# "一带一路"倡议背景下我国与 东盟汇率联动性研究

严佳佳 洪郑杭 苏毅鸿

摘要: "一带一路"倡议提出以来,我国与东盟汇率联动性得到进一步增强。本文选取 2011 年 1 月 3 日至 2017 年 12 月 28 日的日度数据,以 2013 年我国正式提出"一带一路"倡议为时间节点分阶段运用 Garch – Bekk 模型进行实证检验,并且提出相应的政策建议。

关键词: 汇率联动 "一带一路"倡议; Garch – Bekk 模型 DOI:10.14057/j.cnki.cn43-1156/f.2019.02.002

亚洲金融危机以来 我国与东盟的货币金融合作在汇率协调方面取得了显著成绩 记有文献大多得出支持汇率市场已经具有货币联动特征的结论(丁剑平等 2007; 张婧 2012; 李晓、赵雪 2013; 麦勇、陈欢 2016; 蔡彤娟等 2018)。学者们普遍认同我国于 2013 年提出的"一带一路"倡议进一步促进了我国与东盟双边贸易强度的提高和对汇率风险的规避,有利于汇率联动性的进一步增强。但是已有研究大多从定性分析入手,缺乏定量证据。基于此,本文利用 GARCH - BEKK 模型分段考察 2011 年至 2017 年日度数据以反映"一带一路"倡议对我国与东盟汇率联动性的影响。这既是对已有研究的延伸与补充,又对"一带一路"倡议的实施具有重要的理论价值和现实意义。

## 一、麦金农模型与多元 GARCH 展开

本文对麦金农(McKinnon 2006)的回归方程式进行扩展 如式(1)。波动系数主要反映我国汇率变动对东盟国家汇率影响程度 设 A 国货币变动率序列为  $y1=d\ln yA$  A 国货币变动序列为  $y2=d\ln yB$  A 其中 A A B 分别代表任意两个国家或者地区的汇率序列。

$$d \ln y 1 = a_1 + a_2 d \ln y 2 + a_3 d \ln y 3 + a_4 d \ln y 4 + \dots + a_{10} d \ln y 10 + a_{11} d \ln y 11 + u_t \tag{1}$$

本文采用多元 GARCH – BEKK 模型来描述我国与东盟国家汇率波动溢出效应 如式(2)。其中  $\varepsilon_i$  为均值方程残差项组成的  $2 \times 1$  矩阵  $H_i$  为  $\varepsilon_i$  相应的  $2 \times 2$  矩阵 ,表示条件残差在 t 时刻的方差 – 协方差。C 为下三角常数矩阵 ,B 代表GARCH 项的系数矩阵 ,A 代表 ARCH 项的系数矩阵。矩阵A 的元素  $a_{mn}$ 和矩阵 B 的元素  $b_{mn}$  (m=1 2 p=1 2) 分别表示市场 m 对市场 n 的 ARCH 和 GARCH 的溢出效应。

$$H_{t} = CC' + B^{T}H_{t-1}B + A^{T}\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{T}A$$

$$\varepsilon_{t} = v_{t}/\sqrt{H_{t}} \varepsilon_{t} | I_{t-1} \sim N(0 H_{t})$$
(2)

将式(2)进一步展开得到两个市场之间的波动溢出方差 模型如式(3):

$$H_{t} = \begin{bmatrix} h_{11}, & h_{12}, \\ h_{21}, & h_{22}, \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1}^{2}, & \varepsilon_{1}, & \varepsilon_{1} \\ \varepsilon_{2}, & \varepsilon_{1}, & \varepsilon_{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ \varepsilon_{2}, & \varepsilon_{2}, & \varepsilon_{2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11}, & h_{12}, & \varepsilon_{1} \\ h_{21}, & \varepsilon_{1}, & h_{22}, & \varepsilon_{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

$$(3)$$

其中 H, 为均值方程残差的 2\* 2 方差 - 协方差矩阵  $h_{11}$ ,代表市场 1 收益率变化的方差  $h_{22}$ ,代表市场 2 收益率变化的方差  $h_{12}$ ,表示市场 1 与市场 2 收益率之间的协方差  $h_{21}$ ,为市场 2 与市场 1 收益率之间的协方差。  $a_{ij}$ 、 $b_{ij}$ 、 $c_{ij}$  为待估参数。其中  $a_{ij}$ 代表 ARCH 效应 ,当 i=j 时,反应市场自身对自身趋势的反映速度,当  $i\neq j$  时,反映两个市场之间对互相的趋势变化反应速度。  $b_{ij}$ 代表 GARCH 效应,当  $i\neq j$  时,反应市场自身对自身波动影响的持久性,当  $i\neq j$  时,从两个市场相互之间对彼此波动影响的持久性。当  $i\neq j$  时,系数  $a_{ij}$ 和  $b_{ij}$ 反映了两个市场之间的波动溢出效应。从式(4) - (6) 可知 GARCH(1,1) 中  $var(y_{1,i})$  、 $var(y_{2,i})$  以及持续性参数  $b_{1}b_{2}$  可借助 BEKK 模型求得。

$$\operatorname{var}(y_{1:t}) = c_1^2 + b_1^2 \operatorname{var}(y_{1:t-1}) + a_1^2 \varepsilon_{1:t-1}^2$$
 (4)

$$\operatorname{var}(y_{1,t}) = c_2^2 + c_3^2 + b_2^2 \operatorname{var}(y_{2,t}) + a_2^2 \varepsilon_{2,t-1}^2$$
 (5)

$$cov(y_{1,i}y_{2,i}) = c_1c_2 + b_1b_2cov(y_{1,i-1}, y_{2,i-1}) + a_1a_2\varepsilon_{1,i-1}\varepsilon_{2,i-1}$$
(6)

利用式(7)、(8)可以分别求得波动(方差)序列的均值和方差,并且得到相关系数如式(9):

$$\overline{\operatorname{var}(y_{1_i})} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \operatorname{var}(y_{1_i})$$

$$\overline{\operatorname{var}(y_{2_i})} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \operatorname{var}(y_{2_i})$$
(7)

$$s_{1}^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (\operatorname{var}(y_{1,i}) - \overline{\operatorname{var}(y_{1,i})})^{2}$$

$$s_{2}^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (\operatorname{var}(y_{2,i}) - \overline{\operatorname{var}(y_{2,i})})^{2}$$
(8)

$$\rho_{\operatorname{var}(y_{1})\operatorname{var}(y_{2})} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left[ \left( \operatorname{var}(y_{1i}) - \overline{\operatorname{var}(y_{1i})} \right) \left( \operatorname{var}(y_{2i}) - \overline{\operatorname{var}(y_{2i})} \right) \right]}{s_{1}s_{2}}$$
(9)

3

#### 二、我国与东盟汇率联动性的实证研究

### (一)数据来源

本文选取的数据均来自于 wind 数据库,时间跨度为2011年1月3日至2017年12月28日,总观察值为984个。以"一带一路"倡议的推出为分界将时间段分为2011年至2013年与2014年至2017年两个阶段。ADF 检验结果显示(见表1),所有汇率数据在一阶差分均通过了平稳性检验。

表 1 单位根检验

	类型检验	ADF	5%的	1%的	结论	
变量	(C , , * )	统计量	临界值	临界值		
Dlny1	( C D D)	- 28. 016	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny2	( C D D)	- 13. 742	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny3	( C D D)	-20. 73978	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny4	( C D D)	-31. 14849	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny5	( C D D)	- 15. 83262	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny6	( C D D)	-28. 03966	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny7	( C D D)	-24. 91160	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny8	( C D D)	- 26. 61214	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny9	( C D D)	- 27. 65262	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny10	( C D D)	-21. 52093	-3.43	-2.86	平稳	
Dlny11	( C D D)	- 25. 27558	-3.43	- 2. 86	平稳	

注:1-11分别表示中国、缅甸、柬埔寨、越南、老挝、文莱、印尼、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国的货币。

### (二)实证检验结果

从波动系数(表 2) 可知 ,人民币的影响系数从 2011 - 2013 年 的 均值 0.3128% 变为 2014 - 2017 年 的 均值 0.7063%。人民币对东盟十国的货币影响程度有了很大的提升 进一步反映出人民币的强劲走势和稳定特性。其中马来西亚林吉特与人民币波动系数的增加较为明显 ,从 2011 - 2013 的 0.945% 上升至 2014 - 2017 的 2.2218%。根据 AW-IFT 在 2016 年 2 月公布的统计 ,马来西亚与我国内地和香港之间的人民币结算量年增速为 68% ,成为继美元之后最大的支付货币。

表 2 人民币与东盟十国货币汇率的波动系数

波动系数	2011 - 2013 年	2014 - 2017 年				
缅甸	0. 001979	0. 002986				
柬埔寨	-0.00038	-0.00032				
越南	-5.9E-05	0. 000976				
老挝	-0.00056	-0.00052				
文莱	0. 00567	0. 008923				
印尼	0. 00412	0. 017508				
马来西亚	0. 00945	0. 022218				
菲律宾	0. 007934	0. 011131				
新加坡	0. 005117	0. 009071				
泰国	0. 004326	0. 009559				
均值	0. 003129	0. 007063				

式(9) 中的 $\rho$ var( $y_1$ ,) var( $y_2$ ,) 主要用来衡量两种汇率 收益率方差之间是否存在一定的关联,揭示各个国家汇率收 益率是否存在一定的独立性或者依赖性。由表 3 可以看出,

人民币与东盟十国货币的方差序列相关性由 2011 - 2013 年的 0.00434 提升到 2013 - 2017 年的 0.009273 ,汇率收益率依赖性接近 1%。虽然远不及人民币与主要货币篮子的依赖性 但是这种提升表明各个市场的联系确实越来越紧密 ,人民币的影响和作用在该区域内不断提升。与表 2 一致的是 ,马来西亚林吉特与人民币波动方差序列相关系数提升程度最大 ,再次说明马来西亚可以成为我国与东盟优先开展更深层次货币合作的国家。

表 3 人民币与东盟十国货币汇率的方差序列相关系数

方差序列相关性	2011 - 2013 年	2014 - 2017 年			
缅甸	0. 011219	0. 003128			
柬埔寨	-0.00081	0. 00156			
越南	-0.00019	0. 001887			
老挝	- 0. 0006	-0.00033			
文莱	0. 005313	0. 016563			
印尼	0. 005865	0. 019967			
马来西亚	0. 012526	0. 028683			
菲律宾	0. 009352	0. 013362			
新加坡	0. 005153	0. 017608			
泰国	0. 005262	0. 011303			
均值	0. 00434	0. 009273			

由方差相关性(表4)可以看出,各个经济体货币汇率的方差相关性都在0.1以内表明各国汇率收益率方差之间不存在明显的相关性。笔者认为这主要是由于东盟十国的汇率制度并不一致,所参照国的参考货币权重设置也各不相同。

表 4 2014 - 2017 年我国与东盟十国货币汇率的方差相关性

	人民币	缅甸	柬埔寨	越南	老挝	文莱	印尼	马来西亚	菲律宾	新加坡	泰国
人民币	-	0.0030	0.0014	0.0019		0.0165	0.0199	0. 0287	0.0134	0.0173	0.0113
缅甸	0.003	-	0.0015	0.0054	- 0. 0013	0.0088	0.0016	0.0080		0.0068	0.0046
柬埔寨	0.0014	0.0015	-	0.0071	0.0079	0.0043	0.0085	0.0064	0.0035	0.0029	
越南	0.0019	0.0054	0.0071			-0.0027	0.0043	0.0018		0.0027	
老挝		-0.0013	0.0079				-0.0024	0.0043			
文莱	0.0165	0.0088	0.0043	0.0027		-	0.0345	0.0705	0.0529	0. 1264	0.0562
印尼	0.0199	0.0016	0.0085	0.0043	0.0024	0.0345	-	0. 1400	0.0459	0.0361	0.0346
马来西亚	0.0287	0.0080	0.0064	0.0018	0.0043	0.0705	0.1400	-	0.0646	0.0716	0.0530
菲律宾	0.0134		0.0035			0.0529	0.0459	0.0646	-	0.0530	0.0382
新加坡	0.0173	0.0068	0.0029	0.0027		0. 1264	0.0361	-0.0100	0.0530	-	0.0572
泰国	0.0113	0.0046				0.0562	0.0346	0.0530	0.0382	0.0572	-

注: 为了清晰 在 0.01 以下就没有输入列出。

协方差序列持续性参数主要用来表示未来两种货币汇率之间的联动性持续时间长度。从表 5 可以看出,人民币与东盟十国货币汇率的协方差序列持续性参数由 2011 - 2013 年均值为 0. 254456 上升到 2014 - 2017 年均值的 0. 277732 ,说明汇率联动性的持续性得到了增强。

表 5 我国与东盟十国货币汇率的方差序列持续性参数

方差序列相关性	2011 - 2013 年	2014 - 2017 年			
缅甸	0. 000775	0. 219943			
柬埔寨	0. 435233	0. 432631			
越南	-0.0307	0. 536635			
老挝	0. 288701	0. 167653			
文莱	0. 294694	0. 187856			
印尼	0. 378046	0. 176573			
马来西亚	0. 173085	0. 158637			

方差序列相关性	2011 - 2013 年	2014 - 2017 年		
菲律宾	0. 169882	0. 153862		
新加坡	0. 291077	0. 163875		
泰国	0. 224587	0. 175686		
均值	0. 254456	0. 277732		

从表 6 可以看出 中国与东盟十国间的货币的协方差持续性参数普遍都在 0.5 左右。虽然各国货币联动的持续性总体并不显著 但是缅甸、老挝、文莱的货币协方差持续性参数较大 表明将会在较长的一段时间里保持稳定关系。

表 6 我国与东盟十国货币汇率的协方差持续性

	人民币	缅甸	柬埔寨	越南	老挝	文莱	印尼	马来西亚	菲律宾	新加坡	泰国
人民币	-	0. 2199	0. 4326	0.5366	0. 1677	0. 1879	0. 1776	0. 1586	0.1539	0. 1639	0. 1757
缅甸		-		0. 7323	0. 9326	0. 9598	0.6234	0. 2358		0.6774	0.5656
柬埔寨			-	0. 6467	0. 5732	0. 2376	0. 5878		0.5643	0.6764	0. 6585
越南				-		0.6767	0.5657	0.7646		0. 5663	
老挝					-	0.9187	0.5676	0.5646			
文莱						-	0.5768	0. 2343	0.3367	0.5646	0.6772
印尼							-	0. 2256	0.6732	0. 5763	0. 2765
马来西亚								-	0.3253	0. 7892	0. 2367
菲律宾									-	0. 5632	0. 6523
新加坡										-	0.5632
泰国											-

注: 为了清晰 在 0.1 以下就没有输入列出。

综上所述 随着"一带一路"倡议的推进,人民币与东盟十国货币汇率的波动系数、协方差持续性参数、方差序列相关性系数等指标不断得到提升。根据 SWIFT 在 2016 年 2 月公布的统计,人民币在东盟的投资渠道相继拓宽。融资功能也逐渐强化。东盟已经成为人民币合格境外机构投资者计划(RQFII)重要试点,目前可供东盟申请的 RQFII 投资额度高达 2000 亿元人民币,占全球额度约 17%。约半数东盟的中央银行已经将人民币纳入外汇储备,并表示会逐渐增加人民币的储备。随着我国与东盟十国的经济合作日益增进,汇率稳定对经济发展的作用将日益显现,人民币与东盟十国汇率的联动性必将越来越密切。

### 三、政策建议

东盟是我国对外贸易和投资的亲密伙伴,对我国"一带一路"倡议的成功推进具有极其重大的意义。加强研究我国与东盟的汇率联动问题是十分迫切的课题,基于此,本文提出相应的政策建议。

- 1. 深化人民币汇率改革 维护人民币币值稳定以增强东盟十国对人民币的信心。币值稳定有利于扩大人民币海外市场 增加以人民币计价的国际贸易份额 稳步推进人民币国际化进程。鉴于东盟在我国贸易的地位呈逐渐上升态势,可以调整增加东盟十国货币在人民币汇率篮子中的权重,以此促进我国与东盟贸易的进一步发展。
- 2. 在东盟建立人民币离岸市场 拓宽人民币跨境流动渠道 推动人民币良性国际循环。在新加坡已经成为东盟人民币交易中心的经济优势和连接我国与东盟的地理优势背景下 利用新加坡发达的金融体系开发创新性的人民币离岸金融产品 可以满足我国与东盟十国贸易和直接投资等人民币

金融业务的需求。因此 在新加坡发展人民币离岸市场应当成为东盟人民币业务的集聚地。

- 3. 把握东盟与我国率先建立自由贸易区的契机,扩大 CMIM 下的双边货币互换规模,并由双边机制向多边机制发展。虽然东盟在"大国平衡"战略的驱使下与多个发达国家进行了经济合作,但是其与我国的合作层次最高,也最先正式启动了自由贸易区。我国应抓住这一先机,在"东盟 + X"模式中占领制高点,深化双边合作。目前,在 CMIM 下我国与东盟各国的货币合作仅局限于双边合作,而且我国只与东盟国家中的新加坡、马来西亚和印度尼西亚签署了货币互换协议,并且规模也不大。未来我国应积极推动与更多的东盟国家签署更大规模的货币互换协议,并努力将 CMIM 下的我国与东盟各国货币互换的双边机制扩大为区域多边机制,建立起一个完整的区内货币互换框架,以使 CMIM 发挥实质性作用。
- 4. 深化我国与东盟汇率协商及联动机制,逐步降低对"美元体制"的依赖程度。鉴于短期内我国与东盟各国无法摆脱对"美元体制"依赖的局面,我国与东盟货币合作的一个现实目标是强化汇率协调机制,减少区域内汇率波动的离散性以应对外部冲击。因此,各经济体应在保持现有汇率制度的基础上,逐步采取措施弱化本币对美元的实际盯住,扩大对美元的波动幅度。同时,各国货币当局在实际操作中应进行适当干预,以稳定区内双边汇率水平,避免发生危机时各国采取"以邻为壑"的汇率政策。一旦发生纠纷,应当积极加强与国际性组织的联系,发挥国际金融组织的协调管理作用,为我国与东盟货币合作的顺利进行提供保证。
- (1.2. 福州大学经济与管理学院 福建 福州 350116; 3. 福州外语外贸学院财金学院 福建 福州 350202) 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》国际金融研究 2007.7.
- [2] 张婧,《亚洲国家汇率决定: 基于汇率联动可行性的分析》,上海金融 2012. 2.
- [3] 李晓、赵雪、《美元体制下东亚经济体汇率的联动关系: 现状及变化趋势》、东北亚论坛 2013.5.
- [4] 麦勇、陈欢,《汇率制度改革与人民币汇率联动的特征研究》,世界经济研究 2016.11.
- [5] 蔡彤娟、林润红、《人民币与"一带一路"主要国家货币 汇率动态联动研究》国际金融研究 2018. 2.
- [6] 罗纳德·麦金农著,王信、何为译,《麦金农经济学文集》,中国金融出版社,2006年.

资助项目: 福建省中国特色社会主义理论体系研究中心 2018 年项目《创新"一带一路"货币合作机制研究》(编号: FJ2018ZTB046)

(责任编辑:魏书传)