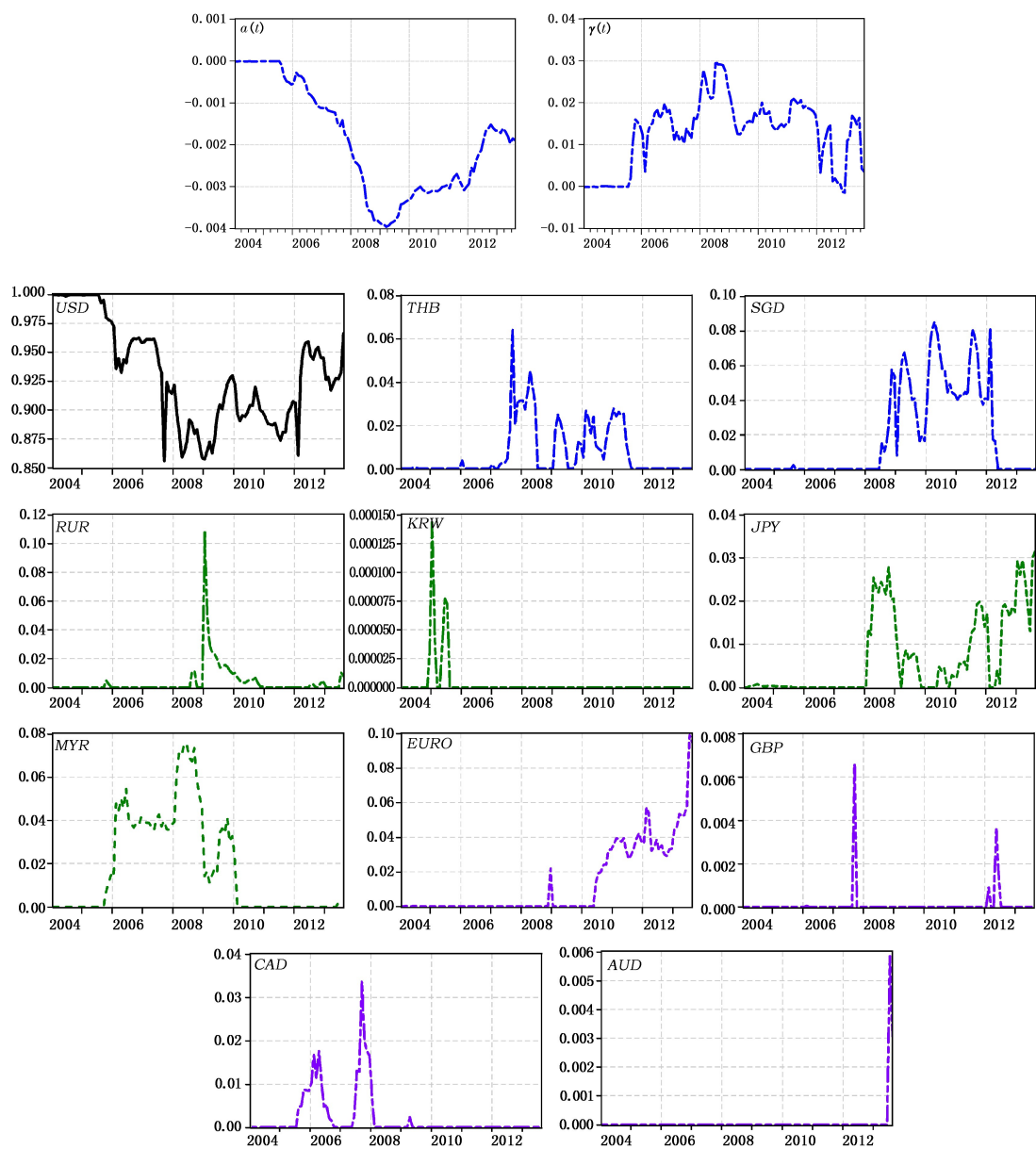


图 1 时变参数 $\alpha(t)$ 、 $\gamma(t)$ 和 $\beta_i(t)$ 估计结果

从图 1 中可以看出,人民币爬行速度 $\alpha(t)$ 在 2005 年 7 月前一直为 0,之后始终为负,表明人民币在“汇改”后处于升值通道中。但人民币升值并不是单调变化的,而是呈现 V 形变化:在 2005 年 8 月至 2009 年 3 月, $\alpha(t)$ 持续下降,最低达到 -0.4%,说明人民币一直在升值且速度加快;在 2009 年 4 月以后,人民币仍在升值,但升值速度不断下降。2005—2009 年人民币持续升值可以解释为:此前人民币升值压力的缓慢释放以及随后的次贷危机、欧债危机和美国量化宽松政策使国际资本涌入中国,推动了人民币升值;2009 年 9 月,中国的外部均衡被全球金融动荡所打破,出口出现下滑、FDI 流入放缓,而且西方发达经济体逐渐复苏,资本从中国流出,从而人民币升值的速度不断降低。从汇率制度弹性来看,2005 年 7 月前 $\gamma(t)$ 基本上为 0,随后整体上呈现 Δ 形变化。在 2005 年 8 月至 2010 年 7 月, $\gamma(t)$ 辗转上升至 0.03,随后汇率制度弹性不断降低,到 2012 年 11 月降至 0 左右,2013 年 3 月又反弹至 0.017。从货币篮子中的币种权重来看,美元权重从 2005 年 7 月之前的 100% 降至 2007 年 9 月的 85.6%,之后几经波折,到 2013 年 8 月又反弹至 96%。美元仍是影响人民币汇率走势最重要的币种,权重平均为 93.17%。其他货币在人民币汇率篮子中的权重呈现以下变化:欧元和日元自 2010 年异军突起,呈现上升态势,在人民币汇率篮子中分别占 3.5% 和 1.1%,其影响持续约 48 个月;加元(2005 年 8 月—2006 年 10 月,2007 年 6 月—2008 年 1 月)、新加坡元(2008 年 7 月—2012 年 4 月)、泰铢(2007 年 4 月—2008 年 6 月,2009 年 2—2011 年 7 月)和林吉特(2005 年 10 月—2010 年 1 月)在 2005—2011 年的权重平均约为 2.82%,其影响持续约 43 个月,但 2012 年后这些货币的影响销声匿迹;韩元、英镑、澳元和卢布只在个别月份对人民币汇率产生影响,且其权重平均在 0.1% 以下。

(四)进一步考察

货币当局在制定和执行政策过程中常出现“言行不一”的问题。从表 4 和图 1 中可以看出,人民币汇率篮子中 11 种货币的权重并不是一成不变的,那么货币当局调整篮子货币是否有规则可循? 如果有,规则背后的原因又是什么? 上文使用变系数方法来估计汇率制度识别模型式(6)存在一个不足,即 SAS 系统在参数估计过程中不能自动剔除不显著的变量。如果施加自动剔除不显著变量的约束,分析结果不仅更具解释力,而且能够捕捉到货币当局的行为路径。图 2 给出了施加剔除不显著变量约束后 $\alpha(t)$ 和 $\gamma(t)$ 的估计结果。

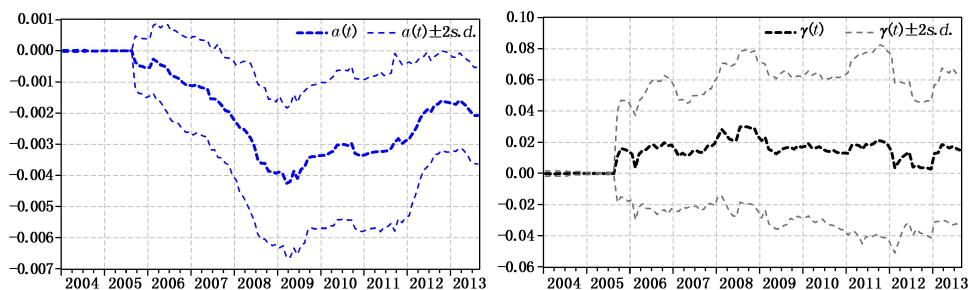


图 2 施加约束后的 $\alpha(t)$ 和 $\gamma(t)$ 估计结果

从 $\alpha(t)$ 的估计结果来看,2005 年 8 月以前人民币币值稳定, $\alpha(t)$ 近乎为 0。此后, $\alpha(t)$ 整体上小于 0,呈现 V 形变化,说明人民币处于升值通道中。其中,2005 年 8 月至 2009 年 3 月人民币升值速度不断加快,在 2009 年 3 月最高达到 0.43%,此后升值速度逐渐放缓,在 2012 年 11 月仅为 0.16%。尽管施加了剔除不显著变量的约束,但 $\alpha(t)$ 的估计结果与图 1 中的结果并不存在显著差异,这也验证了结果的稳健性。

从 $\gamma(t)$ 的估计结果来看,2005 年 8 月以前 $\gamma(t)$ 基本上为 0,说明人民币汇率制度缺乏弹性。此后, $\gamma(t)$ 辗转上升至 2008 年 8 月的 3%,达到历史峰值,说明在此期间人民币汇率制度弹性不断上升。之后, $\gamma(t)$ 不断下降,在 2012 年 4 月最低为 0.4%,到 2013 年又上升至 1.9%。2008 年 8 月之后人民币汇率制度弹性下降,可能是因为货币当局为避免人民币对主要货币进一步升值而在外汇市场中干预汇率波动。图 2 中 $\gamma(t)$ 的估计结果与图 1 中的结果也不存在显著差异。

假设 H_1 、 H_2 和 H_3 的动态检验结果见图 3。从中可以看出:(1)在 2005 年 9 月至 2006 年 4 月以及 2006 年 6 月以后,假设 H_1 检验的 p 值始终小于 10%甚至 1%,我们可以拒绝 H_1 ,说明人民币币值在 2005 年 9 月以后并不是固定不变的。(2)2006 年 3 月以后,假设 H_2 检验的 p 值一直小于 10%,说明在此期间人民币汇率篮子中美元的权重不为 1,也验证了人民币汇率是参照一篮子货币调整的。(3)在 2005 年 10 月至 2006 年 12 月以及 2007 年 9 月至 2009 年 1 月,假设 H_3 检验的 p 值也小于 10%,说明在此期间人民币汇率制度是富有弹性的。而此后,人民币汇率制度弹性为 0 的假设未通过检验,说明人民币汇率制度弹性大幅下降。

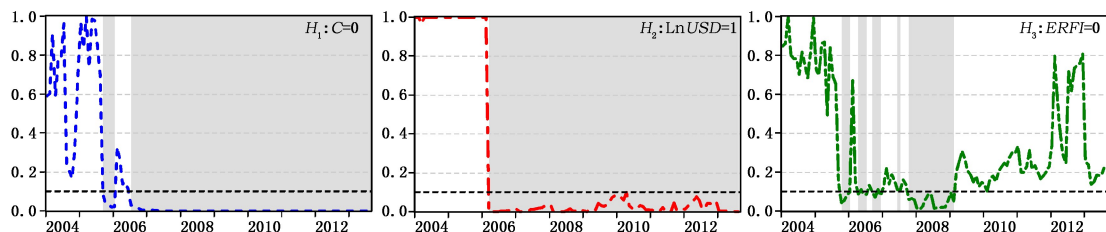


图 3 H_1 、 H_2 和 H_3 动态检验

注:图中阴影部分表示假设检验的 p 值小于 10%,拒绝原假设。

图 4 给出了施加剔除不显著变量的约束后人民币汇率篮子中币种权重 $\beta_i(t)$ 的估计结果, $\beta_i(t)$ 呈现分化趋势:(1)在 2005 年 7 月“汇改”后,人民币汇率篮子中发挥比较重要作用的货币主要有美元、欧元、日元、新加坡元、林吉特和卢布,其他货币的影响微乎其微。美元始终占据主导地位,在 2005 年 8 月之后,美元在货币篮子中的权重平均达到 93%,即使在 2009 年 1 月,其权重仍达到 86%。(2)除美元以外,发挥重要作用的货币呈现阶段性特征。林吉特在 2005 年 9 月至 2009 年 1 月以及 2010 年 7 月至 2010 年 4 月发挥重要作用,其权重在 2008 年 9 月最大,为 9%;日元则在 2007 年 12 月至 2008 年 7 月持续发挥作用,其权重的最大值为 2008 年 4 月的 3.9%;卢布仅在 2009 年 1 月至 6 月发挥作用,但其影响较大,权重在 2009 年 2 月最大,为 12.4%;新加坡元在 2010 年 5 月至 9 月以及 2011 年 9 月至 2012 年 6 月比较连续地发挥作用,其权重在 2011 年 3 月最大,达到 11.3%;欧元在 2010 年 9 月至 2011 年 9 月以及 2012 年 7 月至 2013 年 8 月两个阶段发挥作用,其权重在 2013 年 8 月最大,达到 8.8%。(3)2005 年 7 月至 2007 年,人民币汇率篮子中发挥作用的货币组合是“美元+林吉特”,2008 年发挥作用的是“美元+林吉特+日元”,2009 年以后陆续发挥作用的币种组合分别是“美元+卢布”(2009 年 1 月—2009 年 6 月)、“美元+林吉特”(2009 年 7 月—2010 年 4 月)、“美元+新加坡元”(2010 年 5 月—2010 年 9 月,2011 年 9 月—2012 年 6 月)、“美元+欧元”(2010 年 10 月—2011 年 8 月,2012 年 7 月—2013 年 8 月)。

上述分析表明,官方的汇率篮子并不是一成不变而是适时调整的。从图 4 中可以看出,2007 年之后人民币汇率篮子中通常是“美元+ x ”的组合模式。这种行为特征背后的经济动

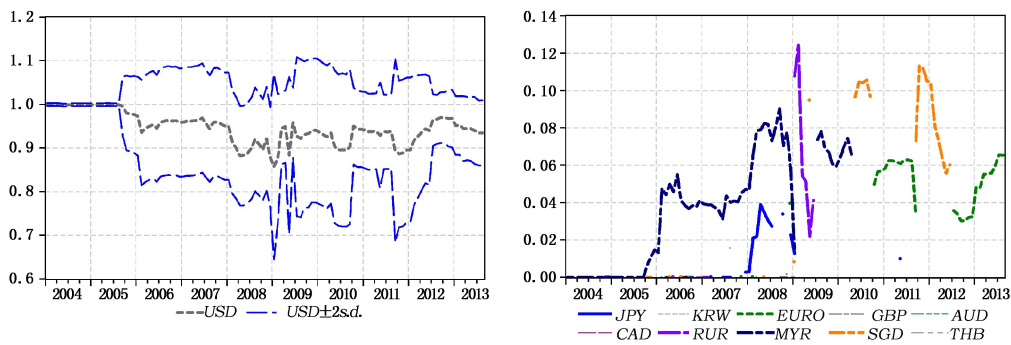


图 4 施加约束后 $\beta_i(t)$ 估计结果

因是什么? 货币 x 的选择依据是什么? 本文认为,关于人民币汇率篮子中的币种选择,除了要考虑贸易和资本流动因素外,还要考虑人民币汇率稳定的动因。在短期内,贸易和资本流动因素不会大幅变动,而货币汇率的大幅涨跌会影响人民币汇率稳定。维持人民币汇率稳定是货币当局的重要政策目标之一。如何实现汇率稳定呢? 我们可以将人民币汇率篮子视为一种资产组合,为了实现人民币汇率稳定,无疑需要篮子中各种货币组合的标准差 σ_p 最小(或较小)。

为了验证上述推断,本文建立了以下二元离散选择模型:

$$Prob(choice_{it}=1)=F(\beta_1 standev_{it}) \tag{12}$$

$$Prob(choice_{it}=1)=F(\beta_2 order_{it}) \tag{13}$$

其中, $choice_{it}$ 为虚拟变量,表示货币组合模式的选择。在施加剔除不显著变量的约束后对式(6)进行估计,当人民币汇率篮子在 t 时期为“美元+ x ”的组合时,如果 x 为货币 i ,则 $choice_{it}$ 取 1,否则取 0。 $standev_{it}$ 表示 t 时期“美元+ x ”组合的标准差;^① $order_{it}$ 表示 t 时期“美元+ x ”组合按照标准差的排序,标准差越大,则排序中 $order_{it}$ 的数值越大。本文通过估计上述两个模型来考察货币组合的标准差或其排序对货币当局选择篮子货币的影响,估计结果见表 5。

表 5 Probit 模型估计结果

Panel A: 式(12)估计结果(似然函数对数值: -36.67; 样本数: 80)				
	系数	系数的 95% 置信区间	边际效应	边际效应的 95% 置信区间
<i>standev</i>	-5 070.508*** (-5.01)	[-8 000.615 -3 500.401]	-1 567.38*** (-21.04)	[-1 713.41 -1 421.35]
Panel B: 式(13)估计结果(似然函数对数值: -30.20; 样本数: 80)				
	系数	系数的 95% 置信区间	边际效应	边际效应的 95% 置信区间
<i>order</i>	-0.2044*** (-5.8747)	[-0.2725363 -0.1361772]	-0.04334*** (-22.31)	[-0.047157 -0.039541]

注: Probit 模型中没有引入截距项,从而没有似然比 LR 统计量和 McFadden 统计量。

表 5 的结果显示,式(12)中 $standev$ 的系数显著为负,说明货币组合的标准差越大,它被货币当局选为篮子货币的概率就越低。式(13)中 $order$ 的系数也显著为负,说明货币篮子标准差的排序越高,它被货币当局选为货币篮子的概率就越低。可见,货币当局选取篮子

^①“美元+ x ”组合标准差 $standev_{it}$ 的计算公式为 $standev_{it}=(\omega_{us}\omega_x\sigma_{us}\sigma_x\rho_{us,x})^{1/2}$,其中 ω_{us} 表示 t 时期美元的平均权重, ω_x 表示 t 时期货币 x 的平均权重, σ_{us} 表示 t 时期美元汇率(用 SDR 来表示并取对数)的标准差, σ_x 表示 t 时期货币 x 汇率的标准差, $\rho_{us,x}$ 表示美元与货币 x 汇率的相关系数。

货币的重要依据是篮子货币组合的标准差尽可能小,以确保人民币汇率稳定。理论上,货币当局应选取与美元的相关性较低甚至是负相关的币种来构建稳定的货币篮子。而在现实中,随着币种数量的增加,货币篮子的标准差下降速度减慢,管理难度增加,而且除美元以外的其他币种之间具有较强的相关性,因此中国货币当局选择了“美元+ x ”的组合。

(五)稳健性检验

为了保证上述结果的可靠性,本文做了以下稳健性检验:(1)上文所用汇率数据均为时期均值数据(*period average*),我们还使用期末数据(*period end*)重新进行了分析;(2)上文说明了使用 SDR 作为货币计价基础的原因,我们进一步使用瑞士法郎 SFr 作为计价货币进行了分析。无论使用期末数据还是以 SFr 作为计价货币,上文的研究结论不变。^①

五、结论与讨论

本文的研究结果表明,2005 年 7 月之前中国实行的是严格盯住美元的固定汇率制,之后实行的则是参照一篮子货币的管理浮动汇率制,即 BBC 体制。比较有意思的是,人民币汇率篮子中的币种通常是“美元+ x ”的组合。*Probit* 估计结果表明,货币当局选取篮子货币的重要原则是,货币 x 能够最大程度地降低篮子货币组合的标准差以确保人民币汇率稳定。同时,本文还发现“汇改”后人民币汇率制度弹性逐渐提高,但以 2010 年 7 月为界呈现先增大后减小的 Δ 形变化趋势,说明人民币汇率制度弹性正在走低。有证据表明,在美国次贷危机、欧债危机以及全球金融动荡的影响下,中国货币当局出于稳定汇率和出口的目的,加大了对外汇市场的干预。尽管人民币汇率波动区间不断增大,但汇率制度弹性仍在走低。

增强汇率制度弹性不仅有助于提升出口企业控制风险和成本的能力,而且有助于优化产业结构和提高货币政策独立性。本文认为应从宏观层面的政策调整、中观层面的市场建设和微观层面的运行机制优化三个方面入手,提高人民币汇率制度弹性,深化人民币汇率制度市场化改革。在宏观层面,选择适合于中国实情并服务于经济结构调整和经济可持续发展的汇率制度,运用宏观经济平衡法来测定中国内外均衡条件下的人民币汇率水平,为汇率政策调整提供参考。在中观层面,加强外汇市场的制度建设。在已推出做市商制度和询价交易的背景下,研究进一步增强我国外汇市场汇率价格发现、形成和调整能力的措施。具体来说,应逐渐减少银行结售汇制的强制性和银行间外汇市场的封闭性,扩大外贸企业的自主权,促进外汇市场参与主体的多元化;同时,鼓励银行为外贸企业和居民个人提供更加丰富的外汇投资产品。在微观层面,深入落实“货币篮子、波动区间和爬行速度(即 BBC)”汇率制度,确定货币篮子中的最优币种结构、最优波动区间和最优爬行速度。汇率形成机制三个层面的改革相互关联。提高结售汇环节和交易环节的市场化程度,并配合人民币汇率波动区间的扩展,人民币汇率形成机制的市场化程度便会有一个明显的提高。

* 本文得到首都经济贸易大学校级科研项目(2014XJQ008)和首都经济贸易大学 2013 年度科研基金项目的资助。

主要参考文献:

[1]丁剑平,杨飞.人民币汇率参照货币篮子与东亚货币联动的研究[J].国际金融研究,2007,(7):36—42.

^①受篇幅限制,文中未报告稳健性检验结果,如有需要可向作者索取。

- [2]罗玉波.CPI权重估计:基于约束变系数模型[J].数学的实践与认识,2011,(15):80—85.
- [3]刘晓辉,陈峥嵘,于波.“言”、“行”、人民币实际汇率制度弹性与宏观经济绩效[J].金融评论,2009,(1):50—62.
- [4]周小川.我首次披露人民币汇率参考的货币篮子主要币种[EB/OL].http://news.xinhuanet.com/fortune/2005-08/10/content_3334597.htm,2005.
- [5]Bénassy-Quéré A. Exchange rate regimes and policies: An empirical analysis [A]. Collignon S, Pisani-Ferry J, Park Y C. Exchange rate policies in emerging Asian countries[C]. London: Routledge, 1999.
- [6]Calvo A G, Reinhart C M. Fear of floating[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(2): 379—408.
- [7]Eichengreen B. China's exchange rate regime: The long and short of it[EB/OL]. <http://emlab.berkeley.edu/~eichengr/research/short.pdf>, 2006.
- [8]Fidrmuc J. Time-varying exchange rate basket in China from 2005 to 2009[J]. Comparative Economic Studies, 2010, 52(4): 515—529.
- [9]Fang Y, Huang S C, Niu L L. De facto currency baskets of China and East Asian economies: The rising weights[R]. BOFIT Discussion Papers No. 2, 2012.
- [10]Frankel J A. New estimation of China's exchange rate regime[J]. Pacific Economic Review, 2009, 14(3): 346—360.
- [11]Frankel J A, Schmukler S, Serven L. Verifiability and the vanishing intermediate exchange rate regime [R]. NBER Working Papers No. 7901, 2000.
- [12]Frankel J A, Wei S J. Yen bloc or dollar bloc? Exchange rate policies of the East Asian economies[A]. Ito T, Krueger A O. Macroeconomic linkage: Savings, exchange rates, and capital flows[C]. Chicago: University of Chicago Press, 1994.
- [13]Frankel J A, Wei S J. Emerging currency blocs[A]. Genberg H. The international monetary system: Its institutions and its future[C]. Berlin: Springer, 1995.
- [14]Frankel J A, Wei S J. Assessing China's exchange rate regime[J]. Economic Policy, 2007, 22(51): 575—627.
- [15]Frankel J A, Wei S J. Estimation of de facto exchange rate regimes: Synthesis of the techniques for inferring flexibility and basket weights[J]. IMF Staff Papers, 2008, 55(3): 384—416.
- [16]Frankel J A, Xie D. Estimation of de facto flexibility parameter and basket weights in evolving exchange rate regimes[J]. American Economic Review, 2010, 100(2): 568—572.
- [17]Funke M, Gronwald M. The undisclosed Renminbi basket: Are the markets telling us something about where the Renminbi-US dollar exchange rate is going? [J]. World Economy, 2008, 31(12): 1581—1598.
- [18]Hastie T, Tibshirani R. Varying-coefficient models[J]. Journal of the Royal Statistical Society Series B, 1993, 55(4): 757—796.
- [19]Moosa I, Tony N, Li L. Exchange rate regime verification: Has China actually moved from a dollar peg to a basket peg? [J]. Economia Internazionale, 2009, 62(1): 41—67.
- [20]Obstfeld M, Rogoff K. Exchange rate dynamics redux[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(3): 624—660.
- [21]Ohno K. Exchange rate management in developing Asia[R]. ADBI Working Paper No. 1, 1999.
- [22]Shah A, Zeileis A, Patnaik I. What is the new Chinese currency regime? [EB/OL]. <http://www.mayin.org/ajayshah/PDFDOCS/SZP2005cny.pdf>, 2006.
- [23]Stavarek D. Comparative analysis of the exchange market pressure in central European countries with the Euro zone membership perspective[R]. MPRA Paper No. 3906, 2007.
- [24]Sun J. Retrospect of the Chinese exchange rate regime after reform: Stylized facts during the period from

2005 to 2010[J]. *China & World Economy*, 2010, 18(6):19—35.

[25]Yamazaki K. Inside the currency basket[Z]. Columbia University and Mitsubishi UFJ Trust and Banking Corp., 2006.

China's Exchange Rate Regime with Reference to Currency Basket: Theoretical Framework and Empirical Analysis

Chen Fengxian^{1, 2}

(1.School of Finance, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China; 2.Academy of Financial Risk Research, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: Words vs. deeds problem is common in exchange rate regime selection field, which also becomes the main excuse of US's blaming China for currency manipulation. Based on a generalized exchange rate regime identification framework, this paper uses time-varying coefficient model to identify exchange rate regime actually implemented in China from 2000 to 2013. It arrives at the following conclusions: before the exchange rate regime reform in 2005, China carried out a strict dollar pegged exchange rate regime; then it implemented the floating exchange rate regime with reference to the currency basket, namely BBC regime focusing on an exchange rate basket, volatility range and crawling speed. USD accounts for 91% weight in RMB exchange rate basket and shows a V-shape change; other currencies such as the Euros, Singapore dollars, Rubles also account for a significant share in some stages in currency basket; after 2008, currencies in RMB exchange rate basket are usually the "\$ + x" binary combination and the selection of currency x by monetary authorities is in accordance with the reduction in the whole volatility. In general, RMB exchange rate flexibility presents a Δ -shape change taking July 2010 as the boundary; RMB is entering an appreciation channel since July 2005, but its crawling speed shows a V-shape change taking March 2009 as the boundary.

Key words: RMB; exchange rate basket; currency weight; institutional flexibility; crawling speed

(责任编辑 康健)