

中国与东盟外汇市场间的货币风险溢出效应

杨玲玲¹, 陈 军²

(1. 云南师范大学 经济与管理学院, 云南 昆明 650500;
2. 云南大学 工商管理与旅游管理学院, 云南 昆明 650091)

摘要: 以中国 - 东盟自由贸易区金融一体化为背景, 研究了人民币与七种主要东盟货币的汇率波动溢出效应。通过 MSVAR 模型检验, 发现了中国 - 东盟新兴市场经济体的汇率波动跳跃性和区制依赖特性, 证明了中国与东盟各国外汇市场间存在着显著的汇率波动溢出效应, 且这种效应具有由东盟国家向中国的单向风险传染性以及近邻国风险传染度大于远邻国的不对称性。此外, 汇率波动的溢出效应还具有一定的持续性, 这会导致人民币与东盟各国汇率的波动同步加剧。

关键词: 中国 - 东盟地区; 区制依赖; MSVAR 模型; 溢出效应

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 - 0098(2016)01 - 0029 - 09

一、前言

随着中国 - 东盟自由贸易区的加速建设, 区域性经济金融一体化程度不断增强。与此同时, 在人民币国际化战略指引下, 2010 年以来我国与东盟多国外汇市场融合度也迅速提高, 相继形成了人民币与马来西亚林吉特、老挝基普、泰铢、越南盾、印度尼西亚卢比等货币的直接挂牌汇率或银行间区域性直接交易市场。上述一系列举措使市场信息的跨境传递更加迅速, 人民币与东盟各国货币的关联性日益增强,^[1] 以人民币为主导货币的区域性国际外汇市场凝聚力也更强。不仅如此, 人民币外汇市场的波动不仅受到自身历史波动的影响, 还可能受到东盟各国外汇市场的波动制约, 从而表现出溢出效应。^[2] 本文将探讨我国与东盟各国外汇市场的几个问题: 一是人民币与东盟货币汇率是否具有溢出效应? 二是如果存在溢出效应, 那么这种溢出效应是否随着区域性外汇市场融合度的增强而逐渐发生着变化? 三是这种随时间变化的溢出效应蕴含着何种现实意义? 本文打破了前人研究跨货币溢出效应时所设定的汇率波动线性特征这一前提, 观察到中国 - 东盟地区的新兴市场经济体汇率波动具有结构突变性, 从而跨国外汇市场间的溢出效应也应具有非线性的区制依赖特性, 并以基于 Markov 区制转移的向量自回归 (MSVAR) 多国模型系统加以验证, 得出了新的结论及建议。

二、文献研究进展综述

早期研究跨货币溢出效应的国际文献集中于少数发达国家市场, 如美元、英镑、日元、欧元等世界货币。^{[3][4]} 对于新兴市场经济体货币的同类问题研究是随着区域性国际外汇市场的崛起才逐渐展开的, 目前仅有极少数学者研究了亚洲新兴经济体中人民币、韩元和台币等非自由兑换货币之间的波动溢出关系, 得出的结论是境内外远期市场对即期汇率的风险溢出效应显地受制于外汇市场自由化程度, 外汇市场自由化程

收稿日期: 2015 - 12 - 07

基金项目: 云南省教育厅科学研究基金项目“中国 - 东盟货币汇率区制转移与风险溢出的门限效应研究”(2014Y131)

作者简介: 杨玲玲(1981 -), 女, 云南昆明人, 经济学博士, 讲师, 硕士生导师, 研究方向为国际金融、金融市场; 陈 军(1980 -), 男, 云南昆明人, 管理学博士, 讲师, 研究方向为技术经济与管理。

度越高,则其受到境外 NDF 市场的影响相对越大;反之则主要受到境内远期市场的影响,^[5]而对于中国-东盟自由贸易区内主要货币间的溢出效应还未见及。

在研究跨货币溢出效应的实证方法上,目前主要存在两大分支:大部分学者偏重于采用多变量的 ARCH 或 GARCH 簇模型、甚至 VAR 模型,并对这类模型设定的形式进行了细化发展;少数学者则使用了 Panel Data 模型。^{[6][7]}这些实证技术的进步丰富和拓展了跨货币溢出效应的研究空间,但在汇率波动线性特征的传统假设之下,其研究结论就可能存在一定偏误。近年来国内外部分研究显示,新兴市场经济体的货币汇率时序不仅存在尖峰、厚尾、波动聚集等特征,还具有结构突变性,^{[8][9]}因此上述线性模型都无法刻画由突发事件引起的数据结构变化,^[10]会造成对汇率波动特征的高估。^{[11][12]}改进这种估计偏误较适宜的处理方法是引入 Markov 区制转移特征,^{[13][14]}允许金融资产价格波动存在多种状态,以确保在数据信息含量不丢失的同时能完整地刻画价格时序在各种区制状态下的波动特征。正是由于具有了这些优势,运用 Markov 区制转移的时变模型来研究金融资产价格的波动性及其产生的跨市场溢出效应已逐渐引起国内外学界的兴趣,但现有研究领域仍局限于股票、债券等权益性资本市场,但在外汇市场中的运用仍较为少见。

在已有研究成果的基础上,本文将尝试以 Markov 区制转移的向量自回归模型(MSVAR)为基础分析中国-东盟自由贸易区内的跨货币溢出效应。在具体的研究对象上,本文侧重于观察人民币与各东盟国家货币的波动溢出关系,因此每次只选择人民币和某一种东盟货币组成货币对,通过循环构建多组货币对来完成全文实证过程。

三、实证模型的构建

Markov 区制转移回归模型较早由 Goldfeld 和 Quandt(1973)提出,^[15]后经 Hamilton(1989)改进后得以推广,^[16]该模型认为金融时序因具有非线性特征而存在多重区制状态,并以概率分布形式对其加以描述,相较于传统的绝对化方式引入的多重状态更为科学和合理。^[17]鉴于本文研究的是我国与东盟国家外汇市场的跨货币溢出效应,更适宜选择多变量的向量自回归模型系统,因而采用了 Krolzig(1998)提出的向量 MSVAR 模型,^[18]基准设定形式为:

$$Y_t = \alpha_i(s_t) + \sum_{k=1}^p \beta_i(s_t) \cdot Y_{t-k} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_{\varepsilon_{it}}^2(s_t)) \quad (1)$$

其中, Y_t 为内生向量, s_t 为状态参数, $\alpha_i(s_t)$ 、 $\beta_i(s_t)$ 分别为随区制转移的截距向量和系数向量, ε_{it} 为随区制转移的残差向量,具有依赖于区制状态转移的方差协方差矩阵。

需要说明的是,状态参数 s_t 是控制着区制状态生成过程的不可观测变量,服从具有 M 个状态的离散形式的 Markov 链:

$$\Pr(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}) = \Pr(s_t | s_{t-1}; \rho) \quad s_t \in \{1, \dots, M\} \quad (2)$$

其中 ρ 是区制状态生成过程的参数向量。其区制转移概率矩阵为:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix}$$

其中, $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)$, $\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$ 。

在 MSVAR 模型的基准形式中,截距项、参数系数、残差项以及方差协方差矩阵都可以随区制状态发生转移,但仍可根据需要在模型的上述四个构成部分调整状态参数的引入方式,由此演化出多种模型变体。

四、实证过程及结果

(一) 样本设定及数据处理

本文选取了人民币汇率作为实证主要样本之一,东盟国家样本为新加坡、马来西亚、印度尼西亚、菲律

宾、泰国、越南、老挝等七种货币汇率^①，检验区间从2005年7月21日至2014年1月22日，作此样本区间设定的原因在于：首先，2005年国内汇率改革之前人民币汇率制度为事实上的固定汇率制，难以由此研究跨货币的溢出效应，而此次汇改之后人民币汇率波动弹性增加，定价也更能反映市场意愿；其次，随着人民币国际化进程加快，我国与东盟国家外汇市场一体化程度提高，有实证表明在去除美元影响后，人民币与东盟国家货币的汇率联动性随时间推移逐渐上升。^{[19][1]}所有数据均取自于Reuters交易终端。考虑到实证检验的可操作性，本文对人民币及东盟七国货币的汇率都采用本币兑美元的即期汇率，并计算成对数收益率序列，分别用lnCNY、lnSGD、lnMYR、lnIDR、lnPHP、lnTHB、lnVND、lnLAK表示。

在进行MSVAR模型检验之前，需要对样本数据进行平稳性及协整检验。如下表1所示，经过ADF检验，所有汇率对数收益率均为I(0)序列，可以进行协整检验。

表1 样本数据序列的ADF检验结果

变量	ADF 统计量	检验形式	临界值	临界值	结论
		(c, t, q)	-5%	-1%	
lnCNY	-50.86	(c, 0, 0)	-2.86	-3.43	平稳
lnSGD	-48.43	(c, 0, 0)	-2.86	-3.43	平稳
lnMYR	-47.41	(c, 0, 0)	-2.86	-3.43	平稳
lnIDR	-46.15	(0, 0, 0)	-1.94	-2.57	平稳
lnPHP	-50.5	(c, t, 0)	-3.41	-3.96	平稳
lnTHB	-39.52	(c, t, 1)	-3.41	-3.96	平稳
lnVND	-27.66	(c, 0, 3)	-2.86	-3.43	平稳
lnLAK	-41.55	(c, t, 1)	-3.41	-3.96	平稳

注：检验形式中的c、t、q分别表示常数项、趋势项和滞后阶数，ADF检验的滞后阶数由施瓦茨信息准则(SIC)自动选取。

接下来，分别建立{lnCNY, lnSGD}、{lnCNY, lnMYR}、{lnCNY, lnIDR}、{lnCNY, lnPHP}、{lnCNY, lnTHB}、{lnCNY, lnVND}、{lnCNY, lnLAK}等七组二元向量系统做协整检验，结果如下：

表2 人民币与东盟七国货币汇率收益率的协整检验结果

变量名	特征值	迹检验			最大特征值检验		
		原假设	迹统计量	5% 临界值	原假设	最大特征值统计量	5% 临界值
lnCNY 与 lnSGD	0.3816	None *	1939.7990	12.3209	None *	1065.507	11.22480
	0.3259	At most 1 *	874.2915	4.1299	At most 1 *	874.2915	4.129906
lnCNY 与 lnMYR	0.2576	None *	1292.563	12.3209	None *	660.1875	11.22480
	0.2483	At most 1 *	632.3759	4.1299	At most 1 *	632.3759	4.129906
lnCNY 与 lnIDR	0.2653	None *	1255.864	20.2618	None *	683.0683	15.8921
	0.2278	At most 1 *	572.7961	9.1645	At most 1 *	572.7961	9.164546
lnCNY 与 lnPHP	0.2644	None *	1295.187	20.2618	None *	680.5307	15.8921
	0.2422	At most 1 *	614.6560	9.1645	At most 1 *	614.6560	9.164546
lnCNY 与 lnTHB	0.3017	None *	1471.7040	20.26184	None *	795.7841	15.89210
	0.2629	At most 1 *	675.9195	9.164546	At most 1 *	675.9195	9.164546
lnCNY 与 lnVND	0.2720	None *	1363.859	20.26184	None *	703.5155	15.89210
	0.2577	At most 1 *	660.3438	9.164546	At most 1 *	660.3438	9.164546
lnCNY 与 lnLAK	0.2967	None *	1435.875	20.26184	None *	779.8530	15.89210
	0.2562	At most 1 *	656.0225	9.164546	At most 1 *	656.0225	9.164546

可以看到，七组汇率对都具有协整关系，符合构建MSVAR模型的条件。

(二) MSVAR模型的具体设定形式

经过反复调试，模型系统中内生向量的最优滞后阶数为1阶，无截距项，状态参数在内生变量滞后项系数、残差项、方差协方差矩阵中引入，即MSAH(2)-VAR(1)模型。本文将各国外汇市场划分为“低波动”和“高波动”两种状态，分别用“1”和“2”表示，故模型中的区制状态个数为2。本文认为，2个区制状态已能较好地解释各国外汇市场的波动周期，而3个以上的区制状态不仅无助于提高MSAH-VAR模型的拟合度，还会增加检验结果分析的复杂性。模型估计采用Matlab软件编程实现，检验过程则分两步进行：

① 柬埔寨、缅甸、文莱的汇率数据缺失。

首先,对人民币汇率和东盟七国货币汇率的收益率序列分别建立单变量的 MSAH(2) - VAR(1) 模型,验证各国外汇市场是否符合两区制状态的 Markov 波动跳跃特征。

其次,分别针对 $\{\ln CNY, \ln SGD\}$ 、 $\{\ln CNY, \ln MYR\}$ 、 $\{\ln CNY, \ln IDR\}$ 、 $\{\ln CNY, \ln PHP\}$ 、 $\{\ln CNY, \ln THB\}$ 、 $\{\ln CNY, \ln VND\}$ 、 $\{\ln CNY, \ln LAK\}$ 等七组二元向量系统构建 MSAH(2) - VAR(1) 模型,进一步验证我国与东盟七国外汇市场之间是否存在依 Markov 区制状态转移的波动溢出效应,以及这种效应的时变特征如何体现。MSAH(2) - VAR(1) 模型的统一设定形式为:

$$\ln CNY_t = \alpha_1(s_t) + \beta_1(s_t) \cdot \ln CNY_{t-1} + \gamma_1(s_t) \cdot \ln ASEANcurrency_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$\ln ASEANcurrency_t = \alpha_2(s_t) + \beta_2(s_t) \cdot \ln CNY_{t-1} + \gamma_2(s_t) \cdot \ln ASEANcurrency_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ 其中, $\varepsilon_{1t} \sim NID(0, \sigma_{1(s_t)}^2)$, $\varepsilon_{2t} \sim NID(0, \sigma_{2(s_t)}^2)$ 。

注:为省去表达式繁琐性,采用 $\ln ASEANcurrency$ 统一表示 $\ln SGD$ 、 $\ln MYR$ 、 $\ln IDR$ 、 $\ln PHP$ 、 $\ln THB$ 、 $\ln VND$ 、 $\ln LAK$ 。

两国外汇市场的区制组合状态为:

$$s_t = \begin{cases} 1 & \text{if } CNY = 1, ASEANcurrency = 1 \\ 2 & \text{if } CNY = 1, ASEANcurrency = 2 \\ 3 & \text{if } CNY = 2, ASEANcurrency = 1 \\ 4 & \text{if } CNY = 2, ASEANcurrency = 2 \end{cases} \quad \text{转移概率矩阵为}$$

$$Pr = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{14} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & p_{24} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & p_{34} \\ p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{bmatrix}。$$

为简化估计,本文仅考虑两国外汇市场同时从同一种区制状态转向另一种区制状态的联合概率,其余转移概率设为零,则转移概率矩阵简化为下列形式:

$$Pr = \begin{bmatrix} p_{11} & 0 & 0 & p_{14} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ p_{41} & 0 & 0 & p_{44} \end{bmatrix}$$

(三) 单变量 MSAH(2) - VAR(1) 的检验结果

人民币及东盟七国汇率收益率的单变量 MSAH(2) - VAR(1) 的主要估计结果显示,自回归系数参数 $\beta(1)$ 、 $\beta(2)$ 、残差方差 $\sigma(1)$ 、 $\sigma(2)$ 总体显著,模型拟合优度也较好。各国外汇市场的波动状态能够明确划分为高、低两种波动区制,且高波动区制状态下的汇率风险确实明显高于低波动区制状态下的汇率风险,但通过比较可发现,除我国、新加坡、菲律宾、泰国外,其余东盟国家的外汇市场高波动区制汇率风险是低波动状态的 100 倍以上,表明这些东盟地区新兴经济体外汇市场的稳定性较差,汇市行情出现大幅震荡的可能性较高。

从持续期来看,各国外汇市场处于两种区制状态的持续时间也各不相同:除马来西亚之外,东盟国家的外汇市场较多地处于低波动区制下,而我国外汇市场处于高波动区制的时期略长,这可能与我国 2005 年以来数次进行汇率制度改革放松汇率波动弹性、造成汇市交易活跃有关。

表 3 单变量 MSAH(2) - VAR(1) 模型估计结果

变量名	待估参数				区制 1 持续期	区制 2 持续期	AIC	BIC	LL
	$\beta(1)$	$\beta(2)$	$\sigma(1)$	$\sigma(2)$					
lnCNY	-0.1127*** (0.00)	-0.0528** (0.05)	0.0001*** (0.00)	0.0027*** (0.00)	10.16	17.60	-8849.41	-8815.18	4430.70
lnSGD	0.0481** (0.09)	-0.0575* (0.12)	0.0099*** (0.00)	0.0525*** (0.00)	65.97	33.09	-2490.83	-2456.60	1251.41
lnMYR	0.1181*** (0.01)	-0.0100 (0.65)	0.0003*** (0.00)	0.0386*** (0.00)	18.40	51.48	-2167.89	-2133.66	1089.94
lnIDR	-0.0522*** (0.01)	0.0400 (0.33)	0.0006*** (0.00)	0.1312*** (0.00)	12.45	6.23	-2039.76	-2005.53	1025.88

变量名	待估参数				区制 1 持续期	区制 2 持续期	AIC	BIC	LL
	$\beta(1)$	$\beta(2)$	$\sigma(1)$	$\sigma(2)$					
lnPHP	-0.0476* (0.14)	-0.0750*** (0.02)	0.0144*** (0.00)	0.0544*** (0.00)	70.68	64.33	-1563.09	-1528.87	787.55
lnTHB	0.0130 (0.41)	-0.4272*** (0.00)	0.0149*** (0.00)	0.5111*** (0.00)	57.49	5.67	-1991.91	-1957.68	1001.96
lnVND	-0.1775*** (0.00)	-0.1890*** (0.00)	0.0005*** (0.00)	0.0626*** (0.00)	20.08	6.18	-7421.48	-7387.25	3716.74
lnLAK	-0.0091* (0.16)	-0.3444*** (0.00)	0.0002*** (0.00)	0.0209*** (0.00)	2.25	2.00	-6800.76	-6766.53	3406.38

注: 括号内为 p 值。* , ** , *** 分别表示在 10% , 5% , 1% 的置信水平下该估计值显著。

通过下图 1 所示的不同区制状态下的平滑概率和滤子概率曲线, 可看出各国外汇市场的稳定性仍分化为两大阵营: 新加坡、马来西亚、菲律宾、泰国的汇市在高低两种区制状态的转换频率较低, 而包括我国在内的其余东盟国, 尤其是大湄公河次区域的越南、老挝汇市高低波动状态转换频率较高。这表明, 中国 - 东盟区域内各国外汇市场功能发育不平衡, 且市场稳定性似乎与本国金融发达程度有关, 这种格局很可能对本区域外汇市场的进一步融合带来负面影响。此外, 还应看到与东盟七国相比, 我国外汇市场的稳定性并不高于新加坡及其临近的南亚国家, 尤其是汇率波动风险还相对偏高, 这对人民币在东盟地区的深度国际化形成了挑战。

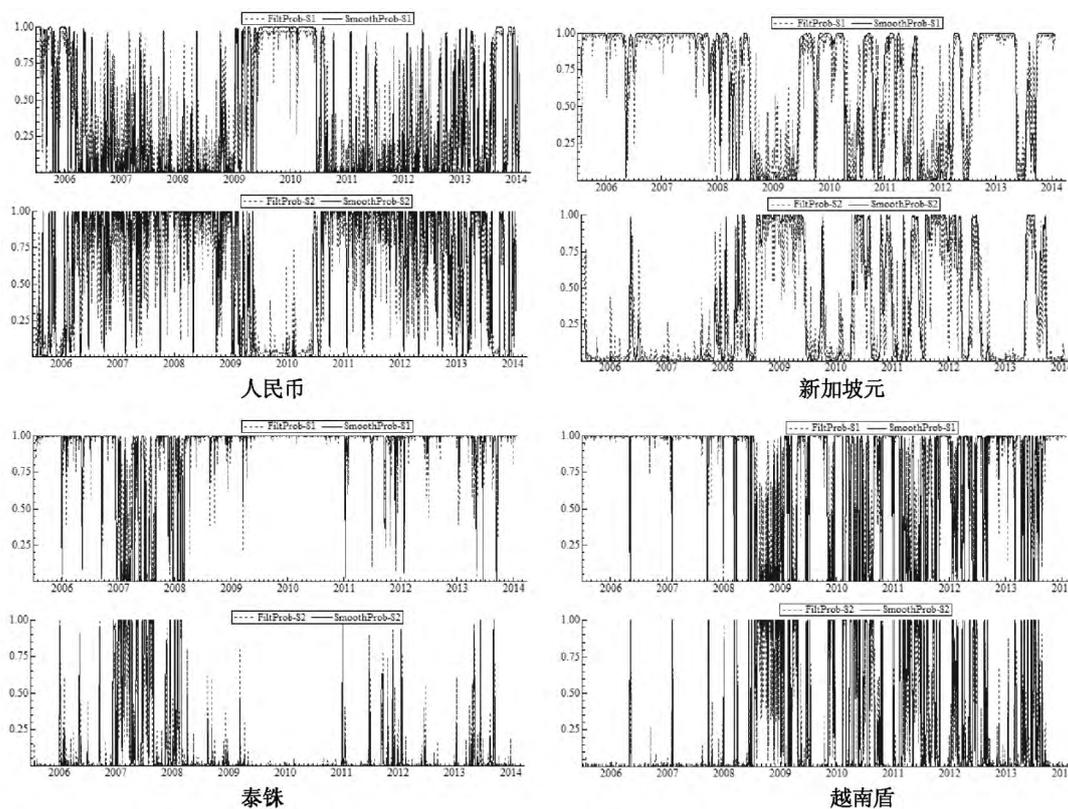


图 1 各国汇率收益率的区制平滑概率及滤子概率

注: 虚线为滤子概率曲线, 实线为平滑概率曲线。因篇幅所限仅显示主要国家汇率收益率的检验结果, 其余结果备索。

(四) 二元变量 MSAH(2) - VAR(1) 的检验结果

通过对 {lnCNY, lnSGD}、{lnCNY, lnMYR}、{lnCNY, lnIDR}、{lnCNY, lnPHP}、{lnCNY, lnTHB}、{lnCNY, lnVND}、{lnCNY, lnLAK} 等七组二元变量分别构建 MSAH(2) - VAR(1) 模型, 估计结果见表 4、表 5、表 6, 主要结论如下:

第一, 估计参数总体显著, 各组模型的拟合优度良好。模型中自回归变量的系数大部分具有显著的区制转移特征, 残差方差的区制转移特征尤其显著, 这表明我国与东盟各国的外汇市场波确实存在非线性的波动

跳跃现象,这与该区域内各国外汇市场自身具有的区制依赖特性是一致的,由此可见,我国与东盟七国的外汇市场之间存在波动溢出效应。

第二,各组模型中自回归滞后项的估计系数 $\beta_1(1)$ 、 $\beta_1(2)$ 都比较显著,表明人民币汇率波动受自身历史行情影响显著。而系数 $\gamma_1(1)$ 、 $\gamma_1(2)$ 部分显著,仔细比较后可发现,人民币汇率波动受新加坡元、印尼盾、菲律宾比索、泰铢和老挝基普的滞后影响相对显著,而且当两国外汇市场都处于低波动区制时,东盟国家汇率波动对人民币汇率的影响更为显著,其作用方向为正。

第三,系数 $\beta_2(1)$ 、 $\beta_2(2)$ 的检验结果基本不显著,滞后一期的人民币汇率仅能对东盟七国的汇率波动产生微弱的正向作用,且这种作用在两国外汇市场均处于低波动区制时体现得相对明显一些。系数 $\gamma_2(1)$ 、 $\gamma_2(2)$ 较为显著,意味着东盟七国汇率波动也主要取决于自身历史行情的影响。

结合上述两点结论来看,我国及东盟国家的外汇市场主要由本国汇率的历史波动情形决定,他国汇率的影响偏弱。不仅如此,人民币与东盟各国汇率间的波动溢出效应具有明显的非对称性,体现为人民币汇率比东盟七国汇率更易受到周边国家外汇市场的冲击,当双方外汇市场同处于低波动区制时,境外汇市的冲击影响更易迅速传导至我国,而当双方外汇市场同处于高波动区制时,汇率波动风险的跨境传染作用较弱。因此,在人民币向东盟地区深入实施国际化战略的过程中,应当更加注重防范来自境外周边国家的外部冲击,防止跨境汇率风险通过外汇市场进一步传导至其他金融市场,动摇国内金融稳定大局。

表4 二元变量 MSAH(2) - VAR(1) 模型估计结果 - A

变量名	待估参数							
	$\beta_1(1)$	$\beta_1(2)$	$\beta_2(1)$	$\beta_2(2)$	$\gamma_1(1)$	$\gamma_1(2)$	$\gamma_2(1)$	$\gamma_2(2)$
lnCNY 与 lnSGD	-0.0587** (0.04)	-0.0936*** (0.00)	0.0129 (1.00)	0.0532* (1.00)	0.0216*** (0.00)	0.0618*** (0.00)	-0.0990*** (0.01)	-0.0076 (0.80)
lnCNY 与 lnMYR	-0.3496*** (0.00)	-0.0412* (0.12)	-0.0257 (1.00)	0.0056 (1.00)	0.0009 (0.55)	0.0085 (0.29)	-0.0214 (0.31)	-0.0333* (0.20)
lnCNY 与 lnIDR	-0.0308 (0.27)	0.0104 (0.73)	-0.0548 (0.31)	-0.0551 (0.86)	0.0202* (0.11)	0.0014 (0.73)	0.0336 (0.26)	-0.0322 (0.39)
lnCNY 与 lnPHP	-0.0779*** (0.01)	-0.0662*** (0.02)	-0.0479 (1.00)	0.1022 (0.22)	0.0038** (0.09)	-0.0064 (0.40)	-0.0490* (0.19)	-0.0871*** (0.00)
lnCNY 与 lnTHB	-0.0618** (0.07)	-0.3606*** (0.01)	0.0385 (0.67)	0.1862 (0.65)	0.0269*** (0.00)	0.0027 (0.82)	0.0023 (0.86)	-0.2823*** (0.00)
lnCNY 与 lnVND	-0.0379* (0.19)	-0.0490 (0.53)	0.0251* (0.10)	-0.0232 (1.00)	0.0093 (0.92)	0.0034 (0.88)	-0.1693*** (0.00)	-0.1480*** (0.00)
lnCNY 与 lnLAK	-0.0892*** (0.00)	0.0754* (0.13)	-0.0270** (0.05)	-0.1152 (0.25)	0.0619*** (0.00)	0.0926*** (0.00)	-0.0198*** (0.02)	-0.0732** (0.08)

第四,各组模型的残差方差项估计结果都显著,区制状态 2 下的汇率波动风险仍高于区制状态 1。对比 $\sigma_1(1)$ 、 $\sigma_1(2)$ 和 $\sigma_2(1)$ 、 $\sigma_2(2)$ 的估值可发现,我国与东盟七国外汇市场间的汇率波动区制依赖性也具有明显的非对称性:无论在何种波动状态下,人民币汇率与紧邻的泰国、越南、老挝汇率波动风险普遍高于与其地理距离稍远的新加坡、马来西亚、印尼和菲律宾等国汇率,造成这一结果的主要原因可能是我国与泰国、越南、老挝等大湄公河次区域国家的经贸关系更为密切,汇率风险传导路径更便捷。因此,在防范境外汇率风险的传染时,更应注重对几个紧邻国的风险输入。

表5 二元变量 MSAH(2) - VAR(1) 模型估计结果 - B

变量名	待估参数				区制 1 持续期	区制 2 持续期	AIC	BIC	LL
	$\sigma_1(1)$	$\sigma_1(2)$	$\sigma_2(1)$	$\sigma_2(2)$					
lnCNY 与 lnSGD	0.0002*** (0.00)	0.0029*** (0.00)	0.0121*** (0.00)	0.0346*** (0.00)	8.02	9.58	-10946.2	-10856.63	5487.10
lnCNY 与 lnMYR	0.0001*** (0.00)	0.0024*** (0.00)	0.0395*** (0.00)	0.0251*** (0.00)	11.67	27.75	-10390.81	-10301.24	5209.40
lnCNY 与 lnIDR	0.0024*** (0.00)	0.0006*** (0.00)	0.0082*** (0.00)	0.1255*** (0.00)	21.49	12.24	-9924.13	-9834.56	4976.07
lnCNY 与 lnPHP	0.0001*** (0.00)	0.0027*** (0.00)	0.0339*** (0.00)	0.0332*** (0.00)	10.44	17.55	-10073.64	-9984.07	5050.82

变量名	待估参数				区制 1 持续期	区制 2 持续期	AIC	BIC	LL
	$\sigma_1(1)$	$\sigma_1(2)$	$\sigma_2(1)$	$\sigma_2(2)$					
lnCNY 与 lnTHB	0.0008*** (0.00)	0.0060*** (0.00)	0.0124*** (0.00)	0.2777*** (0.00)	14.18	3.14	-10020.44	-9930.87	5024.22
lnCNY 与 lnVND	0.0013*** (0.00)	0.0033*** (0.00)	0.0005*** (0.00)	0.0677*** (0.00)	16.94	5.03	-15274.47	-15184.9	7651.24
lnCNY 与 lnLAK	0.0007*** (0.00)	0.0035*** (0.00)	0.0003*** (0.00)	0.0196*** (0.00)	3.29	2.15	-14736.25	-14646.68	7382.13

第五,各组模型的转移概率矩阵显示,我国与东盟七国外汇市场具有明显的波动同步性。双方汇市同时从高(低)波动区制向低(高)波动区制转移的概率一般都高于 80%,也就是说,两国汇率在前后两期同时维持不变区制状态的概率较高。结合前述结论中东盟国家汇率对人民币汇率存在显著的单向正向影响的结论,这表明一旦境外汇市风险传导至我国,那么其导致的汇率震荡将持续一段时期,这对我国跨境汇率风险的防范能力提出了更高的要求。

表 6 二元变量 MSAH(2) - VAR(1) 模型的区制转移概率矩阵

	lnCNY 与 lnSGD		lnCNY 与 lnMYR		lnCNY 与 lnIDR		lnCNY 与 lnPHP	
	区制 1	区制 2						
区制 1	0.88	0.10	0.91	0.04	0.95	0.08	0.90	0.06
区制 2	0.12	0.90	0.09	0.96	0.05	0.92	0.10	0.94

	lnCNY 与 lnTHB		lnCNY 与 lnVND		lnCNY 与 lnLAK	
	区制 1	区制 2	区制 1	区制 2	区制 1	区制 2
区制 1	0.93	0.32	0.94	0.20	0.70	0.47
区制 2	0.07	0.68	0.06	0.80	0.30	0.53

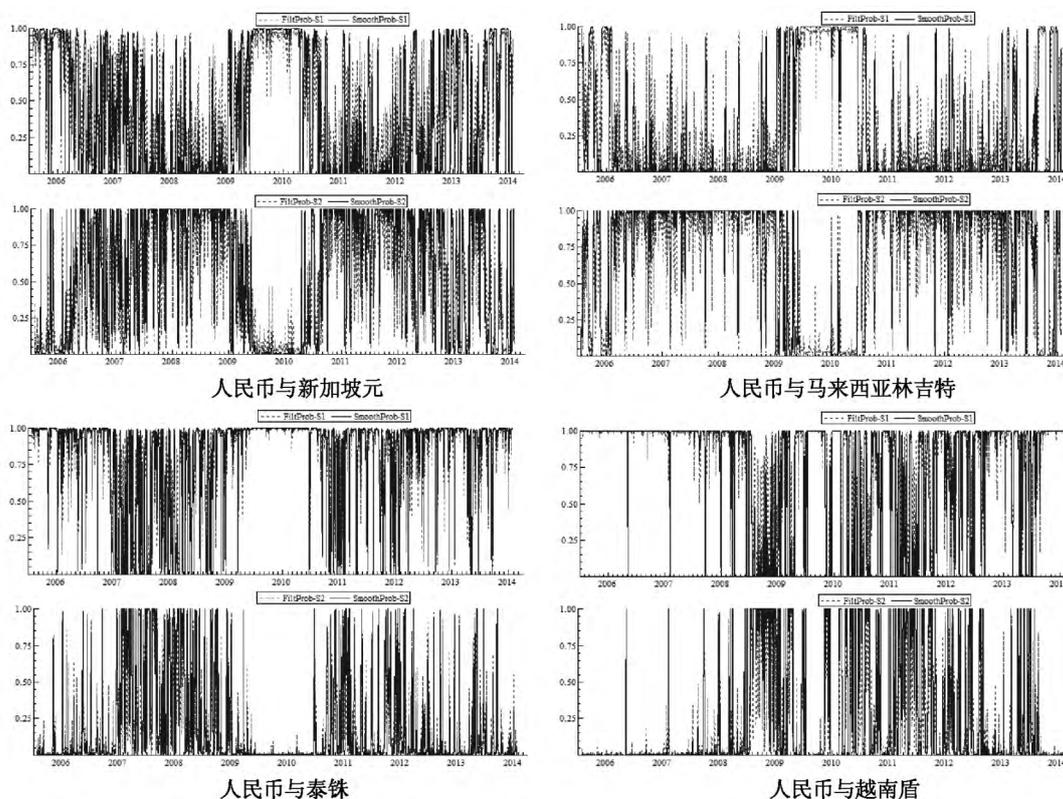


图 2 人民币与东盟七国外汇市场间的区制平滑概率及滤子概率

注:虚线为滤子概率曲线,实线为平滑概率曲线。因篇幅所限仅显示主要国家汇率收益率的检验结果,其余结果备索。

第六,图 2 显示了人民币与东盟七国外汇市场间的区制平滑概率和滤子概率曲线。我国与东盟各国外汇市场同时从高(低)波动区制向反向波动区制转移的方式和频率与各自本币汇率的区制依赖特性紧密相

关,人民币与越南盾、老挝基普之间的二元汇率在不同区制状态间的转换频率尤其高。可以认为,上述双边汇市波动区制转移的同步性会导致风险跨境传染发生后,两国的汇率震荡加剧,进一步削弱本国外汇市场的稳定性。

五、主要结论及建议

本文对我国与新加坡、马来西亚、印度尼西亚、菲律宾、泰国、越南、老挝等七个东盟国家的汇率的波动溢出效应进行了研究。对单个国家的汇率收益率序列构建了单变量MSAH(2)-VAR(1)模型,证明了各国汇率生成过程具有波动跳跃性,且符合Markov区制依赖特征,存在高、低两种区制状态。区制转移概率估计结果表明,各国外汇市场的稳定性存在差异,我国及其紧邻的越南、老挝等几个大湄公河次区域国家的外汇市场风险明显高于其他东盟国家。

针对人民币与东盟七国汇率收益率序列构建的二元变量MSAH(2)-VAR(1)模型验证了我国与东盟各国外汇市场间存在着汇率波动溢出效应,且这种效应具有不对称性:跨境汇率波动风险具有单向传染性,即主要从东盟国家传到至我国境内;近邻国的汇率风险传染度高于远邻国,即与我国紧邻的泰国、越南、老挝等大湄公河次区域国家的汇市风险更易传导至境内。跨境汇率风险的传染还具有一定的持续性和同步性,这种同步性会导致人民币及东盟国家外汇市场上同时出现汇率震荡加剧的情形。

从本文研究的结论对于中国-东盟地区发展共同外汇市场以及人民币国际化应当有所启示,可以引申出的几点建议包括:

第一,中国-东盟地区的外汇市场蕴含着较高的汇率波动风险,各国外汇市场发育受到本国金融发达程度的制约,各国外汇市场的融合应当以加强本国汇率稳定性为重要基础条件。

第二,人民币在东盟地区的深度国际化亟需完善境内外汇市场功能作为支撑,应通过积极的汇率制度改革增强人民币的币值稳定性,降低人民币汇率波动风险,增强人民币在东盟地区的货币锚职能。

第三,在人民币国际化战略实施进程中,要审慎挑选适宜优先推进国际化的重点对象国,有主次、有秩序地提高人民币的区域国际竞争力。特别要注意防范东盟地区邻国的汇率风险输入,尽可能从源头上阻断境外汇率风险扩散传染至国内其他金融市场,损害我国金融体系的稳定和健康发展。

参考文献:

- [1]张施杭胤.人民币与东亚各经济体货币相关性研究[J].新金融,2013(4):18-23.
- [2]魏巍贤,林柏强.国内外石油价格波动性及其互动关系[J].经济研究,2007(12):130-141.
- [3]Engle R. F., Ito T., Lin W. L. Meteor - Showers or Heat Waves: Heteroskedastic Intradaily Volatility In The Foreign Exchange Market [J]. Econometrica, 1990, 58(3): 525 - 542.
- [4]Andersen T. G., Bollerslev T. Deutsche Mark - Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements and Longer Run Dependencies [J]. Journal of Finance, 1998, 53(1): 219 - 265.
- [5]杨娇辉,王曦.市场分割下东北亚货币的跨货币波动溢出性与汇率预测[J].国际金融研究,2013(5):32-48.
- [6]Anderson H., Dungey M., Osborn D., Vahid F. Constructing Historical Euro Area Data [R]. CAMA Working Paper, No. 18, 2007.
- [7]Ehrmann M., Fratzscher M., Rigobon R. Stocks, Bonds, Money Markets and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission [J]. Journal of Applied Economics, 2011, 26(6): 948 - 974.
- [8]Frankel J. and Poonawala J. The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies [J]. Journal of International Money and Finance, 2010, 29(3): 585 - 598.
- [9]陈蓉,郑振龙.结构突变、推定预期与风险溢酬:美元/人民币远期汇率定价偏差的信息含量[J].世界经济,2009(9).
- [10]Edwards S., Susmel R. Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets [J]. Journal of De-

- velopment Economics 2001 66(2):505-532.
- [11] Hamilton J. D. , Susmel R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime [J]. Journal of Econometrics ,1994 64(1-2):307-333.
- [12] Canarella G. , Pollard S. K. A Switching ARCH(SWARCH) Model of Stock Market Volatility: Some Evidence from Latin America [J]. International Review of Economics 2007 54(4):445-462.
- [13] 丁志国 , 苏治 , 杜晓宇. 区制转移与门限特征 - 溢出效应与门限特征: 金融开放条件下国际证券市场风险对中国市场冲击机理 [J]. 管理世界 2007(1):41-47.
- [14] 王喜军 , 林桂军. 波动率区制依赖性特征: 中国官方外汇市场和外汇黑市的结构分析(1981-2006) [J]. 金融研究 2008(11):76-86.
- [15] Goldfeld Stephen M. , Quandt Richard E. A Markov Model for Switching Regressions [J]. Journal of Econometrics ,1973 1(1):3-15.
- [16] Hamilton James D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle [J]. Econometrica ,1989 57(2):357-384.
- [17] 王建军. Markov 机制转换模型研究——在中国宏观经济周期分析中的应用 [J]. 数量经济基数经济研究 2007(3):39-48.
- [18] Krolzig Hans - martin. Econometric Modelling of Markov - Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox [R]. UK: Oxford University ,1998.
- [19] Ma Guonan , Ho Corrinne , McCauley Robert N. BIS Quarterly Review [J]. BIS Quarterly Review 2004(6):87-87.

The Risk Spillover Effects in Foreign Exchange Markets between China and ASEAN Countries

YANG Lingling¹ , CHEN Jun²

(1. School of Economics and Management ,Yunnan Normal University ,Kunming ,Yunnan 650500 ,China;

2. School of Business Administration and Tourism Management ,

Yunnan University ,Kunming ,Yunnan 650091 ,China)

Abstract: Based on the Financial Integration of China - ASEAN Free Trade Area ,this paper made a research about the spillover effects of exchange rate volatility between RMB and seven currencies of ASEAN countries. Through the MSVAR model test ,the author found that the exchange rate volatility of China - ASEAN emerging market economies is saltatory and it has regional dependence characteristics ,it verifies that there is a significant spillover effects of exchange rate fluctuations between China and ASEAN countries foreign exchange market ,and it have no symmetry ,the infection risk degree of close neighbours is greater than the far from neighbouring. In addition ,the exchange rate volatility spillover effect also has certain continuity ,this will lead to the synchronization of exchange rate fluctuations in RMB and ASEAN countries.

Key words: China and ASEAN region; regional dependenc; MSVAR model; spillover effect

(责任编辑:黎 芳)