

# 汇改后人民币汇率形成机制的动态演进<sup>①</sup>

白晓燕，唐晶星

**BAI Xiao-yan and TANG Jing-xing**

(Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, 430072)

**内容摘要：**本文综合运用交叉汇率滚动回归、多重结构变动模型和引入外汇市场压力的扩展模型，从两个维度——汇率与货币篮子的关联程度以及汇率机制的灵活程度，实证研究人民币汇率形成机制的动态演变。研究发现，汇改既取得明显成效又具有显著渐进性，表现为多货币的篮子格局已初步形成，美元仍在其中居于主导，日元、韩元、林吉特和新加坡元曾经或正在发挥影响；经济冲击使篮子货币的权重分布发生多次结构变动；人民币升值中有10%-30%受市场力量推动，汇率机制灵活性相当可观。

**关键词：**人民币汇率；货币篮子；结构变动；外汇市场压力

**中图分类号：**F125.1 **文献标识码：**A

## 引言

2005年7月21日宣布，并于2010年6月19日重启的管理浮动汇率制度改革，目标是使人民币汇率真正反映市场供求关系，逐渐成为影响经济主体行为决策的价格信号。人民币对美元汇率从汇改时的8.11，到2013年4月17日的6.23，七年时间累计升值幅度已达到30.2%。然而七年来，提高人民币升值幅度、加快升值速度的外部压力从未消退，中国的汇率政策不断被推至国际争端的风口浪尖。这难免让人产生疑问：隐藏在汇率机制这个黑箱之中的人民币汇率究竟是怎样形成的？美元等货币在人民币所参考的货币篮子中的权重如何？市场力量在人民币汇率形成中的作用是否得到加强？中国是否如某些西方国家所言操纵汇率？本文试图通过回答上述问题以揭开人民币汇率形成机制的神秘面纱。

顺应央行根据国内外宏观经济状况不断调整汇率政策这一事实，本文采用多种动态方法研究汇率机制的演变。由于人民币汇率形成机制具体表现为与目标货币篮子的关联程度和反映市场供求关系的灵活程度，因而本文以这两个方面为具体研究对象。

下文结构安排如下：第二部分回顾汇改后人民币汇率形成机制的研究成果，第三部分运用滚动回归考察篮子货币构成和权重的演变，第四部分运用多重结构变动模型对货币篮子进行结构变动分析，第五部分运用引入外汇市场压力(Exchange Market Pressure, 简称EMP)的扩展模型，分析人民币汇率形成机制的灵活性及其动态变化，最后根据实证结果总结汇改后人民币汇率的形成机制并给出相应的政策建议。

---

<sup>①</sup>本文为湖北省教育厅人文社会科学研究项目“人民币汇率制度转型的长短期路径设计”和武汉大学“70后”团队项目的研究成果。感谢英国Plymouth大学商学院王培杰教授和武汉大学经济与管理学院罗明的研究帮助。当然文责自负。

## 一、文献综述

Frankel & Wei (1994) 开创的交叉汇率回归是研究一篮子货币汇率制度的基本方法，其原理是：将目标货币汇率的对数差分对篮子货币汇率的对数差分回归，各货币变量的系数即是其相应权重。汇改以后，该方法被广泛用于人民币汇率形成机制的研究。Ogawa 和 Sakane (2006) 综合运用该模型和卡尔曼滤波分析认为人民币仍紧钉美元，汇率制度灵活性非常有限。Frankel 和 Wei (2007) 发现改革初期实际执行的汇率制度与钉住美元无异；2006 年 2 月以后一些货币权重开始在短时期内显著，人民币出现了对货币篮子的显著升值趋势。Ito (2008) 发现汇改后人民币基本上是爬行钉住美元，灵活性很小。国内方面，金永军、陈柳钦 (2006)，徐晟、唐齐鸣 (2008) 以及李晓、丁一兵 (2009) 运用该模型得出类似结论：美元在货币篮子中仍占据绝对主导地位，其他货币基本不显著。

然而，交叉汇率回归得到的结果是样本期间各货币在篮子中的平均权重，没有体现出权重会随时间推移不断变动这个事实，即使将样本期人为分段，也未实质性地改变其静态特性。因此，一些学者尝试利用滚动回归 (Rolling Regression)，即从大样本中依次选择若干子样本进行回归，利用不断更新的数据刻画各货币权重随时间推进发生的变动。如 Eichengreen (2007) 发现美元权重为 0.9 且无下降趋势，其他货币不显著；Frankel (2009) 得出 2006 年前美元权重接近 1，此后一些货币的短暂显著性和人民币的显著升值趋势表明汇率机制灵活性增强的结论；周继忠 (2009) 发现美元权重逐渐下降，俄罗斯卢布、新加坡元的权重有较为明显的上升。李凯、陈平 (2011) 分析发现美元权重先升后降但一直占据主导，2006 年后除林吉特外的其他货币只是偶尔表现出显著性。

Funke和Gronwald (2008) 放松了滚动回归中汇率机制演变遵循线性过程这一假定，运用单因素时变平滑转换自回归模型 (TV-AR和TV-AR-GARCH) 刻画人民币汇率形成机制的演变，得出当局采取渐进式改革政策的基本结论，且预测美元对人民币汇率将在2010年达到长期均衡6.17。Fidrmuc (2010) 则对滚动回归存在人为平滑货币权重的结构变动、一阶差分不能充分利用原始数据信息和减小数据变异等缺陷提出批评，进而运用卡尔曼滤波对人民币篮子货币结构的时变权重进行拟合，得出中国早在金融危机前便已重返美元钉住制，非美元货币的作用微乎其微的结论。卡尔曼滤波近期也被应用于国内的实证研究，如姚伟和王李李 (2011)、牟新炎 (2012) 等。方颖等 (2012) 将Frankel 和Wei (2007) 模型扩展成带时变系数的非参数模型，并采用局部线性回归的方法估计美元、欧元、日元和韩元的时变权重，研究发现：汇改至2005年10月，美元权重几乎不变；2005年10月到2007年中期，美元权重不断下降，但都维持在0.85以上，而其他币种权重有所增加；这一趋势在2007年后期有所改变，尤其在金融危机以后，从2009年中期开始，人民币汇率基本与美元挂钩。他们进一步实证分析了美元权重的影响因素，发现美元权重变化和人民币NDF以及中国对美净出口负相关。

Frankel 和 Xie (2010) 认为，“机制”一词意味着货币权重至少在短时间内保持不变，

而卡尔曼滤波假定参数实时连续变动,用来拟合汇率机制的演变过程有失妥当,将汇率机制的演变视作货币权重发生结构变动的过程更为恰当。因此,他们引入 Bai 和 Perron (1998, 2003) 提出的多重结构变动模型 (Multiple Structural Change Model) 内生估计各货币权重发生变动的次数和时点,然后对数据分段回归,遗憾的是他们并未将此模型应用于人民币汇率机制的研究。事实上,多位学者尝试探查人民币货币篮子结构变化的突变点。Shah 等 (2005) 在多元回归基础上结合 Nyblom-Hansen 波动检验,发现汇改后头 3 个月人民币汇率体制并无实质变化。徐剑刚等 (2007), 戴金平、赵智锋 (2010) 结合 Chow 检验,发现 2006 年年初汇率制度已发生结构性变化。Zeileis 等 (2010) 认为前人的结构变动研究忽略了代表汇率机制灵活性的误差方差,他们通过采用 (近似) 正态线性回归模型将误差方差作为一个全模型参数纳入其中,以同时估计出参数波动性和误差方差;并整合了一个基于 (准) 最大似然估计的结构变动工具箱,用其检验出人民币汇改以后发生三次结构变动,人民币自汇改到 2009 年 7 月 31 日一直钉住美元,其间经历了 2005-2006 年早期的紧钉美元、2006-2008 年间的相对宽松、2009 年重返紧钉美元的过程。

“以市场供求为基础”表明一篮子货币只是汇率形成机制的一部分,市场力量也被允许参与到人民币汇率的形成过程中,因而汇率机制还具有一定的灵活性。由此,多位学者将 EMP 概念引入交叉汇率模型,以同时推断货币权重和汇率机制灵活性,得出的结论大相径庭。Frankel (2009) 认为人民币汇率机制已具有相当的灵活性。相反,李凯、陈平 (2011) 认为人民币汇率机制的灵活性不高,是较为严格的篮子汇率制度。周阳、唐齐鸣 (2011) 的研究显示:2005 年 7 月-2008 年 9 月汇率制度已具有中等程度灵活性;此后由于世界金融环境的不确定人民币重新钉住美元。

从以上对文献的梳理可以看出,在研究人民币挂钩的货币篮子方面,从静态模型到滚动回归再到结构变动模型,计量方法经历了由浅入深、步步推进的过程。除了方法不同以外,结果之所以存在差异可能是因为样本期、篮子币种和计价货币不同。另一方面,同样是引入 EMP 的扩展模型,由于对数据的选择和处理不同,得出的汇率机制灵活性结论差异很大。但总体上,国内外学者的研究普遍显示汇改初期人民币仍与美元联系紧密,汇率制度灵活性很弱;改革进程因 2008 年爆发的世界金融危机而中断。

上述研究成果存在以下不足:第一,国内测算人民币货币篮子构成和权重的研究大多停留在静态层面,并且样本期很少覆盖到金融危机和后危机时段,不能反映外部冲击的影响和汇改循序演进的特征。第二,关于结构变动研究,为国内学者所用的 Chow 检验基于货币权重结构变动时点已知的假定,与实际情况不符因而影响了结论的科学性。国外方面,Shah 等 (2005) 采用 Nyblom-Hansen 波动检验但缺乏系统研究;Zeileis 等 (2010) 的研究虽然在一个较完整的框架下进行,但其重点在于对所整合的结构变动工具箱的方法阐述和性质推导,对人民币汇率机制的分析只是作为所构建模型的一个具体应用示例,分析过于简单。第

三，同货币权重一样，汇率机制的灵活性也随着改革深入和外部环境而不断变动，但引入 EMP 研究人民币汇率形成机制灵活性的同类文献无一例外是静态研究。

本研究克服上述不足，从两个维度——人民币汇率与目标货币篮子的关联程度以及汇率机制的灵活程度，全面揭示汇率形成机制的动态演变。对于前者，我们分别运用滚动回归和多重结构变动模型研究货币权重的动态变化以及结构变动的时点。其中，运用汇率数据内生估计结构变动点的处理，克服了 Chow 检验需要主观确定结构变动时点的缺陷。对于后者，我们运用滚动回归刻画汇率形成机制灵活性的变动。

## 二、人民币参考货币篮子的滚动回归分析

### （一）计量模型设定和数据说明

为确定货币篮子的构成及权重，首先必须确定进入篮子的货币和用作价值转换的计价货币 (numeraire)。本文选择 2005 年 8 月 10 日央行公布的 11 种货币作为篮子的可能构成：美元 (USD)、日元 (JPY)、欧元 (EUR)、韩元 (KRW)、澳元 (AUD)、加元 (CAD)、英镑 (GBP)、马来西亚林吉特 (MYR)、俄罗斯卢布 (RUB)、新加坡元 (SGD) 以及泰铢 (THB)。

许多作者选择瑞士法郎充当计价货币，理由是其未进入人民币货币篮子且汇率清洁浮动。本文借鉴 Frankel (2009) 选择特别提款权 (SDR)，理由如下：如果实行参考一篮子货币的管理浮动，当局不太可能选取某种单一货币来衡量汇率的偏离程度进而实施干预，而是更可能选用几种重要货币的加权平均，这样有助于减小误差项与计价货币之间的相关性。另外，根据 Reynard (2008)，1999 年以后瑞士法郎与欧元的联系趋紧。2011 年为了遏制瑞士法郎的升值势头，瑞士央行几度干预甚至挂钩欧元实行固定汇率。如果用瑞士法郎作计价货币，计算出的欧元权重可能失真。

此外，模型中还包括常数项  $c$  以反映其他系统性因素导致的人民币升值或贬值趋势：

$$\Delta \log RMB_t = c + \beta_1 \Delta \log USD_t + \beta_2 \Delta \log JPY_t + \dots + \beta_{11} \Delta \log THB_t + u_t \quad (1)$$

其中， $\Delta \log X_t$  代表在第  $t$  期一单位  $X$  货币兑换 SDR 的数量<sup>①</sup>。

由于解释变量的选择依据是官方宣告，有理由确信方程(1)已包括篮子中的所有货币。因而，对系数 $\beta_i$ 施加约束 $\sum \beta_i = 1$ 可以使回归结果更明确。为此，在方程(1)两边同时减去 $\Delta \log USD_t$ 一项，变换后得到方程(2)：

<sup>①</sup>技术上说，Frankel 和 Wei (1994) 提出的交叉汇率模型回归存在忽略变量的问题。先不考虑汇率数据的差分，在只有两种货币的情况下： $\ln(RMB/SDR) = \ln(USD/SDR) + \ln(RMB/USD)$ ，因此  $\ln(RMB/SDR) = \beta_1 * [\ln(USD/SDR) + \ln(RMB/USD)] + \beta_2 * [\ln(JPY/SDR) + \ln(RMB/JPY)]$ 。而交叉汇率模型为  $\ln(RMB/SDR) = \beta_1 * [\ln(USD/SDR)] + \beta_2 * [\ln(JPY/SDR)]$ 。 $\ln(RMB/USD)$  和  $\ln(RMB/JPY)$  被忽略而进入残差项，使得 $\beta_1$ 的估计值存在一定偏误。然而，将模型  $\ln(RMB/SDR) = \beta_1 * [\ln(USD/SDR) + \ln(RMB/USD)] + \beta_2 * [\ln(JPY/SDR) + \ln(RMB/JPY)]$  右边方括号里的两项化简后得出  $\ln(RMB/SDR) = \beta_1 * \ln(RMB/SDR) + \beta_2 * \ln(RMB/SDR)$ ，两边同时约去  $\ln(RMB/SDR)$  一项得到  $1 = \beta_1 + \beta_2$ ，这似乎设定了  $\ln(RMB/SDR)$  的变异完全由右边的两项来解释，但实际上  $\ln(RMB/SDR)$  的变异的变异还受其他因素的影响，因而我们还是采用传统的交叉汇率回归模型，这就为下文加入 EMP 一项预留了空间。

$$[\Delta \log RMB_t - \Delta \log USD_t] = c + \beta_2 [\Delta \log JPY_t - \Delta \log USD_t] + \beta_3 [\Delta \log EUR_t - \Delta \log USD_t] + \beta_4 [\Delta \log KRW_t - \Delta \log USD_t] + \dots + u_t \quad (2)$$

选择 $\Delta \log USD_t$ 具有任意性，无论选择哪一项，其他项的估计系数及其稳健标准误都不会改变。 $\Delta \log USD_t$ 的系数可以在估计方程(2)后计算出来： $\beta_1 = 1 - \beta_2 - \beta_3 - \dots - \beta_{10}$ 。

样本期为2005年7月22日-2011年12月30日，日汇率数据来自IMF和Pacific Exchange Rate Service。计量软件采用Stata12。

## (二) 滚动回归分析

每次回归选取的子样本长度，即窗口window=300；相邻两个窗口间向前推进的观测数，即步长step=5。观测值1482个，回归次数共计272次。

方程(2)使用序列相关-异方差稳健(HAC)标准误，从而在大样本条件下( $N=1482$ )，利用多元回归进行的统计推断都是渐进恰当的。各货币系数及其95%置信区间的变动图如下：

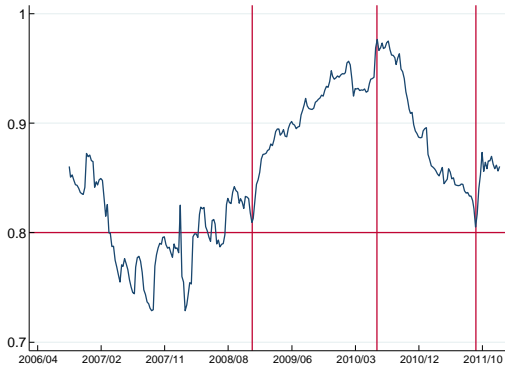


图1 美元系数变动图

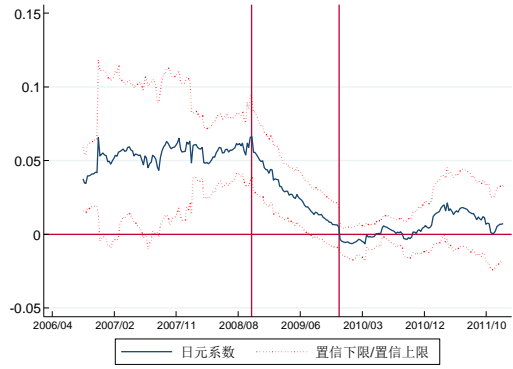


图2 日元系数95%置信区间图



图3 欧元系数95%置信区间图



图4 韩元系数95%置信区间图



图5 澳元系数95%置信区间图

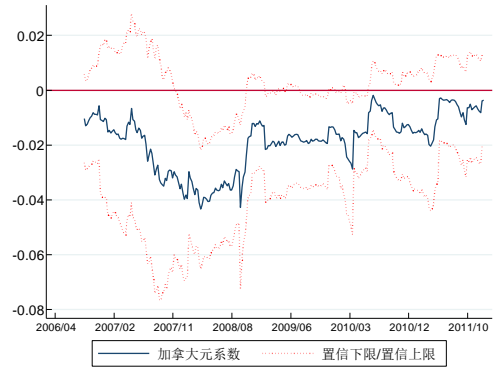


图6 加元系数95%置信区间图



图7 英镑系数95%置信区间图

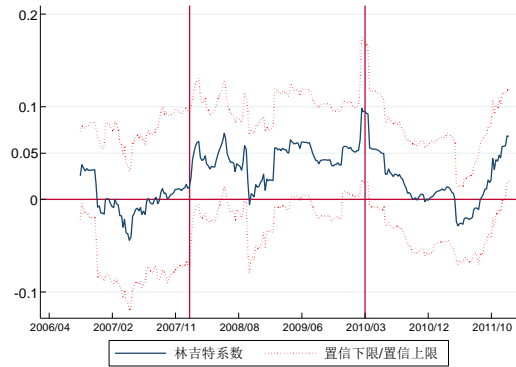


图8 林吉特系数95%置信区间图

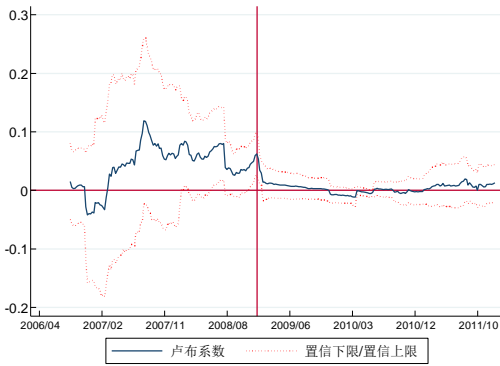


图9 卢布系数95%置信区间图

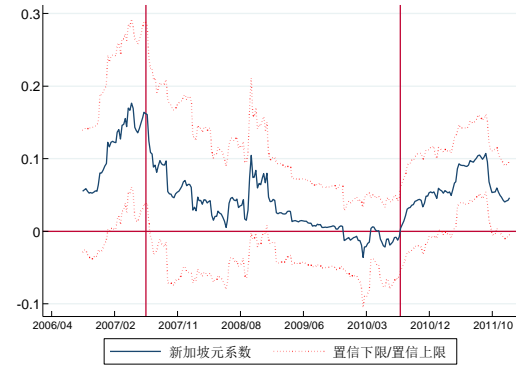


图10 新加坡元系数95%置信区间图

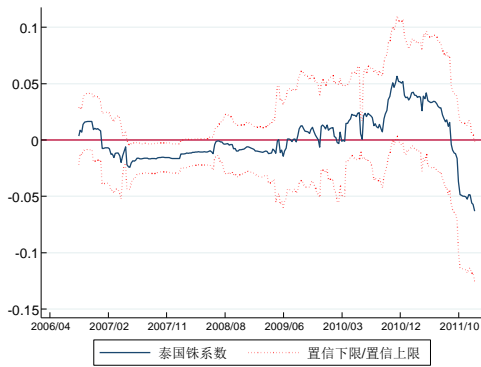


图11 泰铢系数95%置信区间图

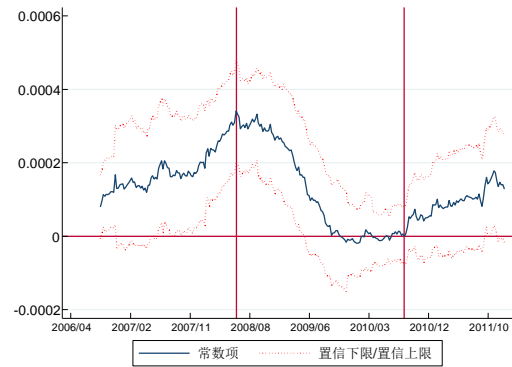


图12 常数项95%置信区间图

上图显示，除加元外所有货币都在样本期间某些时段占有显著权重<sup>①</sup>。其中，日元、韩元、林吉特和新加坡元更为重要。因此，汇改开始到2011年底长达六年多的时间里，虽然美元在人民币汇率的形成中仍有重大影响，但已不再是决定人民币汇率的单一货币，其他货币的显著性表明多种货币组成的货币篮子格局已初步形成。

根据各货币系数变动图可将样本期间划分为三个阶段：（1）2005年7月-2008年9月，美元权重持续下降至0.8，几种非美元货币开始表现出一定显著性。（2）2008年10月-2010年6月，美元权重不断上升接近1，其他货币均不显著。（3）2010年7月-2011年底，美元权重有所下降，其他货币的系数又开始显著。具体分析，第一阶段国内外宏观经济环境良好，货币篮子汇率机制缓慢形成并开始发挥作用。集中表现在人民币对美元汇率从8.11持续升值到6.82，累计升值近16%。第二阶段，金融危机不断蔓延，货币当局可能为了防止脆弱的金融体系受到冲击而重返美元钉住制。汇率数据部分证实了以上分析：2008年7月23日-2010年6月9日，人民币对美元汇率一直在6.83上下窄幅波动。进入第三阶段，美国和世界其他国家经济缓慢复苏，国内外金融环境相对稳定，因而篮子货币机制重新启动，美元权重再次下降，其他货币权重回升。具体表现为人民币对美元汇率再次持续升值，到2011年12月30日达到6.3。总之，整个样本期美元在货币篮子中占据绝对主导，其他货币的权重仍然偏低。这体现出人民币汇率改革的渐进性。

### 三、人民币汇率形成机制的结构变动分析

尽管滚动回归可以不断更新数据反映篮子货币权重的持续变动，但滚动取样也存在人为平滑货币权重结构性变动点的风险。同样适用于结构变动分析的 Chow 检验在未知结构变动点的情况下无法使用，若人为选取结构变动点则缺乏客观性和科学性。因而，接下来用 Bai 和 Perron（1998，2003）提出的多重结构变动模型内生估计篮子货币权重的结构变动点。

#### （一）多重结构变动模型及检验统计量概述

考虑以下存在  $m$  个结构变动点的多重线性回归方程：

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (3)$$

$$t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j; j = 1, \dots, m + 1; T_0 = 0, T_{m+1} = T$$

方程(3)中， $y_t$ 为因变量， $x_t(p \times 1)$ 和 $z_t(q \times 1)$ 为向量， $\beta$ 和 $\delta_j$ 为与之相应的参数向量，其中 $\beta$ 不随时间变动， $\delta_j$ 因存在  $m$  次结构性变动而有  $m+1$  个取值，因此这是一个部分结构变动模型。如果要估计所有系数都发生变动的模型，令 $p=q$ 即可； $u_t$ 为误差项； $m$ 次间断发生的时点( $T_1, \dots, T_m$ )未知。模型的目的在于估计未知参数 $\beta$ 和 $\delta_j$ 以及  $m$  次结构间断点。

<sup>①</sup>美元由于同时从方程(2)左右两边减去而无法得到其稳健标准误及置信区间。但观察美元系数值可知美元权重在整个样本期间都是显著的。事实上，选择其他货币代替美元从方程(2)左右两边减去再观察得到的美元的稳健标准误及置信区间，可证实美元的确在整个样本区间都是显著的。

给定时间序列  $(y_t, x_t, z_t)$ ，对每种可能的分割  $(T_1, \dots, T_m)$ ，记为  $\{T_j\}$ ，运用最小二乘法估计参数  $\beta$  和  $\delta_j$ ：

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \min \sum_{j=1}^{m+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} (y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_j)^2 \quad (4)$$

以  $\hat{\beta}(\{T_j\})$  和  $\hat{\delta}(\{T_j\})$  标记参数的估计值，结构断点就是使得

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \operatorname{argmin}_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (5)$$

的分割方式  $\{\hat{T}_j\}$ ，且得到相应的参数估计值  $\hat{\beta}(\{\hat{T}_j\})$  和  $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ 。

Bai 和 Perron (1998, 2003) 还提出了大样本条件下检验结构断点的众多统计量。基本思想是：如果这些统计量的值大于选定置信水平下的临界值，就相对  $H_1$  拒绝虚拟假设  $H_0$ ，否则不能拒绝  $H_0$ 。各统计量具体的假设检验列于表 1：

表 1 多重结构变动检验统计量

统计量	假设检验
SupF <sub>T</sub>	H <sub>0</sub> : 不存在结构变动点
	H <sub>1</sub> : 存在 k 个结构变动点
UDmax、 WDmax	H <sub>0</sub> : 不存在结构变动点
	H <sub>1</sub> : 存在上确界为 M 的结构变动点
SupF <sub>T</sub> (ℓ + 1   ℓ)	H <sub>0</sub> : 存在 ℓ 个结构变动点
	H <sub>1</sub> : 存在 ℓ + 1 个结构变动点

## (二) 多重结构变动检验结果

图 6、图 9 和图 11 显示加元、泰铢和卢布的系数在整个样本期间几乎都不显著，所以将其剔除。运用 Gauss10 软件对汇率数据进行多重结构变动检验，结果见表 2。

表 2 显示，检验统计量 SupF<sub>T</sub>(m) (m=1, 2, 3, 4, 5)、UDmax、WDmax 全部在 1% 的水平上显著，表明模型参数的确存在结构变动。SupF<sub>T</sub>(2 | 1)、SupF<sub>T</sub>(3 | 2)、SupF<sub>T</sub>(4 | 3) 均在高度显著，SupF<sub>T</sub>(5 | 4) 不显著，表明参数存在 4 个间断点。

表 2 多重结构变动检验结果

参数 设定	h=248 ε=0.15 p=0 hetq=1 M=5				
检验 统计 量	SupF <sub>T</sub> (1)	SupF <sub>T</sub> (2)	SupF <sub>T</sub> (3)	SupF <sub>T</sub> (4)	SupF <sub>T</sub> (5)
	47.05***	89.38***	82.49***	74.07***	70.14***
	UDmax			WDmax	
	89.38***			120.75***	
	SupF <sub>T</sub> (2   1)	SupF <sub>T</sub> (3   2)	SupF <sub>T</sub> (4   3)	SupF <sub>T</sub> (5   4)	
79.32***	79.32***	50.18***	17.83		



断点 位置	540	826	1076	1325
断点 日期	2007/8/20	2008/9/25	2009/9/14	2010/9/2

注：\*\*\*  $p < 0.01$ 。

### （三）基于结构变动的回归分析

根据表 2 报告的断点日期将样本期间划分为五个阶段，各阶段的回归结果见表 3。

第一阶段为 2005 年 7 月 22 日-2007 年 8 月 17 日。表 3 第(1)栏显示，美元平均权重达到 83.29%，日元和澳元也十分显著，权重分别占 5.05%和 2.12%。新加坡元虽占 4.91%但并不显著，可能是与林吉特的相关系数太高（达到 0.74）导致二者的标准误较大所致。人民币系统性升值平均为 0.0132%。这一阶段应是汇改过渡阶段，美元权重仍然很高，但已有其他货币表现出高度显著性，人民币也出现显著升值趋势。从  $N = 499$  来看，过渡期相当长，美元在整个过渡期内占据货币篮子的主导地位，改革过程表现出明显的渐进性。主要原因可能在于当局担心在我国金融市场尚不完善的情况下，汇率短期内的急剧变动会影响国内进出口贸易和经济增长，以至于重蹈上世纪 80 年代日元急剧升值导致日本经济陷入衰退的覆辙。

第二阶段为 2007 年 8 月 20 日-2008 年 9 月 24 日。表 3 第(2)栏显示，美元权重较前一阶段已降至 79.51%。日元仍高度显著，权重上升至 5.85%。引人注意的是韩元和新加坡元：前者高度显著，权重为 2.86%；后者在 5%的水平上显著，权重达到 8.64%。人民币系统性升值平均为 0.0314%，较前一阶段也大幅上升。可能随着 2006 年银行间外汇市场引入询价交易和做市商制度以及汇率机制改革的深化，多方面冲击的累积效应使各货币在篮子中的权重最终在 2007 年 8 月 20 日发生结构性变动，多种货币组成的篮子货币格局于这一阶段初步形成。

第三阶段从 2008 年 9 月 25 日-2009 年 9 月 11 日。美元权重回升到 91.7%，除欧元所占权重为 1.73%外，其他货币均不显著，升值趋势也中止。紧接着到 2010 年 9 月 1 日的第四阶段，美元权重继续攀升到 96.5%，欧元尽管仍然显著，但权重下降到 1.66%，其他货币和升值趋势仍不显著。第三阶段最显著的宏观经济因素是 2008 年 9 月的全球性金融危机，中国经济随后也因出口大幅下降受到牵连。货币当局意图通过提高美元权重保持人民币对美元汇率的相对稳定以稳定外需，抵御国际金融危机冲击。进入第四阶段，全球经济前景仍然黯淡，当局出于稳定金融体系和经济发展的考虑，再次提升美元在货币篮子中的权重，以至于此时人民币实际执行的汇率制度与钉住美元无异。

第五阶段从 2010 年 9 月 2 日持续到样本期末。美元权重从第四阶段的峰值回落到 83.8%，

其他一些货币权重再次表现出显著性：英镑占 3.85%，林吉特占 5.84%。升值趋势也再度显著，平均达到 0.0222%。由此看来，当局在这一阶段重启与一篮子货币挂钩的汇率制度。事实上，早在 2010 年 6 月 19 日，在世界经济缓慢复苏，我国经济回升向好的情况下，当局便宣告要“进一步推进人民币汇率形成机制改革，增强人民币汇率弹性”，这意味着此前为应对危机而采取的钉住制将重新被篮子货币汇率制度所取代。但外汇市场的数据显示人民币对美元汇率直到 2010 年 9 月 1 日才从 6.78 的水平持续下降。这与结构变动分析的日期一致，可能是因为汇率机制转换存在时滞。

表 3 多重结构变动分段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
日期	2005/7/22	2007/8/20	2008/9/25	2009/9/14	2010/9/2
日期					
日期	2007/8/17	2008/9/24	2009/9/11	2010/9/1	2011/12/30
解释变量	CNY	CNY	CNY	CNY	CNY
USD	0.8329	0.7951	0.917	0.965	0.838
	—	—	—	—	—
JPY	0.0505***	0.0585***	0.0121	0.000742	0.00367
	[0.0108]	[0.0113]	[0.0113]	[0.00479]	[0.0119]
EUR	-0.00743	0.0224	0.0173*	0.0166*	0.0173
	[0.0161]	[0.0189]	[0.0103]	[0.00994]	[0.0106]
KRW	0.00363	0.0286***	-0.00163	-0.00693	0.0119
	[0.0142]	[0.0107]	[0.00487]	[0.00765]	[0.0134]
AUD	0.0212**	0.0123	-0.01	-0.0132	0.00636
	[0.00909]	[0.016]	[0.0097]	[0.00808]	[0.0143]
GBP	0.0173	-0.0322	0.00811	-0.00545	0.0385**
	[0.0127]	[0.0162]	[0.00884]	[0.00685]	[0.016]
MYR	0.0328	0.0289	0.0496	0.0236	0.0584**
	[0.0278]	[0.0263]	[0.0407]	[0.0318]	[0.0267]
SGD	0.0491	0.0864*	0.00752	0.0198	0.0261
	[0.0375]	[0.0494]	[0.0265]	[0.0349]	[0.0247]
C	0.000132***	0.000314***	-1.48e-05	9.09e-06	0.000222***
	[3.71e-05]	[6.29e-05]	[4.27e-05]	[3.59e-05]	[6.72e-05]
观测数	499	265	234	236	315

注：\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$  (此处指t统计量大于0的单侧p值)；方括号中为HAC标准误。

#### 四、传统模型的扩展：引入外汇市场压力（EMP）

由于汇改的核心在于形成以市场供求为基础的汇率，因此本部分通过引入EMP量化市场力量对人民币汇率的影响，探究人民币汇率形成机制的灵活性及其动态变化。

##### （一）EMP：含义及测度

Girton和Roper（1977）最早将EMP定义为“达到任何合意汇率水平所需的干预量”。随后，Weymark（1995，1998）开创性地提出了一个依赖模型的计算EMP的一般方法。Eichengreen等（1996）建议用相关利率差分、双边汇率的百分比变动和外汇储备百分比变动的线性组合作为对投机压力的测度，即模型独立的EMP指数，以消除EMP依赖特定模型这个不合意特征。本文选择Eichengreen等（1996）提出的EMP公式对人民币汇率制度的灵活性进行测度：

$$EMP_t = \frac{\Delta e_t}{e_{t-1}} + \eta_1 \frac{\Delta R_t}{M_{t-1}} + \eta_2 \Delta(i_t - i_t^*) \quad (6)$$

$$\eta_1 = -\sqrt{\frac{\text{Var}\left(\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}}\right)}{\text{Var}\left(\frac{\Delta R_t}{M_{t-1}}\right)}} \quad \eta_2 = \sqrt{\frac{\text{Var}\left(\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}}\right)}{\text{Var}\left(\Delta(i_t - i_t^*)\right)}} \quad (7)$$

其中， $\Delta e_t$ 为人民币汇率的差分， $e_{t-1}$ 为t-1期的人民币汇率， $\Delta e_t / e_{t-1}$ 表示人民币汇率的百分比变动。 $\Delta R_t$ 为外汇储备的差分， $M_{t-1}$ 为t-1期的基础货币供应量， $\Delta R_t / M_{t-1}$ 代表外汇储备相对于基础货币供给的百分比变动。 $i_t$ 为第t期国内利率， $i_t^*$ 为第t期国外利率， $\Delta(i_t - i_t^*)$ 为国内外利差的差分。 $\eta_1$ 和 $\eta_2$ 分别代表赋予外汇储备项和利率项的权重，权重的选取使各部分的条件波动性相等。

##### （二）扩展后的计量模型

加入EMP作为解释变量后，扩展后的计量模型如下：

$$\Delta \log RMB_t = c + \beta_1 \Delta \log USD_t + \beta_2 \Delta \log JPY_t + \dots + \beta_{11} \Delta \log THB_t + \delta EMP_t + u_t \quad (8)$$

方程(8)中， $\delta$ 度量了EMP每增加一单位引起的人民币汇率的变动程度。 $\delta$ 的理论取值因汇率制度安排的不同而在0到1之间变动：若一国采取固定汇率制，EMP的变动对该国货币的汇率毫无影响，即 $\delta = 0$ ；若采取清洁浮动，EMP的变动会完全传导至该国货币汇率，此时 $\delta = 1$ ；若采取中间汇率制度，则有 $0 < \delta < 1$ 。

同第三部分一样，为使回归结果更明确而施加约束 $\sum \beta_i = 1$ ，通过从方程(8)两边同时减去美元一项便可达到目的：

$$[\Delta \log RMB_t - \Delta \log USD_t] = c + \beta_2 [\Delta \log JPY_t - \Delta \log USD_t] + \beta_3 [\Delta \log EUR_t - \Delta \log USD_t] + \beta_4 [\Delta \log KRW_t - \Delta \log USD_t] + \dots + \delta EMP_t + u_t \quad (9)$$

其中，美元权重 $\beta_1 = 1 - \beta_2 - \beta_3 - \dots - \beta_{10}$ 。

### （三）数据选择与扩展模型滚动回归分析

数据均为月度数据，外汇储备月末数据、汇率月均数据来自国家外汇管理局。货币当局未发布月度基础货币数据，因而用 $M_1$ 代替；国内利率 $i$ 为银行间同业拆借30天到期利率，国外利率 $i^*$ 为美国联邦基金月度利率。 $M_1$ 、 $i$ 来自人民银行， $i^*$ 来自美联储。数据区间为2005年7月-2011年12月。

选取 $window=24$ ， $step=1$ 对月度汇率数据进行滚动回归，结果如图13。



图13 EMP系数90%置信区间变动图

图13显示，2010年前EMP的系数大多在0.1以下且相对平稳；此后多数时期都在0.1以上，波幅加大但在10%的水平上显著。2011年5月，EMP的系数一度达到峰值0.3且高度显著。这意味着汇改后的多数时期，人民币的升值中有10%-30%受市场力量推动。根据Eichengreen（2007），采用清洁浮动汇率安排的加拿大与澳大利亚，最近20年EMP的系数最高为0.3和0.4。两相对比，说明人民币汇率的灵活性已经相当大。这与李凯和陈平（2010）的结论“人民币汇率机制的灵活性并不高，是一种较为严格的篮子汇率制度，汇率变化是由篮子中不同货币之间权重转换造成的”显著不同，原因可能在于他们只对EMP系数进行了一次性静态回归。

## 五、结论与政策建议

自2005年7月宣布汇改以来，实际执行的人民币汇率形成机制备受关注。本文分别选取交叉汇率滚动回归、多重结构变动模型、引入EMP扩展模型的滚动回归，研究人民币汇率形成机制的动态演变。实证结果显示：

1. 汇改取得明显成效，多种货币组成的货币篮子格局已初步形成。尽管美元仍然在货币篮子中居于主导，但日元、韩元、林吉特和新加坡元在货币篮子中也曾经或正在发挥重要影响。在经济发展正常时期，人民币不再单一钉住美元，而是与一篮子货币挂钩。

2. 汇改具有明显的渐进性，货币篮子目前依然以美元为中心。多重结构变动分析显示，改革经历了2005年7月22日-2007年8月17日的过渡期、2007年8月20日-2008年9月24日的一篮子货币格局初步形成、2008年9月25日-2010年9月1日重返钉住美元的特殊

时期和 2010 年 9 月 2 日到样本期末的汇改重启阶段。在过渡期、篮子格局初步形成期和汇改重启阶段，美元的权重达到 75%以上；而在金融危机的特殊时期，美元成为人民币钉住的单一货币。由此推断，美元在人民币汇率形成机制中的中心地位不可动摇，这在未来一段时间可能不会改变。

3. 人民币汇率形成机制的确与官方设定的改革目标一致，汇率形成更加市场化。样本期内的大部分时段人民币升值中约有 10%-30%源于外汇市场力量的推动。

因此，汇改以来人民币汇率形成机制基本如中国官方所宣称，是“以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度”。人民币汇率是这三方面因素综合作用的结果，而非如西方某些国家所言是中国政府人为操纵的结果。根据以上实证结论，在后金融危机时代的大背景下，本文给出的政策建议如下：

1. 渐进式降低美元在货币篮子中的比重，提高欧元、日元等其他货币的比重。金融危机期间，央行出于稳定经济态势的考虑重新钉住美元。然而在世界经济缓慢复苏、美联储推出新一轮量化宽松政策的条件下，美元在篮子中的过高权重会对中国货币政策的独立性产生影响。根据三元悖论，在当今中国资本账户尚存在管制的情况下，逐步放松固定汇率制，使人民币真正与美元脱钩是保持货币政策独立性的应有之义，也是最终走向浮动汇率制的必经之路。然而，正如已经历过的漫长过渡时期一样，出于下文分析的原因，这也将是一个渐进而漫长的过程。

2. 适度调控与把握人民币升值的幅度与节奏，借此推动国内经济产业结构的调整优化。尽管人民币从汇改至今对美元累计升值已达 30%，外部的升值压力却从未消退。这种长期的单边升值在当前国内劳动力和能源成本不断上升、外需又因欧债危机而大幅恶化的情况下使出口陷入困境，导致中国经济增长转向强烈地依赖投资拉动。从而，灵活运用汇率这一价格机制尽可能地实现内外均衡，对货币当局既是挑战也是机遇。从外部来说，有研究表明人民币升值不仅不会有效改善我国和全球的贸易失衡，还会对我国进出口造成不利影响<sup>①</sup>；而对于美国，由于中美双边贸易的互补性，人民币升值对美国就业市场的负面影响占主导地位，因而并不是解决美国贸易逆差和失业问题的良方<sup>②</sup>。就国内而言，人民币升值短期内对国内的就业和收入分配都产生不利的影 响；但从长期来看，升值又是促使国内经济增长主动力由出口转向内需、缺乏竞争力的行业和企业不断被市场淘汰从而推动经济产业结构优化的有利契机。因此，把握好人民币升值的幅度与节奏，尽可能使汇率制度的改革实现内外平衡、多方共赢，需要货币当局不断的摸索与努力。

---

<sup>①</sup>李宏彬，马弘，熊艳艳，徐媛. 人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究，金融研究，2011（2）：14

<sup>②</sup>李自然，成思危，祖垒，张锦，汪寿阳. 人民币升值真的能够减小美国的失业率么，金融研究，2010（8）：

3. 进一步放宽人民币对美元汇率的波动区间,加大市场力量在人民币汇率形成中的作用,发挥汇率的价格调整机制,进而带动整个金融体系改革。本文实证结果显示市场力量在人民币汇率形成机制中的作用占比约为 10%—30%。事实上,货币当局在 2012 年 4 月 16 日将人民币对美元交易价浮动幅度从 0.5%扩大至 1%的决定表明了让市场力量在人民币汇率形成过程中发挥更大作用的意愿,此后人民币对美元汇率也呈现出明显的双向波动。然而,中间价制度的存在决定了央行仍是人民币汇率形成的主导,央行的干预仍能对汇率走势施加强有力的影响。因此,在全球经济复苏、中国经济产业结构改革不断推进的过程中,适时适度地进一步放松汇率浮动区间,增加市场力量在汇率形成中的作用,波动更大的汇率能提高企业的汇率风险管理意识和能力,并激励出口企业出于避险动机而更多使用人民币结算,有利于推进人民币的国际化;此外,通过减少干预带来的经济扭曲,对利率市场化和其他金融体制改革也能产生有利影响,进而提高整个经济体的效率。

#### 参考文献:

- [1]戴金平,赵智锋.人民币汇率形成机制的渐进式改革与发展分析 [J],太平洋学报,2010(10):74-81
- [2]方颖,梁芳,牛霖琳.人民币汇率一篮子货币权重的内在形成机制——基于非参数时变系数的估计方法[J],世界经济文汇,2012(3):1~13
- [3]金永军,陈柳钦.人民币汇率制度改革评述 [J],国际金融研究,2006(1):73~79
- [4]李凯,陈平.汇率机制改革后人民币汇率的动态变化 [J],统计研究,2011(2):27~33
- [5]李晓,丁一兵.人民币汇率变动趋势及其对区域货币合作的影响 [J],国际金融研究,2009(3):8~15
- [6]李宏彬,马弘,熊艳艳,徐嫫.人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究 [J],金融研究,2011(2):1~16
- [7]李自然,成思危,祖垒,张锦,汪寿阳.人民币升值真的能够减小美国的失业率么 [J],金融研究,2010(8):68~80
- [8]牟新焱.人民币汇改背景下的货币篮子结构变化分析——基于变参数状态空间模型的研究 [J],新金融,2012(2):33~37
- [9]徐剑刚,邵华,唐国兴.人民币参考一篮子货币机制的实证分析 [J],上海财经大学学报,2007(1):66~72
- [10]徐晟,唐齐鸣.中国参考盯住篮子货币干预的实证研究 [J],国际金融研究,2008(9):68~72
- [11]姚伟,王李李.人民币参考货币篮子的实证分析——2005年1月-2010年3月 [J],会计之友.2011(2):27~30
- [12]袁志刚,邵挺.人民币升值对我国各行业利润率变动的影响 [J],金融研究,2011(4):1~15
- [13]周继忠.人民币参照货币篮子:构成方式、稳定程度及承诺水平 [J],国际金融研究,2009(3):16~22
- [14]周阳,唐齐鸣.估计汇率形成机制的一种新方法:以人民币汇率为例 [J],国际金融研究,2011(11):39~47
- [15]Bai, J., Perron,P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes[J],Econometrica, 1998,66(1):47~78
- [16] Bai, J., Perron,P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models[J],

Journal of Applied Econometrics, 2003, 18(1):1~22

[17]Eichengreen, B. China's Exchange Rate Regime: The Long and Short of It[G], In China's Financial Transition At A Crossroad , Eds.by Calomiris, C.W. 2007, 314~342

[18]Eichengreen B., Rose, A.K., Wyplosz,C. Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: an Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System[G], In The New Transatlantic Economy, Eds.by Canzoneri, M.B., Ethier, W.J.,Grilli,V.1996, 191~228

[19]Fidrmuc, J. Time-Varying Exchange Rate Basket in China from 2005 to 2009[J], Comparative Economic Studies, 2010, 52(4):515~529

[20]Frankel J., Wei.,S. Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies[G],In Macroeconomic Linkages: Savings, Exchange Rates and Capital Flows, Eds.by Ito, T., Krueger, A.O. 1994, 295~329

[21] Frankel, J., Wei.,S. Assessing China's Exchange Rate Regime[J], Economic Policy, 2007, 22(51):575~621

[22]Frankel, J. New Estimation of China's Exchange Rate Regime[J], Pacific Economic Review, 2009, 14(3):346~360

[23]Frankel, J., 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

[24]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

[25]Girton, L., Roper, D. A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience[J], American Economic Review, 1977, 67(4):537~548

[26]Ito, T. Influence of the Renminbi on Exchange Rate Policies of Other Asian currencies[G], In Debating China's Exchange Rate Policy, Eds.by Goldstein M., N. R. Lardy, 2008:239~258

[27]Ogawa, E., Sakane, M. Chinese Yuan after Chinese Exchange Rate System Reform[J], China & World Economy, 2006, 14(6):39~57

[28]Reynard, S. What Drives the Swiss Franc?[R], Swiss National Bank Working Paper, 2008, No. 2008-14.

[29]Shah, A., Zeileis, A., Patnaik, I. What is the New Chinese Currency Regime? [R], Vienna University: Economics and Business Department of Statistics and Mathematics Working Paper, 2005, No. 23.

[30]Weymark, D. Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada[J], Journal of International Economics, 1995, 39:273~295

[31]Weymark, D. A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure[J], Oxford Economic Papers, 1998, 50:106~121

[32]Zeileis, A., Shah, A., Patnaik, I. Testing, Monitoring, and Dating Structural Changes in Exchange Rate Regimes[J], Computational Statistics and Data Analysis, 2010, 54(6):1696~1706

## **A Research on the Dynamic Evolution of RMB Exchange Rate Formation Mechanism after the Reform**

**Abstract:** The paper employs rolling regressions of cross exchange rate, model of multiple structural changes and an extended model introducing EMP to study the dynamic evolution of the RMB exchange rate regime positively from two dimensions--the relation between exchange rate and currency basket as well as the flexibility of the exchange rate regime. The research reveals that a basket comprises multiple currencies such as the US dollar, Japanese Yen, Korean Won, Malaysian Ringgit and Singapore Dollar has been established and the weights of currencies have experienced several structural changes. Almost 10%-30% of RMB' s appreciation is prompted by market power and the exchange rate regime flexibility is substantial.

**Keywords:** RMB Exchange Rate; Currency Basket; Structural Change; Exchange Market Pressure