

汇率波动对人民币国际化的动态影响

——基于 IS-LM-EE 模型和 SVAR 的实证分析

巴曙松¹，王劲松²，杨现领³

(1. 东北大学，国务院发展研究中心金融所；2. 东北大学工商管理学院；3. 华中科技大学)

摘要：本文基于IS-LM-EE模型构建了汇率冲击效应的理论模型，并利用SVAR方法对1996~2010年的月度时间序列数据从国际贸易规模、人民币价值稳定、金融业发展三个方面研究了汇率和外汇储备冲击对人民币国际化的动态影响。分析表明，短期内人民币渐近和小幅升值虽然给国际贸易带来负面冲击，然而长期内这不仅有利于出口导向型发展模式和国际收支的“再平衡”，而且也有助于实现低通货膨胀率和人民币的内外价值稳定。此外，本文的研究也揭示了外汇储备累积通过货币供给、利率、银行利差渠道对人民币价值稳定及其国际化形成不可忽略的负面冲击。

关键词：汇率波动；外汇储备；人民币国际化；SVAR

中图分类号：C812 **文献标识码：**A

一、引言

人民币国际化的目标是指在私人领域它将部分成为国际贸易的交易货币和结算货币、金融机构的价值储藏手段以及国际债券的发行货币；在官方领域它将部分成为干预和储备货币以及国家主权债券的延期支付标准，并最终成为境外广泛接受与使用的货币，以及全球主要央行的储备、干预与盯住货币。

虽然 2009 年以来，人民币国际化已经在跨境贸易结算、跨境投融资方面取得显著进展，然而从使用范围上看，目前人民币国际化尚处于周边化的起步阶段。从国际货币职能看，目前人民币不能发挥价值储藏的功能，更不能作为官方用途的干预货币和锚货币。虽然人民币已经开始成为贸易和金融交易的载体和计价货币，跨境贸易人民币结算比例仍然非常微小，作用范围十分有限，与美元、欧元、英镑、日元等国际货币都存在相当大的差距。

理论，人民币国际化的程度与空间一定程度上受制于资本项目不完全开放、利率不完全市场化、金融市场不发达。然而本文的分析表明，人民币国际化的最大限制性因素来自于汇率的不稳定：在人民币仍然较大程度参考美元的情况下，美元汇率的短期大幅波动与长期贬值趋势不仅直接影响人民币的内外价值稳定，也会被动造成中国的低利率环境并间接影响中国金融市场的发展，而且还会影响中国货币政策的独立性及中国经济结构的内外平衡，从而在根本上影响人民币国际化进程的逐步推进。

实证上，国外文献通常使用 IMF 发布的 COFFER 数据库，以国际货币在各国外汇储备中的份额作为被解释变量进行实证分析与预测。然而，由于人民币尚未成为广泛使用的国际储备，因此无法选择一个合适的指标作为被解释变量以反映人民币的国际化程度，所以不能直接考察解释变量对人民币国际化的影响。基于这种困难，本文选择货币国际化的内在决定性因素作为替代变量，从而间接考察美元汇率的不稳定对人民币国际化的冲击效应。这也是本文的主要创新和贡献之一。

具体方法上，为了研究汇率波动对人民币国际化的冲击效应，本文一方面以开放条件下的 IS-LM-EE 模型为基础，从理论上探讨汇率冲击通过国际贸易、货币价值稳定及金融业发展等途径对人民币国际化施加间接的动态影响；另一方面我们运用结构向量自回归模型（SVAR）从实证角度考察货币供给、利率、银行存贷款利差、对外贸易规模等经济变量对美元汇率冲击的冲击反映函数及长期动态影响。

本文其余部分结构安排如下：第二部分解释美元锚的不稳定和美元汇率波动冲击对人民币国际化的影响途径，并对这方面的文献进行梳理及评述；第三部分建立开放条件下的 IS-LM-EE 模型，从而为分析美元汇率的冲击效应提供理论基础；第四、五部分在理论分析的基础上，构造计量研究的 SVAR 模型，并对数据、方法与实证结果进行说明；第六部分为结论。

二、汇率冲击对人民币国际化的影响途径：文献回顾

许多学者从理论和实证角度研究了一国货币国际化必不可少的决定性因素。Tavals (1997) 概括了货币国际化的三个前提条件：政治稳定的信心、开放和发达的金融市场以及庞大的经济和贸易规模[1]。Menzie Chinn 和 Jeffrey Frankel (2008) 通过精确的计量检验得出结论：GDP 全球份额、通货膨胀率、汇率波动、金融发展指数 (M2/GDP) 等变量在决定一国货币成为国际储备的过程中具有显著作用[2]。从历史上看，一个国家的产出水平、国际贸易总量往往是该国货币国际化的先决条件，蒙代尔和麦金农十分强调经济贸易规模对国际货币的促进作用 (Robert Mundell, Ronald McKinnon, 1998) [4]。总之，历史经验以及关于美元、欧元和日元等国际货币的研究都表明决定货币国际化的根本决定因素主要是：经济贸易规模、金融市场以及货币价值的稳定(李稻葵、刘霖林,2008)[3]。因此，依据这些研究，本文把国际贸易规模、金融发展指数和人民币币值稳定作为人民币国际化的主要决定因素。

为了考察汇率冲击对人民币国际化的动态影响，本文着重把握以下三个间接传导途径：

第一，美元的不稳定及人民币升值预期减弱了中国央行的货币政策独立性，从而数量型工具而非价格型工具成为常态，这种政策组合难以使中国的利率结构达到最优化，从而导致中国内部的经济增长结构失衡，使得投资过度集中在无效率的生产部门，而且由投资所形成的过剩产能被销售到国外，最终形成贸易顺差，并进一步形成国内货币政策的制约，由此所产生的中国经济内外不平衡不仅制约人民币的境外作为交易和结算货币的使用程度，也对未来人民币国际化的潜在空间与可持续性产生负面冲击。

第二，人民币在很大程度上仍然盯住或者参考美元的条件下，美元的趋势性贬值压力最终转换成人民币的单边升值预期，并引发国际资本的流入，从而形成被动的货币投放和通货膨胀压力，影响人民币内外价值稳定，从而削弱人民币作为国际货币的吸引力。首先，美元汇率不稳定本身就是人民币对外价值不稳定的直接诱因；其次，根据无抛补的利率平价原理¹，国内外利率差额反映了汇率波动预期，因此汇率冲击将传导至利率冲击，从而刺激投机性的国际资本流动，这将进一步加剧人民币币值波动。

第三，汇率波动通过影响中国金融业发展的广度与深度从而对人民币国际化产生动态冲击效应。历史经验表明，为了取得和维持国际货币的地位，一国必须拥有一个开放和发达的金融市场。在整个 19 世纪和 20 世纪初期，英镑的主宰地位取决于伦敦卓越的金融市场，目前，美元的这一地位则由纽约的金融市场支撑 (Krugman,1984) [5]。

然而，人民币汇率变化如何影响以银行业为主导的中国金融业发展却存在很大争议。一方观点认为，中国金融基础设施十分不健全，强调金融业改革需要维持当前的人民币汇率形成机制，美元仍需要在人民币的“参考篮子”中占据绝对比重(Anderson,2006)[6]。另一方观点则认为有序退出美元锚以及一个更加灵活的人民币汇率制度将有助于推动中国金融业的改革和发展。因此，他们主张金融自由化和人民币汇率浮动以促进金融发展

(Goldstein,2007)[7]。值得注意的是，这里我们主要分析的是汇率波动对金融业发展，从而对人民币国际化的动态冲击影响；相反，人民币国际化本身也会促进金融市场不断走向成熟，同时也为实施更加灵活的汇率政策奠定基础²。

综上所述，通过国际贸易总量、货币价值稳定及金融业发展水平三条主要途径，本文将美元汇率冲击与货币国际化间接联系起来。

三、IS-LM-EE 模型：汇率的冲击效应

IS-LM-EE 模型即蒙代尔—佛莱明模型是开放经济宏观学的基准模型，它为我们分析国际收支、价格水平、货币供给、国际储备与汇率冲击之间的同期及跨期动态影响提供了良好的理论起点。理论上，标准的 IS-LM-EE 模型可设定为如下的三个方程³：

$$\begin{cases} IS : Y = Z(Y, i, T) + G + Ex(e) - Im(Y, e) \\ LM : Md(Y, i) = m \bullet (C_{-1} + X + H) \\ EE : X = Ex(e) - Im(Y, e) + K(Y, i) \end{cases} \quad (1)$$

其中，IS 曲线和 EE 曲线分别代表开放条件下实体经济部门和国际收支均衡，这与一般的标准设定并无不同之处。本文的主要区别在于 LM 曲线的设定。这里我们把 C_{-1} , X , H 分别定义为前一期的基础货币、中央银行外汇市场干预所增加的基础货币以及公开市场业务操作所增加的货币投放，它们三者之和为本期基础货币总量。理论上，一国货币供给总量为货币乘数与基础货币之积，然而在实践中，基础货币投放往往受制于汇率和国际收支顺差的约束。因此，对基础货币的这种细分能够让我们具体考察美元汇率波动情况下的中央银行行为对人民币国际化的影响。

为了从理论上分析国际贸易、货币价值和金融业发展水平对美元汇率冲击的反映，我们对式（1）中的所有变量取全微分并把它们重新整理为如下的矩阵形式：

$$\begin{bmatrix} 1 - Z_Y + Im_Y & -Z_i & 0 \\ Md_Y & Md_i & -m \\ K_Y - Im_Y & K_i & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dY \\ di \\ dX \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} dG + (Ex_e - Im_e)de \\ mdH \\ (Im_e - Ex_e)de \end{bmatrix} \quad (2)$$

这样利用克莱姆法则（Cramer's rule）就可以计算出美元汇率对国际贸易、利率、外汇储备的冲击反应方程：

$$\begin{cases} dY / de = (-Md_i - mZ_i + mK_i)(Ex_e - Im_e) / J \\ dX / de = [-Md_i(1 - Z_Y + Im_Y) + K_iMd_Y - Md_i(K_Y - Im_Y) - Z_iMd_Y] / J \\ di / de = m(1 - Z_Y - Md_Y - K_Y)(Ex_e - Im_e) / J \end{cases} \quad (3)$$

其中 J 为雅可比行列式，一般意义上 $J > 0$ 。对应式（3）中的三个方程，我们可以得到如下的结果：

推论 3.1: 美元汇率波动对国民贸易规模进而对人民币国际化的短期冲击效应主要取决

于进出口的汇率敏感系数 (Ex_e, Im_e)⁴; 长期冲击效应则主要取决于国内支出敏感系数及货币需求敏感系数。

从短期来看, 美元汇率波动会直接影响人民币实际有效汇率, 从而间接影响出口产品的竞争力而直接影响到国际贸易水平。从中长期来看: 一方面, 美元长期贬值, 人民币持续升值则不仅使出口下降, 还会通过国内支出敏感系数间接减少相关的投资和消费需求而使 GDP 增长率进一步下降; 另一方面, 人民币兑美元汇率的相对变化也将调节稀缺资源的重新配置, 从而使贸易品部门与非贸易品部门平衡发展。例如, 人民币的升值将不可避免地促进制造业部门的资源向其它部门特别是服务业部门转移 (巴曙松, 沈珊珊, 2009)^[8]。总体而言, 美元和人民币汇率调整对贸易总量和国民收入的影响需要全面评估。

推论 3.2: 在其它条件不变的情况下, 国际收支顺差和美元贬值和人民币汇率升值的压力将主要通过资本流动和国内需求进行调整。

这是因为在式 (3) 的第二个方程中, 除了 $(1 - Z_y + Im_y)$ 和 $(K_y - Im_y)$ 的符号无法确定外, 根据 IS-LM-EE 模型对相关系数的基本设定, 其它各项均为正, 因此当存在国际收支顺差和人民币升值压力时即 $dX < 0, de > 0$ 时, 只有对国内需求 Z_y 和资本流动 K_y 进行相应调整才能保证内部和外部均衡的实现。长期以来, 中国宏观经济的一个重要挑战就是国内需求不足, 因此为了释放经常账户和资本账户顺差的双重压力, 决策部门不得不进行大规模的外汇积累和资本管制。推论 3.2 意味着解决这一问题的根本出路在于扩大内部需求以及放松资本流出管制, 同时这也是推行人民币国际化战略的必由之路。

推论 3.3: 只有当 $Z_y + Md_y + K_y < 1$ 时, 国际市场利率平价关系才会成立。

从理论上讲, 当国内利率高于 (低于) 国外利率水平时, 如果不存在资本管制, 则会出现大规模的资本流入 (流出), 从而造成汇率升值 (贬值) 预期。这就是利率平价原理的基本含义。由于利率和汇率都是最基本的经济变量, 它们的变化将会对一系列市场决策行为产生冲击。例如, 利率的变化将会对银行的存贷款利差产生影响, 从而也间接影响银行业的发展。实践上, 为了稳定利率或汇率, 一国常实施资本管制, 但是对中国这样一个开放型大国而言, 长期实施持续有效的资本管制是很困难的。

据此, 我们在 IS-LM-EE 模型基础上把美元汇率对人民币国际化的冲击效应融合在一个统一的框架内, 这既为本文的分析奠定了理论基础, 同时也为实证部分结构参数的选择提供理论指导。

四、实证模型、数据与变量选择

(一) 实证模型: SVAR 方法

本文使用 SVAR 模型评估汇率冲击对国际贸易、人民币价值稳定以及金融业发展的动态影响。与传统的联立方程模型相比, SVAR 可以避免“卢卡斯批判”以及“过度识别”的困境; 与典型的 VAR 模型相比, SVAR 可以对经济结构施加非递归式约束, 在同一模型中识别多

个变量的结构冲击，而且通过误差项 SVAR 可以识别变量之间的同期关系。

Christopher Sims(1980)^[9]将 VAR 模型引入经济分析中，推动了经济系统动态性分析的广泛应用，它提供了一个描述多元时间序列动态特性及分析随机扰动对变量系统动态冲击的简单框架。

VAR 模型的简约式可以写为：

$$A(L)y_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

$y_t \equiv [EER_t, FRE_t, TR_t, P_t, RARE_t, FIN_t, BRD_t]$ 是表示人民币实际有效汇率、外汇储备、贸易规模、价格水平、利率、金融发展与银行利差变量的七维列向量； $A(L)$ 是滞后算子 L 的参数矩阵，它把变量之间的滞后关系结合在一起，并满足 $A(L_0) = I$ ； $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_t^{eer}, \varepsilon_t^{fer}, \varepsilon_t^{tr}, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^{rate}, \varepsilon_t^{fin}, \varepsilon_t^{brd}]$ 为相应简约式的残差向量，一般而言，关于 ε_t 的标准假设是：

$$E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Sigma & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases} \quad (5)$$

式 (5) 意味着随机扰动不存在序列相关性，但它们相互之间可以同期相关。在标准的 VAR 方法中，变量之间的当期关系隐含在误差项的协方差矩阵 Σ 中，这使得经济变量之间的结构关系难以解释。

因此，我们引入 Bernanke (1986) 和 Sims (1986)^[10]提出的 SVAR 模型，对原有的 VAR 模型加以拓展，从而通过建立非递归形式的短期约束，在同一模型中识别多个变量同期之间的结构冲击。对于式 (4) 中的 y_t 考虑如下的动态模型：

$$B(L)y_t = \mu_t; \quad B(L) = B_0 + \sum_{i=1}^k \Gamma_i L^i \quad (6)$$

这里 $\mu_t \equiv [\mu_t^{eer}, \mu_t^{fer}, \mu_t^{tr}, \mu_t^p, \mu_t^{rate}, \mu_t^{fin}, \mu_t^{brd}]$ 为结构冲击向量； B_0 是一个 $n \times n$ 阶非奇异矩阵，它刻画了结构模型的同期关系。结合式 (4) 中的简约式，可得如下典型的 SVAR 模型：

$$\mu_t = B_0 \varepsilon_t \quad (7)$$

$$E(B_0 \varepsilon_t \varepsilon_t' B_0') = B_0 \Sigma B_0' = E(u_t u_t') = I \quad (8)$$

给定 Σ 为对称矩阵，对简约式进行最大似然估计所得出的参数并不足以完全确定结构式的参数，因此，在 SVAR 模型中可以通过对 B_0 施加约束来识别结构冲击，对于包含 n 个参数的模型，只需施加不少于 $n \times (n-1) / 2$ 个约束来识别模型^[11]。传统 Cholesky 分解约束下， B_0 最终约束为下三角矩阵，而在 SVAR 模型中，只要满足约束条件的个数， B_0 矩阵的结构可以是任意的，因此根据已有文献的做法和 IS-LM-EE 模型的分析结果，本文对汇率的结构冲击参数矩阵 B_0 施加如下短期约束：

$$\begin{bmatrix} \mu_t^{tr} \\ \mu_t^p \\ \mu_t^{rate} \\ \mu_t^{fin} \\ \mu_t^{brd} \\ \mu_t^{fer} \\ \mu_t^{eer} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{16} & b_{17} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & b_{26} & b_{27} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & b_{36} & b_{37} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & b_{46} & b_{47} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & b_{56} & b_{57} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & b_{67} \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{tr} \\ \varepsilon_t^p \\ \varepsilon_t^{rate} \\ \varepsilon_t^{fin} \\ \varepsilon_t^{brd} \\ \varepsilon_t^{fer} \\ \varepsilon_t^{eer} \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中,前六个方程说明进出口贸易(TR)、价格水平(P)、利率(RATE)、金融发展指数(FIN)、银行利差(BRD)和外汇储备(FRE)的非预期性变化 (μ_t) 主要来源于汇率和外汇储备的结构冲击 ($\varepsilon_t^{eer}, \varepsilon_t^{fer}$) 以及这些变量本身的预测误差。同时本文假定这六个内生变量之间不存在同期相关关系即它们之间的相关系数均被设定为 0; 相反, 理论模型中上的三个推论, 我们认为前五个变量与汇率波动和外汇储备存在同期相关关系, 相关系数依次被设定为: $b_{16}, b_{17}; b_{26}, b_{27}; b_{36}, b_{37}; b_{46}, b_{47}; b_{56}, b_{57}$; 外汇储备与汇率波动存在同期关系, 相关系数被设定为 b_{67} 。最后一个方程表明汇率本身的非预期变化来自于其余所有变量的冲击, 这个方程反映了国际贸易规模、通货膨胀、利率水平、金融业发展指数和银行利差对汇率波动的联合同期影响, 相关系数被分别设定为: $b_{71}, b_{72}, b_{73}, b_{74}, b_{75}, b_{76}$ 。

(二) 变量选择与数据来源

为了分析美元汇率波动的结构冲击对人民币国际化的动态影响, 根据理论模型的分析 and 实证模型的基本设定, 我们对相关变量的选择以及数据来源解释如下:

EER (Effective Exchange Rate Indice): 美元和人民币有效汇率指数同比变化率, 它反映人民币的汇率波动以及变化趋势。其中人民币实际有效汇率通过人民币与其它贸易伙伴货币双边名义汇率的加权平均, 并剔除通货膨胀对各国货币购买力的影响后计算所得。数据来源为国际清算银行货币有效汇率数据库⁵。

FER (Foreign Exchange Reserves): 外汇储备同比增加率, 它是指央行为了调整国际收支顺差和汇率升值压力而大量增持的国外储备资产, 外汇储备的巨额累积说明了人民币升值预期强劲和资本管制有效性降低。数据来源为国家外汇管理局统计报告。

P、RATE: 价格水平指数和银行间短期拆借利率同比变化率, 它们反映了通货膨胀和利率变化对人民币价值稳定信心的影响。数据来自于 CCER 金融与经济数据库。

TR: 进出口差额同比变化率, 它刻画了人民币汇率波动对国际贸易和经济规模的影响。

FIN、BRD: 金融业发展指数和银行利差同比变化率, 它们描述了汇率波动对金融市场和金融机构的影响。其中本文选取的金融业发展指数为 M2/GDP, 银行利差等于存贷款平均利率差额, 数据来源为 CCER 金融和经济数据库以及作者的计算⁶。

最后需要说明的是, 本文所使用的数据为 1996 年 1 月到 2010 年 12 月的月度数据。

五、实证检验结果与分析

(一) 平稳性及协整检验

本文使用传统的 ADF 方法对各个时间序列的平稳性进行检验，结果报告在表 1：

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	临界值 (1%, 5%, 10%)	滞后阶数	Δ ADF 检验值
EER	-1.85 (c, 0, 2)	(-3.472, -2.879, -2.576)	2	-9.393 ^{***}
FER	-2.12 (c, t, 4)	(-4.018, -3.439, -3.144)	4	-9.266 ^{***}
TR	-0.945 (c, t, 3)	(-4.017, -3.438, -3.143)	3	-13.22 ^{***}
P	-1.350 (c, t, 3)	(-4.017, -3.438, -3.143)	3	-11.01 ^{***}
RATE	-2.99 (c, 0, 3)	(-3.472, -2.879, -2.576)	3	-16.79 ^{***}
FIN	-7.157* (c, 0, 4)	(-3.473, -2.880, -2.576)	4	-10.79 ^{***}
BRD	-1.89 (c, 0, 1)	(-3.472, -2.879, -2.576)	1	-10.33 ^{***}

注：其中检验形式 (c,t,k) 分别表示单位根方程中漂移项，趋势项和滞后阶数，k 的取值主要由 AIC 和 SC 准则决定， Δ 表示一阶差分。*、**和***表示在 10%、5%和 1%显著显著水平下拒绝单位根假设，最终所得数据为 Eviews 6.0 处理结果，下同。

平稳性检验表明，除金融发展指数是 I(0)平稳序列外，其余各个变量均存在单位根，为非平稳序列。然而对原变量一次差分以后再进行单位根检验，其结果是平稳的，说明各个变量均为一阶单整序列，即 I(1) 形式。

此外，变量间协整关系检验报告在表 2：

由表 2 可以看出，检验协整关系的迹统计量结果与最大特征值统计量检验结果基本上是一致的，这意味着进出口贸易 (TR)、价格水平指数 (P)、银行业短期拆借利率(RATE)、银行利差(BRD)、金融发展指数(FIN)与外汇储备(FRE)和汇率水平(EER)之间至少存在一种长期均衡稳定关系。

表 2 协整关系迹检验与最大特征根检验

原假设	特征根	迹统计量	p	最大特征根统计量	p
0 个协整向量	0.309	160.8	0.000 ^{***}	57.11	0.002 ^{***}
至少一个协整向量	0.204	103.7	0.012 ^{**}	35.20	0.160
至少二个协整向量	0.182	68.5	0.06 [*]	31.02	0.10 [*]

注：*、**和***表示在 10%、5%和 1%显著显著水平下拒绝原假设

表三报告了 SVAR 模型滞后项的选择标准统计量：似然比统计量选择 3 阶滞后，AIC 和

FPE 准则选择 2 期滞后，而贝叶斯施瓦茨 (SC) 准则和 Hannan-Quinn (HQ) 准则选择了一阶滞后。本文综合考虑各种准则与数据样本容量，选择滞后 2 期 SVAR 系统进行估计。

表 3 SVAR 模型滞后项选择标准统计量 (obs =155)

滞后阶数	LL 检验	LR 检验	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2816.86		15742084	36.436	36.574	36.492
1	-1752.35	2019.13	32.110	23.333	24.433*	23.780*
2	-1676.39	137.23	22.755*	22.985*	25.047	23.823
3	-1628.09	82.894*	23.174	22.994	26.018	24.222
4	-1603.89	39.33	32.488	23.314	27.300	24.933

注：*号表示所在各行不同检验准则选择的滞后项

(二) 同期关系估计

表四显示了 SVAR 模型估计的各变量同期相关系数，由此可以看出：国际贸易与外汇储备、汇率波动之间在 1% 的显著水平下存在正向、负向关系。这种结果与理论预期是完全一致的，因为国际贸易收支顺差表现在央行的资产负债表上即是外汇储备资产的增加，同时，汇率的升值本身会导致国际收支顺差的减少。金融发展指数与外汇储备、美元兑汇率波动之间在 10% 的显著水平下呈现正向、负向关系。由于本文使用 M2/GDP 衡量金融业发展水平，因此当央行持有的外汇储备增加时，基础货币和银行信贷投放 (M2) 会相应增加。相反，美元贬值和人民币升值时会部分释放国内通货膨胀压力 (M2 下降)。然而银行利差与外汇储备、汇率波动之间的正向关系虽然支持了 Goldstein 关于汇率改革与中国银行发展之间关系的看法 (Goldstein, 2007)，但是其内在的影响机制仍需要更有说服力的解释，最后一组显著的同期关系存在于外汇储备与汇率之间，这是显而易见的，这里不再赘述。

综上所述，SVAR 模型中的确存在比较明显的同期相关关系，特别是外汇储备与美元汇率波动对国际贸易与货币供给量有非常显著的冲击效应。

表 4 估计显著的同期相关系数

	相关系数	标准差	Z 统计量	p 值
b ₁₆	8.393885***	0.541934	15.48876	0.0000
b ₁₇	-2.52968***	0.708581	-3.57006	0.0004
b ₄₆	0.147044*	0.081398	1.806483	0.0708
b ₄₇	-0.15177*	0.081461	-1.86307	0.0625
b ₅₇	0.288164***	0.040814	7.06044	0.0000
b ₆₇	2.32007***	0.155641	14.90658	0.0000
b ₇₁	1.749179***	0.103571	16.88866	0.0000
b ₇₂	0.467124***	0.146432	3.190048	0.0014

b ₇₅	3.38394***	0.146317	23.12744	0.0000
-----------------	------------	----------	----------	--------

注：*、**和***表示在10%、5%和1%显著显著水平下拒绝原假设

（三）结构冲击的累积性影响（脉冲响应函数）

为了揭示汇率的结构冲击对人民币国际化的影响，我们引入脉冲响应函数来考察汇率波动与外汇储备积累对国际贸易、人民币价值稳定、金融业发展的累积性影响。

1. 结构冲击对国际贸易的累积性影响

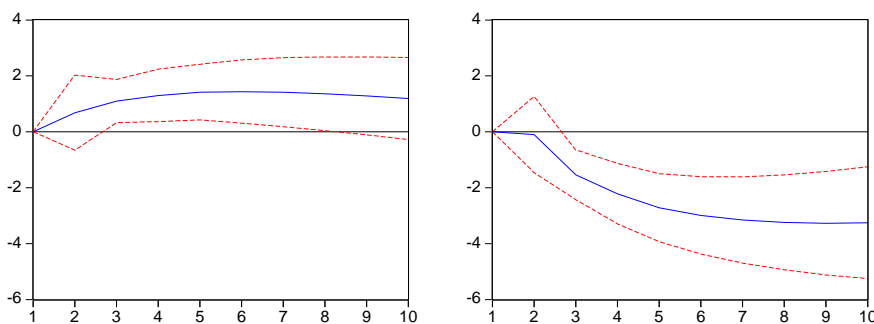


图2 国际贸易对外汇储备（左图）和汇率波动（右图）结构冲击的累积响应

图2反映了外汇储备和汇率一个标准差冲击对国际贸易的影响。从图中可以看出：外汇储备冲击导致国际收支顺差增加，并在第6期达到峰值，累计增加净出口1.43%；美元贬值导致国际收支顺差减少，并在第9期达到最大，累计减少顺差-3.27%⁷。这意味着美元贬值和人民币升值短期内可能会带来国际贸易和产出规模的下降。但是长期来看，汇率升值将促使中国经济增长方式的转变和内部产业结构的调整，从而为人民币国际化建立可持续的宏观经济基本面。

2. 波动的结构冲击对人民币价值稳定的累积性影响

图3刻画了外汇储备积累和人民币汇率波动对国内通货膨胀的累积性影响。外汇储备一个标准差的正向冲击使当期物价水平0.034%，这种冲击效应一直持续到第8期达到最大值0.069%，并持续稳定在这一水平。这说明外汇储备积累对货币供给量扩大和通货膨胀具有长期正向压力；然而，人民币升值一个标准差的正向冲击使当期通货膨胀水平微弱下降-0.026%，但是冲击效应却不断加强，并在第10期达到-0.45%，且没有任何减弱的趋势。据此，我们认为人民币升值将在长期内降低通货膨胀压力，从而有利于人民币价值稳定和货币国际化。更为重要的是，人民币的适度升值可以减轻央行为积累外汇和投放基础货币的压力，从而促进人民币对内价值稳定。

图4揭示了汇率波动的结构冲击对利率水平的动态影响。首先，汇率对利率水平的冲击效应存在较大波动，经过初期的正向响应后又迅速下降，并在第7期转为负，这表明尽管在理论上利率与汇率之间应该存在一致性强相关关系，但实践上，这点在中国表现得并不明显，这暗示了我国利率市场化程度仍然有待于提高；其次，外汇储备对利率的正向冲击效应持续存在，且呈逐步扩大的变化趋势，这与通货膨胀对外汇储备的冲击反映过程保持高度一致。对此，我

们的解释是：一方面，在实际利率保持不变的情况下，外汇储备带来的通货膨胀压力会导致名义利率提升即利率的费雪方程式成立；另一方面，央行为了治理因外汇储备积累所造成的价格上涨，也可能会提高基准利率水平。

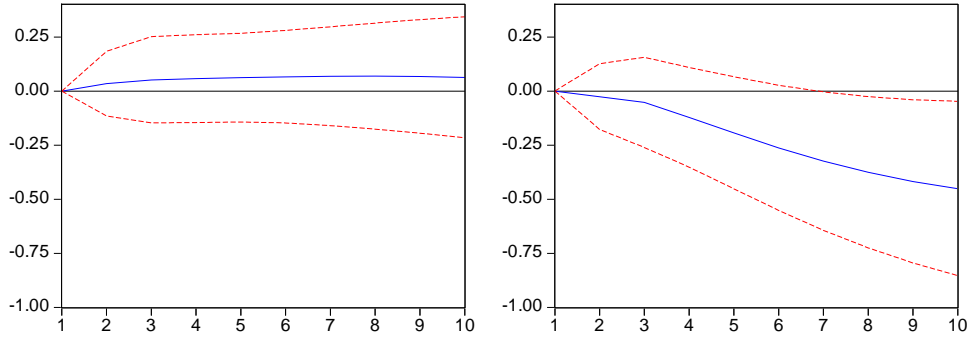


图 3 通货膨胀对外汇储备（左图）和汇率波动（右图）结构冲击的累积响应

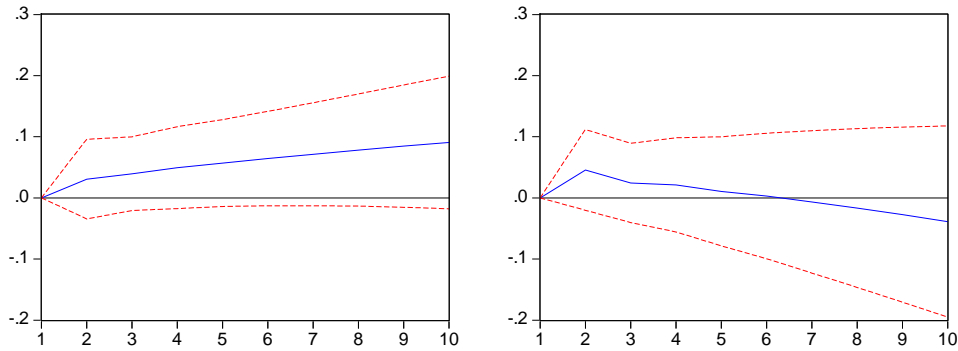


图 4 利率水平对外汇储备（左图）和汇率波动（右图）结构冲击的累积响应

3. 汇率的结构冲击对金融业发展的累积性影响

图 5 显示金融发展指数对汇率波动的结构冲击的响应前后呈现相反方向的调整：首先，外汇储备增加在前期对金融发展指数有正向冲击，并在第 5 期达到峰值-0.036%后，调整为负向影响，在第 10 期之后逐渐减弱和消失；其次，人民币汇率升值在初期对金融发展指数有负向冲击，然而这种影响在第 6 期转变为正向冲击，并一直持续存在。这种结果的出现主要取决于结构冲击对 M2 和 GDP 的影响具有期限和时序特征，前期的响应主要体现在对 M2 的冲击上，这一点与结构冲击对通货膨胀的动态影响类似，后期的影响则主要体现在对 GDP 的冲击上，而这与结构冲击对国际贸易的动态影响类似，因此，综合起来，图 5 所表现的前后变化是可以理解的。

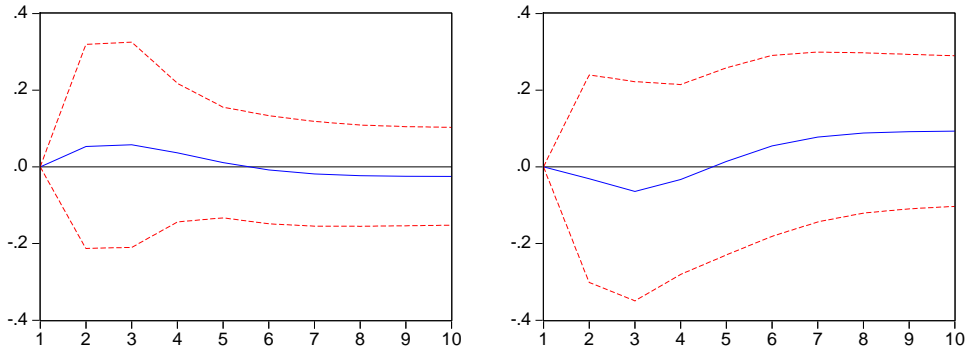


图5 金融业发展对外汇储备（左图）和汇率波动（右图）结构冲击的累积响应

图6描述了银行利差对汇率波动结构冲击的动态调整过程：外汇储备一个标准差冲击导致银行利差收窄，并在第3期达到峰值，随后逐步减弱；相反，汇率波动的一个标准差冲击使银行利差扩大，并在第4期达到峰值。由于利差是我国银行业收入的最重要来源，因此图7本质上刻画了结构冲击对银行收益率的动态影响，从这个角度观察，我们认为外汇储备和汇率波动分别对银行收益产生负向和正向冲击。此外，银行利差一定程度也反映了一国银行业的交易费用和不确定性风险，这样看来，人民币升值所导致的利差扩大应该是对银行风险的补偿，根据麦金农对新兴市场国家“货币升值综合症”的解释，汇率升值对银行业的风险主要是“货币错配”。

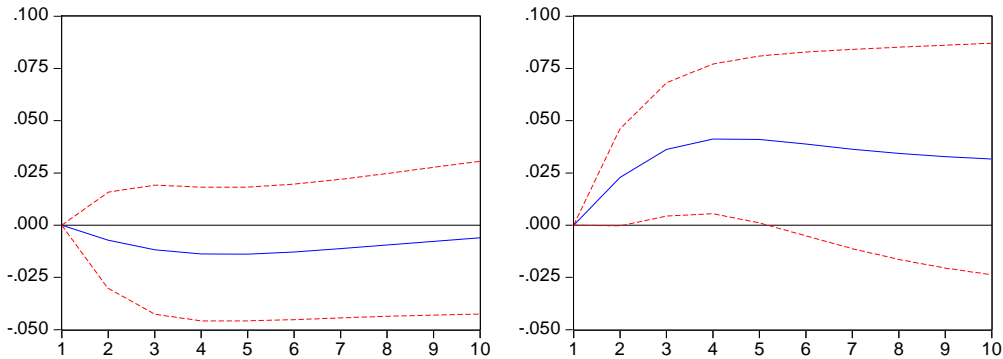


图6 银行利差对外汇储备（左图）和汇率波动（右图）结构冲击的累积响应

4. 汇率波动的方差分解

汇率波动本身也会对人民币价值稳定带来冲击，因此本文通过方差分解考察了美元汇率波动间接引起的人民币价值不稳定的主要来源（表五）。对人民币汇率的标准差进行分解后，发现第1期引起人民币汇率变化的主要原因除其自身外，主要是国际贸易和外汇储备的冲击，而且这两类冲击均在首期达到最大化，分别对人民币汇率变化造成6.43%和7.87%的贡献度，之后各期影响逐渐减弱；此外通货膨胀前期对汇率波动的冲击并不明显，但随着时间的推移，它的影响不断加强，并在第8期达到3.84%。

表5 汇率波动的方差分解

时期	标准差	TR	CPI	RATE	FIN	BRD	FRE	EER
1	1.902	6.432	1.954	0.000	0.008	0.032	7.877	83.697
2	2.921	3.313	1.208	0.668	0.054	0.084	6.714	87.959
3	3.663	2.392	2.151	0.649	0.091	0.153	6.071	88.492
4	4.210	1.874	2.969	0.670	0.104	0.175	5.622	88.586
5	4.616	1.579	3.457	0.621	0.098	0.170	5.267	88.809
6	4.920	1.390	3.709	0.568	0.089	0.156	4.955	89.132
7	5.151	1.271	3.819	0.520	0.083	0.143	4.681	89.485
8	5.324	1.199	3.842	0.489	0.079	0.135	4.444	89.813
9	5.455	1.164	3.813	0.483	0.076	0.135	4.249	90.080
10	5.554	1.158	3.757	0.507	0.075	0.144	4.099	90.260

注：不同时期所在各行中各个变量下的数字表示该变量对汇率波动的贡献度，所有变量的贡献加总之和均为 100。

总之，方差分解的结果表明：短期内国际收支顺差和巨额外汇储备的积累是人民币价值不稳定最重要的因素，这证实了经济发展模式和国际收支的“再平衡”对于推动人民币国际化具有深远意义；长期内通货膨胀对人民币的冲击效应不断显现出来，这说明汇率水平不仅可以影响国内价格，反过来，国内价格也会反作用于汇率波动，因此两者存在双向因果关系，正是从这个意义讲，我们认为保持一个低通货膨胀率是人民币价值稳定的信心之源。从历史上看，20 世纪七、八十年代，日本和德国长期稳定的低通货膨胀率是日元和马克国际化进程中的重要促进因素，而同时期美国较高的通货膨胀水平则明显影响了美元作为主宰性国际货币的吸引力（Eichengreen, Barry, 2005）[12]。

六、结论

人民币国际化的最终目标是人民币被国际市场广泛认可和接受，并发挥计价单位、交换媒介和价值储藏手段这三大国际货币功能。本文选择美元汇率视角对这一问题进行探讨，并得出了一系列有意义的结论。

理论架构上，本文以开放条件下的 IS-LM-EE 模型为基础，从而建立美元汇率波动对人民币国际化的三条基本冲击途径，并以此为基础对 SVAR 模型施加结构约束，从而避免结构参数设置的随意性。实证上，本文使用 SVAR 方法。这种分析具有三个优点：首先，SVAR 通过短期结构约束避免了结构方程模型中的“卢卡斯批判”以及“过度识别”问题；其次，SVAR 通过非递归式约束，在同一模型中识别本文七个变量之间的结构冲击，并估计出这些内生变量之间的同期关系参数；再次，SVAR 通过脉冲响应函数和预测方差分解能够刻画汇率波动对人民币国际化的动态冲击效应。总之，通过理论和实证的分析得出以下主要结论：

第一，SVAR 模型的同期关系估计表明，汇率和外汇储备与国际收支、通货膨胀、利率等内生变量之间存在显著的同期相关关系。首先，国际收支顺差明显加大了通货膨胀压力，

从而影响人民币价值对内稳定；其次，如果出口导向型发展战略不能转变，国际收支的持续顺差将加大人民币汇率持续升值的预期。总之，国际收支不平衡是造成人民币价值内外不稳定的重要根源。因此，出口导向的经济增长模式必须“再平衡”，才能为人民币顺利走向国际化奠定稳定的宏观经济基本面。

第二，通过脉冲响应函数，我们发现人民币汇率的渐近和适度升值对国际贸易规模产生负向影响的同时，也会在长期内降低通货膨胀率这有利于维持人民币价值稳定，从而促进人民币作为价值贮藏手段和储备货币的信心。更重要的是，人民币升值通过减少顺差可以减轻央行积累外汇储备和投放基础货币的压力，从而消除了人民币价值不稳定的一个重要根源。

第三，汇率冲击对利率的动态影响存在很大波动，经过初期的正向冲击响应后又迅速下降，并转变为负向冲击。这表明，利率平价原理在中国并不成立；然而，外汇储备对利率的正向冲击效应却持续存在，且呈逐步扩大趋势，这说明央行为了治理因外汇储备积累所造成的价格上涨，可能会提高基准利率。因此，利率与汇率之间的这种动态关系体现了开放条件下的“三难选择”。

参考文献

- [1] G.S.Tavlas. Internationalizations of Currencies:the Case of the US Dollar and Its Challengers Euro[J], The International Executive .1997(10).
- [2] M. Chinn, and F.Jeffrey. The Euro May over the Next 15 Years Surpass the Dollar as Leading International Currency[J], Faculty Research Working Paper RWP 2008(16).
- [3] R.A.Mundell. What the Euro Means for the Dollar and the International Monetary System.[J],Atlantic Economic Journal,1998(26):227-237.
- [4] 李稻葵、刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析, 金融研究[J],2008(11):1-16.
- [5] Paul Krugman.The International Role of the Dollar: Theory and Prospect[J].Chicago: University of Chicago Press,1984(8):261-78.
- [6] J.Anderson.The Complete RMB Handbook[J].2006(10):124-156.
- [7] Morris.Goldstein. Adjusting China's Exchange Rate Policies[J].Institute for International Economics Working Paper 2004-1.
- [8] 巴曙松、沈珊珊. 中国对美出口结构研究—基于美国经济增长和汇率水平视角的分[J], 中国工业经济,2009(5):13-21.
- [9] C.A.Sims. Macroeconomics and reality[J]. Econometrica 48,1, 1~48.
- [10] B. Bernanke. Alternative explanations of the money-income correlation [J]. Carnegie-Rochester Series on Public Policy , 1986(25):49-99.
- [11] G.Emission, C., Giannini. Topics in Structural VAR Econometrics[M].Heidelberg and New York,1997.
- [12] B.Eichengreen.Sterling's Past, Dollar's Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition[J] , NBER Working Paper No. 11336, 2005(5).

The Dynamic Effects of Exchange Rate Fluctuation on the Internationalization of RMB:

An Empirical Study Based on IS-LM-EE Model and SVAR Approach

Shusong Ba, Jinsong Wang, Xianling Yang

Abstract: This paper, using monthly data from 1996 to 2010, with a SVAR approach, empirically studies the dynamic effects of exchange rate and foreign exchange reserve on internationalization of RMB. The research results show that Although short-term exchange rate appreciation has a negative impact on international trade, but long-term appreciation of the RMB is not only conducive to "re-balance" of the export-oriented development model and the international balance of payments , but also contribute to the achievement of lower inflation and stability of the RMB value. At the same time, our empirical study also reveal that the negative impact of accumulation of huge foreign exchange reserves on the Internationalization of RMB cannot be ignored.

Keywords: Dollar Anchor; Internationalization of RMB; SVAR

收稿日期：2011-03-22；

1 $i_d = i_f + E(\square e)$ ，其中 i_d 为国内利率， i_f 为国外利率， $E(\square e)$ 为预期汇率波动。

2 作者在另外一篇文章中详细论述了这个问题，具体请参阅：BA Shusong, WU Bo, The Effects of the Internationalization of RMB on the Finance Industry of China.

3 理论上，IS-LM-EE 模型已经非常完善，其设定方式和变量的意义在任何一本开放宏观经济学教科书中均有相关解释，本文不再赘述。这里，我们侧重考察该模型所揭示的现实含义。

4 这是因为由式 (3) 中的第一个方程中，货币需求和投资的利率敏感系数 $Md_i < 0$ ， $Z_i < 0$ ；资本流动与利率正向变动即 $K_i > 0$ ，同时货币乘数和雅可比行列式均为正即 $J > 0, m > 0$ 。

5 国际清算银行计算了两组货币有效汇率数据库，其中一组为 Broad indices，它包括 58 个国家 1994 年到 2009 年间的月度数据；另外一组为 Narrow indices，它包括 28 个国家 1964 年到 2010 年间的月度数据。关于该数据的加权计算方法见：<http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm>

6 2007 年，世界银行发布了各个国家的金融发展指数及排名，其中该指数的计算包括了股票市场、债券市场、银行业以及国际借贷等各方面金融指标，从而比较全面地衡量了各国金融效率水平，但该数据为年度数据，而且数据跨度不够长。出于本文的研究目的和数据可得性，我们使用 M2/GDP 作为金融发展指数的代理指标，我国以银行业为主导的金融系统的特征决定了这一指标可以基本反映金融业的发展状况。

7 这种结果说明央行通过不断的外汇储备购买，从而释放人民币升值预期和维持出口导向型发展战略所进行的外汇市场干预仍然具有一定的有效性，然而外汇储备规模迅速膨胀本身也说明在金融自由化和全球化背景下干预的难度不断加大，效果也会逐步减弱。