

人民币汇率与RCEP主要成员 国货币汇率动态联动性研究

万正晓,倪 阳

(苏州科技大学 商学院,江苏 苏州 215009)

摘要:运用VAR-DCC-MVGARCH-BEKK模型对人民币汇率与RCEP主要成员国货币汇率之间的动态联动性进行研究。研究结果显示,人民币汇率对RCEP各主要成员国货币汇率具有一定辐射作用;均值溢出效应显著,动态相关系数总体为正,整体上存在双向波动溢出并有一定联动持续性。但人民币汇率与多国货币汇率动态相关系数波动性较大,同时与部分国家之间波动溢出效应不显著,联动持续性仍有待加强。表明人民币RCEP区域内认可程度与区域内国际化水平仍有待提高。据此,提出加强与RCEP各成员国之间的货币合作力度、加快形成与RCEP成员国之间双向直接投资新格局、着重完善海外人民币回流机制和投资功能、加速人民币跨境支付系统建设等政策建议。

关键词:人民币;RCEP;汇率动态联动性;VAR-DCC-MVGARCH-BEKK模型

文章编号:1003-4625(2020)09-0018-08 **中图分类号:**F832.6 **文献标识码:**A

一、引言

RCEP即区域全面经济伙伴关系协定(Regional Comprehensive Economic Partnership),是由东盟十国发起,邀请中、日、韩、澳、新5国共同参加,通过削减关税壁垒以及非关税壁垒,建立西太平洋地区15国统一市场的自由贸易协定。RCEP覆盖人口约22亿人,成员国GDP总量占全球近30%,贸易额占世界总贸易额约25%,是当今世界上覆盖人口最多,也是最具发展潜力的自贸区。当前,人民币国际化在RCEP成员国中已取得一定进展:我国已经与日本、韩国、澳大利亚、新西兰、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国等9个国家签署双边本币互换协议;给予日本、韩国、澳大利亚、马来西亚、新加坡、泰国等6个国家RQFII额度;并在日本、韩国、澳大利亚、柬埔寨、老挝、马来西亚、新加坡、泰国等8个国家设立了人民币清算行。可以预见的是,RCEP的签署将加速区域一体化整合,加强区域内各国之间的经贸联系,进一步促进区域内各国之间进行双向直接投资、扩大双边本币结算规模与双边本币互换规模,从而提高RCEP区域内各大经济体区域影响力,增强其货币区域国际化水平与贸易结算地

位。因此,RCEP的落地不仅会对我国新一轮高水平对外开放起到重要推动作用,亦是推动人民币国际化进程的重要契机。而在此进程中,如何加强人民币汇率与RCEP主要成员国货币汇率之间的联动关系并提升人民币区域影响力则成为重要课题。

在此背景下,本文对人民币汇率与日本、澳大利亚、印度尼西亚、韩国、马来西亚、新加坡、泰国等7个RCEP主要成员国货币汇率动态联动关系及其变动情况进行实证检验,并对人民币汇率与RCEP主要成员国货币动态联动特征以及人民币对RCEP各主要成员国的影响力进行实证分析,基于此,就如何促进人民币在RCEP中发挥更加积极的作用,如何进一步提高区域内人民币的认可程度进行探讨。这对于提高人民币区域国际化水平以及推动人民币国际化进程具有重要的现实意义。

二、文献综述

对于汇率联动性的研究,西方学者起步较早,研究方法也随着研究内容的深入推陈出新。“联动”这一概念最早由Lucas和Robert(1977)^[1]提出,意为在某一经济周期中不同的宏观经济变量所具有的共性变化趋势,而在汇率研究中,联动则意为各国货币汇

收稿日期:2020-05-21

基金项目:本文为江苏省社会科学基金一般项目“基于价值链重构的江苏省战略性新兴产业创新生态系统演化机理研究”(18EYB016)的阶段性成果。

作者简介:万正晓(1960—),男,河南洛阳人,教授,研究方向为金融理论、资本市场和汇率理论;倪阳(1995—),男,江苏扬州人,硕士研究生,研究方向为资本市场和汇率理论。

率波动中所呈现的共性变化趋势。Baillie 和 Bollerslev (1989)^[2]首次将 Granger (1986)^[3]针对非平稳时间序列的研究所提出的协整分析方法运用到了外汇市场的实证研究之中。Engle (1982)^[4]针对时间序列变量的波动性特征提出了 ARCH (自回归条件异方差) 模型,在此基础上, Bollerslev (1986)^[5]进一步将 ARCH 模型推广为 GARCH 模型,丰富了汇率联动性研究的计量工具,并为国内外研究人员所广泛采用。Frankel 和 Wei (1994)^[6]提出了隐含货币篮子回归方法,对日元、美元与东亚各国货币汇率联动性进行实证分析,研究结果表明,相较日元,东亚各国货币汇率联动性与美元更为紧密。Hurley 和 Santos (2001)^[7]运用方差分解模型与脉冲响应函数对东盟成员国货币汇率之间的联动关系进行研究,研究发现东盟国家在亚洲金融危机以后,正朝着更加紧密的经济联系和贸易一体化发展,各国货币汇率之间的稳定正成为区域政策关注重点。Mizuno 等 (2006)^[8]通过层次树法与最小生成树法对外汇市场货币联动性进行实证研究,得出结论:货币的联动性具有显著的地理邻近属性,货币联动性与地理距离之间呈负相关。Shu 等 (2015)^[9]采用外部货币模型对人民币汇率与亚太地区各国货币汇率联动性进行研究,发现人民币汇率对亚太各国货币汇率都存在一定影响力,且人民币离岸市场对在岸市场具有一定导向功能。Mai 等 (2018)^[10]利用相关矩阵和理论信息流方法对全球外汇网络结构进行研究,研究发现:美国对全球外汇市场都有重要影响,而欧元对亚洲货币影响很大,且东亚货币与欧元汇率联动性更强。

伴随着人民币国际化的发展,国内学者对于汇率联动性的研究也逐步深入。目前国内研究人员多采用两类研究方法进行货币汇率之间联动性的实证研究:一类是“货币锚”法,另一类是 GARCH 类方法。“货币锚”是指通过检验人民币在区域内国家货币篮子中的权重以分析人民币能否成为区域内的“锚货币”的一类实证方法。李晓和丁一兵 (2009)^[11]借鉴 Frankel 和 Wei (1994)^[6]的隐含货币篮子回归方法,对人民币、美元、欧元、日元与东亚其他货币之间的联动关系进行实证研究,研究认为人民币具有成为东亚各国货币的“锚货币”的潜力。石建勋等 (2011)^[12]采用 VECM 脉冲响应分析模型,从多边汇率视角出发,对人民币汇率与其他东亚货币汇率之间的联动性进行实证分析,进而提出人民币成为东亚“货币锚”可能实现的途径。方霞和陈志昂 (2009)^[13]选取 G-PPP 模型对 2008 年金融危机前后人民币在东亚地区是否具有隐形“货币锚”功能进行

实证研究,研究表明东亚各经济体货币在金融危机后呈现锚定人民币的趋势。近年来,GARCH 类研究方法被国内学者广泛采用。伍戈和裴诚 (2012)^[14]运用 AR-GARCH 模型对 CNY、CNH 与 NDF 三个人民币市场之间的联动关系进行实证分析,实证结果表明 CNY 市场对 CNH 市场的汇率波动有引导作用,且 CNY 市场和 CNH 市场的人民币汇率波动会对 NDF 市场产生影响。王中昭和杨文 (2012)^[15]通过 VAR-DCC-MVGARCH 模型与结构突变模型对人民币汇率对东盟各国货币汇率之间的关联性、传导性与结构突变性进行检验,检验结果表明人民币与东盟国家货币之间汇率波动传导的有效性逐步增强,区域货币联动趋势逐步呈现。蔡彤娟和陈丽雪 (2017)^[16]运用 VAR-GARCH-BEKK 模型对人民币汇率与港澳台货币汇率之间的联动性进行实证检验,研究结果显示美元仍然是影响港澳台货币汇率波动的最主要因素。唐文琳等 (2019)^[17]采用 VAR-DCC-MVGARCH 模型,对人民币汇率与东盟国家货币汇率之间的联动关系进行实证分析,实证结果显示:人民币汇率对东盟中实行非固定汇率制度国家的货币汇率的影响力长期来看呈现提升状态,但是在短期中具有较大的波动性。

在总结与吸取国内外学者已有研究成果的基础上,本文的主要贡献在于以下几点。一是现有学者研究成果多集中于人民币汇率与美元、日元、欧元等主要国际货币汇率或是与东亚区域国家货币汇率、东盟国家货币汇率之间的联动关系进行研究,本文则选取了 RCEP 这一研究对象,考察人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率的联动性,扩大了研究范围,涵盖了西太平洋地区的主要国家。二是选取 VAR-DCC-MVGARCH-BEKK 模型对人民币汇率与 RCEP 主要成员国汇率之间汇率波动的动态联动关系进行实证研究。VAR-DCC-MVGARCH 模型与 VAR-GARCH-BEKK 模型被广泛运用于各国汇率之间联动性研究,作为 VAR-DCC-MVGARCH 模型与 VAR-GARCH-BEKK 模型的改进模型,VAR-DCC-MVGARCH-BEKK 模型对汇率联动性的研究视角进行了进一步的丰富,该模型能够通过均值溢出效应、动态相关性、波动溢出效应与汇率联动持续性等四个方面对各国汇率之间的联动性进行较为全面的考察,因此引入 VAR-DCC-MVGARCH-BEKK 模型进行实证分析。三是通过人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率之间动态联动性的研究,从而对人民币汇率对 RCEP 各主要成员国货币汇率的辐射作用以及汇率波动传导的有效性进行分析,基于

此,进一步探讨人民币对RCEP主要成员国的影响力,提出进一步发挥人民币区域影响力与提高人民币区域货币地位的建议对策,为提高RCEP区域内人民币国际化水平提供理论基础与政策建议。

三、研究设计

(一)模型设定

外汇市场中,不同国家货币汇率波动之间存在着一定的动态联动性,为较好地刻画不同国家汇率之间的动态联动性特征,有效地控制估计参数个数并确保其条件方差—协方差矩阵的正定性^[18],我们选取Engle等(2006)^[19]提出的DCC-MVGARCH模型对人民币汇率与RCEP各主要成员国货币汇率之间的动态联动性进行测度。为解决各国货币汇率变量数据与其滞后期间存在着的相互影响与相互制约作用,参考王中昭和杨文(2014)^[15]以及蔡彤娟和林润红(2018)^[18]等学者的研究方法,将VAR模型纳入DCC-MVGARCH模型框架中,构建VAR-DCC-MVGARCH模型,以对人民币汇率与RCEP各主要成员国货币汇率之间的动态联动性进行测度和刻画。模型具体形式如下所示:

$$\lambda_{i,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \lambda_{i,t-j} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\varepsilon_i | \Phi_{t-1} \sim N(0, I_t) \quad (2)$$

$$I_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{i_{1t}}, \dots, \sqrt{i_{jt}}) \quad (4)$$

$$R_t = P_t^* - {}^1P_t P_t^* - {}^1P_t^* = \text{diag}(\sqrt{p_{11t}}, L, \dots, \sqrt{p_{jtt}}) P_t = (P_{mn})_{j \times j} \quad (5)$$

$$P_{mnt} = \overline{p_{mnt}} + \sum_{h=1}^H \alpha_h (\varepsilon_{m,t-1} \varepsilon_{n,t-1} - \overline{p_{mnt}}) + \sum_{l=1}^L \theta_l (P_{mn,t-1} - \overline{p_{mnt}}) \quad (6)$$

其中, $\lambda_{i,t} = (\lambda_{1,t}, \lambda_{2,t}, \dots, \lambda_{j,t})$, $\lambda_{i,t}$ 为 t 时期第 i 个国家的汇率向量; Φ_{t-1} 为 $t-1$ 时期信息集, I_t 为条件协方差矩阵, R_t 为动态相关系数矩阵, D_t 为 GARCH 模型计算得出的时变标准差所组成的对角矩阵; $\overline{p_{mnt}}$ 为非条件相关系数, α_h 和 θ_l 为 DCC 模型的系数, h 和 l 为滞后阶数, α_h 为滞后 h 期残差乘积对动态相关系数的影响, θ_l 为滞后 l 期的条件异方差系数;同时规定 $\alpha_h \geq 0$, $\theta_l \geq 0$, $\sum_{h=1}^H \alpha_h + \sum_{l=1}^L \theta_l \leq 1$, 以保证 I_t 矩阵的正定性。

考虑到 DCC-MVGARCH 模型只能考察不同国家货币汇率之间的动态联动性特征,而无法对人民币汇率与各国货币汇率之间的波动溢出效应进行定量分析,因此,进一步引入由 Engle 和 Kroner (1995)^[20]所提出的 BEKK-GARCH 模型来对人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率之间的波动溢出

效应进行实证分析。BEKK-GARCH 模型具体形式如下所示:

$$I_t = CC^T + A(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T) A^T + B I_{t-1} B^T \quad (7)$$

$$I_t = \begin{bmatrix} I_{11,t} & I_{12,t} \\ I_{21,t} & I_{22,t} \end{bmatrix} \quad C_t = \begin{bmatrix} C_{11,t} & C_{12,t} \\ 0 & C_{22,t} \end{bmatrix} \quad A_t = \begin{bmatrix} A_{11,t} & A_{12,t} \\ A_{21,t} & A_{22,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

其中, A 、 B 分别表示 A 国和 B 国货币汇率收益率, $Y_A = \text{diag}(A)$, $Y_B = \text{diag}(B)$ 。根据 (7) 式和 (8) 式,将 (3) 式中 I_t 以如下方式展开:

$$i_{11,t} = c_{11}^2 + c_{12}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{12} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 i_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12} i_{12,t-1} + b_{12}^2 i_{22,t-1} \quad (9)$$

$$i_{12,t} = i_{21,t} = c_{12}c_{22} + a_{11}a_{21} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{11}a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{21} i_{11,t-1} + (b_{11}b_{12} + b_{12}b_{21}) i_{12,t-1} + b_{12}b_{22} i_{22,t-1} \quad (10)$$

$$i_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{21}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{21}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{21}^2 i_{11,t-1} + 2b_{21}b_{22} i_{12,t-1} + b_{22}^2 i_{22,t-1} \quad (11)$$

式(9)一式(11)中 $i_{11,t}$ 与 $i_{22,t}$ 分别为 A 国和 B 国货币汇率收益率方差, $i_{12,t}$ 为两国货币汇率收益率之间的协方差, A 和 B 中主对角线元素 a_{ii} 、 b_{ii} 分别表示 ARCH 型波动溢出效应—波动集聚性与 GARCH 型波动溢出效应—波动持续性,次对角线元素 a_{ij} 、 b_{ij} ($i \neq j$) 分别表示 AB 两国货币汇率间 ARCH 型波动溢出效应—冲击传导性与 GARCH 型波动溢出效应—波动传导性。

(二)变量选取与数据来源

RCEP 发起于 2012 年,同时考虑到人民币国际化在 RCEP 区域内国家中的发展进程、RCEP 各成员国经济发展水平以及各国货币汇率数据的可得性与共线性问题,除中国外,选取日本、澳大利亚、印度尼西亚、韩国、马来西亚、新加坡、泰国等 7 个 RCEP 主要成员国 2012 年 1 月 3 日至 2019 年 12 月 30 日货币汇率日数据作为研究对象进行实证研究。汇率数据均来源于 IMF Exchange Rate Archive 中发布的 2012 年 1 月 3 日至 2019 年 12 月 30 日汇率日交易数据,对部分交易日缺失数据取前后交易日平均值,共得到 8 国 1996 个交易日共计 15968 个样本数值。运用 EViews10.0 软件对所选取各国货币汇率数据进行对数化处理,并对对数化处理结果取一阶差分,作为各国货币汇率收益率。

考虑到美元作为当今最重要的世界货币,美元汇率波动对于 RCEP 各成员国货币汇率都会产生一定程度的影响,如不剔除美元汇率对各国汇率的影响,可能会对人民币汇率与 RCEP 其余成员国汇率

之间的动态联动性产生高估,因此,我们借鉴蔡彤娟和林润红^[18]与唐文琳等^[17]的研究思路,运用“货币锚”模型方程的变形形式进行运算,以剔除美元汇率波动对各国汇率的影响。

将计算得到的RCEP各成员国汇率收益率分别对美元汇率收益率进行辅助回归,辅助回归方程为:

$$DLC_t = \beta DLU_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中 DLC_t 表示 t 时期所选取国家的货币汇率收益率, DLU_t 为 t 时期美元收益率。回归结果中的残差即为各国汇率波动中独立于美元汇率的部分,以计算所得残差序列替代原各国货币汇率收益率进行实证检验,即可剔除美元汇率对RCEP主要成员国货币汇率波动影响,剔除美元影响后的变量名称与符号如表1所示。

表1 剔除美元汇率影响后各国货币汇率收益率变量名称与符号

货币种类	货币代码	货币汇率收益率
人民币	CNY	RDLC
日元	JPY	RDLJ
澳元	AUD	RDLA
印尼盾	IDR	RDLI
韩元	KRW	RDLK
马来西亚林吉特	MYR	RDLM
新加坡元	SGD	RDLS
泰铢	THB	RDLT

四、基于VAR-DCC-MVGARCH-BEKK模型的汇率动态相关性检验

(一)描述性统计与ARCH效应检验

进行实证分析前先对前文计算所得的各国货币汇率收益率数据进行平稳性检验与ARCH效应检验。运用EViews10.0软件对各国货币汇率收益率数据分别进行JB统计量检验和ADF单位根检验,检验结果如表2所示。可以发现:从标准差数值来看,除澳大利亚标准差值略高,为0.2913,波动幅度相对较大外,其余各国货币汇率收益率标准差值均小于0.01,波动较小;从JB统计量来看,各国货币汇率收益率序列数据皆显著拒绝原假设,均不服从正态分布;从偏度数值与峰度数值来看,所有国家货币汇率收益率序列的偏度值特征都表明其分布具有明显的不对称性,同时各序列峰度值都大于3.6,这显示出各国货币汇率收益率数列分布相较于正态分布而言呈现显著的“尖峰厚尾”特征,表明可能存在ARCH效应。进一步地,为了明确各国货币汇率收益率序

列是否具有ARCH效应,运用Stata14软件对所选取的8国货币汇率收益率进行ARCH效应检验,检验结果显示各国货币汇率收益率数据均显著拒绝原假设,数据具有显著的ARCH效应,因此适于采用DCC—MVGARCH与BEKK—GARCH模型进行实证检验。

表2 描述性统计

残差	偏度	峰度	标准差	JB值	P1	ADF值	P2
RDLJ	-0.4547	10.8148	0.0053	5145.2750	0.0000	-47.0344	0.0001
RDLA	0.2276	3.6962	0.0054	57.5533	0.0000	-48.6654	0.0001
RDLI	-0.1180	993.1992	0.2913	81503607.0000	0.0000	-20.7340	0.0000
RDLK	-0.0836	987.6894	0.0783	80599108.0000	0.0000	-21.6219	0.0000
RDLM	-0.1092	8.9552	0.0041	2951.9850	0.0000	-44.4306	0.0001
RDLS	0.0637	5.1085	0.0026	370.8969	0.0000	-53.1506	0.0001
RDLT	-0.1331	6.0753	0.0026	792.0248	0.0000	-41.5083	0.0000

注:P₁为JB值P值,P₂为ADF值P值

(二)VAR模型最优滞后阶数检验

首先选取VAR模型对人民币汇率与各国货币汇率之间是否存在均值溢出效应进行实证检验,以讨论人民币汇率波动是否会对RCEP各主要成员国货币汇率产生影响,以及人民币汇率波动是否会对RCEP各主要成员国货币汇率波动产生引导作用。运用Stata14软件对人民币汇率收益率与RCEP各主要成员国货币汇率收益率数据逐个通过VAR模型进行实证检验,VAR模型估计结果如表3所示。由表3中估计结果可知:人民币汇率与日元、印尼盾、韩元、马来西亚林吉特、新加坡元和泰铢等货币汇率在滞后一阶的情况下存在显著的均值溢出效应;人民币汇率与澳元汇率在滞后两阶的情况下存在显著的均值溢出效应。这反映出人民币汇率对RCEP各主要成员国货币汇率都已经产生一定辐射作用,表明人民币汇率与RCEP主要成员国货币汇率之间存在联动性,人民币汇率的波动会对RCEP主要成员国货币汇率的波动产生引导效应,即人民币汇率的调整会引起RCEP区域内其他成员国货币汇率也进行一定的调整。

表3 VAR模型最优滞后阶数

货币汇率收益率	最优滞后阶数
RDLC-RDLJ	1
RDLC-RDLA	2
RDLC-RDLI	1
RDLC-RDLK	1
RDLC-RDLM	1
RDLC-RDLS	1
RDLC-RDLT	1

(三) 基于 DCC-MVGARCH 模型的动态相关系数检验

基于前文 VAR 模型的计算结果,进一步引入 DCC-MVGARCH 模型对人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率之间的动态相关系数进行实证检验。前文 VAR 模型的估计结果已经确定了人民币汇率与 RCEP 各主要成员国货币汇率之间 ARCH 项与 GARCH 项的最优滞后期数,因此,直接使用 Stata14 软件通过 VAR-DCC-MVGARCH 模型来对人民币汇率与 RCEP 各主要成员国货币汇率动态联动性进行计量分析。首先对 GARCH 模型进行参数估计,接着对 DCC 模型进行极大似然估计。DCC 模型参数估计结果如表 4 所示。

表 4 DCC-MVGARCH 模型参数估计结果

货币汇率收益率	α	θ	$\alpha+\theta$
RDLC-RDLJ	0.0064**	0.9931***	0.9995
RDLC-RDLA	0.0053***	0.9893***	0.9946
RDLC-RDLI	0.0279***	0.8972***	0.9251
RDLC-RDLK	0.0501***	0.8513***	0.9014
RDLC-RDLM	0.0435*	0.4406*	0.4441
RDLC-RDLS	0.0063**	0.8115***	0.8115
RDLC-RDLT	0.0063***	0.9646***	0.9709

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著

如表 4 中 DCC 模型估计参数所示:人民币与各国货币 α 值与 θ 值均显著异于 0,并满足 $\alpha+\theta<1$ 的约束条件,说明前期标准化均值残差数值对滞后期动态相关系数的影响较为显著。 α 与 θ 的估计系数分别代表前期随机干扰项对人民币与 RCEP 主要成员国货币当前汇率动态相关系数的影响程度以及人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率的前期动态相关系数对当前动态相关系数的影响程度。分析发现,各国货币 θ 值均大于 α 值,其中,除马来西亚林吉特的 θ 值略低,为 0.4406 外,其余各国货币的 θ 值均超过 0.8100,这表明当前人民币汇率与各国货币汇率动态相关系数受到前期动态相关系数的影响程度要远大于受到前期外部随机扰动项的影响程度。同时,除马来西亚货币汇率受前期动态相关系数影响略小外,日本、澳大利亚、印度尼西亚、韩国、新加坡和泰国货币汇率与人民币汇率的动态相关系数受到前期动态相关系数的影响较为显著,且影响具有较强的持续性。

为进一步对人民币汇率与 RCEP 各主要成员国货币汇率之间汇率传导的有效性进行考察,通过人民币汇率与 RCEP 各主要成员国货币汇率动态相关系数图进行分析,动态相关系数图见图 1。从 DCC—

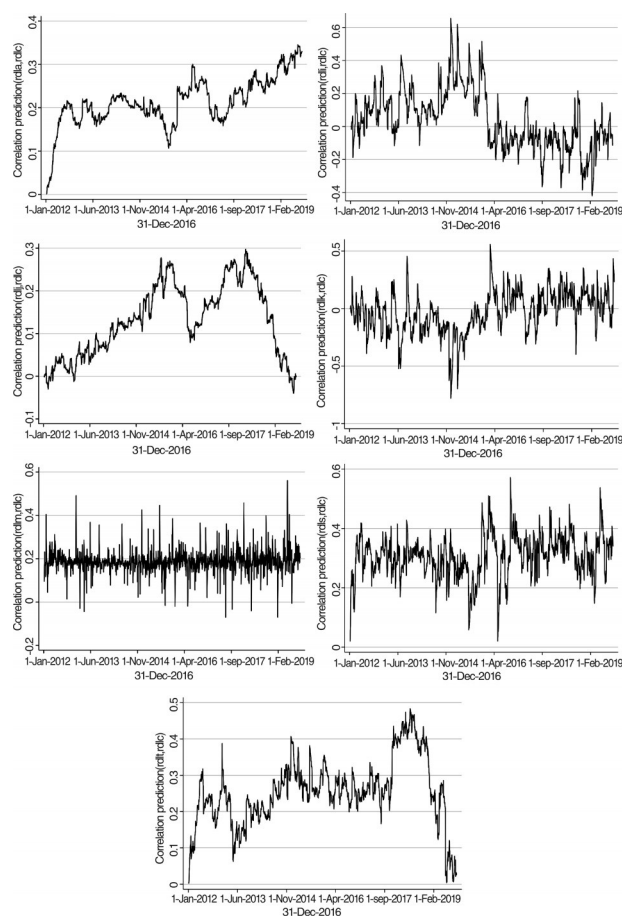


图 1 人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率动态相关系数图

MVGARCH 模型计算得出的动态相关系数来看,人民币汇率与澳大利亚元汇率的相关性在研究期间内保持上升趋势,由 2012 年之初的 0 上升至 2019 年年初的超过 0.3,其中人民币汇率与澳大利亚汇率的动态相关系数在 2015 年年底与 2016 年年底出现过两次下滑,但是并不改变其动态相关整体的上升趋势。日元汇率和泰铢汇率与人民币汇率之间的动态相关系数走势相近,动态相关系数整体上呈现为倒“U”形走势,人民币汇率与日元汇率的动态相关系数在研究期间共计出现了两次波峰,分别出现在 2015 年年底与 2017 年年底,在 2017 年年底达到峰值 0.3 之后一直呈下降态势,于 2019 年年初跌至负相关后旋即回升;人民币汇率与泰铢汇率之间的动态相关系数在 2012—2018 年年底呈现波动上升趋势,于 2018 年年底达到波峰,其相关系数接近 0.5,随后两国货币汇率之间动态相关系数逐步走低,2019 年度中,其动态相关系数值在 0—0.1 中震荡。人民币汇率与马来西亚林吉特汇率之间动态相关系数整体较为稳定,始终围绕在 0.2 左右上下波动,同时可以看到马来西亚林吉特汇率极易受人民币汇率瞬时冲击影

响。人民币汇率与印尼盾、韩元、新加坡元汇率之间动态相关系数波动性较大,人民币汇率与印尼盾汇率、韩元汇率、新加坡元汇率分别在-0.4—0.7、-0.8—0.6、0—0.6之间震荡。其中,人民币汇率与印尼盾汇率在2015年年初出现两次波峰,在2017年年底、2018年年初、2018年年底与2019年年初出现四次波谷;人民币汇率与韩元汇率在2014年年初、2016年年中与2019年年底出现三次波峰,在2015年年初出现两次波谷;人民币汇率与新加坡元汇率分别在2015年年初与2016年年中出现两次波谷并都在之后出现了波峰,同时在2019年年中亦出现一次波峰。

整体来看,人民币汇率与上述7国的货币汇率动态相关系数,除与澳大利亚货币汇率的动态系数保持上升趋势之外,与其他6国货币汇率的动态系数波动性皆较强。分析发现,除印度尼西亚与韩国外,其余诸国货币汇率动态系数均整体上为正,大致处于0—0.7之间,印度尼西亚与韩国总体上也在-0.8—0.8之间震荡,说明人民币汇率与RCEP主要成员国汇率之间的动态相关系数在总体上呈正相关,表明人民币汇率波动对RCEP主要成员国货币汇率波动具有一定正向溢出作用。同时可以看到人民币与RCEP区域内7个主要成员国货币动态相关系数都处于波动性较大的状态,由此可见,要使人民币汇率与RCEP各成员国货币汇率之间的相关性达到相对稳定的状态,仍须经历较长过程。

(四)基于BEKK-GARCH模型的波动溢出效应检验
进一步地,为对人民币汇率与RCEP主要成员

国货币汇率之间波动溢出效应进行实证研究,选取BEKK-GARCH模型运用MATLAB软件进行估计,估计结果如表5所示。由BEKK-GARCH模型估计结果可以看到,人民币汇率与日本、澳大利亚、印度尼西亚、韩国、马来西亚、新加坡、泰国等国货币汇率之间的估计系数 a_{11} 、 a_{12} 、 a_{21} 、 a_{22} 、 b_{11} 、 b_{12} 、 b_{21} 、 b_{22} 均显著异于0,由BEKK模型可知,矩阵A与矩阵B主对角线元素 a_{11} 、 a_{22} 、 b_{11} 、 b_{22} 均不为0,表明人民币汇率与各国货币汇率之间存在时变方差性特征;矩阵A与矩阵B副对角线元素 a_{12} 、 a_{21} 、 b_{12} 、 b_{21} 均不为0,则表明人民币汇率与各国货币汇率之间存在双向波动溢出现象。矩阵B中主对角线元素 b_{11} 与 b_{22} 反映人民币汇率与各国货币汇率之间波动溢出效应的持续时长,以 $b_{11} \times b_{22}$ 计算所得数值对人民币汇率与RCEP各主要成员国货币汇率波动持续效应进行刻画, $b_{11} \times b_{22}$ 之值达到0.8以上表明波动持续性较强。从表5中的计算结果可以看到:人民币与日元、马来西亚林吉特之间的 $b_{11} \times b_{22}$ 数值超过0.8,与日元、泰铢之间的 $b_{11} \times b_{22}$ 数值超过0.8,与印尼盾和韩元之间的 $b_{11} \times b_{22}$ 数值较小,分别为0.4550与0.2762。这表明人民币汇率与日本、马来西亚货币汇率之间的联动持续性较强,与澳大利亚、马来西亚、新加坡、泰国货币汇率之间存在一定的联动持续性,与印度尼西亚和韩国货币汇率之间的联动持续性较弱。总体来看,人民币汇率与RCEP主要成员国汇率之间的联动性已存在一定持续性,但是印度尼西亚、韩国等国货币汇率联动的持续性较弱。

表5 BEKK-GARCH模型估计结果

货币	a_{11}	a_{12}	a_{21}	a_{22}	b_{12}	b_{21}	$b_{11} \times b_{22}$
RDLC-RDLJ	0.4188***	-0.1294***	0.0288***	0.2461***	0.1310***	-0.0398***	0.8086
RDLC-RDLA	0.1818***	0.0111***	-0.0220***	0.4544***	-0.0105***	0.0360***	0.7922
RDLC-RDLI	0.2249	-0.0010	-0.0001***	0.2248***	-0.0001	0.0008	0.4550
RDLC-RDLK	0.0591***	-0.0003***	-0.0511***	0.4820***	-0.0001***	-0.0523	0.2762
RDLC-RDLM	0.4460***	0.0705***	-0.1735***	0.2109***	-0.0418***	0.0984***	0.8039
RDLC-RDLS	0.6399***	0.0164***	0.0460***	0.2225***	-0.0065***	0.0544***	0.7128
RDLC-RDLT	0.4622***	-0.0233***	0.0171***	0.2734***	0.0038***	0.0063***	0.7628

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著

进一步对人民币汇率与各国汇率之间的交叉影响进行分析,矩阵A与矩阵B副对角线元素 a_{12} 与 b_{12} 分别表示人民币汇率对RCEP各主要成员国汇率的ARCH型波动溢出效应—冲击传导性与GARCH型波动溢出效应—波动传导性;矩阵A与矩阵B副对

角线元素 a_{21} 与 b_{21} 分别表示RCEP各主要成员国汇率对人民币汇率的ARCH型波动溢出效应与GARCH型波动溢出效应。可以看到:人民币汇率与日本、澳大利亚、韩国、马来西亚、新加坡、泰国等6国货币汇率之间的 a_{12} 与 b_{12} 估计系数均在1%的水

平下显著,表明人民币汇率对上述6国货币汇率存在显著的ARCH效应与GARCH效应;而人民币汇率对印尼盾汇率的ARCH效应与GARCH效应则均不显著。同时,人民币汇率与日本、澳大利亚、马来西亚、新加坡、泰国等5国货币汇率 a_{21} 与 b_{21} 估计系数均在1%的水平下显著,表明上述5国货币汇率对人民币汇率存在显著的ARCH效应与GARCH效应;而印尼盾汇率与韩元汇率对人民币汇率只存在显著的GARCH效应,ARCH效应则并不显著。这反映出人民币汇率与日本、澳大利亚、马来西亚、新加坡、泰国等5国货币汇率存在显著双向联动,与韩国货币汇率存在显著单向联动,与印度尼西亚货币汇率联动性相对较弱。交叉影响分析结果表明,随着近年中国经济区域影响力的增强以及人民币国际化进程的不断加快,总体而言,人民币对RCEP各主要成员国货币汇率已产生一定的波动溢出效应,且与大多数国家存在双向联动,与此同时,汇率波动的传导性与影响范围也在扩大。

五、结论

本文选取日本、澳大利亚、印度尼西亚、韩国、马来西亚、新加坡、泰国等7个RCEP主要成员国货币2012年1月3日至2019年12月30日间汇率日数据,在剔除美元影响后运用VAR-DCC-MVGARCH-BEKK模型对人民币汇率与RCEP主要成员国货币汇率之间的动态联动性进行实证研究,基本研究结论如下。

(1)VAR模型计算结果显示,人民币汇率对RCEP各主要成员国货币汇率均已产生显著的均值溢出效应,显示出人民币汇率已对RCEP各主要成员国货币汇率产生一定辐射作用,与RCEP各主要成员国货币汇率之间存在联动性,人民币汇率的波动会对RCEP各主要成员国货币汇率波动产生引导效应。

(2)DCC-MVGARCH模型计算结果表明:除澳大利亚外,人民币汇率与其他6国货币汇率动态相关系数波动较大,表明人民币汇率与RCEP成员国货币汇率之间的相关性尚未达到稳定状态;整体来看,除印度尼西亚与韩国外,各国货币汇率动态系数均整体上为正,大致处于0—0.7之间,印度尼西亚与韩国总体上也在-0.8—0.8之间,与RCEP主要成员国之间动态相关系数总体呈正相关,表明人民币汇率波动对RCEP主要成员国货币汇率波动具有一定正向溢出作用。

(3)BEKK-GARCH模型估计结果说明,人民币汇率与各国货币汇率存在时变方差性特征与双向波

动溢出现象。同时,人民币汇率与日本、马来西亚货币汇率之间的联动持续性较强,与澳大利亚、马来西亚、新加坡、泰国货币汇率之间存在一定的联动持续性,与印度尼西亚和韩国货币汇率联动的持续性较弱。人民币汇率与日本、澳大利亚、马来西亚、新加坡、泰国等国货币汇率存在双向联动,与韩国货币汇率存在单向联动,与印度尼西亚货币汇率联动性不强。

由上述结论可知,人民币汇率与RCEP各主要成员国货币汇率也已存在一定的动态联动性,反映出当前人民币国际化已经取得一定成果,对区域内国家货币汇率拥有了一定的影响力。但是人民币汇率波动与RCEP主要成员国货币汇率波动相关性稳定程度较低,同时与部分成员国货币汇率之间联动性不强。究其原因,仍是由于人民币在区域内认可程度不够,区域内国际化水平仍有待提高。鉴于此,提出如下建议与对策。

第一,加强与RCEP各成员国之间的货币合作力度。抓住RCEP带来的西太平洋地区区域经济一体化的机遇,与域内国家扩大贸易本币结算范围,加快人民币跨境支付结算网络布局;积极与RCEP各成员国签订、续签双边本币互换协议,扩大与区域内国家双边本币互换规模,以贸易关系的紧密性促使更多区域内国家将人民币纳入储备货币。通过扩展人民币的使用范围,提升人民币的区域影响力与货币地位,以增强人民币与RCEP各成员国货币汇率之间联系的紧密性与双向联动效应。

第二,加快形成与RCEP成员国之间双向直接投资新格局。一方面,充分利用丝路基金与亚投行的作用,稳步推进针对域内“一带一路”沿线国家以及域内其他国家的人民币直接投资项目,谋求建立离岸人民币产业园区,广泛开拓域内人民币投资新市场,打造人民币对外直接投资新格局。另一方面,积极吸引与鼓励RCEP成员国对华直接投资,这是推动新一轮高水平对外开放的题中应有之义。当前,我国已取消QFII与RQFII投资额度限制,大幅度取消在华外资金融机构业务范围限制以及金融机构外资持股比例限制,这将在极大程度上便利与促进海外市场投资者对华直接投资。我国与RCEP各成员国之间双向直接投资的加强,将对人民币与各国货币之间的动态联动性产生直接影响。

第三,着重完善海外人民币回流机制和投资功能。要提升人民币在RCEP区域内的认可度与区域内国际化水平,归根结底是要提高国际市场参与者持有人民币的意愿。因此,要加速资本市场对外开

放步伐,逐步完善海外人民币回流机制和投资功能,使人民币不仅能够走出去,还能够流回来。要进一步完善人民币离岸市场建设,扩大人民币离岸债券与票据发行规模,不断丰富离岸债券与票据发行种类;加快实现“沪日通”与“沪新通”,深化与区域内各主要经济体资本市场的合作。不断拓宽海外投资者人民币直接投资渠道,拓展人民币回流方式,强化其对人民币的持有意愿。

第四,加速人民币跨境支付系统建设。人民币区域贸易结算地位的加强,离不开人民币跨境支付系统的支持,因而加速人民币跨境支付系统建设则为题中应有之义。当前,国际经贸与政治冲突已经充分显示出国际社会对于独立于SWIFT与CHIPS之外的一套新的国际支付体系的需求,应抓紧时机,以RCEP带动的区域一体化为契机,推广DCEP试点,适时推出人民币跨境支付系统。这对于增强人民币贸易结算地位,推动人民币进一步国际化,提升人民币区域影响力,无疑是大有裨益的。

参考文献:

- [1]Lucas Jr, Robert E. Understanding Business Cycles [C].North-Holland: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1977(5):7-29.
- [2]Baillie R T, Bollerslev T. Common Stochastic trends in a System of Exchange Rates [J]. The Journal of Finance, 1989, 44(1):167-181.
- [3]Granger C W J. Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1986, 48(3):213-228.
- [4]Engle R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1982: 987-1007.
- [5]Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity [J]. Journal of Econometrics, 1986, 31(3):307-327.
- [6]Frankel J A, Wei S J. Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1994: 295-333.
- [7]Hurley D T, Santos R A, Hurley D T, Santos R A. Exchange Rate Volatility and the Role of Regional Currency Linkages: The ASEAN Case [J]. Applied Economics, 2001, 33(15):1991-1999.
- [8]Mizuno T, Takayasu H, Takayasu M. Correlation Networks Among Currencies [J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2006(364): 336-342.
- [9]Shu C, He D, Cheng X. One Currency, Two Markets: The Renminbi's Growing Influence in Asia-Pacific [J]. China Economic Review, 2015(33): 163-178.
- [10]Mai Y, Chen H, Zou J Z, Li S P. Currency Co-movement and Network Correlation Structure of Foreign Exchange Market [J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2018(492): 64-75.
- [11]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.
- [12]石建勋,全淑琴,钟建飞.人民币成为区域主导货币的实证研究:基于汇率视角的考察[J].财经问题研究,2011(1):58-67.
- [13]方霞,陈志昂.基于G-PPP模型的人民币区域“货币锚”效应[J].数量经济技术经济研究,2009, 26(4):57-69.
- [14]伍戈,裴诚.境内外人民币汇率价格关系的定量研究[J].金融研究,2012(9):62-73.
- [15]王中昭,杨文.人民币汇率对东盟各国汇率传染及其时变相关有效性研究[J].国际金融研究, 2014(11):56-66.
- [16]蔡彤娟,陈丽雪.两岸四地人民币周边化的可行性与路径:基于货币锚与汇率联动视角的实证研究[J].金融经济研究,2017,32(4):36-47.
- [17]唐文琳,李雄师,常雅丽.人民币在东盟影响力的测度:基于汇率动态相关性视角[J].统计与决策,2019,35(21):143-146.
- [18]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:基于VAR-DCC-MVGARCH-BEKK模型的实证分析[J].国际金融研究,2018(2):19-29.
- [19]Engle R F, Sheppard K, Returns B, et al. Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns [C]. Journal of Financial Econometrics, 2006.
- [20]Engle R F, Kroner K F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH [J]. Econometric Theory, 1995, 11(1): 122-150.

(责任编辑:王淑云)