

# 宏观经济信息与金融市场关联性

## ——来自混频动态条件相关系数模型的证据

周开国 邢子煜 杨海生

(中山大学岭南学院 广东广州 510275; 广州新华学院经济与贸易学院 广东广州 510520)

**摘要:**宏观经济信息是金融市场之间相互传递的重要信息内容,有效利用宏观经济信息是否有助于更好地理解金融市场关联性?为此,本文运用混频动态条件相关系数(DCC-MIDAS)模型分析了我国四个重要金融市场之间的动态相关性如何受到纳入的宏观经济信息的影响。结果发现:(1)工业增加值和货币供应量M2负向影响金融市场关联性,经济政策不确定性和通货膨胀水平反之。前三者是影响金融市场关联性较为重要的因素,而通货膨胀的重要性相对较低;(2)宏观经济信息作为市场关联性的长期成分相较于市场信息的模型可以获得至少1.45%的效率提升。(3)工业增加值和通货膨胀对金融市场关联性的影响较为稳健,货币供应量M2和经济政策不确定性的影响表现出周期性特征。经济上行阶段工业增加值、货币政策信息带来的效率提升更为明显,经济下行阶段政策不确定性相对重要。本文研究结论对于加强金融监管协调和防范金融市场风险共振具有参考价值和指导意义。

**关键词:**市场关联;宏观经济信息;混频数据抽样

JEL分类号:E02,G01,G10 文献标识码:A 文章编号:1002-7246(2021)11-0041-19

### 一、引言

2018年12月中央经济工作会议指出,“防范金融市场异常波动和共振”,同年政府工

---

收稿日期:2019-11-21

作者简介:周开国,金融学博士,教授,中山大学岭南学院,广州新华学院经济与贸易学院,E-mail:zhoukg@ mail.sysu.edu.cn.

邢子煜,金融学博士研究生,中山大学岭南学院,E-mail:xingzy5@mail2.sysu.edu.cn.

杨海生,经济学博士,副教授,中山大学岭南学院,E-mail:yhaish@mail.sysu.edu.cn.

\* 本文感谢国家社科基金重大项目(20&ZD103)、广东省基础研究及应用研究重大项目(2017WZDXM037)、广东省自然科学基金项目(2019A1515012018,2021A1515012647)、广东省软科学项目(2019A101002015)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

作报告明确指出“强化金融监管统筹协调”,协调监管的理念在监管层和实务界逐渐成为共识。对金融市场间的关联关系具有清晰的认识是有效实施协调监管的基础和关键。金融部门作为实体经济的血脉,“增强金融服务实体经济能力”要求金融市场与宏观经济协调匹配。信息充分、运行良好的金融市场理应可以有效反映宏观经济运行特征,宏观经济信息作为公共信息是跨市场关联的重要渠道之一(Fleming et al., 1998),为投资者通过调整资产组合控制风险暴露提供了宏观经济信号(Kodres and Pritsker, 2002)。那么,考虑宏观经济信息能够帮助我们更好地理解金融市场间的关联关系吗?众多宏观经济变量中谁才是最重要的?宏观经济信息在任何时期总是有效吗?这些问题的答案对更加充分利用宏观经济信息捕捉金融市场间的关联关系,对金融市场间的风险共振进行有效监控与预警具有重要意义。

关于金融市场关联性的大量研究(Engle, 2002; 王一萱和屈文洲, 2005)仅关注资产价格间统计意义上的联系,鲜有讨论这种关联现象背后的经济根源与机制。Barsky(1989)发现宏观经济下行致使投资者进行“安全投资转移”(flight to quality),调整投资组合中不同风险暴露下的资产份额,导致资产间存在低相关或负相关。此外,宏观经济信息作为公共信息会同时作用于多项资产,某些宏观因素可能成为驱动各项资产价格协同变动的关键(Fleming et al., 1998)。投资者通过“跨市场再平衡”(cross-section rebalancing)渠道调整组合中对共同宏观因子的风险暴露,进而导致各市场间异质波动的传染与转移(Kodres and Pritsker, 2002)。因此,忽略宏观经济信息的作用只关注市场间统计上相关关系的做法可能会造成我们对市场关联的认知存在一定程度偏差。

国内外已有大量文献针对宏观经济信息发布对资产价格的短期影响(Harvey and Huang, 1991; 赵华和秦可信, 2014)以及宏观经济状态在资产定价中的作用(Schwert, 1989; Campbell and Ammer, 1993; Adrian and Rosenberg, 2008)进行了研究。遗憾的是,由于金融时间序列与宏观经济序列存在频率差异,使用同频数据势必存在对真实信息的扭曲。Brenner et al. (2009)使用高频数据发现美国股票、国库券以及公司债收益率对宏观经济信息发布的反应具有非对称特征。这类使用高频数据对宏观经济信息发布进行事件研究的做法固然能有效衡量金融市场对宏观经济信息反应的强度与速度,但对宏观经济信息短期作用的追逐导致宏观经济信息中包含经济运行状态信号的作用无从体现。Chiu et al. (2018)将金融市场波动划分为长期成分与短期成分,发现消费和产出的负向冲击将会同时增加股票和债券市场波动率。袁超等(2008)同样发现我国股票和债券市场月度收益率的相关关系受到经济运行状况和宏观政策因素的影响存在结构性变化。大量使用低频数据的研究纵然能够刻画经济运行状态,却损失了高频金融时间序列中包含的大量有效信息,这导致我们对市场波动和市场关联的估计结果可能存在偏误。

为了解决这种数据缺陷造成的两难境地,Engle et al. (2013)提出混频广义自回归条件异方差(GARCH-MIDAS)模型,将低频信息纳入高频数据建模之中,使用混频数据抽

样( Mixed Data Sampling) 将波动率分解为捕捉高频波动的短期成分和体现宏观经济信息的低频成分 ,为研究资产价格波动的宏观经济来源提供了新角度。郑挺国和尚玉皇 ( 2014) 沿用该思路 ,发现在中国股票市场引入宏观经济信息可以提升 GARCH 模型样本外预测能力。Colacito et al. ( 2011) 将动态条件相关系数( DCC) 模型和 GARCH - MIDAS 模型有机结合 将两类资产间的相关性分解为短期相关性和长期相关性 ,发现混频动态条件相关系数( DCC - MIDAS) 模型的样本外预测精度相较 DCC 模型具有显著提升。但遗憾的是 其低频成分仅包含市场低频波动 ,未考虑宏观变量。在此基础上 ,Conrad et al. ( 2014) 研究了宏观变量对大类资产相关性的直接影响。龚玉婷等( 2016) 运用 Copula - MIDAS 发现我国通货膨胀、货币供应量等诸多宏观因素对股债相关性产生影响。这些研究为使用混频数据抽样解决不同频率数据问题提供了有力支撑。

针对宏观经济变量与金融市场数据的差异 ,本文使用 DCC - MIDAS 模型将宏观低频变量纳入金融市场间高频关联关系的分析框架 ,综合考虑反映实体经济运行状况、货币政策、通货膨胀、经济政策不确定性的四个因子 ,以探索宏观因素对金融市场关联性的直接影响。使用 Engle and Colacito ( 2006) 以及 Laurent et al. ( 2013) 提出的协方差矩阵估计精度比较方法 ,对比宏观经济信息模型和市场长期波动信息模型对金融市场间动态条件相关系数的估计效率 ,并讨论不同时期我国宏观经济信息在市场关联性分析中的作用。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面。首先 ,使用混频数据抽样将低频宏观经济信息纳入我国金融市场间高频收益率相关性的研究框架。研究结果有助于我们更加准确地捕获金融市场共振的诱因 ,更好地理解宏观经济对金融风险的影响机制。其次 ,检验了宏观经济信息在市场关联分析中的作用与效率 ,细致考察了不同时期宏观经济信息对金融市场关联性作用的差异化特征 ,研究结果为跨市场监管协调在不同冲击背景下的实施提供了可行思路。最后 本文的研究框架涵盖了我国四个主要金融市场 ,弥补了过往文献对市场间关联关系的研究主要聚焦于以股债相关性为代表的两市场互动的不足。

本文余下部分安排如下: 第二部分介绍 DCC - MIDAS 模型; 第三部分对变量数据选取进行说明 ,并分析主要模型估计结果; 第四部分讨论宏观经济信息在金融市场关联性分析中的效率问题及不同时期结果的稳健性; 第五部分是结论与政策启示。

## 二、计量模型与估计方法

### (一) 基础模型

Colacito et al. ( 2011) 提出了经典的 DCC - MIDAS 模型 ,假设存在  $n$  项资产 ,各项资产收益率组成的向量定义为  $r_t = [r_{1,t}, \dots, r_{n,t}]'$  并且假设资产收益率向量服从均值为  $\mu$  ,方差为  $H_t$  的联合正态分布。任意一项资产的收益率同时受到高频成分与低频成分的影响 ,按照 Engle et al. ( 2013) 的设定其服从 GARCH - MIDAS 过程:

$$r_{i,t} = \mu_i + \sqrt{m_{i,\sigma}} \cdot \xi_{i,t}, \forall t = \tau N_v^i, \tau N_v^i + 1, \dots, (\tau + 1) N_v^i \quad (1)$$

$$g_{i,t} = (1 - \alpha_i - \beta_i) + \alpha_i \frac{(r_{i,t-1} - \mu_i)^2}{m_{i,\sigma}} + \beta_i g_{i,t-1} \quad (2)$$

$$m_{i,\sigma} = \bar{m}_i + \theta_i \sum_{l=1}^{K_v^i} \varphi_l(\omega_v^i) RV_{i,\sigma-l} \quad (3)$$

$$\varphi_l(\omega_v^i) = \left(1 - \frac{l}{K_v^i}\right)^{\omega_v^{i-1}} / \sum_{j=1}^{K_v^i} \left(1 - \frac{j}{K_v^i}\right)^{\omega_v^{i-1}} \quad (4)$$

$g_{i,t}$  表示第  $i$  项资产第  $t$  日的收益率波动中的高频成分, 以日度频率更新。 $m_{i,\sigma}$  表示第  $i$  项资产第  $\tau$  月收益率波动中的低频成分, 每  $N_v^i$  天变动一次, 此处为一个月。其由平均波动长期成分  $\bar{m}_i$  以及市场已实现长期波动  $RV_i$  在  $\varphi_l(\omega_v^i)$  规则下的加权平均得到,  $\omega_v^i$  表示衰减速率, 数值越大说明衰减程度越强, 近期信息作用更大,  $K_v^i$  表示低频变量的最大滞后阶数。

Colacito et al. (2011) 使用类似的形式将资产间的动态相关性进行划分。

$$q_{ij,t} = \bar{\rho}_{ij,t} (1 - a - b) + a \xi_{i,t-1} \xi_{j,t-1} + b q_{ij,t-1} \quad (5)$$

$$\bar{\rho}_{ij,t} = \sum_{l=1}^{K_v^{ij}} \varphi_l(\omega_v^{ij}) c_{ij,t-l} \quad (6)$$

$q_{ij,t}$  反映了资产  $i$  与资产  $j$  的短期相关性, 以日度频率更新。 $c_{ij,t}$  是已实现长期相关系数, 通过加权得到  $\bar{\rho}_{ij,t}$ , 其反映了资产  $i$  与资产  $j$  的长期相关性。 $\xi_{i,t}$  为标准化残差。

对 DCC – MIDAS 模型的估计主要使用 Engle (2002) 的两步最大似然估计方法, 首先进行 GARCH – MIDAS 的单方程估计, 得到方程(1) – (4) 所对应的所有参数, 进而根据  $\hat{\xi}_t = \hat{D}_t^{-1}(r_t - \hat{\mu})$  进行第二步估计得到模型所有参数。

## (二) 模型设定

相较于 Colacito et al. (2011) 的基础模型设定, 本文所研究的金融市场关联性问题具有宏观经济信息引入方式多、金融市场数量多、可选低频信息种类多等特征。因此, 需要在 DCC – MIDAS 模型基础上引入与上述特征相匹配的模型设定。

### 1. 差异化宏观经济信息引入方式

宏观经济信息引入 DCC – MIDAS 模型可从两个维度展开: 第一, 基于 Fleming et al. (1998) 的理论, 将式(3) 中市场长期波动置换成模型外生的宏观变量, 将宏观经济信息纳入单市场的波动率建模, 讨论宏观经济变量通过“公共信息”机制分别影响各个市场的波动, 间接引发金融市场间的“风险共振”现象。第二, 参照 Conrad et al. (2014) 的 DCC – MIDAS – X 模型, 利用 Fisher – z 转换讨论宏观变量对市场间相关性的直接影响, 如式(7)、式(8) 所示。

$$\bar{\rho}_{ij,t} = \frac{\exp(2z_{ij,t}) - 1}{\exp(2z_{ij,t}) + 1} \quad (7)$$

$$z_{ij,t} = m_{ij} + \theta_{ij} \sum_{k=1}^{N_c} \varphi_k(\omega_v^{ij}) X_{\tau-k} \quad (8)$$

其中  $X$  为宏观经济变量。在该非线性设定形式下, 尽管  $\theta_{ij}$  并不能直接代表宏观经

济信息对市场  $i, j$  长期动态条件相关系数的边际影响,但体现了宏观经济对金融市场关联性的影响方向。因此,我们分别设定相应的基于宏观经济信息的 DCC – MIDAS 模型,对不同的宏观经济信息引入方式是否对金融市场动态条件相关系数估计结果产生影响进行详细讨论。

## 2. 多市场关联性分析的模型调整

多市场情形下一个金融市场的价格变化在影响另一个市场的同时,会受到其余市场的协同影响,导致其价格具有一定的内生特征(Rigobon and Sack, 2003)。因此,不能将多市场关联性问题拆解为分别估计两两市场间的参数。由于长期动态条件相关系数在不同市场之间具有异质性,使用 DCC – MIDAS – X 模型分析宏观经济信息对金融市场关联性的直接影响时,共需估计 18 个参数。过于复杂的模型设定会降低数值优化程序的求解效率,无法寻找到全局最优解,因而,需要对模型待估参数做出一些特殊化设定。

由于 DCC – MIDAS – X 模型重点在于识别宏观经济信息对动态条件相关系数长期成分的影响,即  $\theta_{ij}$ ,不同市场相关性的异质性还来自低频信息混频加权规则的差异,即参数  $\omega^{ij}$ 。因此,这两个参数决定了两两市场间动态条件相关系数长期成分的主要差异。而大类资产间的平均相关性基本保持低相关或不相关,在不同市场间并不会存在巨大差异,因此,我们将模型设定为任意两市场间的动态条件相关系数长期成分的截距项保持一致。

## 3. 宏观信息与市场信息同时纳入低频成分

考虑到金融市场间的动态关联性是由宏观经济信息和市场信息共同驱动,比较包含两种信息的混合模型与仅包含市场信息的标准 DCC – MIDAS 模型得到的关联性估计效率差异可以更为直观地反映宏观变量作为增量信息带来的效率提升。为此,我们将体现宏观经济信息和已实现长期相关性均作为关联性长期成分的组成部分引入模型,即

$$z_{ij,t} = m_{ij} + \theta_{ij} \sum_{k=1}^{N_c} \varphi_k(\omega^{ij}) (X_{\tau-k} + c_{ij,\tau-k}) \quad (9)$$

由于在此种设定下长期成分包含了宏观和市场两种信息,该模型设定下得到的  $\theta$  无法真实反映宏观经济信息对长期相关性的影响方向。因而此种模型设定主要用于与标准 DCC – MIDAS 模型进行估计精度比较,探讨宏观变量引入带来的金融市场动态条件相关系数估计效率,以凸显宏观经济信息在金融市场关联性分析中不可或缺的作用。

# 三、实证结果与分析

## (一) 变量选取与数据说明

本文使用沪深 300 指数、人民币兑美元名义汇率、中证全债指数三者的对数差分以及七天回购利率作为股市、汇市、债市、货币市场的收益率代表。使用工业增加值、居

民消费价格指数、广义货币发行量 M2、Baker et al. (2016) 构建的经济政策不确定性指数作为衡量宏观经济生产状况、通货膨胀水平、货币政策状况以及经济政策不确定性的代理变量。

本文研究横跨四个金融市场,存在不同程度的数据缺失问题。因此以股票市场序列的交易日期作为标准交易日期,缺失值用月内(22个交易日)平均值进行填充。高频数据样本区间选择为2006年1月1日至2018年6月29日,共计3258个观测值。为更好地反映宏观经济运行状况,对工业增加值和居民消费价格指数进行季节性调整,样本跨度为2006年1月至2018年6月,共计150个观测值,数据均来自CEIC中国经济数据库<sup>1</sup>。

## (二) DCC-MIDAS-X 估计结果

不同宏观经济信息的动态条件相关系数估计结果如表1所示<sup>2</sup>。

表1 DCC-MIDAS-X 估计结果

|                                       | 工业增加值                   | 不确定性                   | 通货膨胀                   | 货币供应量 M2                |
|---------------------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| <i>a</i>                              | 0.0236 ***<br>( 6.64)   | 0.0222 ***<br>( 6.26)  | 0.0235 ***<br>( 5.12)  | 0.0226 ***<br>( 6.44)   |
| <i>b</i>                              | 0.9071 ***<br>( 51.20)  | 0.9179 ***<br>( 47.80) | 0.9084 ***<br>( 35.63) | 0.9163 ***<br>( 51.66)  |
| <i>m</i>                              | 0.0611 **<br>( 2.31)    | -0.1403 **<br>( -2.33) | -0.0095 *<br>( -1.89)  | 0.0441 **<br>( 2.41)    |
| $\theta_{stock \rightarrow monetary}$ | -0.1166 ***<br>( -3.02) | 0.2459 ***<br>( 2.66)  | 0.0324 **<br>( 2.13)   | -0.7100 ***<br>( -2.79) |
| $\omega_{stock \rightarrow monetary}$ | 9.3484<br>( 0.54)       | 1.2520<br>( 0.66)      | 3.6044<br>( 1.13)      | 0.8107 ***<br>( 4.00)   |
| $\theta_{stock \rightarrow forex}$    | -0.1626 ***<br>( -3.62) | 0.1773 **<br>( 2.14)   | 0.1518 ***<br>( 2.67)  | -0.9915 ***<br>( -3.74) |
| $\omega_{stock \rightarrow forex}$    | 2.02<br>( 0.47)         | 37.8470 ***<br>( 3.93) | 3.5214 *<br>( 1.69)    | 4.5547<br>( 0.95)       |
| $\theta_{stock \rightarrow bond}$     | -0.0515 **<br>( -2.25)  | 0.3143 **<br>( 2.39)   | 0.0759 *<br>( 1.76)    | -0.3073 **<br>( -2.21)  |
| $\omega_{stock \rightarrow bond}$     | 0.9689 *<br>( 1.78)     | 0.8461 ***<br>( 3.19)  | 32.0530 *<br>( 1.81)   | 26.9110 **<br>( 2.22)   |

<sup>1</sup> 由于篇幅限制,样本描述性统计此处不做汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>2</sup> 本文关注重点在于各宏观变量对金融市场关联性的影响,由于篇幅限制,此处仅汇报两步估计法第二步的估计结果,感兴趣的读者可向作者索取完整结果。

续表

|                                       | 工业增加值                  | 不确定性                  | 通货膨胀                 | 货币供应量 M2               |
|---------------------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|
| $\theta_{monetary \rightarrow forex}$ | -0.0903 **<br>( -2.02) | 0.2522 **<br>( 2.13)  | 0.0198<br>( 1.33)    | -0.5921 **<br>( -2.32) |
| $\omega_{monetary \rightarrow forex}$ | 0.9692 ***<br>( 2.61)  | 12.9800 *<br>( 1.69)  | 36.4260<br>( 0.47)   | 93.5050<br>( 1.31)     |
| $\theta_{monetary \rightarrow bond}$  | -0.0601<br>( -1.58)    | 0.3287 **<br>( 2.55)  | 0.0377 **<br>( 2.41) | -0.3436<br>( -1.59)    |
| $\omega_{monetary \rightarrow bond}$  | 28.0970<br>( 0.71)     | 9.9327 ***<br>( 7.74) | 1.0046 *<br>( 1.75)  | 90.5160<br>( 0.98)     |
| $\theta_{forex \rightarrow bond}$     | -0.0841 **<br>( -1.97) | 0.2539 ***<br>( 3.10) | 0.0346 *<br>( 1.67)  | -0.6157 **<br>( -2.48) |
| $\omega_{forex \rightarrow bond}$     | 0.9074 **<br>( 2.20)   | 0.8302 **<br>( 2.25)  | 0.5078<br>( 0.61)    | 0.9320 ***<br>( 3.45)  |
| 对数似然值                                 | -18173.3               | -18173.1              | -18307.9             | -18173.4               |
| AIC                                   | 36376.5                | 36376.3               | 36645.9              | 36379.3                |
| BIC                                   | 36467.9                | 36467.6               | 36737.2              | 36470.6                |

注: 括号内的数值为 t 统计量, \*\*\*、\*\*、\* 表示在 1%、5%、10% 水平下显著。其余表格若不做特殊说明均与此处相同 不再赘述。

根据表 1 我们可以得到两点结论: (1) 不同类型宏观经济信息对两两市场间动态条件相关系数的影响具有显著差异。工业增加值和货币供应量负向影响金融市场关联性, 而经济政策不确定性和通货膨胀水平反之。工业增加值提高和货币政策宽松对于金融市场普遍为“利好”消息, 鲜有市场大范围恐慌多项资产同时暴跌的现象。同时, 在经济向好、流动性宽裕的宏观环境下, 大量资金可能由其他市场涌向股票市场, 罕有多个市场同时暴涨的情形发生。因此, 工业增加值上涨和货币政策宽松有利于降低各个金融市场之间的关联性。与之相对应的是经济政策不确定性和通货膨胀上行, 此类信息对金融市场而言往往是利空消息, 致使多个市场同时陷入低迷, 加剧了金融市场关联性。(2) AIC、BIC 信息准则是较为成熟的用于模型选择的判断指标, 据此对比四种包含不同宏观经济信息的 DCC-MIDAS-X 模型, 可以发现: 实体经济运行状况、经济政策不确定性和货币供应量是影响金融市场关联性较为重要的因素, 而通货膨胀重要性相对较低。一方面, 我国货币当局的货币政策选择往往同时关注多个目标, 并非单一盯住通货膨胀。通货膨胀上行并不一定会通过影响市场流动性环境的方式作用于多个金融市场, 削弱了通货膨胀对市场关联性的影响。另一方面, 样本期内我国总体通胀水平较为温和, 未表现出明显的波动特征(张成思和田涵晖 2020), 可能在一定程度上削弱了通货膨胀的信息含量。

### (三) 宏观经济信息引入方式与金融市场关联性

Engle et al. (2013) 将 GARCH-MIDAS 中的长期波动成分与宏观经济来源相联系，在这种设定下得到的已实现动态条件相关系数是考虑到宏观信息“公共经济信号”作用之后的结果，与 Conrad et al. (2014) 分析宏观信息对市场关联性直接影响的做法有所区别。因此，我们对比了 Colacito et al. (2011) 和 Conrad et al. (2014) 两种宏观经济信息引入方式得到的动态条件相关系数，结果如图 1 所示。可以发现两种方式均较好地捕捉到各个金融市场间关联性的阶段性变化过程，得到的动态条件相关系数序列至少存在 68.33% 的相关性(债券-货币)，说明从整体趋势的角度看，两种引入宏观经济信息的不同方式并不会引起动态条件相关系数估计结果的显著差异。但值得注意的是，Conrad et al. (2014) 的直接引入方式在局部关联性高点的识别上更具优势，例如 2015 年之后外汇-债券的局部关联性高点、全样本内股票-外汇的局部关联性高点等。同时，Colacito et al. (2011) 的间接宏观经济信息引入方式得到的动态条件相关系数高点具有一定滞后性，在估计的实时性上不及前者。

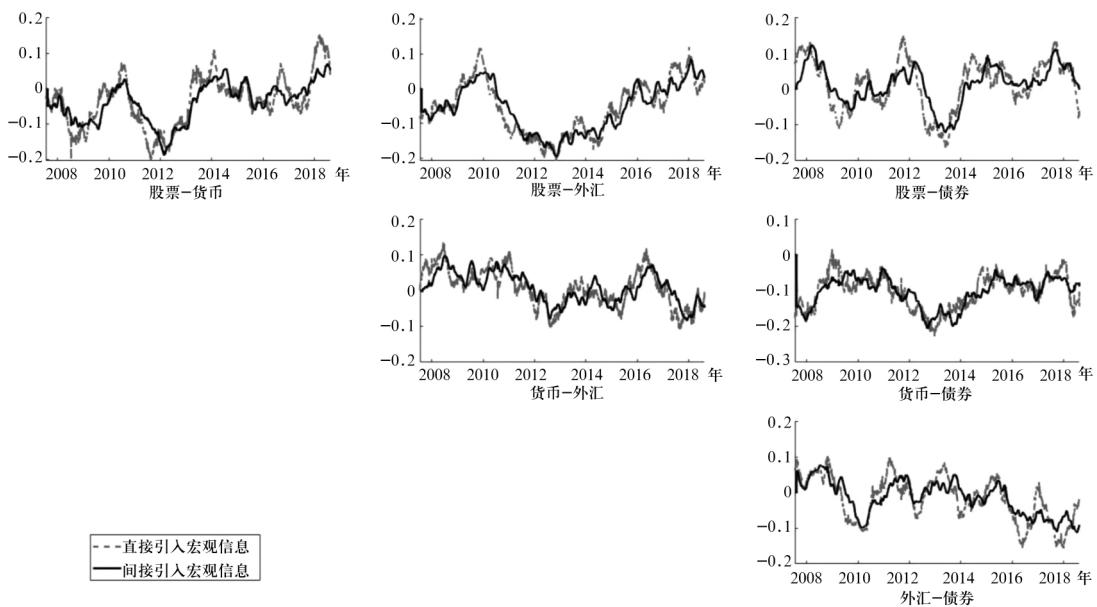


图 1 宏观经济信息不同引入方式的结果对比

从金融市场动态条件相关系数曲线上不难发现各金融市场之间的动态相关性存在明显的阶段性特征：长时间内保持在较低水平或者负相关的状态，与 Barsky (1989) 提出的“安全投资转移”现象基本保持一致；但当出现重大冲击，市场间的动态条件相关系数会迅速攀升。尽管各个金融市场之间相关性存在较为显著的差异，但在 2008 年国际金融危机前后以及 2015 年股市下跌和 2016 年初“熔断”时期，金融市场间的动态相关性普遍存在阶段性上行。这可以解释为整体经济平稳上行使得投资者能够理性地在

风险资产与避险资产间取得动态平衡,但在经济收紧、市场风险增大的情况下,以债券市场为代表的股市外其余市场避险功能会有所弱化(袁超等,2008),利空消息往往带来投资者的全局性恐慌,股市和其他市场同步下跌,关联性阶段性上行(龚玉婷等,2016)。

## 四、宏观经济信息的效率分析

### (一) 宏观经济信息整体效率分析

市场关联性分析需要通过比较不同模型估计得到的动态相关系数与真实的动态相关系数(已实现相关系数)的差异来识别哪个模型效率更高。由于市场间动态条件相关系数可以通过市场间的方差协方差矩阵得到,因此,比较不同模型得到的方差协方差矩阵估计精度是多元GARCH族模型精度比较的规范做法。由于两个矩阵之间的距离并没有一个很好的定义,需要将金融市场构建的组合转换成可比较的单变量问题(Engle and Colacito, 2006)。为保证结果的稳健性,我们分别采用两种方法作为宏观经济信息整体效率分析的工具。

首先我们采用 Engle and Colacito(2006) 的方法,其核心思想是对于一个最小化组合方差的资产配置问题,如果能够通过某种方法,在第  $t-1$  期精准预测第  $t$  期资产间的协方差矩阵,那么我们就能最小化组合方差。该方法通过求解资产组合的最优化问题,将组合方差与模型估计得到的方差协方差矩阵绑定在一起,并证明了组合真实的方差协方差矩阵(已实现方差协方差矩阵)具有最小的组合方差,因此组合方差越小说明模型估计的方差协方差矩阵与真实的方差协方差矩阵越贴近,估计协方差矩阵所采用的模型效率越高。与之类似,Laurent et al. (2013)、Conrad et al. (2014) 在进行模型比较中使用的损失函数方法同样是将矩阵距离的比较问题转换为可直接对比的损失函数值问题<sup>1</sup>。通过比较不同模型样本区间上损失函数的平均值即可区分不同模型的估计精度,损失函数值越小,精度越高,模型也就更优。我们将这种基于损失函数的模型精度比较方法作为稳健性检验。

为了更加清晰地展现宏观经济信息的引入对金融市场关联性估计精度的影响,我们横向对比了传统静态的多元GARCH模型、未考虑混频信息的动态模型以及未考虑宏观经济信息的混频模型,表2给出了各个模型横向对比结果。可以看出无论引入何种宏观经济信息,包含宏观变量的混频模型都具有更低的平均组合方差以及更低的损失函数值。这意味着宏观经济信息的引入有助于提升模型对多个金融市场间方差协方差矩阵的估计精

<sup>1</sup> Laurent et al. (2013) 给出了一类适合于向量空间和矩阵空间距离度量的广义充要条件函数形式。欧氏距离(Euclidean distance)损失函数  $L_t^E = \text{vech}(\hat{H}_t - H_t)^\top \text{vech}(\hat{H}_t - H_t)$  和弗罗贝尼乌斯距离(Frobenius distance)损失函数  $L_t^F = \text{Tr}[(\hat{H}_t - H_t)(\hat{H}_t - H_t)^\top]$ 。 $\text{vech}(\cdot)$  表示将一个矩阵的下三角部分堆叠成一个向量的运算符, $\text{Tr}(\cdot)$  表示矩阵的迹, $\hat{H}_t$  和  $H_t$  分别表示  $t$  时刻估计的组合方差协方差矩阵和已实现的组合方差协方差矩阵。

度。相较于基于工业增加值的模型，经典混频模型和非混频模型会存在至少 1.45% 的效率损失以及更大的损失函数值，并且这种效率损失在统计意义上是显著的。引入不同的宏观经济变量同样存在差异，工业增加值、经济政策不确定性以及货币供应量三者在各个方面表现都较为接近，效率损失和损失函数值并不存在显著差异。然而相较于工业增加值，通货膨胀却存在显著为正的损失函数差值，支持了前文得到的通货膨胀解释金融市场关联重要性较低的结论。

表 2 模型横向对比

|                    | 包含宏观经济信息混频模型     |                  |                      |                     | 经典混频模型               |                       | 非混频模型                 |         |
|--------------------|------------------|------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------|
|                    | IP               | EPU              | MP                   | IF                  | DCC - MIDAS          | DCC                   | CCC                   | BEKK    |
| $\bar{\sigma}$     | 25.4618          | 25.4661          | 25.4954              | 25.6073             | 26.8108              | 27.8288               | 27.8395               | 28.2463 |
| 效率损失               | -0.74<br>(-1.36) | -0.97<br>(-0.16) | -1.11<br>(-0.55)     | -1.45*<br>(-1.84)   | -5.33 ***<br>(-2.79) | -6.17 ***<br>(-3.09)  | -7.10 ***<br>(-2.98)  |         |
| $L^E - Difference$ | 0.0362<br>(0.90) | 0.0538<br>(0.45) | 0.3844 ***<br>(2.66) | 2.4112 **<br>(2.16) | 5.0694 ***<br>(4.13) | 6.7027 ***<br>(10.47) | 6.8319 ***<br>(11.08) |         |
| $L^F - Difference$ | 0.0538<br>(1.13) | 0.0739<br>(0.74) | 0.3845 ***<br>(2.98) | 2.4318 **<br>(2.36) | 5.1580 ***<br>(4.75) | 6.7469 ***<br>(11.04) | 6.8961 ***<br>(12.83) |         |

注：效率损失一栏为 DM 检验对应的 t 值 (Colacito et al., 2011)，其正负与效率损失符号无关。效率损失和损失函数差值均与 DCC - MIDAS - IP 相比较。

为了更为直观地展现宏观经济信息引入金融市场关联性建模的必要性与重要性，我们对比了基于两种信息的混频模型得到的动态条件相关系数<sup>1</sup>的差异，如图 2 所示。基于宏观经济信息的 DCC - MIDAS - X 模型得到的动态条件相关系数具有更明显的趋势性特征，并能够更好地捕捉金融市场动态关联性的变化。反观使用市场信息的标准 DCC - MIDAS 模型，其得到的动态条件相关系数普遍围绕均值波动，并未表现出明显的趋势特征以及阶段性拐点，不利于我们对金融市场关联性形成准确判断。由此可见，在金融市场关联性研究中有必要纳入宏观经济信息。

<sup>1</sup> 使用基于四种不同宏观经济信息的混合信息 DCC - MIDAS - X 模型得到的平均动态条件相关系数进行做图。

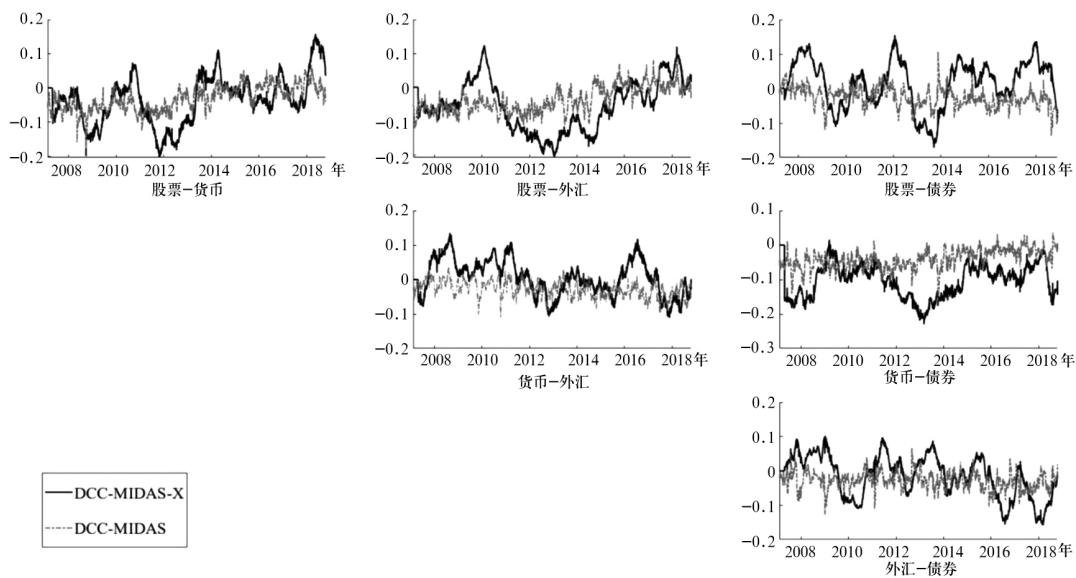


图2 引入宏观经济信息和市场信息的动态条件相关系数比较

## (二) 阶段性特征

龚玉婷等(2016)发现股债相关性会在不同时期表现出阶段性特征。考虑到宏观经济的周期性波动,长样本期内市场间相关性的阶段性特征值得进一步讨论。

充分利用月度信息的混频方法是测算我国经济周期较为有效的手段。郑挺国和王霞(2013)使用包含工业增加值增速、固定资产投资完成额增速、社会消费品零售总额增速、进出口增速、税收总额增速、实际GDP季度同比增长六项指标的混频数据集,利用动态因子模型,估计了服从一阶马尔可夫链的代表经济状态的离散变量 $S_t$ ,从 $t-1$ 时刻状态 $S_{t-1}=i$ 转移到 $t$ 时刻状态 $S_t=j$ 的发生概率 $p_{ij}=\text{pr}(S_t=j|S_{t-1}=i)$ 。将 $S_t$ 设定为扩张和紧缩两个状态,则 $p_{ij}$ 代表了宏观经济在不同状态间的转换概率。我们参照郑挺国和王霞(2013)的做法,测算出了样本期内我国经济的滤子概率(滤子概率越大,说明此时经济出现下行的可能性越大),如图3所示。

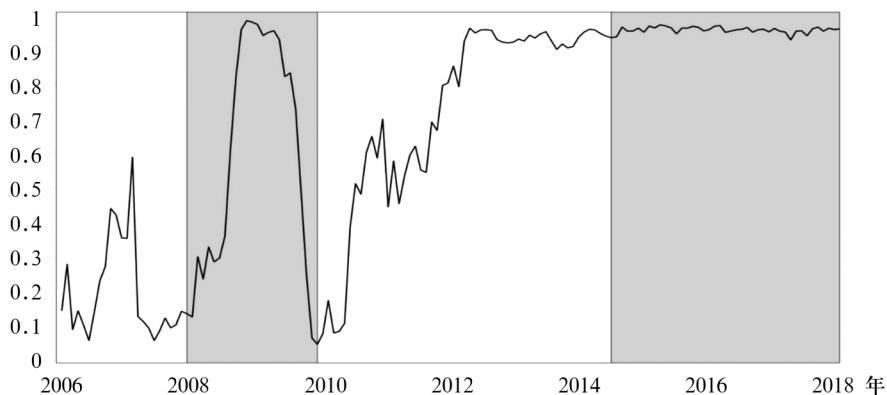


图 3 滤子概率

我们将样本期划分为四个子阶段: 2006 年 1 月 – 2007 年 12 月( 经济上行趋势 ) ; 2008 年 1 月 – 2009 年 12 月( 经济下行趋势 ) ; 2010 年 1 月 – 2014 年 6 月( 经济复苏趋势 ) ; 2014 年 7 月 – 2018 年 6 月( 经济平稳趋势 ) , 估计结果由表 3 和表 4 给出<sup>1</sup>。子样本与全样本的结果具有一定共性 , 但部分变量对金融市场动态相关性的影响具有一定周期性特征。具体而言: ( 1 ) 工业增加值和通货膨胀对金融市场关联性的影响在样本期内具有较强的稳健性 , 这种现象可以解释为工业增加值无论在任何时期都代表着生产繁荣 , 是经济向好发展的表现 , 通货膨胀反之。二者给金融市场释放的信号具有刚性特征 , 不会随着经济周期阶段的变化而改变。 ( 2 ) 货币供应量和经济政策不确定性给市场传递的经济信号会随着经济周期改变 , 经济持续上行时期宽松货币政策更易引发资产价格泡沫和金融风险积聚 ( 钱小安 2007 ) , 多项大类资产同步出现泡沫意味着风险共振强化 , 金融市场关联性加强。在经济复苏和经济下行时期 , 宽松的货币政策更有利刺激经济恢复 , 稳定市场情绪 , 避免金融市场流动性紧缩甚至骤停 , 遏制多个市场同步暴跌局面的出现。同样地 , 经济政策不确定性在经济上行周期释放了一定风险信号 , 促使投资者合理调整大类资产头寸 , 降低金融市场关联性。同时 , 经济基本面主导了投资者情绪 , 上行周期内经济政策不确定性的提升并不会引发金融市场大范围恐慌 , 而在经济下行时期 , 经济政策不确定性会引发市场恐慌 , 出现多市场同步下跌的现象。

<sup>1</sup> 由于篇幅限制 , 此处仅汇报核心变量估计结果 , 完整结果可向作者索取。

表3 子样本 DCC-MIDAS-X 估计结果 I

|                                       | 工业增加值       |            |             |             | 通货膨胀       |            |            |            |
|---------------------------------------|-------------|------------|-------------|-------------|------------|------------|------------|------------|
|                                       | 经济上行        |            | 经济下行        |             | 经济上行       |            | 经济下行       |            |
|                                       | 子样本 I       | 子样本 III    | 子样本 II      | 子样本 IV      | 子样本 I      | 子样本 III    | 子样本 II     | 子样本 IV     |
| $\theta_{stock \rightarrow monetary}$ | -0.5183 *** | -0.1309 *  | -0.6379 **  | -0.0713 *** | 0.2449 **  | 0.5701 *   | 0.3405 **  | 0.1139 *** |
|                                       | ( -2.87)    | ( -1.83)   | ( -2.21)    | ( -2.86)    | ( 1.99)    | ( 1.95)    | ( 2.41)    | ( 3.10)    |
| $\omega_{stock \rightarrow monetary}$ | 4.7179 **   | 0.8927 *** | 0.8201 ***  | 8.5309      | 0.8687 *** | 4.8154     | 1.5503 *** | 6.1037     |
|                                       | ( 1.99)     | ( 5.83)    | ( 5.39)     | ( 0.43)     | ( 19.72)   | ( 0.95)    | ( 7.52)    | ( 0.68)    |
| $\theta_{stock \rightarrow forex}$    | -0.5623 *** | -0.1845 ** | -0.5687 **  | -0.3985 *   | 0.1217 *   | 0.2651 *** | 0.5039 *** | 0.3363 *** |
|                                       | ( -3.16)    | ( -2.37)   | ( -2.32)    | ( -1.78)    | ( 1.70)    | ( 2.78)    | ( 3.42)    | ( 2.69)    |
| $\omega_{stock \rightarrow forex}$    | 2.6881      | 0.9734 *** | 0.2877      | 4.6503      | 29.3260    | 1.3989 *** | 6.0250     | 8.2375     |
|                                       | ( 1.24)     | ( 3.03)    | ( 0.46)     | ( 0.21)     | ( 0.42)    | ( 2.68)    | ( 0.81)    | ( 0.23)    |
| $\theta_{stock \rightarrow bond}$     | -0.3562 **  | -0.0675 ** | -0.6196 **  | -0.0487 *** | 0.3607 *** | 0.1361 *   | 0.0149 *** | 0.6929 *** |
|                                       | ( -2.11)    | ( -2.12)   | ( -2.26)    | ( -2.92)    | ( 3.30)    | ( 1.82)    | ( 2.60)    | ( 4.61)    |
| $\omega_{stock \rightarrow bond}$     | 6.1286 *    | 4.9395 *   | 0.9572 **   | 5.6045 *    | 1.8516 *   | 1.6802 **  | 1.4148     | 1.7374 *** |
|                                       | ( 1.85)     | ( 1.76)    | ( 2.25)     | ( 1.87)     | ( 1.68)    | ( 2.04)    | ( 0.44)    | ( 2.87)    |
| $\theta_{monetary \rightarrow forex}$ | -0.4719 *** | -0.8482 ** | -1.0478 **  | -0.1573 **  | 0.8910 *   | 0.1647 *** | 0.7729 **  | 0.1176 *** |
|                                       | ( -2.61)    | ( -2.37)   | ( -2.47)    | ( -2.43)    | ( 1.87)    | ( 2.82)    | ( 2.07)    | ( 3.28)    |
| $\omega_{monetary \rightarrow forex}$ | 29.5980     | 48.3770    | 16.4140 *   | 6.5559      | 7.0231     | 5.0596     | 14.4890    | 2.7564 *   |
|                                       | ( 0.75)     | ( 1.04)    | ( 1.80)     | ( 1.60)     | ( 0.71)    | ( 0.98)    | ( 1.21)    | ( 1.81)    |
| $\theta_{monetary \rightarrow bond}$  | -0.6178 *** | -0.1355 ** | -1.0979 *** | -0.1767 *** | 0.8493 *** | 0.1613 **  | 0.3711 **  | 0.3550 *   |
|                                       | ( -3.47)    | ( -2.39)   | ( -3.73)    | ( -2.60)    | ( 2.68)    | ( 1.98)    | ( 2.14)    | ( 1.68)    |
| $\omega_{monetary \rightarrow bond}$  | 5.8005 *    | 0.8174 *** | 5.6328      | 1.3816      | 9.9919     | 0.9139 *** | 0.9316 *   | 1.6629 *** |
|                                       | ( 1.77)     | ( 10.376)  | ( 0.61)     | ( 0.99)     | ( 0.50)    | ( 8.82)    | ( 1.77)    | ( 4.82)    |
| $\theta_{forex \rightarrow bond}$     | -0.4636 *** | -0.5346    | -0.7389 *** | -0.1534 **  | 0.2267 *   | 0.1487 **  | 0.9165     | 0.2546     |
|                                       | ( -2.69)    | ( -1.18)   | ( -2.79)    | ( -1.99)    | ( 1.94)    | ( 2.16)    | ( 1.13)    | ( 1.10)    |
| $\omega_{forex \rightarrow bond}$     | 40.8170     | 15.3570    | 0.8288 ***  | 7.8651      | 1.0352 *** | 1.2540 *   | 0.8750 *   | 5.1142     |
|                                       | ( 0.85)     | ( 0.89)    | ( 5.15)     | ( 0.53)     | ( 3.03)    | ( 1.68)    | ( 1.73)    | ( 0.21)    |
| 对数似然值                                 | -2185.43    | -5447.68   | -722.49     | -4756.2     | -2180.17   | -5959.86   | -1040.07   | -3660.87   |
| AIC                                   | 4400.87     | 10925.40   | 1474.99     | 9542.40     | 4390.34    | 11949.70   | 2110.15    | 7351.74    |
| BIC                                   | 4464.61     | 11001.40   | 1538.85     | 9616.66     | 4454.09    | 12025.70   | 2174.01    | 7426.00    |

表 4 子样本 DCC-MIDAS-X 估计结果 II

|                                       | 货币供应量                |                        |                        |                        | 经济政策不确定性               |                        |                      |                      |
|---------------------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
|                                       | 经济上行                 |                        | 经济下行                   |                        | 经济上行                   |                        | 经济下行                 |                      |
|                                       | 子样本 I                | 子样本 III                | 子样本 II                 | 子样本 IV                 | 子样本 I                  | 子样本 III                | 子样本 II               | 子样本 IV               |
| $\theta_{stock \rightarrow monetary}$ | 0.2526 **<br>(2.15)  | -0.3576 **<br>(-2.13)  | -0.5173 ***<br>(-3.00) | -0.2271 **<br>(-2.01)  | -0.2255 ***<br>(-2.81) | -0.3735 *<br>(-1.67)   | 0.6449 **<br>(2.36)  | 0.2784 ***<br>(3.90) |
| $\omega_{stock \rightarrow monetary}$ | 1.0086 ***<br>(3.68) | 2.61 *<br>(1.67)       | 6.2020 **<br>(2.10)    | 2.888 ***<br>(4.43)    | 1.0577 ***<br>(2.62)   | 6.6580<br>(0.75)       | 4.8674 ***<br>(3.56) | 4.2608 ***<br>(3.37) |
| $\theta_{stock \rightarrow forex}$    | 0.2243 **<br>(1.97)  | -0.4708 ***<br>(-2.79) | -0.3147 ***<br>(-2.70) | -0.1878 *<br>(-1.84)   | -0.2330 ***<br>(-2.89) | -0.6131 ***<br>(-2.73) | 0.6706 **<br>(2.32)  | 0.2805 ***<br>(2.96) |
| $\omega_{stock \rightarrow forex}$    | 1.8640<br>(1.12)     | 2.8997<br>(1.58)       | 6.5996<br>(1.43)       | 3.0907<br>(0.52)       | 1.4879<br>(1.27)       | 0.9044 ***<br>(2.75)   | 9.8734<br>(0.36)     | 4.6764 *<br>(1.71)   |
| $\theta_{stock \rightarrow bond}$     | 0.3628 ***<br>(3.07) | -0.3204 **<br>(-1.97)  | -0.3189 ***<br>(-2.70) | -0.2686 **<br>(-2.14)  | -0.1964 **<br>(-2.42)  | -0.3971 *<br>(-1.80)   | 0.6786 **<br>(2.37)  | 0.2729 ***<br>(2.94) |
| $\omega_{stock \rightarrow bond}$     | 1.9870 *<br>(1.75)   | 0.8290 ***<br>(22.35)  | 6.5996 **<br>(2.44)    | 1.8571 *<br>(1.84)     | 0.2307<br>(0.99)       | 3.4490<br>(0.92)       | 22.7750 **<br>(2.19) | 9.0431<br>(0.55)     |
| $\theta_{monetary \rightarrow forex}$ | 0.2695 **<br>(2.27)  | -0.3519 **<br>(-2.12)  | -0.4614 ***<br>(-4.17) | -0.2906 **<br>(-2.38)  | -0.2211 ***<br>(-2.76) | -0.3998 *<br>(-1.71)   | 0.5913 **<br>(2.31)  | 0.2702 ***<br>(3.81) |
| $\omega_{monetary \rightarrow forex}$ | 0.8146 ***<br>(5.70) | 2.24 *<br>(1.71)       | 3.4892 ***<br>(3.55)   | 5.1752<br>(0.70)       | 2.0833 *<br>(1.67)     | 0.5674<br>(0.84)       | 0.9048 ***<br>(5.33) | 1.8320<br>(0.94)     |
| $\theta_{monetary \rightarrow bond}$  | 0.1679<br>(1.55)     | -0.4604 ***<br>(-2.76) | -0.2367 ***<br>(-4.43) | -0.2834 ***<br>(-2.85) | -0.2481 ***<br>(-3.09) | -0.5664 ***<br>(-2.59) | 0.5753 **<br>(2.24)  | 0.2594 **<br>(2.36)  |
| $\omega_{monetary \rightarrow bond}$  | 10.4940<br>(0.63)    | 2.1769 *<br>(1.84)     | 1.9995 ***<br>(3.39)   | 1.6053 **<br>(2.05)    | 1.0256 ***<br>(3.90)   | 3.6707 *<br>(1.84)     | 0.9172 ***<br>(3.16) | 2.5427<br>(0.88)     |
| $\theta_{forex \rightarrow bond}$     | 0.2767 **<br>(2.42)  | -0.2872 *<br>(-1.72)   | -0.1778 ***<br>(-3.49) | -0.2901 **<br>(-2.41)  | -0.2167 ***<br>(-2.73) | -0.2845<br>(-1.28)     | 0.5970 **<br>(2.31)  | 0.2897 *<br>(1.89)   |
| $\omega_{forex \rightarrow bond}$     | 3.8168 *<br>(1.70)   | 1.2957 *<br>(1.93)     | 2.4754 ***<br>(3.26)   | 2.0404<br>(0.84)       | 4.4678 ***<br>(2.87)   | 3.7212<br>(0.35)       | 2.3380<br>(0.54)     | 0.7436 *<br>(1.75)   |
| 对数似然值                                 | -2430.09             | -4694.04               | -680.08                | -3197.58               | -2431.15               | -4664.97               | -705.44              | -3663.60             |
| AIC                                   | 4890.19              | 9418.08                | 1390.15                | 6425.16                | 4892.30                | 9459.94                | 1440.88              | 7357.21              |
| BIC                                   | 4953.94              | 9494.07                | 1453.93                | 6499.42                | 4956.05                | 9435.93                | 1504.75              | 7431.47              |

考虑到金融市场关联性由金融市场信息与宏观基本面信息共同驱动,我们对比了宏观经济信息模型(DCC-MIDAS-X)、市场信息模型(DCC-MIDAS)以及包含二者信息的混合信息模型在不同样本期内的效率表现。

根据表 5 可以发现,无论引入何种宏观经济信息,包含宏观变量的混频模型都具有更低的平均组合方差以及更大的效率提升。这意味着宏观经济信息的引入有助于提升模型对多个金融市场间方差协方差矩阵的估计精度。如果将金融市场信息和宏观经济信息同时纳入模型,模型精度将得到进一步的提升。在不同子区间,不同宏观经济信息的效率存在差异。在经济上行时期,工业增加值和货币供应量具有更大的效率提升,而在经济下行时期,经济政策不确定性和货币供应量对金融市场关联性具有更强影响。这点可以解释为经济上行时期,投资者更多关心实体经济生产动态,根据经济基本面状况调整大类资产间的头寸比例。在经济下行时期,市场情绪更加驱动投资者交易行为,经济政策不确定性在此期间更为关键,基本面的生产信息效率有所下降。而货币政策始终在金融市场平稳运行和关联性动态中扮演了流动性“大闸”的角色,在各个阶段都具有较高效率。

表 5 子样本模型横向对比

|                              | 经典混频        |                     | 宏观信息模型             |                     |                    |                     | 混合信息模型              |                     |                    |  |
|------------------------------|-------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--|
|                              | DCC - MIDAS | IP                  | EPU                | MP                  | IF                 | IP                  | EPU                 | MP                  | IF                 |  |
| 子样本 I: 2006. 01 – 2007. 12   |             |                     |                    |                     |                    |                     |                     |                     |                    |  |
| $\bar{\sigma}$               | 23. 3559    | 23. 2825            | 23. 3215           | 23. 3011            | 23. 3380           | 23. 2768            | 23. 2811            | 23. 2799            | 23. 3166           |  |
| 效率提升<br>(相较 DCC - MIDAS)     |             | 2.00 **<br>( 2.14)  | 1.04<br>( 1.16)    | 1.46 **<br>( 2.09)  | 0.48<br>( 1.03)    | 2.72 **<br>( 2.36)  | 2.06 **<br>( 2.49)  | 2.31 **<br>( 2.08)  | 1.13 *<br>( 1.91)  |  |
| 子样本 II: 2008. 01 – 2009. 12  |             |                     |                    |                     |                    |                     |                     |                     |                    |  |
| $\bar{\sigma}$               | 30. 7492    | 30. 7199            | 30. 6989           | 30. 6885            | 30. 7124           | 30. 6662            | 30. 6651            | 30. 6488            | 30. 6909           |  |
| 效率提升<br>(相较 DCC - MIDAS)     |             | 1.36 *<br>( 1.83)   | 1.76 **<br>( 2.35) | 2.27 ***<br>( 4.18) | 0.93 *<br>( 1.78)  | 2.58 *<br>( 1.75)   | 2.61 ***<br>( 3.03) | 3.32 ***<br>( 4.96) | 1.85 *<br>( 1.83)  |  |
| 子样本 III: 2010. 01 – 2014. 06 |             |                     |                    |                     |                    |                     |                     |                     |                    |  |
| $\bar{\sigma}$               | 25. 8448    | 25. 6849            | 25. 7673           | 25. 6463            | 25. 7991           | 25. 6235            | 25. 7049            | 25. 6055            | 25. 6623           |  |
| 效率提升<br>(相较 DCC - MIDAS)     |             | 1.42 ***<br>( 3.54) | 1.13 *<br>( 1.77)  | 1.74 **<br>( 2.16)  | 0.88<br>( 1.49)    | 2.14 ***<br>( 2.86) | 2.03 **<br>( 2.35)  | 2.45 **<br>( 2.22)  | 1.65 *<br>( 1.74)  |  |
| 子样本 IV: 2014. 07 – 2018. 06  |             |                     |                    |                     |                    |                     |                     |                     |                    |  |
| $\bar{\sigma}$               | 23. 8648    | 23. 8524            | 23. 8406           | 23. 8455            | 23. 8596           | 23. 8447            | 23. 8326            | 23. 8378            | 23. 8503           |  |
| 效率提升<br>(相较 DCC - MIDAS)     |             | 1.02 *<br>( 1.85)   | 2.24 **<br>( 2.11) | 1.76 **<br>( 2.40)  | 0.89 **<br>( 1.99) | 1.81 ***<br>( 2.60) | 3.23 ***<br>( 3.31) | 2.83 ***<br>( 3.09) | 1.62 **<br>( 2.51) |  |

## 五、结论与政策启示

本文沿用了 Conrad et al. (2014) 的 DCC – MIDAS – X 模型, 利用高频金融市场数据和低频宏观经济数据测度了我国四个主要金融市场之间的动态相关性, 得到了以下结论: (1) 工业增加值和货币供应量负向影响金融市场关联性, 经济政策不确定性和通货膨胀反之。宏观经济信息引入金融市场关联性分析框架的方式不同并不会影响结果的稳健性。(2) 宏观经济信息作为市场关联性的长期成分较基于市场信息的其他模型可以获得至少 1.45% 的效率提升。实体经济运行状况、经济政策不确定性和货币供应量是影响金融市场关联性较为重要的因素, 而通货膨胀重要性相对较低。(3) 工业增加值和通货膨胀对金融市场关联性的影响较为稳健, 货币供应量和经济政策不确定性表现出周期性特征。在经济上行时期, 宽松的货币政策更易引发金融市场关联性提升, 经济政策不确定性具有一定抑制作用。此时工业增加值和货币政策信息带来的效率提高更加明显。在经济下行时期, 经济政策不确定性和货币政策信息带来的效率提升更高。

本文研究结论对防范风险和统筹协调监管具有借鉴意义。(1) 跨市场协调监管要重视宏观经济因素在市场间关联性分析中的作用, 提前防范金融市场关联性的上行。可逐步形成一套系统的金融市场风险共振监控指标。(2) 在跨市场协调监管实践中, 关注经济周期动态, 根据所处经济周期阶段灵活运用政策工具, 以宏观政策遏制金融市场风险共振, 并动态调整监控指标中各宏观变量的比例权重。(3) 关注宏观经济信息在金融市场联动中的渠道作用, 发挥其经济信号作用; 谨防市场恐慌性情绪的跨市场传递, 利用宏观经济信息发布引导投资者情绪。

## 参 考 文 献

- [1] 龚玉婷、陈强和郑旭 2016,《谁真正影响了股票和债券市场的相关性?——基于混频 Copula 模型的视角》,《经济学(季刊)》第 3 期,第 1205~1224 页。
- [2] 钱小安 2007,《流动性过剩与货币调控》,《金融研究》第 8 期,第 15~30 页。
- [3] 王一萱和屈文洲 2005,《我国货币市场和资本市场连通程度的动态分析》,《金融研究》第 8 期,第 112~122 页。
- [4] 袁超、张兵和汪慧建 2008,《债券市场与股票市场的动态相关性研究》,《金融研究》第 1 期,第 63~75 页。
- [5] 张成思和田涵晖 2020,《结构性通货膨胀与通货膨胀预期形成机制》,《经济研究》第 12 期,第 148~164 页。
- [6] 赵华和秦可信 2014,《股价跳跃与宏观信息发布》,《统计研究》第 4 期,第 79~89 页。
- [7] 郑挺国和尚玉皇 2014,《基于宏观基本面的股市波动度量与预测》,《世界经济》第 12 期,第 118~139 页。
- [8] 郑挺国和王霞 2013,《中国经济周期的混频数据测度及实时分析》,《经济研究》第 6 期,第 58~70 页。
- [9] Adrian, T. and J. Rosenberg, 2008. “Stock Returns and Volatility: Pricing the Short Run and Long Run Components of Market Risk”, *The Journal of Finance*, 63(6): 2997~3030.
- [10] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016. “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593~1636.
- [11] Barsky, R. 1989. “Why Don’t the Prices of Stocks and Bonds Move Together”, *American Economic Review*, 79(5): 1132~1145.

- [12]Brenner , M. , P. Pasquariello , and M. Subrahmanyam ,2009. “On the Volatility and Comovement of US Financial Markets Around Macroeconomic News Announcements” ,*Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,44(6) : 1265 ~ 1289.
- [13]Campbell , J. Y. and J. Ammer , 1993. “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long – Term Asset Returns” ,*The Journal of Finance* ,48( 1) : 3 ~ 37.
- [14]Chiu , C. J. , R. D. F. Harris , E. Stoja , and M. Chin , 2018. “Financial Market Volatility , Macroeconomic Fundamentals and Investor Sentiment” ,*Journal of Banking and Finance* ,92: 130 ~ 145.
- [15]Colacito , R. , R. F. Engle , and E. Ghysels , 2011. “A Component Model for Dynamic Correlations” ,*Journal of Econometrics* ,164( 1) : 45 ~ 59.
- [16]Conrad , C. , K. Loch , and D. Rittler , 2014. “On the Macroeconomic Determinants of Long – Term Volatilities and Correlations in US Stock and Crude Oil Markets” ,*Journal of Empirical Finance* ,29: 26 ~ 40.
- [17]Engle , R. 2002. “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models” ,*Journal of Business and Economic Statistics* ,20( 3) : 339 ~ 350.
- [18]Engle , R. and R. Colacito , 2006. “Testing and Valuing Dynamic Correlations for Asset Allocation” ,*Journal of Business and Economic Statistics* ,24( 2) : 238 ~ 253.
- [19]Engle , R. F. , E. Ghysels , and B. Sohn ,2013. “Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals” ,*Review of Economics and Statistics* 95( 3) : 776 ~ 797.
- [20]Fleming , J. , C. Kirby , and B. Ostdiek ,1998. “Information and Volatility Linkages in the Stock , Bond , and Money Markets” ,*Journal of Financial Economics* ,49( 1) : 111 ~ 137.
- [21]Harvey , C. R. and R. D. Huang ,1991. “Volatility in the Foreign Currency Futures Market” ,*The Review of Financial Studies* ,4( 3) : 543 ~ 569.
- [22]Kodres , L. E. and M. Pritsker , 2002. “A Rational Expectations Model of Financial Contagion” ,*The Journal of Finance* ,57( 2) : 769 ~ 799.
- [23]Laurent , S. ,J. V. K. Rombouts , and F. Violante ,2013. “On Loss Functions and Ranking Forecasting Performances of Multivariate Volatility Models” ,*Journal of Econometrics* ,173( 1) : 1 ~ 10.
- [24]Rigobon , R. and B. Sack ,2003. “Spillovers Across U. S. Financial Markets” ,*NBER Working Papers*.
- [25]Schwert , G. W. 1989. “Why Does Stock Market Volatility Change over Time” ,*The Journal of Finance* ,44( 5) : 1115 ~ 1153.

## Macroeconomic Information and Financial Market Connectedness: Evidence from A DCC – MIDAS Model

ZHOU Kaiguo XING Ziyu YANG Haisheng

( Lingnan College ,Sun Yat – sen University;  
School of Economics and Trade ,Guangzhou Xinhua University)

**Summary:** Understanding the correlation between financial markets is key for the effective implementation of coordinated supervision. The financial sector is the bloodline of the real economy ,and enhancing the capacity of financial services for the real economy requires the coordination and alignment of financial markets with the macroeconomy. A well – informed and well – run financial market should be able to effectively reflect the characteristics of the macroeconomy. Making good use of macroeconomic information and accurately estimating dynamic correlations between financial markets are important for the accurate implementation of cross – market coordinated supervision and the efficient monitoring and early warning of risk resonance between markets.

This paper uses the DCC – MIDAS model to incorporate macro – level low – frequency variables into the analytical framework of high – frequency correlations among financial markets and uses the covariance matrix estimation accuracy comparison method proposed by Engle and Colacito ( 2006 ) and Laurent et al. ( 2013 ) to compare the macroeconomic information model and the long – term market volatility information model in terms of the estimation efficiency of dynamic conditional correlation coefficients. Additionally ,it systematically investigates and discusses the cyclical characteristics of the impact of each macroeconomic variable on the correlation between financial markets. This paper presents direct evidence of the impact of macroeconomic information on financial market correlations and bridges a research gap regarding multi – market correlations. The study more accurately captures the causal factors causing financial market resonance ,and the mechanism of macroeconomy influencing financial risk ,provides feasible ideas for the implementation of coordinated cross – market regulation in the context of different shocks ,and presents a basic framework for the construction of real – time monitoring indicators for financial risk mixing by combining macroeconomic information and financial market data.

This paper uses monthly data of China's industry value added ,M2 ,consumer price index ,and economic policy uncertainty index from January 2006 to June 2018 ,totaling 150 sample points ,and daily yield data of the stock market ,money market ,foreign exchange market ,and bond market during the corresponding sample period ,totaling 3 258 sample points. The following findings are obtained:

( 1 ) Industry value added and M2 negatively affect financial market correlations ,and economic policy uncertainty and inflation levels conversely. The robustness of the results is not affected by the way macroeconomic information is introduced into the financial market correlation analysis framework; ( 2 ) AS macroeconomic information is a long – run component of market correlations ,the macroeconomic information model achieves an efficiency increase of at least 1.45% over other models based on market information. Real economic performance ,economic policy uncertainty ,and M2 are the most important factors affecting financial market correlations ,whereas inflation is less important; and ( 3 ) the impact of industry value added and inflation on financial market correlations is relatively robust ,whereas economic policy uncertainty and M2 show cyclical characteristics. During economic upturns ,loose monetary policy is more likely to trigger financial market

correlations , economic policy uncertainty inhibits financial market correlations , and the efficiency improvements brought by industry value added and monetary policy information are larger. Meanwhile , the efficiency gains from economic policy uncertainty and monetary policy information are higher during economic downturns.

Based on the main findings , the following policy recommendations are proposed: ( 1) cross - market coordination and supervision should be informed by the role of macroeconomic factors in the analysis of inter - market correlations and prevent the upside of financial market correlations in advance. Gradually form a systematic set of financial market risk resonance monitoring indicators; ( 2) cross - market coordinated supervision should be informed by the dynamics of the economic cycle , flexibly apply policy tools according to the stage of the economic cycle , curb financial market risk resonance with macro policies , and dynamically adjust the proportional weights of each macro variable in the monitoring indicators; and ( 3) pay attention to the channel role of macroeconomic information in market connections , gradually release macroeconomic data , focus on its economic signal role , be wary of the market transmission of market panic , and guide investors to pay attention to the operation of China's macroeconomic fundamentals.

**Keywords:** Market Correlation , Macroeconomic Information , Mixed – Frequency Data Sampling

**JEL Classification:** E02 , G01 , G10

(责任编辑: 王 鹏)(校对: WH)

# 澳元和加元汇率的联动性研究

## ——基于 DCC-GARCH 模型

金剑峰

**【摘要】**本文采用 DCC-GARCH 模型对澳元和加元汇率的联动性进行实证研究。研究结果表明两者收益率之间存在正相关性（联动效应），且联动效应具有动态时变性，特别是 2008 年美国次贷危机后，澳元和加元收益率的联动性显著增强。

**【关键词】**外汇市场；联动性；DCC-GARCH 模型

### 一、DCC-GARCH 模型

DCC-GARCH（动态条件相关 GARCH）模型由 Engle 和 Sheppard (2001) 建立。他们认为，时间序列的波动性随着时间推移不断变化，且与前期波动大小相关，具有异方差性。DCC-GARCH 模型假定收益率的波动与前期波动相关，引入条件方差自身的滞后项作为影响因子，减少了待估参数。与多变量 GARCH 模型相比，实用性更强，可以清晰动态地呈现波动间的关系。DCC-GARCH 模型的基本形式如下：

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim N(0, H_t) \\ H_t &= D_t R_t D_t & R_t &= (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1} \\ Q_t &= (1 - \sum_{i=1}^M \alpha_i - \sum_{j=1}^N \beta_j) \bar{Q} + \sum_{i=1}^M \alpha_i (\omega_{t-i} \omega_{t-i}^*) + \sum_{j=1}^N \beta_j Q_{t-j} \end{aligned}$$

其中， $\varepsilon_t$  为收益率的残差项； $H_t$  为正态分布的条件协方差矩阵； $D_t$  为根据单变量 GARCH 模型所计算出的条件元素  $K \times K$  对角矩阵； $R_t$  为动态条件相关系数矩阵； $Q_t$  为标准化残差的无条件相关矩阵； $Q_t^*$  为  $Q_t$  的对角矩阵； $\bar{Q}$  为  $\omega_t$  的非条件相关系数矩阵； $\omega_t$  为向量标准化残差； $\alpha_i$  为第  $i$  项资产的标准化无条件协方差系数； $\beta_j$  为协方差矩阵系数。

### 二、实证分析

#### 1. 描述性统计

我们分别使用澳元对美元的汇率和加元对美元的汇率作为研究对象，根据国际外汇市场惯例，澳元汇率使用间接标价法，加元汇率使用直接标价法。数据来源为 wind 金融数据终端。选取数据的时间区间为 1978 年 10 月 2 日至 2021 年 1 月 14 日，同时考虑到澳大利亚和加拿大的节假日不一致的问题，只要有一国存在节假日，则删除当日相应外汇交易数据，最终保留 10985 个日收盘数据。为了保证数据的平稳性，我们将价格序列转换为对数收益率序列，考虑到两种货币汇率标价方法的不一致，我们在转换时都按照直接标价法来计算，由此各得到 10984 个数据。

作者简介：金剑峰（1978—），男，江苏扬州人，汉族，硕士，广东外语外贸大学，讲师，研究方向：金融工程与风险管理

从收益率序列的时间趋势可以看出，澳元和加元收益率序列的偏度均为负，峰度均大于3，呈现尖峰厚尾特征；JB统计量均通过1%的显著性检验，因而两个收益率序列均不服从正态分布。澳元和加元汇率的收益率序列均表现出明显的波动聚集性。

## 2. 平稳性检验

对澳元和加元收益率序列进行ADF单位根检验，ADF统计值分别为-105.1067和-105.6229，在1%的显著性水平下均拒绝原假设，收益率序列不存在单位根，是平稳序列。

## 3. 均值方程及GARCH模型的建立

首先对收益率序列进行自相关和偏自相关检验，确定选择何种形式的均值方程。从自相关检验结果看，在澳元和加元收益率序列分别滞后1~3阶和1~4阶的情况下，不能通过5%的显著性检验，因而两个收益率序列并不存在明显的自相关关系。因此，我们将GARCH模型的均值方程设定为白噪声，设立模型为： $r_t = \mu_t + \varepsilon_t$ 。

将两个收益率序列分别减去各自的均值，得到w\_aud和w\_cad。再对这两个新的数列分别求平方，得到w<sub>2</sub>\_aud和w<sub>2</sub>\_cad。分析w<sub>2</sub>\_aud和w<sub>2</sub>\_cad的自相关性。结果表明这两个数列arch效应显著，存在自相关。所以，均值方程的设定是合适的，可以用GARCH模型进一步估计。针对澳元和加元的收益率序列分别建立GARCH(1, 1)模型，得到的系数均通过了1%的置信度检验，并且ARCH项与GARCH项系数相加小于1，这表明模型的整体拟合效果良好。

澳元和加元汇率之间的相关性是否随着时间的推移而发生变化？这种变化是否存在规律？为了回答这个问题，我们需要在GARCH(1, 1)模型的基础上，采用多变量GARCH模型对澳元和加元的相关性做进一步分析。为了建立DCC-GARCH模型，我们将条件方差模型设定为GARCH(1, 1)，ARCH项和GARCH项的滞后阶数分别设为1阶。计算得到a值为0.015516，b值为0.983195，a和b都通过了1%的置信度检验，并且a+b<1，说明均值方程的设定是正确的，模型拟合比较理想。一般说来，a+b的值越接近于1，说明两者之间的动态相关关系越明显，也就是说，澳元和加元的收益率序列之间存在持续而

显著的相关关系。

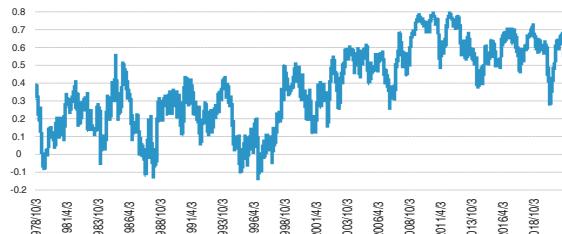


图1 加元和澳元的动态相关系数(DCC)图

图1直观地呈现出1978年10月2日至2021年1月14日澳元和加元汇率的动态相关系数。可以发现，澳元和加元之间的动态相关系数随时间推移而不断发生变化，但极少出现负值。此外，还可以看出2007年是一个大致的时间窗口，从这一年开始澳元和加元汇率之间的联动性显著增强了。

## 三、结语

本文采用DCC-GARCH模型，考察了澳元和加元汇率相关性的动态变化，据此可以得出两个结论：首先，澳元和加元汇率之间存在较强的正相关性，且相关系数呈现动态时变性特征。原因在于，澳大利亚和加拿大同为自然资源比较丰富的国家，农产品和矿产品的出口占比较高，受到全球经济和贸易因素的影响较大，动态联动性效应明显。其次，自2007年以来，澳元与加元汇率的联动性更为显著。其原因是，一方面，美国次贷危机及后续政策对澳元和加元的影响基本相同；另一方面，国际经贸合作不断加深，进一步强化了各国经济联系，尽管次贷危机的影响已经逐渐消散，但澳元和加元依然表现出很强的联动效应。

## 参考文献

- [1] 张兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究 [J]. 经济研究, 2010(11):141-151.
- [2] 徐有俊, 王小霞, 贾金金. 中国股市与国际股市联动性分析——基于DCC-GARCH模型研究 [J]. 经济经纬, 2010(05):124-128.
- [3] 王宏涛. 国际金融危机下中国股市与全球股市联动效应的实证研究 [J]. 统计与决策, 2009(24):134-137.

# 人民币与非洲主要国家货币汇率的联动性分析

## ——基于VAR-DCC-MVGARCH模型

叶 芳 童星宇

(华侨大学, 福建 泉州 362000)

**摘要:**本文基于2009年1月至2018年12月中国与非洲国家22种货币的月度汇率数据,构建VAR-DCC-MVGARCH模型实证分析人民币与非洲国家货币汇率的动态联动性,结果发现:人民币与大部分非洲国家货币存在一定的均值溢出效应,但其相关性并不稳定,且不存在变动持续性,表明当前人民币非洲区域化进程已有一定基础,但仍处于初步阶段。在“一带一路”倡议契机下,进一步推进人民币非洲区域化,可进一步推动中非贸易和直接投资发展、增加中国和非洲国家双边本币互换规模和实际使用、推进非洲人民币离岸市场建设、充分发挥多边开发银行作用、提高人民币在非洲国家的认可度。

**关键词:**人民币国际化;汇率联动;VAR-DCC-MVGARCH;锚效应;非洲

中图分类号:F831

文献标识码:A

文章编号:1674-5477(2020)11-0005-06

### 一、引言

随着“一带一路”倡议的提出,推动人民币在“一带一路”沿线国家的区域化和国际化的重要性与日俱增。非洲作为“一带一路”建设的历史与自然延伸,推动人民币非洲区域化也成为“一带一路”建设的重要环节。与此同时,人民币在非洲具有一定的现实基础和广阔的前景。首先,非洲当前无绝对的主导货币,为人民币区域化创造良好的市场环境。其次,中国对非贸易和投资的发展也为人民币非洲区域化奠定良好的基础。中非双边贸易总额由2009年的907.58亿美元增长到2019年的2087亿美元,连续11年成为非洲最大的贸易伙伴;2009年中国在非洲的对外直接投资存量为93.32亿美元,2018年超过460亿美元;

2009年对非直接投资流量为14.38亿美元,2018年为33亿美元。最后,非洲国家对人民币具有一定的认同度。近年来,肯尼亚、卢旺达、坦桑尼亚、尼日利亚、南非等国已将人民币纳入外汇储备;而中国与埃及、南非、摩洛哥、尼日利亚、津巴布韦等国签署双边本币互换协议;在2018年部分非洲国家召开的国家外汇储备会议上有10多个国家分析人民币成为其储备货币的可行性。尽管人民币非洲区域化取得一定的进展,但仍处于初步发展阶段。当前人民币在非洲国家的实际影响力有多大,如何进行量化分析,对这些问题的思考有利于进一步推动人民币非洲区域化。

### 二、文献综述

国外学者较早分析货币之间的联动性。Frankel

**基金项目:**国家社科基金项目“国际货币体系改革视角下中非命运共同体金融合作研究”(19BJL125)。

**收稿日期:**2020-06-24

**作者简介:**叶 芳,女,福建宁德人,经济学博士,副教授,硕士生导师,供职于华侨大学经济与金融学院,研究方向为国际金融、金融理论与政策。

童星宇,男,安徽芜湖人,华侨大学经济与金融学院,研究方向为国际金融、金融理论与政策。

& Wei(1994)通过普通最小二乘法研究美元、日元在东亚的锚效应,否定东亚地区是日元区的说法,认为东亚实际上是“美元区”。Kim et al.(2013)通过DCC-GARCH模型分析东亚五种货币和日元2000年至2010年间的动态条件相关性,发现在2006年之前动态条件相关性程度较高,之后相关程度下降甚至变为负相关,这种变化主要是流动性恶化导致的。Abdelkader & Aida(2016)运用GAS-GARCH模型研究美元与非洲新兴经济体的货币的汇率波动,发现二者之间存在着高度的依赖性,表明非洲国家对美国具有较强的金融依赖性。

随着人民币国际化进程的推进,国外学者也开始研究人民币与其他货币的联动性,但主要分析人民币与东亚各国货币之间的关系。Masahiro & Victor(2016)利用Frankel-Wei模型研究东亚地区人民币的货币权重,发现该地区美元仍是主要的锚货币,并没有形成人民币集团,人民币在该地区的影响力上升主要以日元影响力下降为代价。Caporale et al.(2018)基于长记忆时间序列模型探讨人民币是否正在东盟地区取代美元成为锚货币,结果表明二者同等重要,且近年来人民币表现更为突出,可考虑将人民币纳入区域货币指数中。Kedad(2019)利用马尔可夫转换模型研究人民币与东亚七个国家的汇率联动,发现人民币的影响力逐渐上升,但区域内货币在人民币贬值时反应过度,人民币升值时却反应不足。

国内学者主要研究人民币与东亚地区货币的联动性。唐洁尘和李容(2018)通过Copula-GJRGARCH模型研究人民币与东亚主要货币汇率间联动性和尾部相依性,发现人民币与东亚主要货币汇率存在正向关系,并且东亚货币之间的联动性会随着人民币区域化的推进而逐步增强。郭大山(2018)则基于卡尔曼滤波的状态空间模型分析人民币成为东亚锚货币的条件,指出人民币短期内不足以取代美元,但相较于日元而言具有明显的优势。而随着“一带一路”倡议的提出和推进,学者开始研究人民币在“一带一路”沿线国家的国际化问题。刘刚和张友泽(2018)通过检验人民币、欧元和美元在“一带一路”地区的货币锚效应,发现人民币在中亚地区的影响力较大,并且随着经贸的发展,影响力愈来愈大。蔡彤娟和林润红(2018)通过VAR-DCC-MVGARCH-BEKK模型实证

分析人民币与“一带一路”沿线国家货币的联动性,结果表明人民币在该地区认可度并不高。

综上,已有文献使用不同的方法对不同货币汇率之间的联动性和某种货币在某个区域的锚效应进行大量的研究,但主要集中于探讨美元、欧元、日元等主要货币与其他货币的联动性,关于人民币与其他货币联动性或锚效应的研究主要集中于东亚地区,且近年来关于人民币在“一带一路”沿线国家的国际化问题相关研究逐渐增多,但非洲国家作为人民币区域化、国际化的重要区域,鲜有文献专门探讨人民币与其主要货币汇率的联动性。为此,本文将在已有文献基础上,采用VAR-DCC-MVGARCH模型分析人民币与非洲主要国家货币的联动问题,以期为人民币非洲区域化、国际化提供一定启示。

### 三、数据处理与模型设定

#### (一)数据来源与说明

本文数据来源国泰君安数据库中各国货币汇率的月度数据。由于人民币国际化主要从2009年开始启动,故本文选取2009年1月至2018年12月中国与非洲国家货币每月月末对SDR的汇率探讨人民币与非洲国家货币的联动性。其中,加蓬、赤道几内亚、喀麦隆、乍得、中非共和国、刚果(布)等6国共同使用中非法郎;而尼日尔、布基纳法索、科特迪瓦、贝宁、马里、几内亚比绍、塞内加尔、多哥等8国则共同使用西非法郎,即非洲金融共同体法郎。鉴于中非法郎和西非法郎等价,二者对外汇率相同,故仅选择中非法郎。同时由于阿尔及利亚、南苏丹、利比亚、津巴布韦等18国数据存在严重缺失,本文最后共选取23种货币(包含人民币)的汇率数据,并通过部分缺失值取前后月份的平均值以及剔除连续缺失值的方式共得到2760个观测值。本文通过对各国汇率取对数,并进行一阶差分处理,得到各国货币汇率收益率序列。相关货币名称与符号如表1所示。

#### (二)描述性统计

在进行实证分析之前需要对数据进行平稳性检验,本文通过Stata14软件对数据进行JB检验和ADF检验,结果如表1。

表1显示,所有货币汇率收益率的标准差均小于0.1,说明各国货币汇率的变动幅度较小,而从偏度和

表1 人民币与非洲国家主要货币汇率收益率序列  
描述性统计

| 货币名称      | 符号  | 均值      | 标准差    | 偏度      | 峰度      | JB值        | ADF值      |
|-----------|-----|---------|--------|---------|---------|------------|-----------|
| 人民币       | CNY | -0.0005 | 0.0519 | 0.0202  | 53.3105 | 2742.08*** | -11.95*** |
| 布隆迪法郎     | BIF | 0.0024  | 0.0128 | -0.5730 | 4.8388  | 5.09*      | -16.19*** |
| 科摩罗法郎     | KMF | -0.0023 | 0.0245 | -4.8382 | 33.8066 | 1129.57*** | -7.46**   |
| 佛得角埃斯库多   | CVE | 0.0004  | 0.0123 | 0.3860  | 3.6710  | 1.13       | -15.74*** |
| 吉布提法郎     | DJF | -0.0035 | 0.0237 | -5.6358 | 40.3334 | 1647.56*** | -7.36***  |
| 埃及镑       | EGP | 0.0093  | 0.0585 | 8.2542  | 79.1785 | 6581.99*** | -14.47*** |
| 中非金融合作法郎  | XAF | -0.0023 | 0.0245 | -4.8381 | 33.8055 | 1129.49*** | -7.46**   |
| 肯尼亚先令     | KES | 0.0015  | 0.0192 | -1.3169 | 10.0450 | 61.28***   | -13.67*** |
| 马达加斯加阿里亚里 | MGA | 0.0016  | 0.0289 | -1.7876 | 11.0111 | 83.37***   | -6.33***  |
| 摩洛哥迪拉姆    | MAD | -0.0025 | 0.0235 | -5.7750 | 41.8309 | 1778.01*** | -7.18**   |
| 莫桑比克梅蒂卡尔  | MZN | 0.0049  | 0.0367 | -0.9327 | 8.0819  | 31.75***   | -13.60*** |
| 毛里求斯卢比    | MUR | -0.0031 | 0.0238 | -5.3392 | 38.7868 | 1510.95*** | -7.44***  |
| 马拉维克瓦查    | MWK | 0.0107  | 0.0556 | 2.5667  | 23.1328 | 467.65***  | -14.43*** |
| 纳米比亚元     | NAD | 0.0017  | 0.0319 | -0.5667 | 5.9566  | 10.86***   | -15.31*** |
| 尼日利亚奈拉    | NGN | 0.0027  | 0.0382 | 1.2140  | 21.1130 | 361.81***  | -6.74**   |
| 卢旺达法郎     | RWF | 0.0031  | 0.0127 | -0.2107 | 2.8433  | 0.22       | -19.83*** |
| 苏丹镑       | SDG | 0.0248  | 0.0933 | 3.8344  | 18.1175 | 311.30***  | -7.54**   |
| 塞舌尔卢比     | SCR | -0.0054 | 0.0326 | -2.9350 | 13.5533 | 157.98***  | -12.49*** |
| 突尼斯第纳尔    | TND | 0.0057  | 0.0116 | 1.0046  | 6.2187  | 15.60***   | -5.90**   |
| 坦桑尼亚先令    | TZS | 0.0041  | 0.0173 | 1.2174  | 8.9880  | 45.27***   | -6.56**   |
| 乌干达先令     | UGX | 0.0016  | 0.0333 | -2.0624 | 12.0144 | 106.46***  | -12.03*** |
| 南非兰特      | ZAR | -0.0005 | 0.0373 | -1.3735 | 7.9043  | 34.23***   | -14.68*** |
| 赞比亚克瓦查    | ZMK | 0.0037  | 0.0422 | 1.0897  | 12.5290 | 103.52***  | -13.88*** |

注: \*\*\*、\*\*、\*分别代表统计量在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

峰度来看,各国货币的峰度都大于3(除卢旺达法郎),表明各国的货币收益序列呈“尖峰厚尾”的特征。由JB检测值可知,在收益序列中,佛得角埃斯库多和卢旺达法郎均不拒绝原假设,布隆迪法郎在10%的显著性水平下拒绝原假设,而其余20种货币均在1%的显著性水平下拒绝原假设,故其余20种货币都不服从正态分布,说明这20种货币的序列数据的波动状态具有GARCH模型的特征,所以使用GARCH类模型较为合理。根据ADF值显示,科摩罗法郎、中非金融合作法郎、摩洛哥迪拉姆、尼日利亚奈拉、苏丹镑、突尼斯第纳尔和坦桑尼亚先令在5%的显著性水平下拒绝原假设,而其余16种货币均在1%的显著性水平下拒绝原假设,表明上述各国的货币汇率收益率序列均不存在单位根,即都为平稳序列,可直接进行VAR

模型分析。

### (三)模型设定

已有文献主要采用“常系数条件相关模型”(CCC (Bollerslev, 1990))探讨货币汇率之间的联动性,但CCC的假设条件较强,在实践中不一定能满足,且CCC仅考虑静态条件相关性。为了能够更好地描述中国与非洲主要国家的货币汇率的动态变化以及条件异方差性,且能够有效控制参数个数,本文采用DCC模型。此外,为了过滤各汇率变量及其滞后期之间的相互影响和制约,本文在DCC—MVGARCH模型的基础上进一步引入VAR模型,形成VAR—DCC—MVGARCH模型。模型如式(1)~(6):

$$Y_{i,t} = a_0 + a_1 Y_{i,t-1} + \cdots + a_k Y_{i,t-k} + u_t \quad (1)$$

其中:

$$u_t | \theta_{t-1} \sim N(0, F_t) \quad (2)$$

$$F_t = E_t^{(1/2)} D_t E_t^{(1/2)} \quad (3)$$

$$E_t = \text{diag}(\sigma_{(11,t)}, \dots, \sigma_{(mm,t)}) \quad (4)$$

$$T_t = (q_{ij,t})_{k \times k} = (1 - \sum_{x=1}^X \lambda_{1,x} - \sum_{z=1}^Z \lambda_{2,z}) H + \sum_{x=1}^X \lambda_{1,x} \varepsilon_{t-x} \varepsilon_{t-x}^T + \sum_{z=1}^Z \lambda_{2,z} T_{t-z} \quad (5)$$

$$H = (q_{ij})_{k \times k}, D_t = T_t^{*-1} \times T_t \times T_t^{*-1} = (\rho_{ij,t})_{k \times k}, \rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} \times q_{jj,t}}} \quad (6)$$

其中 $Y_{i,t}$ 为各国货币汇率收益率序列, $u_t$ 为VAR模型所估计出的残差, $\theta_{t-1}$ 为t-1时期的信息集, $F_t$ 为条件协方差矩阵, $E_t$ 为条件方差对角矩阵, $H$ 为 $\varepsilon_{t-x}$ 条件相关系数矩阵, $D_t$ 为动态条件相关系数矩阵, $\varepsilon_{t-x}$ 为向量标准化残差, $T_t$ 以为 $q_{ij,t}$ 元素的矩阵, $\lambda_{1,x}$ 为滞后x期的前期残差平方项的系数,即前期均值残差对动态系数的影响程度,记为 $\lambda_1$ , $\lambda_{2,z}$ 则为滞后z期的前期条件方差的系数,即前期动态条件异方差对动态相关系数的影响程度,记为 $\lambda_2$ 。 $\lambda_1$ 与 $\lambda_2$ 均大于等于0,且 $\sum_{x=1}^X \lambda_{1,x} + \sum_{z=1}^Z \lambda_{2,z} < 1$ 。

### 四、人民币与非洲主要货币汇率动态联动性检验

在研究人民币汇率收益率与非洲主要国家货币汇率收益率的动态联动关系时,先采用VAR模型确

定最优滞后阶数,再进一步选取具有代表性的货币收益率序列进行 VAR 模型估计,以分析人民币对非洲国家货币的传导性及溢出效应,最后对动态相关系数进行分析。

本文采用最终预测误差准则(FPE)、似然比(LR)检验以及赤池准则(Akaike Information Criterion, AIC)、施瓦茨准则(Schwarz Information Criterion, SIC)、汉南-昆准则(Hannan-Quinn Information Criterion, HQIC)等三大信息准则,并优先选取符合以上准则最多的阶数为最优滞后阶数来确定 VAR 模型的最优滞后期,若选取的标准发生不一致时,则参考 SIC 准则,最终选取的最优滞后阶数如表2所示。

表2 最优滞后阶选择

| 滞后1阶    | 滞后2阶    | 滞后3阶    |
|---------|---------|---------|
| CNY-KES | CNY-EGP | CNY-XAF |
| CNY-MWK | CNY-MAG | CNY-KMF |
| CNY-NAD | CNY-MAD | CNY-MZN |
| CNY-SCR | CNY-NGN | CNY-MUR |
| CNY-SDG | CNY-ZAR | CNY-TND |
| CNY-TZS | CNY-CNY | CNY-UGX |
| CNY-BIF | CNY-ZMK | CNY-DJF |

鉴于篇幅限制,本文在此结合地理区位以及经济发展水平,仅列出人民币与非洲不同区域的8个主要的非洲代表货币汇率收益率序列的 VAR 模型结果(见表3),8个主要货币为非洲北部的埃及镑和摩洛哥迪拉姆、非洲东部的肯尼亚先令和坦桑尼亚先令、非洲南部的赞比亚瓦查和南非兰特、非洲西部的尼日利亚奈拉以及中非的中非金融合作法郎。

表3结果显示,在人民币汇率收益率滞后1期的

情况下,对摩洛哥迪拉姆、中非金融合作法郎、坦桑尼亚先令、赞比亚瓦查、尼日利亚奈拉等货币汇率收益率影响显著,即人民币汇率收益率与这些货币汇率收益率之间存在均值溢出效应;其中,中非金融合作法郎汇率收益率滞后1期对人民币汇率收益率影响显著,说明二者存在双向的均值溢出效应。滞后2期的情况下,人民币汇率收益率与中非金融合作法郎汇率收益率、摩洛哥迪拉姆汇率收益率之间存在均值溢出效应;同时南非兰特汇率收益率滞后1期和2期与埃及镑收益率滞后2期对人民币汇率收益率影响也显著。可见,人民币与非洲主要国家货币汇率具有一定联动性。

通过加入 DCC-MVGARCH 模型进行动态相关系数检验,结果如表4所示。所有  $\lambda_1 + \lambda_2$  均满足小于1的约束条件,且  $\lambda_1, \lambda_2$  均不为0。除肯尼亚先令、纳米比亚元、马达加斯加阿里亚里、南非兰特、莫桑比克梅蒂卡尔、乌干达先令、赞比亚克瓦查以及塞舌尔卢比之外,人民币与其余货币的  $\lambda_1$  均大于  $\lambda_2$ ,且除坦桑尼亚先令和苏丹镑之外均超过0.5,而  $\lambda_1$  大于0.5则表明货币与人民币的相关性受前期的外部干扰因素影响较大。同时,人民币与绝大部分货币的  $\lambda_2$  均较小,远低于0.5的水平,表明人民币与绝大多数非洲国家货币不存在变动持续性。可见,人民币对非洲国家货币的影响力仍较小,当前人民币非洲区域化仍处于起步阶段。

为进一步观察人民币与非洲主要国家货币之间的联动性,本文分析动态条件相关系数,鉴于篇幅限制,在此选取前文 VAR 模型的8种非洲国家货币与人

表3 人民币与主要非洲国家货币汇率收益率的 VAR 模型结果

|         | CNY      | EGP    | MAD       | KES     | TZS       | ZMK       | ZAR      | NGN      | XAF      |
|---------|----------|--------|-----------|---------|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| CNY(-1) | 2.53**   | 0.76   | -3.25***  | 0.49    | 2.51**    | 2.77***   | -0.58    | 2.19**   | -3.90*** |
| CNY(-2) | 2.79***  | 0.20   | -2.72***  | 1.95*   | 1.04      | 0.69      | 0.03     | 1.48     | -2.17**  |
| EGP(-1) | -1.47    | 0.21   | 0.30      | -0.34   | -0.70     | -3.52 *** | -1.53    | 2.18**   | 0.89     |
| EGP(-2) | 2.59 *** | -0.58  | -0.32     | 0.00    | 0.28      | 3.77***   | 2.00 **  | -0.28    | -1.03    |
| MAD(-1) | -0.11    | -0.81  | -2.99 *** | -0.33   | 0.04      | 1.69*     | -1.69*   | -0.61    | 1.49     |
| MAD(-2) | 0.14     | 0.03   | -1.70*    | -0.33   | 0.45      | -0.09     | 0.53     | 0.18     | 0.87     |
| KES(-1) | 1.18     | 0.31   | -2.43 **  | 3.82*** | 4.09 ***  | -0.65     | 0.45     | 0.50     | -2.67*** |
| TZS(-1) | 0.72     | -1.48  | 1.85*     | 0.89    | 3.31***   | 0.86      | 0.40     | -0.00    | -0.37    |
| ZMK(-1) | -1.00    | -0.54  | 0.13      | -2.01** | -2.24**   | 3.30 ***  | -1.39    | 0.22     | 0.99     |
| ZMK(-2) | -0.49    | -0.89  | 0.31      | 1.61    | 2.47**    | -1.28     | 2.75***  | -1.63    | -0.11    |
| ZAR(-1) | -2.52**  | -1.81* | 1.59      | 0.75    | -1.38     | 2.13 **   | 4.12***  | -1.90*   | 1.61     |
| ZAR(-2) | 2.08 **  | 1.99** | -2.25**   | -2.12** | -0.30     | -1.17     | -1.67 *  | 0.99     | -1.66 *  |
| NGN(-1) | 0.09     | 0.14   | 0.09      | -1.32   | -3.44 *** | -2.21 **  | -3.15*** | 5.13***  | 1.27     |
| NGN(-2) | -0.25    | -1.86* | -0.25     | 2.00**  | 3.62***   | 2.23**    | 1.85*    | -3.01*** | -1.68*   |
| XAF(-1) | 2.84***  | 0.37   | 2.16**    | 2.08**  | 1.79*     | -1.63     | -0.64    | 3.39***  | -1.88*   |
| XAF(-2) | 0.10     | -0.11  | 1.16      | 1.08    | 0.34      | 1.45      | 1.19     | 0.44     | -0.47    |
| XAF(-3) | -1.41    | -0.03  | 1.58      | 0.09    | 1.24      | 0.14      | -1.32    | -0.04    | 0.45     |

注: \*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著。

表4 DCC参数估计结果

|         | $\lambda_1$ | $\lambda_2$ | $\lambda_1+\lambda_2$ |
|---------|-------------|-------------|-----------------------|
| CNY-BIF | 0.8026      | 0.1956      | 0.9982                |
| CNY-DJF | 0.8398      | 0.1357      | 0.9755                |
| CNY-EGP | 0.9850      | 0.0001      | 0.9851                |
| CNY-XAF | 0.8950      | 0.0474      | 0.9424                |
| CNY-KMF | 0.8949      | 0.0476      | 0.9425                |
| CNY-KES | 0.0042      | 0.9606      | 0.9648                |
| CNY-MGA | 0.0882      | 0.8406      | 0.9288                |
| CNY-MWK | 0.9841      | 0.0001      | 0.9842                |
| CNY-MZN | 0.2576      | 0.7196      | 0.9772                |
| CNY-MUR | 0.8412      | 0.1164      | 0.9576                |
| CNY-MAD | 0.9826      | 0.0078      | 0.9904                |
| CNY-NAD | 0.0132      | 0.9820      | 0.9995                |
| CNY-NGN | 0.9920      | 0.0001      | 0.9921                |
| CNY-SCR | 0.0824      | 0.8022      | 0.8846                |
| CNY-SDG | 0.1573      | 0.0869      | 0.2442                |
| CNY-TZS | 0.4977      | 0.3607      | 0.8584                |
| CNY-TND | 0.7684      | 0.1945      | 0.9629                |
| CNY-ZAR | 0.0035      | 0.9916      | 0.9951                |
| CNY-ZMK | 0.0144      | 0.8778      | 0.8922                |
| CNY-UGX | 0.0326      | 0.9672      | 0.9998                |

民币的相关系数作图。如图1,人民币与中非金融合作法郎、摩洛哥迪拉姆、尼日利亚奈拉及埃及镑四种货币之间的相关系数波动较大,且无明显的规律性变化,没有达到稳定的相关性,表明人民币与这些非洲国家货币的联动仍不明显;坦桑尼亚先令先后在2010年、2012年、2015年、2016年出现四次峰值,均超过0.5,且与人民币的相关性多为正数,表明人民币与坦桑尼亚先令具有高度相关性;人民币与肯尼亚先令的相关性在2009~2012年上升速度较快,之后缓慢增加;人民币与南非兰特相关系数2015年10月之前为负且负相关性整体处于增加趋势,2015年中国与南非签订本币互换协议后,二者的关联性迅速上升并在2017年达到峰值;对于赞比亚克瓦查而言,人民币与其关联性2010年后为正值,之后处于上升趋势,2015年10月达到峰值,之后开始下降但仍为正相关。总体看,人民币与大部分货币的相关性随着时间的推移愈加紧密。

## 五、结论与政策建议

本文基于2009年1月至2018年12月中国与非洲国家22种货币的月度汇率数据,使用VAR-DCC-MVGARCH模型分析人民币与非洲主要国家货币汇率的关联性,得出主要结论如下:一是人民币与摩洛哥迪拉姆、南非兰特、中非金融合作法郎、坦桑尼亚先令、赞比亚瓦查、尼日利亚奈拉等代表性货币存在均值溢出效应,表明人民币在非洲具有一定的影响力,

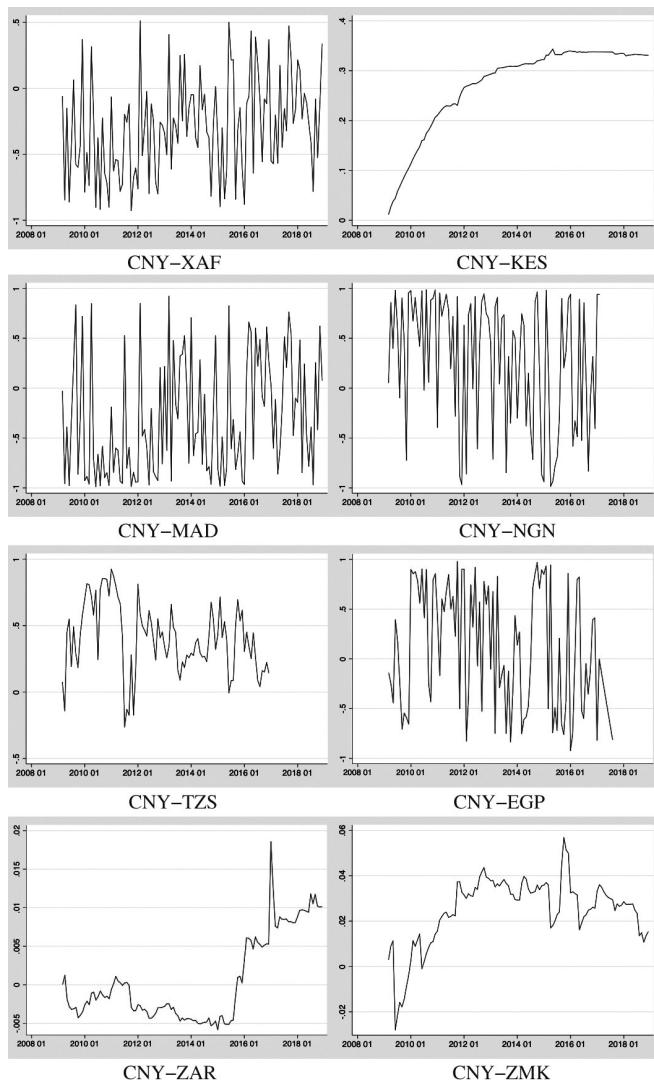


图1 人民币对非洲主要国家货币动态相关系数图

人民币非洲区域化取得初步的进展。二是人民币与绝大部分非洲国家的货币均不存在变动持续性,人民币与主要非洲国家货币相关系数具有较大的波动,受前期外部干扰影响明显,表明人民币对非洲国家货币的影响力仍然有限,人民币非洲区域化进程有待进一步推进。

第一,进一步推动中非贸易和直接投资发展。贸易结算是货币区域化、国际化的重要途径和基础,因此,进一步推动中非贸易发展,增加人民币在中非贸易中的计价结算规模,对推动人民币非洲区域化具有重要的作用。当前,非洲各国正积极推进非洲大陆自贸区建设,中国可积极参与并提供相应的支持,加快与非洲各国的自贸区建设谈判,深化中非经贸合作。

同时,继续推动中国对非直接投资规模,扩大对非直接投资领域,也是推动人民币非洲区域化的重要切入点。如推进投资主体和行业的多元化,鼓励民营企业加大对非投资,在行业方面,加大对劳动力密集型企业的投资,充分发挥非洲现有的人力资源优势,也要结合各国的资源禀赋,因地制宜地投资相关产业。

第二,进一步增加人民币与非洲国家货币互换规模和使用。目前中国仅与非洲的埃及、南非、尼日利亚、津巴布韦等国家签订货币互换协议,规模较小,且实际使用有限。因此,有必要进一步扩大人民币与已签协议国家货币互换规模,同时积极推动人民币与非洲其他国家本币互换。通过切实扩大双边本币互换协议的实际执行,将互换的货币投放至商业银行,为与其进行双边贸易的企业直接提供对方本币贷款等措施,推动本币互换的实际使用,在增强人民币储备货币职能的同时,真正增加人民币在非洲国家的使用。

第三,推动人民币非洲离岸市场建立。离岸金融市场在一国货币国际化进程中扮演着重要角色,能够有效地促进货币的流动,拓宽本币的投融资渠道。为此,要进一步完善离岸市场布局,积极考虑在金融市场较为完善的南非地区建立离岸市场,弥补中非地理距离的差异,为此要加强在南非的人民币跨境支付系统的建设,进一步发挥大数据对人民币清算的支持力度。同时也要通过对离岸人民币债券市场的建设推动人民币债券的发行,提高人民币的流动性。

第四,充分利用多边开发银行推进人民币非洲区域化。在“一带一路”倡议契机下,充分发挥亚投行、金砖国家新开发银行、丝路基金的作用,在支持非洲基础设施建设的过程中,使用人民币贷款、发行人民币债券、可用人民币与当地分包商进行工程价款的核算、用人民币支付当地工人工资、接受人民币进口中国设备和技术等。同时,加强与非洲开发银行的合作,在推动非洲基础设施建设融资方面也可尝试推动人民币成为一种融资币种,进一步提高人民币融资额。

第五,提高人民币在非洲国家的认可度。具体措施包括增强中非文化、学术交流,尤其是青年交流,通过鼓励更多的青年志愿者赴非洲服务,增加对非洲留学生的奖学金资助来扩大非洲来华留学生数量以及鼓励双方的青年企业家加强双边交流;加强人民币在非洲国家的宣传,以中国在非洲设立的银行分支机构

为依托,并与当地银行合作,向企业和居民宣传人民币相关知识,提高人民币在非洲的认可度;此外,可将支付宝、微信等移动支付推广至非洲,通过支付宝和微信开展与非洲当地旅游业及生活服务行业的合作,有利于便利中国赴非洲游客和非洲当地商户的交易支付,增强中非旅游业合作,促进非洲人民了解人民币支付模式,从而有利于增加人民币在非使用。

## 参考文献

- [1] Abdelkader D, Aida S. The volatility of exchange rate between US dollar and African emerging currencies: analyzing by GAS-GARCH-Student-t Model [J]. International Journal of Critical Accounting, 2016, 8(02): 132.
- [2] Bollerslev T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model [J]. The Review of Economics and Statistics, 1990, 72(03): 498–505.
- [3] Caporale G M, Luis A, Alanab G, You K. Exchange rate linkages between the ASEAN currencies, the US Dollar and the Chinese RMB [J]. Research in International Business and Finance, 2018, 44: 227–238.
- [4] Frankel J A, Wei S J. Yen bloc or Dollar bloc? Exchange rate policies of the East Asian economies [A]. Chapter in NBER book Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows, 1994: 295–333.
- [5] Kedad B. How do the Renminbi and other East Asian currencies co-move [J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 91: 49–70.
- [6] Kim B H, Kim H, Min H G. Reassessing the link between the Japanese yen and emerging Asian currencies [J]. Journal of International Money & Finance, 2013, 33(01): 306–326.
- [7] Masahiro K, Victor P. Is there really a Renminbi bloc in Asia? : A modified Frankel-Wei approach [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2016, 62: 72–97.
- [8] 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-MVGA-RCH-BEKK模型的实证分析[J].国际金融研究,2018(02):19–29.
- [9] 郭大山.东亚货币合作中人民币充当货币锚的可行性研究[J].西部金融,2018(06):52–59.
- [10] 刘刚,张友泽.人民币在“一带一路”货币圈发挥了锚效应吗?——基于人民币与主要国际货币比较研究[J].国际金融研究,2018(07):32–41.
- [11] 唐洁尘,李容.人民币区域化视角下人民币与东亚货币联动性研究[J].世界经济研究,2018(07):38–55.

(责任编辑:覃盈盈)(校对:SHT HY)

# 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;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经济影响力,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)<sup>[1]</sup>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。  
(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

率波动中所呈现的共性变化趋势。Baillie 和 Bollerslev(1989)<sup>[2]</sup>首次将 Granger(1986)<sup>[3]</sup>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)<sup>[4]</sup>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)<sup>[5]</sup>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)<sup>[6]</sup>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)<sup>[7]</sup>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)<sup>[8]</sup>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)<sup>[9]</sup>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)<sup>[10]</sup>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)<sup>[11]</sup>借鉴 Frankel 和 Wei(1994)<sup>[6]</sup>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)<sup>[12]</sup>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)<sup>[13]</sup>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)<sup>[14]</sup>运用 AR-GARCH 模型对 CNY、CNH 与 NDF 三个人民币汇率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)<sup>[15]</sup>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)<sup>[16]</sup>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)<sup>[17]</sup>采用 VAR-DCC-MVGARC 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<sup>[18]</sup>,我们选取Engle等(2006)<sup>[19]</sup>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)<sup>[15]</sup>以及蔡彤娟和林润红(2018)<sup>[18]</sup>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:

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

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

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

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{i_{11}}, \dots, \sqrt{i_{jj}}) \quad (4)$$

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

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

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;  $\Phi_{t-1}$  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;  $\overline{\rho_{mn}}$  为非条件相关系数,  $\alpha_h$  和  $\theta_l$  为 DCC 模型的系数,  $h$  和  $l$  为滞后阶数,  $\alpha_h$  为滞后  $h$  期残差乘积对动态相关系数的影响,  $\theta_l$  为滞后 1 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)<sup>[20]</sup> 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:

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

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

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:

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

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

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

式(9)—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<sup>[18]</sup>与唐文琳等<sup>[17]</sup>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<sub>t</sub>表示t时期所选取国家的货币汇率收益率,DLU<sub>t</sub>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:P<sub>1</sub>为JB值P值,P<sub>2</sub>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      |

### (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   | $\alpha$  | $\theta$  | $\alpha+\theta$ |
|-----------|-----------|-----------|-----------------|
| 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  $\alpha$  值与  $\theta$  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内动态相关系数的影响较为显著。 $\alpha$  与  $\theta$  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  $\theta$  值均大于  $\alpha$  值,其中,除马来西亚林吉特的  $\theta$  值略低,为 0.4406 外,其余各国货币的  $\theta$  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—

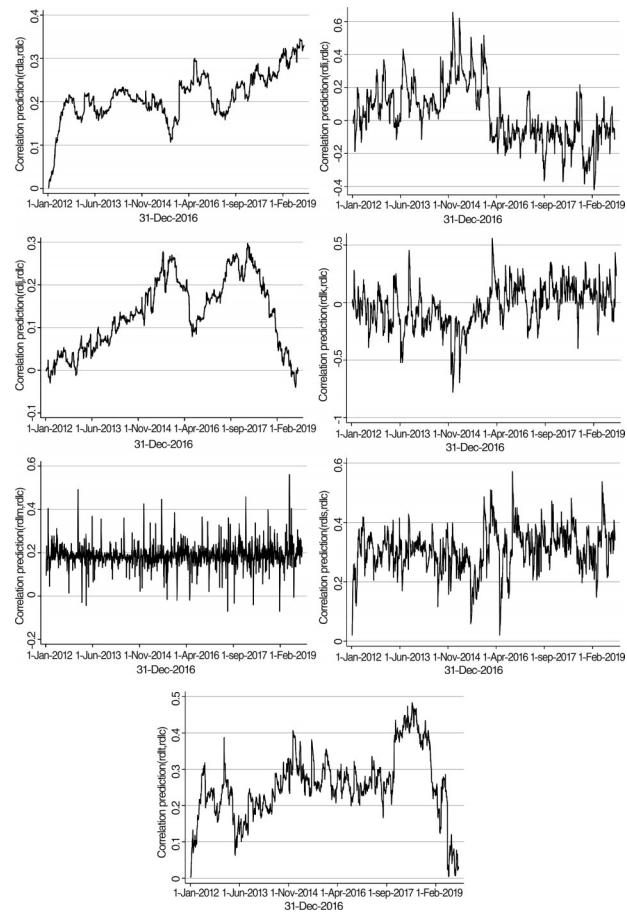


图 1 人民币汇率与 RCEP 主要成员国货币汇率动态相关系数图

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随即回升;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性程度较低,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].金融经济学研究,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)

# 人民币与新兴市场货币的联动分析<sup>\*</sup>

何 青 余吉双 涂永红

(摘要)在人民币国际化背景下,本文基于标准 Frankel-Wei 框架,将两步回归法与分段回归相结合,以 2005 年 7 月 21 日-2018 年 12 月 31 日作为样本区间,探究人民币与新兴市场货币的联动程度及其结构性变化。研究发现:人民币作为“地区性重要货币”,与东南亚和美洲的新兴市场货币联动性较强;地区层面的时变权重显示人民币与新兴市场货币的联动性绝大多数时间弱于美元;2010 年汇率制度改革后,人民币与更多的新兴市场货币表现出正向联动性。2015 年汇率制度改革对人民币与美洲地区新兴市场货币联动性影响较大。相关结论对于人民币国际化战略的设计与实施具有参考价值。

关键词: 新兴市场货币 人民币 联动性 汇率制度改革

JEL 分类号: E58 F31 F33 F41

## 一、引言

随着中国经济实力的增强和中国金融市场逐渐开放,人民币逐渐成为国际贸易结算和金融交易的重要货币。环球银行金融电信协会(SWIFT) 的数据显示,截至 2019 年 3 月,人民币交易使用量在全球支付结算中占比为 1.89%,位居全球第五,仅次于美元、欧元、英镑和日元。此外,人民币在新兴市场经济体的影响力显著增强。2014 年到 2018 年间,人民币在中国与“一带一路”沿线经济体、东南亚的支付流量中激增,例如在匈牙利、土耳其、新加坡分别增长了 242%、35% 和 231%。人民币在非洲经济体的使用量也在增加,与 2016 年第一季度相比,2019 年第一季度非洲对中国所有货币的支付总额增加了 27.76%,其中用于支付的人民币比例增加 123.01%。

人民币在新兴市场经济体的流通和使用,与锚定人民币的程度密切相关。Krugman(1984)归纳总结了国际货币的三大职能,即交易中介、价值储备和度量单位;国际货币在央行和私人部门又有不同的应用:货币锚体现了中央银行在使用国际货币时注重的度量单位职能,贸易计价和贸易结算分别体现了私人部门在使用国际货币时注重的度量单位和交易中介职能。货币锚可以使得本经济体货币与锚定货币汇率同向变动,降低双边贸易和金融往来中的外汇风险和中介费用,提升锚定货币在跨境贸易计价和结算中的使用比例(巴曙松和杨现领,2011;赵然和伍聰,2014)。而 2018 年以来全球新兴市场经济放缓,经济前景依然脆弱,如美元走强、美国国债利率上升、油价过高以及爆发全面贸易战的可能性等诸多因素影响着中国及其他新兴市场经济走势(Topa-Serry and Shen, 2018)。提升新兴市场货币对人民币的锚定性,可以增加人民币在新兴市场经济体的流通和使用,加强中国与新兴市场经济体的经济贸易联系,打造区域性协同经济体,是目前全球经济放缓背景下

\* 何青,中国人民大学财政金融学院,中国财政金融政策研究中心 教授,博士生导师,经济学博士;余吉双,中国人民大学财政金融学院,博士研究生;涂永红,中国人民大学财政金融学院 教授,博士生导师,国际货币研究所副所长,经济学博士。本研究受国家社科基金重点项目“中国资本市场汇率风险研究”(项目号:19AJY028)资助。

推进人民币国际化与区域经济合作的一个可行突破口。

随着中国经济的高速发展，人民币开始受到新兴市场经济体的广泛关注，其在新兴市场货币中的锚定效应也随之增强。研究人民币与其他经济体货币的联动性，成为当前关注的热点问题。很多学者基于标准的Frankel-Wei模型<sup>①</sup>，将人民币纳入该模型中，研究人民币与东亚地区、“一带一路”沿线国家货币的联动性。Subramanian and Kessler(2013)发现人民币已成为东亚地区主要的参考货币，该地区人民币联动系数的平均值比美元高60%，即东亚地区已经形成人民币集团。丁剑平等(2013)通过实证分析发现在“一带一路”沿线国家中，独联体和中亚国家货币参照人民币最为显著。然而，这些研究最大的问题在于，人民币与美元长期保持较为稳定的关系<sup>②</sup>，直接将人民币汇率的变动放入标准Frankel-Wei模型作为解释变量会导致严重的共线性问题。Balasubramaniam et al.(2011)采取两步回归法，先利用美元对人民币进行回归，剔除了人民币波动中的美元波动因素，获得残差序列作为人民币波动的代理变量，并将其作为待估计经济体货币篮子的解释变量，放入标准Frankel-Wei模型中的等式右侧。他们发现共有35种货币对人民币敏感，而在东亚地区，人民币虽然具有一定权重，但权重较小，低于美元所占权重。这种办法虽然解决了共线性问题，但忽视了人民币自身货币篮子变动的影响，而忽视这一变动会导致残差序列估计出现偏误，进而影响联动性的估计结果。

为了准确刻画人民币多大程度上驱动了新兴市场货币的变动，以及人民币驱动新兴市场货币的程度是否具有地区性差异，本文通过一年窗口期的滚动回归，研究了自2005年7月人民币汇率制度改革以来，人民币与新兴市场货币的联动程度，即人民币在新兴市场货币篮子中的权重，并创新性地将分时段回归与两步回归法相结合，以捕捉人民币发挥货币锚作用的结构性变化，探究人民币汇率制度改革如何影响人民币与新兴市场货币的联动性。

本文研究发现：全球范围内，美元是“国际性锚货币”，驱动着大多数新兴市场货币的变动，欧元是“地区性锚货币”，对欧洲地区新兴市场货币的变动起主导性作用，英镑和人民币是“地区性重要货币”，在部分地区的货币篮子中具有重要地位；地区性的时变权重显示人民币与新兴市场货币的联动性绝大多数时间弱于美元，包括与中国贸易密切的东南亚地区；分区间段的权重显示，2010汇率制度改革后，人民币与更多的新兴市场货币表现出正向联动性，2015年汇率制度改革后，人民币与美洲的新兴经济体货币联动性得到较大提升。

本文之后部分的安排如下：第二部分介绍标准的Frankel-Wei模型以及本文所应用的修正Frankel-Wei模型；第三部分展示数据的描述性统计结果；第四部分报告全样本估计、一年期滚动回归、分段回归的实证结果；第五部分是本文的主要发现和结论。

## 二、研究设计

Frankel and Wei(1994)提出了货币篮子权重估计的标准框架：假定待估计货币汇率由一篮子货币决定，使用实行浮动汇率制度的小型开放经济体货币作为计价货币，如瑞士法郎、纽元等，测算

---

① 大部分新兴市场经济体属于小型开放经济体，根据最优货币区理论，这类经济体有稳定货币汇率的倾向，即盯住某种或一篮子国际货币。货币当局通常不会公开披露本经济体货币篮子中各国际货币的权重，因此研究人员利用汇率变动的相关性估计货币篮子中的国际货币权重。Frankel and Wei(1994)首次提出估计货币篮子权重估计的标准方程式，将待估计货币汇率的对数差分值作为被解释变量，将潜在的篮子货币汇率的对数差分值作为解释变量，以探究东亚地区是否存在日元集团或者是美元集团。

② 2005年7月21日汇率制度改革前，人民币单一盯住美元。2008年8月至2010年6月间，受国际危机的影响，人民币汇率再次盯住美元。在其他时间段内，人民币也盯住一篮子货币汇率变化。

待估计货币汇率波动受篮子货币汇率波动的影响程度,即将待估计货币汇率的对数差分值作为被解释变量,将篮子货币汇率的对数差分值作为解释变量,形式如下:

$$\begin{aligned}\Delta \log(x) = & \alpha + \beta_1 \Delta \log(USD) + \beta_2 \Delta \log(JPY) + \beta_3 \Delta \log(DM) \\ & + \beta_4 \Delta \log(AUD) + \beta_5 \Delta \log(NZD) + \varepsilon\end{aligned}\quad (1)$$

其中  $x$ , USD、JPY、DM、AUD、NZD 分别表示计价货币(Frankel 选择瑞士法郎作为计价货币)对任意货币、美元、日元、德国马克、澳元、纽元的汇率  $\Delta \log()$  表示对括号内汇率取对数差分  $\beta_1 - \beta_5$  为待估计的国际货币权重  $\varepsilon$  为误差项。

本文在 Frankel-Wei 模型的基础上,选取 SDR 中占比最大的五种货币,即美元、欧元、人民币、日元、英镑,作为篮子货币,参考 Kawai and Pontines(2016) 使用的两步回归法<sup>①</sup>,首先用人民币的日度对数差分值对另外四种篮子货币的日度对数差分值回归,剔除人民币变动中的其他篮子货币因素:

$$\begin{aligned}\Delta \log(CNY) = & \alpha + \gamma_1 \Delta \log(USD) + \gamma_2 \Delta \log(EUR) + \gamma_3 \Delta \log(JPY) \\ & + \gamma_4 \Delta \log(GBP) + \mu\end{aligned}\quad (2)$$

其中 EUR、GBP、CNY 分别表示瑞士法郎对欧元、英镑、人民币的汇率  $\mu$  为误差项,其他符号定义同模型(1)。模型(2)的系数  $\gamma_1 - \gamma_4$  可以被解释为中国人民银行在人民币货币篮子中给予其他国际货币的权重。回归后获得残差估计值  $\hat{\mu}$ ,并将其作为人民币变动的代理变量放入标准的 Frankel-Wei 模型右侧:

$$\begin{aligned}\Delta \log(x) = & \alpha + \beta_1 \Delta \log(USD) + \beta_2 \Delta \log(EUR) + \beta_3 \Delta \log(GBP) \\ & + \beta_4 \Delta \log(JPY) + \beta_5 \hat{\mu} + \varepsilon\end{aligned}\quad (3)$$

其中  $\hat{\mu} = \Delta \log(CNY) - [\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 \Delta \log(USD) + \hat{\beta}_2 \Delta \log(EUR) + \hat{\beta}_3 \Delta \log(GBP) + \hat{\beta}_4 \Delta \log(JPY)]$ ,其他符号定义与模型(1)(2)式相同。 $\hat{\mu}$  作为人民币变动的代理变量,其系数  $\beta_5$  实际衡量了人民币与新兴市场货币的联动关系。考虑到汇率制度改革后,人民币货币篮子中各国际货币权重有所变化。本文对模型(2)(3)进行分段回归,以确保残差估计值  $\mu$  更准确地反映人民币汇率变动。

### 三、数据与描述性统计

2005 年 7 月 21 日,我国实行以市场供求为基础,参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度,不再单一盯住美元,为其他新兴市场经济体将人民币纳入货币篮子提供了可能性。因此我们选取 Bloomberg 数据库中新兴市场货币 2005 年 7 月 21 日至 2018 年 12 月 31 日的日度名义汇率数据,选择瑞士法郎作为计价货币,美元、欧元、英镑和人民币作为各经济体货币篮子主要的锚定货币。对于待估计的新兴市场货币,我们去除了观测天数过少的样本,最终剩余 56 个新兴市场货币,其中亚洲 25 个、欧洲 9 个、美洲 9 个、非洲 13 个。我们首先对货币汇率进行对数差分处理,以表示各货币相对计价货币的变动情况。表 1 为汇率变动的描述性统计结果:从均值来看,新兴市场货币汇率的变动幅度都较小;从标准差来看,汇率变动的标准差相对均值更大,表明汇率变动具有较大的离散性。

<sup>①</sup> Kawai and Pontines(2016) 假设模型(3)的系数满足  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ ,并改写模型为  $\Delta \log(x) - \hat{\mu} = \alpha + \beta_1 (\Delta \log(USD) - \hat{\mu}) + \beta_2 (\Delta \log(EUR) - \hat{\mu}) + \beta_3 (\Delta \log(GBP) - \hat{\mu}) + \beta_4 (\Delta \log(JPY) - \hat{\mu}) + \varepsilon$ ,人民币对应系数为  $\beta_1 = 1 - \beta_2 - \beta_3 - \beta_4 - \beta_5$ 。考虑到本文中各新兴市场国家汇率制度的差异性,该假设并不一定成立,因此本文不采用这一假设。

表1 汇率变动描述性统计结果

| 经济体    | 均值        | 标准差       | 最小值        | 最大值       | 观测值  |
|--------|-----------|-----------|------------|-----------|------|
| 中国     | 0.0000661 | 0.0075494 | -0.0903997 | 0.1631781 | 4740 |
| 美国     | 0.0000945 | 0.0071783 | -0.0911554 | 0.1946233 | 4960 |
| 欧元区    | 0.0000715 | 0.004897  | -0.0841104 | 0.2080671 | 4960 |
| 英国     | 0.0001446 | 0.0067638 | -0.0805184 | 0.1976466 | 4960 |
| 日本     | 0.0001098 | 0.0075302 | -0.0814199 | 0.1833038 | 4960 |
| 印度尼西亚  | 0.000239  | 0.009545  | -0.09377   | 0.136655  | 4960 |
| 柬埔寨    | 0.000107  | 0.007887  | -0.08969   | 0.19451   | 4960 |
| 老挝     | 0.000134  | 0.00923   | -0.09075   | 0.286815  | 4820 |
| 马来西亚   | 0.000111  | 0.007606  | -0.09056   | 0.185445  | 4960 |
| 菲律宾    | 9.54E-05  | 0.007718  | -0.0905    | 0.19391   | 4230 |
| 泰国     | 6.86E-05  | 0.007619  | -0.09      | 0.166279  | 4950 |
| 越南     | 0.000197  | 0.007986  | -0.09235   | 0.171598  | 4950 |
| 孟加拉国   | 0.000196  | 0.008405  | -0.0927    | 0.194914  | 4960 |
| 印度     | 0.000186  | 0.007652  | -0.08858   | 0.163217  | 4920 |
| 斯里兰卡   | 0.000281  | 0.007751  | -0.09211   | 0.194816  | 4950 |
| 尼泊尔    | 0.000192  | 0.009132  | -0.08862   | 0.194597  | 4960 |
| 巴基斯坦   | 0.000287  | 0.007951  | -0.09089   | 0.195295  | 3910 |
| 阿联酋    | 9.02E-05  | 0.007176  | -0.09117   | 0.195006  | 4930 |
| 亚美尼亚   | 8.07E-05  | 0.008926  | -0.14124   | 0.189328  | 4960 |
| 巴林     | 8.74E-05  | 0.007213  | -0.09108   | 0.19414   | 4900 |
| 格鲁吉亚   | 0.000162  | 0.008994  | -0.09235   | 0.203879  | 4930 |
| 科威特    | 9.37E-05  | 0.007028  | -0.08845   | 0.193463  | 4960 |
| 黎巴嫩    | 9.42E-05  | 0.007237  | -0.09178   | 0.194798  | 4960 |
| 阿曼     | 4.56E-05  | 0.007268  | -0.09111   | 0.194421  | 3880 |
| 卡塔尔    | 8.91E-05  | 0.00731   | -0.09113   | 0.195109  | 4900 |
| 沙特阿拉伯  | 9.55E-05  | 0.007208  | -0.09123   | 0.197655  | 4950 |
| 叙利亚    | 0.00048   | 0.014413  | -0.21302   | 0.340061  | 4240 |
| 土耳其    | 0.000554  | 0.013546  | -0.12043   | 0.318943  | 4960 |
| 也门     | 0.000214  | 0.010264  | -0.14942   | 0.194681  | 4960 |
| 吉尔吉斯斯坦 | 0.000181  | 0.008434  | -0.09117   | 0.194728  | 4960 |
| 俄罗斯    | 0.000282  | 0.009722  | -0.1423    | 0.181408  | 4950 |
| 乌克兰    | 0.000432  | 0.013054  | -0.13821   | 0.407492  | 4960 |
| 阿尔巴里亚  | -1.5E-05  | 0.006859  | -0.08315   | 0.2091    | 4410 |
| 保加利亚   | 7.06E-05  | 0.005843  | -0.08387   | 0.208061  | 4960 |
| 克罗地亚   | 8.21E-05  | 0.005427  | -0.08677   | 0.179434  | 3970 |
| 罗马尼亚   | 0.000116  | 0.007243  | -0.08621   | 0.193487  | 3930 |
| 塞尔维亚   | 0.000535  | 0.02413   | -0.08847   | 1.604612  | 4960 |
| 匈牙利    | 0.000117  | 0.007983  | -0.08634   | 0.217223  | 4960 |

续表

| 经济体   | 均值       | 标准差      | 最小值      | 最大值      | 观测值  |
|-------|----------|----------|----------|----------|------|
| 波兰    | 7.66E-05 | 0.008484 | -0.08022 | 0.220828 | 4950 |
| 墨西哥   | 0.000235 | 0.009951 | -0.12767 | 0.129643 | 4950 |
| 阿根廷   | 0.000832 | 0.013648 | -0.17825 | 0.332959 | 4940 |
| 巴西    | 0.000252 | 0.01223  | -0.09495 | 0.192734 | 4950 |
| 智利    | 0.000143 | 0.008788 | -0.08815 | 0.179899 | 4950 |
| 哥伦比亚  | 0.000127 | 0.009875 | -0.08966 | 0.189009 | 4230 |
| 厄瓜多尔  | 0.000153 | 0.007787 | -0.09398 | 0.171105 | 4290 |
| 乌拉圭   | 8.59E-05 | 0.009409 | -0.09679 | 0.194796 | 3910 |
| 哥斯达黎加 | 0.000239 | 0.008022 | -0.09445 | 0.194612 | 4960 |
| 多米尼加  | 0.000325 | 0.014377 | -0.11187 | 0.193897 | 4960 |
| 阿尔及利亚 | 0.000206 | 0.011654 | -0.11646 | 0.198913 | 4960 |
| 埃及    | 0.000427 | 0.011239 | -0.0912  | 0.473808 | 4960 |
| 利比亚   | 0.000323 | 0.01451  | -0.09674 | 0.719628 | 4960 |
| 突尼斯   | 0.000272 | 0.006545 | -0.08702 | 0.130863 | 4930 |
| 肯尼亚   | 0.000134 | 0.008636 | -0.10338 | 0.195598 | 4880 |
| 坦桑尼亚  | 0.000309 | 0.009719 | -0.09914 | 0.206161 | 4950 |
| 博茨瓦纳  | 0.000271 | 0.009556 | -0.09061 | 0.180522 | 4950 |
| 马达加斯加 | 0.000299 | 0.012083 | -0.09493 | 0.173013 | 2750 |
| 毛里求斯  | 0.000155 | 0.010218 | -0.08704 | 0.195554 | 4960 |
| 南非    | 0.000266 | 0.011568 | -0.08701 | 0.204015 | 4960 |
| 赞比亚   | 0.000386 | 0.013689 | -0.16901 | 0.166486 | 4960 |
| 尼日利亚  | 0.000307 | 0.011672 | -0.0914  | 0.348224 | 3910 |
| 中非    | 0.00007  | 0.006956 | -0.08399 | 0.19102  | 4960 |

注: 第1列表示该经济体使用的货币。

#### 四、实证结果

##### (一) 全样本估计

表2为2005年7月21日至2018年12月31日人民币与新兴市场货币联动性的估计结果。第一行为人民币货币篮子的估计结果,即模型(2)。其中美元对应的系数估计值为0.925,在99%的置信水平上显著。欧元、英镑对应的系数估计值虽然显著,但数值很小,日元对应的系数估计值不显著,表明人民币货币篮子中美元是主要的锚定货币。之后为其他新兴市场货币的估计结果,即模型(3)。

第3列的结果显示,除克罗地亚、罗马尼亚两个欧洲国家外,美元都具有显著的系数估计值,在其中45个经济体中系数估计值大于其他货币的系数估计值,表明美元位于大部分经济体货币篮子中,且在45个货币篮子中占比最大,这说明美元是世界范围内占主导地位的国际货币,可以将美元称之为“国际性锚货币”。

第 5 列的结果表明 欧元位于大部分经济体的货币篮子中 ,且在欧洲地区的多数经济体以及中非、南非两国共 9 个经济体的货币篮子中占比最大 ,这表明欧元在欧洲地区是占主导地位的国际货币 ,因此可以将欧元称之为“地区性锚货币”。

从第 7、11 列我们可以发现 ,显著的系数估计值减少了 ,即相较于美元和欧元 ,英镑和人民币对更少的新兴市场货币发挥锚定作用。而且在众多经济体中 ,英镑的系数估计值都不是最大的 ,即没有一个国家将英镑作为最重要的篮子货币 ,仅有老挝、突尼斯货币将人民币作为最重要的篮子货币 ,这表明英镑和人民币在部分地区为重要的国际货币 ,但不具有主导地位 ,因此可以将英镑和人民币称之为“地区性重要货币”。对于东南亚和美洲地区的货币 ,人民币都具有第二大的估计系数 ,且系数估计值基本超过 15% 。在印度尼西亚、越南、老挝、叙利亚、厄瓜多尔、乌克兰、墨西哥等国 ,人民币对应的估计系数更是超过 50% ,表明人民币与这些新兴市场货币具有较强的联动性。

第 9 列为日元的系数估计值。对于保加利亚、沙特、科威特、多米尼加、泰国等国货币 ,日元的系数估计值显著为正 ,但绝对值都非常小。而对于其他经济体货币 ,日元的系数估计值要么不显著要么显著为负 ,这表明日元不在这些经济体的货币篮子中。故我们认为日元已经成为一般性的国际货币。

## (二) 滚动回归

通常而言 ,货币联动性并不是一成不变的 ,会随着国际形势、贸易环境等因素的变化而变化。因此 ,我们对模型(3) 进行 1 个日历年的滚动回归 ,以探究美元与人民币和新兴市场货币联动性的时变特征 ,并按地区报告联动性估计的均值<sup>①</sup>。

上述回归结果显示 ,对于多数地区 2006 年至 2008 年间人民币联动性在低位波动; 2008 年至 2010 年间人民币联动性出现部分异常值 ,主要是因为该时间段内人民币重新盯住美元; 2010 年后 ,人民币联动性有所提升; 2016 年后 ,该数值出现了下跌趋势。地区层面来看 ,对于南亚、西亚、撒哈拉以南非洲地区 ,美元与这些地区货币联动性的均值都在 1 附近波动 ,正常情况都远高于人民币对应均值; 对于欧洲及中亚经济体的货币 ,美元联动性的均值都比较小 ,人民币联动性也表现出类似的趋势。实际上 欧元与欧洲经济体的货币联动性极高 在中欧和南欧地区更是接近于 1<sup>②</sup> ,表明欧元在该地区货币中具有很强的锚定效应。

## (三) 结构性变化

2005 年 7 月 21 日汇率制度改革后 ,人民币汇率不再单一盯住美元 ,变为有管理的浮动利率。 2008 年 8 月受国际金融危机的影响 ,中国人民银行再次把人民币汇率盯住美元。直至 2010 年 6 月 19 日 ,中国人民银行宣布进一步推进人民币汇率制度改革 ,增强人民币弹性 ,人民币汇率再次呈现双向波动趋势。王芳( 2013 )指出此前的汇率制度改革并未充分实现人民币汇率市场化目标 ,汇率变动仍存在政府干预的迹象。 2015 年 8 月 11 日 ,中国人民银行宣布调整人民币对美元汇率中间价报价机制 ,做市商参考上日银行间外汇市场收盘汇率 ,向中国外汇交易中心提供中间报价。人民币汇率市场化程度得到进一步提升 ,相对美元变动更为灵活( 何青等 2018 )。考虑到这四个时间段内人民币货币篮子权重的潜在变化以及汇率变动市场化程度的提升 ,本文将样本区间分为四段: 2005 年 7 月 21 至 2008 年 7 月 31 日、 2008 年 8 月 1 日至 2010 年 6 月 18 日、 2010 年 6 月 19 日至 2015 年 8 月 10 日、 2015 年 8 月 11 日至 2018 年 12 月 31 日 ,分别对模型(2) 回归 ,得到分区间的人民币变动的代理变量  $\mu$  ,再将其放入模型(3) ,回归结果如表 3 所示。

① 图中横坐标的日期为每个滚动回归的结束日期。

② 本文未报告 ,如有需要可向作者索要详细结果。

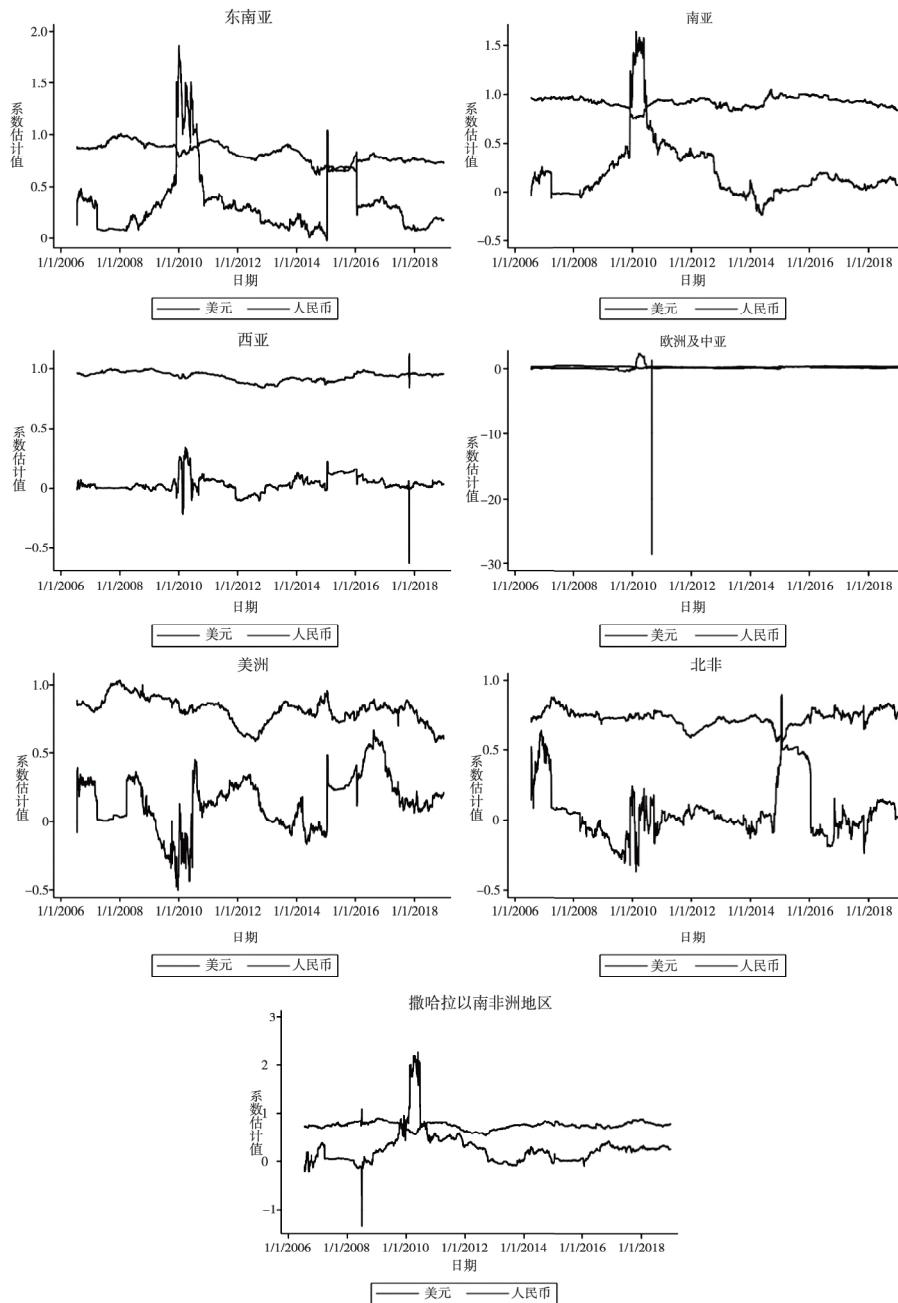


图1 美元与人民币和各地区货币联动性的变化情况

2005年7月21日至2008年7月31日,在6个国家中,人民币联动性的估计值显著为正。在之后的三个样本区间,这一数目分别为11、24和24。这表明人民币汇率制度改革后,人民币与更多的新兴市场货币表现出显著的正向联动性。就地区分布而言,自2010年后,大多数东南亚和部分美洲经济体货币与人民币表现出正向联动性,且数值较大,例如印度尼西亚、越南、墨西哥等国就是例子。对比2010年6月19日至2015年8月10日、2015年8月11日至2018年12月31日中的系数估计值,可以发现2015年汇率制度改革提升了美洲地区新兴市场货币与人民币的联动性,即人民币在美洲地区货币的锚定效应得到增强。

表2 2005年7月21日至2018年12月31日主要国际货币与新兴市场货币的联动性

| 地区 | 经济体 | 美元        |         |            | 欧元      |           |         | 英镑         |         |           | 日元      |       |         | 人民币  |     |      | R-squared |      |     |     |    |    |     |       |      |      |      |
|----|-----|-----------|---------|------------|---------|-----------|---------|------------|---------|-----------|---------|-------|---------|------|-----|------|-----------|------|-----|-----|----|----|-----|-------|------|------|------|
|    |     | 中国        | 印度尼西亚   | 柬埔寨        | 老挝      | 马来西亚      | 菲律宾     | 泰国         | 越南      | 孟加拉国      | 印度      | 斯里兰卡  | 尼泊尔     | 巴基斯坦 | 阿联酋 | 亚美尼亚 | 巴林        | 格鲁吉亚 | 科威特 | 黎巴嫩 | 西亚 | 阿曼 | 卡塔尔 | 沙特阿拉伯 | 叙利亚  | 土耳其  | 也门   |
|    |     | 0.925 *** | (0.008) | -0.029 *** | (0.009) | 0.030 *** | (0.007) | 0.005      | (0.006) | -         | -       | -     | -       | -    | -   | -    | -         | -    | -   | -   | -  | -  | -   | -     | 0.91 |      |      |
|    |     | 0.818 *** | (0.026) | -0.139 *** | (0.030) | 0.150 *** | (0.025) | -0.192 *** | (0.020) | 0.742 *** | (0.055) | 0.40  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.79 |      |
|    |     | 0.971 *** | (0.014) | 0.004      | (0.016) | 0.007     | (0.013) | 0.009      | (0.010) | -0.027    | (0.029) | 0.35  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.73 |      |
|    |     | 0.711 *** | (0.025) | -0.212 *** | (0.028) | -0.028    | (0.023) | -0.007     | (0.018) | 0.753 *** | (0.053) | 0.35  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.77 |      |
|    |     | 0.873 *** | (0.015) | 0.110 ***  | (0.018) | 0.075 *** | (0.015) | -0.091 *** | (0.012) | 0.291 *** | (0.033) | 0.73  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.69 |      |
|    |     | 0.842 *** | (0.014) | 0.139 ***  | (0.016) | 0.077 *** | (0.013) | -0.058 *** | (0.011) | 0.184 *** | (0.030) | 0.77  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.77 |      |
|    |     | 0.786 *** | (0.016) | 0.068 ***  | (0.019) | 0.054 *** | (0.015) | 0.032 ***  | (0.012) | 0.435 *** | (0.035) | 0.69  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.69 |      |
|    |     | 0.947 *** | (0.023) | -0.367 *** | (0.026) | -0.013    | (0.022) | -0.110 *** | (0.018) | 0.632 *** | (0.049) | 0.45  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.45 |      |
|    |     | 0.986 *** | (0.018) | 0.015      | (0.021) | 0.003     | (0.017) | 0.003      | (0.014) | 0.028     | (0.038) | 0.70  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.66 |      |
|    |     | 0.807 *** | (0.017) | 0.105 ***  | (0.020) | 0.098 *** | (0.016) | -0.092 *** | (0.013) | 0.285 *** | (0.037) | 0.66  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.89 |      |
|    |     | 0.991 *** | (0.010) | -0.004     | (0.011) | 0.011     | (0.009) | 0.000      | (0.007) | 0.015     | (0.020) | 0.89  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.89 |      |
|    |     | 0.893 *** | (0.020) | 0.089 ***  | (0.023) | 0.074 *** | (0.019) | -0.047 *** | (0.015) | 0.139 *** | (0.043) | 0.62  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.81 |      |
|    |     | 0.992 *** | (0.013) | 0.020      | (0.015) | -0.002    | (0.013) | -0.006     | (0.010) | -0.039    | (0.029) | 0.81  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.81 |      |
|    |     | 0.999 *** | (0.001) | -0.001     | (0.001) | 0.001     | (0.001) | 0.000      | (0.001) | 0.002     | (0.003) | 1.00  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 1.00 |      |
|    |     | 1.012 *** | (0.021) | -0.051 **  | (0.024) | 0.026     | (0.020) | 0.011      | (0.016) | 0.016     | (0.044) | 0.64  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.64 |      |
|    |     | 0.995 *** | (0.004) | -0.003     | (0.004) | 0.003     | (0.004) | 0.003      | (0.004) | -0.000    | (0.003) | 0.009 | (0.008) | 0.98 |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      |      | 0.98 |
|    |     | 0.983 *** | (0.018) | 0.021      | (0.021) | 0.022     | (0.017) | -0.011     | (0.014) | 0.030     | (0.039) | 0.70  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.70 |      |
|    |     | 0.858 *** | (0.009) | 0.066 ***  | (0.011) | 0.042 *** | (0.009) | 0.020 ***  | (0.007) | 0.057 *** | (0.020) | 0.88  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.88 |      |
|    |     | 0.997 *** | (0.004) | 0.007      | (0.005) | -0.006    | (0.004) | 0.001      | (0.003) | 0.001     | (0.009) | 0.97  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.97 |      |
|    |     | 0.983 *** | (0.002) | 0.000      | (0.003) | -0.001    | (0.002) | -0.000     | (0.002) | -0.000    | (0.005) | 0.95  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.95 |      |
|    |     | 1.002 *** | (0.006) | -0.001     | (0.007) | -0.002    | (0.006) | -0.001     | (0.005) | -0.000    | (0.013) | 0.95  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.95 |      |
|    |     | 0.999 *** | (0.002) | 0.001      | (0.002) | 0.001     | (0.002) | 0.005 ***  | (0.001) | -0.006    | (0.004) | 1.00  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 1.00 |      |
|    |     | 0.891 *** | (0.038) | -0.306 *** | (0.042) | -0.016    | (0.036) | -0.092 *** | (0.028) | 0.695 *** | (0.086) | 0.27  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.27 |      |
|    |     | 0.601 *** | (0.033) | 0.589 ***  | (0.037) | 0.196 *** | (0.031) | -0.323 *** | (0.025) | 0.286 *** | (0.070) | 0.39  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.39 |      |
|    |     | 1.012 *** | (0.015) | -0.013     | (0.017) | 0.006     | (0.014) | -0.013     | (0.011) | 0.021     | (0.032) | 0.77  |         |      |     |      |           |      |     |     |    |    |     |       |      | 0.77 |      |

续表

| 地区    | 经济体       | 美元                       | 欧元                    | 英镑                   | 日元                    | 人民币                  | R-squared |
|-------|-----------|--------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------|
| 中亚和欧洲 | 吉尔吉斯斯坦    | 1.005 ***<br>(0.015)     | -0.018<br>(0.017)     | 0.004<br>(0.014)     | -0.018<br>(0.011)     | -0.035<br>(0.032)    | 0.77      |
|       | 俄罗斯       | 0.599 ***<br>(0.033)     | 0.375 ***<br>(0.038)  | 0.129 ***<br>(0.031) | -0.156 ***<br>(0.025) | 0.370 ***<br>(0.071) | 0.32      |
|       | 乌克兰       | 0.846 ***<br>(0.051)     | -0.208 ***<br>(0.058) | 0.008<br>(0.048)     | -0.022<br>(0.038)     | 0.577 ***<br>(0.109) | 0.15      |
|       | 阿尔巴尼亚     | 0.176 ***<br>(0.012)     | 0.827 ***<br>(0.014)  | 0.004<br>(0.012)     | 0.005<br>(0.010)      | 0.049 ***<br>(0.023) | 0.80      |
|       | 保加利亚      | 0.033 ***<br>(0.007)     | 0.931 ***<br>(0.008)  | 0.010<br>(0.009)     | 0.007<br>(0.008)      | 0.018 ***<br>(0.006) | 0.89      |
|       | 克罗地亚      | 0.008<br>(0.008)         | 0.916 ***<br>(0.009)  | 0.014 *<br>(0.008)   | -0.001<br>(0.006)     | 0.032 **<br>(0.006)  | 0.85      |
|       | 罗马尼亚      | -0.019<br>(0.014)        | 1.060 ***<br>(0.016)  | 0.033 ***<br>(0.013) | -0.085 ***<br>(0.010) | 0.065 ***<br>(0.029) | 0.72      |
|       | 塞尔维亚      | 0.071 ***<br>(0.017)     | 0.987 ***<br>(0.020)  | 0.001<br>(0.016)     | -0.042 ***<br>(0.013) | 0.066 *<br>(0.037)   | 0.61      |
|       | 匈牙利       | -0.120 ***<br>(0.021)    | 1.272 ***<br>(0.024)  | 0.116 ***<br>(0.020) | -0.204 ***<br>(0.016) | 0.023<br>(0.045)     | 0.61      |
|       | 波兰        | -0.112 ***<br>(0.021)    | 1.207 ***<br>(0.024)  | 0.175 ***<br>(0.019) | -0.205 ***<br>(0.016) | 0.057<br>(0.044)     | 0.61      |
| 美洲    | 墨西哥       | 0.639 ***<br>(0.031)     | 0.176 ***<br>(0.035)  | 0.228 ***<br>(0.029) | -0.321 ***<br>(0.023) | 0.620 ***<br>(0.066) | 0.32      |
|       | 阿根廷       | 0.927 ***<br>(0.029)     | 0.091 ***<br>(0.033)  | 0.033<br>(0.028)     | -0.019<br>(0.022)     | 0.176 ***<br>(0.062) | 0.46      |
|       | 巴西        | 0.593 ***<br>(0.039)     | 0.487 ***<br>(0.044)  | 0.217 ***<br>(0.036) | -0.273 ***<br>(0.029) | 0.162 **<br>(0.082)  | 0.30      |
|       | 智利        | 0.690 ***<br>(0.024)     | 0.231 ***<br>(0.027)  | 0.149 ***<br>(0.022) | -0.123 ***<br>(0.018) | 0.314 ***<br>(0.050) | 0.50      |
|       | 哥伦比亚      | 0.733 ***<br>(0.029)     | 0.220 ***<br>(0.033)  | 0.196 ***<br>(0.028) | -0.152 ***<br>(0.022) | 0.327 ***<br>(0.062) | 0.42      |
|       | 厄瓜多尔      | 0.941 ***<br>(0.019)     | -0.403 ***<br>(0.020) | 0.012<br>(0.019)     | -0.088 ***<br>(0.014) | 0.752 ***<br>(0.042) | 0.65      |
|       | 乌拉圭       | 0.993 ***<br>(0.023)     | 0.075 ***<br>(0.026)  | 0.010<br>(0.021)     | -0.056 ***<br>(0.017) | 0.166 ***<br>(0.048) | 0.59      |
|       | 哥斯达黎加     | 1.004 ***<br>(0.014)     | 0.000<br>(0.016)      | -0.012<br>(0.013)    | 0.013<br>(0.011)      | 0.004<br>(0.030)     | 0.79      |
|       | 多米尼加      | 0.958 ***<br>(0.019)     | -0.032<br>(0.022)     | 0.041 **<br>(0.018)  | 0.029 ***<br>(0.015)  | -0.024<br>(0.041)    | 0.66      |
|       | 阿尔及利亚     | 0.721 ***<br>(0.027)     | 0.231 ***<br>(0.031)  | 0.023<br>(0.026)     | 0.012<br>(0.021)      | 0.107 *<br>(0.058)   | 0.43      |
| 北非    | 埃及        | 1.007 ***<br>(0.037)     | 0.017<br>(0.042)      | -0.030<br>(0.034)    | -0.010<br>(0.028)     | 0.025<br>(0.078)     | 0.36      |
|       | 利比亚       | 0.915 ***<br>(0.025)     | 0.082 ***<br>(0.028)  | -0.000<br>(0.024)    | 0.011<br>(0.019)      | 0.107 **<br>(0.053)  | 0.53      |
|       | 突尼斯       | 0.281 ***<br>(0.021)     | 0.341 ***<br>(0.024)  | 0.045 **<br>(0.020)  | -0.019<br>(0.016)     | 0.478 ***<br>(0.044) | 0.33      |
|       | 撒哈拉以南非洲地区 | 肯尼亚 0.968 ***<br>(0.026) | 0.042 *<br>(0.022)    | 0.031 *<br>(0.018)   | -0.024 *<br>(0.014)   | 0.048<br>(0.040)     | 0.68      |
| 非洲地区  | 坦桑尼亚      | 0.984 ***<br>(0.026)     | -0.022<br>(0.030)     | 0.028<br>(0.025)     | 0.027<br>(0.020)      | -0.121 **<br>(0.055) | 0.53      |

续表

| 地区        | 经济体   | 美元        | 欧元      | 英镑        | 日元      | 人民币       | R-squared |            |         |           |         |      |
|-----------|-------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|-----------|------------|---------|-----------|---------|------|
|           | 博茨瓦纳  | 0.613 *** | (0.026) | 0.269 *** | (0.029) | 0.187 *** | (0.024)   | -0.109 *** | (0.019) | 0.334 *** | (0.055) | 0.45 |
|           | 马达加斯加 | 0.905 *** | (0.042) | -0.008    | (0.044) | 0.043     | (0.037)   | -0.013     | (0.031) | 0.484 *** | (0.091) | 0.34 |
|           | 毛里求斯  | 0.991 *** | (0.029) | 0.035     | (0.033) | -0.029    | (0.027)   | -0.008     | (0.022) | 0.139 *** | (0.062) | 0.46 |
| 撒哈拉以南非洲地区 | 南非    | 0.315 *** | (0.036) | 0.705 *** | (0.041) | 0.339 *** | (0.034)   | -0.301 *** | (0.027) | 0.337 *** | (0.077) | 0.34 |
|           | 赞比亚   | 0.934 *** | (0.043) | 0.007     | (0.049) | 0.056     | (0.041)   | -0.026     | (0.033) | 0.146     | (0.092) | 0.27 |
|           | 尼日利亚  | 1.055 *** | (0.036) | 0.011     | (0.041) | -0.036    | (0.034)   | -0.022     | (0.027) | 0.021     | (0.076) | 0.38 |
|           | 中非    | 0.045 **  | (0.018) | 0.900 *** | (0.020) | 0.009     | (0.017)   | -0.015     | (0.014) | 0.049     | (0.038) | 0.55 |

注:(1)第2列表示该经济体使用的货币;

(2)第一行为人民币货币篮子即模型(2)的估计结果,之后为其他货币篮子即模型(3)的估计结果;

(3)括号内为t统计量;

(4) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。

表3 2005年7月21日至2018年12月31日各区间内人民币与新兴市场货币的联动性

| 地区  | 经济体   | 2005.07.21 - 2008.07.31 | 2008.08.01 - 2010.06.18 | 2010.06.19 - 2015.08.10 | 2015.08.11 - 2018.12.31 |
|-----|-------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|     | 印度尼西亚 | 0.056 (0.084)           | 1.121 * (0.574)         | 1.268 *** (0.089)       | 0.451 *** (0.064)       |
|     | 柬埔寨   | -0.095 (0.058)          | -0.037 (0.100)          | 0.011 (0.037)           | -0.044 (0.076)          |
|     | 老挝    | 0.013 (0.031)           | 0.194 ** (0.082)        | 1.482 *** (0.099)       | 0.101 (0.114)           |
| 东南亚 | 马来西亚  | 0.119 *** (0.045)       | 0.215 (0.250)           | 0.310 *** (0.055)       | 0.501 *** (0.063)       |
|     | 菲律宾   | 0.050 (0.068)           | 0.478 * (0.257)         | 0.156 *** (0.044)       | 0.314 *** (0.042)       |
|     | 泰国    | 0.686 *** (0.125)       | 0.402 *** (0.138)       | 0.259 *** (0.037)       | 0.406 *** (0.035)       |
|     | 越南    | -0.009 (0.019)          | 0.895 * (0.538)         | 1.448 *** (0.093)       | 0.028 (0.025)           |
|     | 孟加拉国  | -0.024 (0.073)          | 0.180 *** (0.051)       | 0.027 (0.066)           | 0.019 (0.085)           |
|     | 印度    | 0.045 (0.052)           | 0.829 *** (0.291)       | 0.288 *** (0.071)       | 0.413 *** (0.049)       |
| 南亚  | 斯里兰卡  | -0.004 (0.032)          | 0.074 (0.119)           | 0.005 (0.041)           | 0.043 (0.032)           |
|     | 尼泊尔   | -0.026 (0.085)          | 0.809 ** (0.323)        | 0.135 * (0.080)         | 0.293 *** (0.054)       |
|     | 巴基斯坦  | -0.009 (0.050)          | -0.044 (0.226)          | -0.008 (0.030)          | -0.133 * (0.070)        |

续表

| 地区    | 经济体    | 2005.07.21 - 2008.07.31 | 2008.08.01 - 2010.06.18 | 2010.06.19 - 2015.08.10 | 2015.08.11 - 2018.12.31 |
|-------|--------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 西亚    | 阿联酋    | 0.002<br>(0.005)        | 0.022<br>(0.025)        | -0.006<br>(0.004)       | 0.010 ***<br>(0.005)    |
|       | 亚美尼亚   | -0.039<br>(0.077)       | -0.338<br>(0.468)       | 0.073<br>(0.079)        | 0.016<br>(0.020)        |
|       | 巴林     | -0.005<br>(0.007)       | 0.010<br>(0.021)        | 0.008<br>(0.020)        | 0.026 ***<br>(0.010)    |
|       | 格鲁吉亚   | -0.009<br>(0.025)       | -0.000<br>(0.322)       | -0.017<br>(0.061)       | 0.127<br>(0.087)        |
|       | 科威特    | 0.010<br>(0.020)        | 0.682 **<br>(0.265)     | 0.092 ***<br>(0.030)    | 0.018<br>(0.011)        |
|       | 黎巴嫩    | 0.021 *<br>(0.013)      | 0.026<br>(0.079)        | -0.012<br>(0.017)       | 0.016<br>(0.017)        |
|       | 阿曼     | -0.007<br>(0.006)       | 0.000<br>(0.047)        | -0.009<br>(0.010)       | 0.016 ***<br>(0.006)    |
|       | 卡塔尔    | 0.004<br>(0.005)        | 0.024<br>(0.029)        | 0.003<br>(0.004)        | 0.004<br>(0.047)        |
|       | 沙特阿拉伯  | 0.004<br>(0.009)        | -0.075 ***<br>(0.034)   | -0.023 ***<br>(0.005)   | 0.015 ***<br>(0.006)    |
|       | 叙利亚    | -0.000<br>(0.006)       | 0.074<br>(0.240)        | 1.247 ***<br>(0.175)    | 0.017<br>(0.017)        |
| 中亚和欧洲 | 土耳其    | 0.129<br>(0.131)        | -0.629<br>(0.475)       | 0.224 ***<br>(0.078)    | 0.388 ***<br>(0.161)    |
|       | 也门     | 0.077<br>(0.083)        | 0.027<br>(0.074)        | -0.013<br>(0.037)       | -0.013<br>(0.074)       |
|       | 吉尔吉斯斯坦 | -0.016<br>(0.041)       | 0.027<br>(0.176)        | -0.021<br>(0.036)       | -0.055<br>(0.089)       |
|       | 俄罗斯    | 0.023<br>(0.022)        | 0.345<br>(0.366)        | 0.425 ***<br>(0.142)    | 0.736 ***<br>(0.143)    |
| 美洲    | 乌克兰    | -0.022<br>(0.066)       | -1.262<br>(0.936)       | 1.369 ***<br>(0.229)    | 0.101<br>(0.116)        |
|       | 阿尔巴里亚  | 0.061<br>(0.052)        | -<br>-                  | 0.019<br>(0.036)        | 0.029<br>(0.035)        |
|       | 保加利亚   | 0.087 *<br>(0.045)      | 0.327 *<br>(0.181)      | -0.011 *<br>(0.005)     | 0.017 *<br>(0.010)      |
|       | 克罗地亚   | 0.034<br>(0.031)        | -0.213<br>(0.211)       | 0.225 ***<br>(0.020)    | -0.016<br>(0.026)       |
|       | 罗马尼亚   | -0.015<br>(0.073)       | -0.056<br>(0.297)       | 0.162 ***<br>(0.038)    | 0.031<br>(0.028)        |
|       | 塞尔维亚   | 0.108<br>(0.098)        | -0.222<br>(0.316)       | 0.101 *<br>(0.054)      | 0.032<br>(0.028)        |
|       | 匈牙利    | 0.110<br>(0.080)        | -1.083 **<br>(0.461)    | -0.044<br>(0.072)       | 0.142 ***<br>(0.040)    |
|       | 波兰     | 0.069<br>(0.071)        | -0.986 **<br>(0.493)    | 0.010<br>(0.062)        | 0.226 ***<br>(0.053)    |
|       | 墨西哥    | -0.011<br>(0.066)       | -0.337<br>(0.651)       | 1.105 ***<br>(0.097)    | 0.369 ***<br>(0.119)    |
|       | 阿根廷    | 0.036<br>(0.133)        | -0.146<br>(0.176)       | 0.060<br>(0.055)        | 0.234<br>(0.205)        |
|       | 巴西     | 0.052<br>(0.133)        | -1.902 ***<br>(0.700)   | -0.014<br>(0.105)       | 0.554 ***<br>(0.172)    |

续表

| 地区        | 经济体   | 2005.07.21 - 2008.07.31        | 2008.08.01 - 2010.06.18         | 2010.06.19 - 2015.08.10         | 2015.08.11 - 2018.12.31         |
|-----------|-------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| 美洲        | 智利    | 0.173 <sup>*</sup><br>(0.094)  | -0.008<br>(0.472)               | 0.071<br>(0.072)                | 0.680 <sup>***</sup><br>(0.085) |
|           | 哥伦比亚  | 0.291 <sup>**</sup><br>(0.128) | -0.241<br>(0.547)               | -0.054<br>(0.073)               | 0.841 <sup>***</sup><br>(0.125) |
|           | 厄瓜多尔  | -0.002<br>(0.004)              | 0.047<br>(0.045)                | 1.333 <sup>***</sup><br>(0.078) | 0.019 <sup>**</sup><br>(0.008)  |
|           | 乌拉圭   | 0.100<br>(0.065)               | 0.206<br>(0.444)                | 0.149 <sup>*</sup><br>(0.086)   | 0.228 <sup>***</sup><br>(0.071) |
|           | 哥斯达黎加 | 0.012<br>(0.041)               | -0.005<br>(0.327)               | 0.047<br>(0.053)                | -0.035<br>(0.031)               |
|           | 多米尼加  | 0.020<br>(0.145)               | 0.073<br>(0.145)                | -0.020<br>(0.040)               | -0.084<br>(0.056)               |
| 北非        | 阿尔及利亚 | 0.273<br>(0.194)               | -0.877 <sup>**</sup><br>(0.371) | 0.052<br>(0.076)                | 0.067 <sup>***</sup><br>(0.024) |
|           | 埃及    | 0.046<br>(0.071)               | 0.031<br>(0.095)                | 0.007<br>(0.025)                | 0.033<br>(0.270)                |
|           | 利比亚   | -0.010<br>(0.033)              | -0.394 <sup>*</sup><br>(0.211)  | 0.485 <sup>***</sup><br>(0.091) | -0.159<br>(0.133)               |
|           | 突尼斯   | -0.019<br>(0.029)              | 0.264 <sup>*</sup><br>(0.152)   | 1.118 <sup>***</sup><br>(0.063) | -0.018<br>(0.122)               |
| 撒哈拉以南非洲地区 | 肯尼亚   | -0.016<br>(0.116)              | 0.627 <sup>*</sup><br>(0.319)   | 0.111 <sup>*</sup><br>(0.060)   | 0.027<br>(0.022)                |
|           | 坦桑尼亚  | -0.055<br>(0.111)              | 0.291<br>(0.437)                | -0.312 <sup>**</sup><br>(0.104) | 0.015<br>(0.053)                |
|           | 博茨瓦纳  | 0.092<br>(0.140)               | 0.681<br>(0.466)                | 0.226 <sup>***</sup><br>(0.070) | 0.578 <sup>***</sup><br>(0.081) |
|           | 马达加斯加 | 0.948<br>(0.577)               | 0.600<br>(0.413)                | 0.676 <sup>***</sup><br>(0.142) | 0.280 <sup>**</sup><br>(0.137)  |
|           | 毛里求斯  | 0.093<br>(0.090)               | 1.508 <sup>*</sup><br>(0.774)   | 0.137<br>(0.083)                | 0.055<br>(0.076)                |
|           | 南非    | 0.120<br>(0.136)               | -0.232<br>(0.679)               | -0.063<br>(0.099)               | 0.953 <sup>***</sup><br>(0.149) |
|           | 赞比亚   | 0.056<br>(0.230)               | -0.244<br>(0.734)               | 0.199 <sup>*</sup><br>(0.093)   | 0.093<br>(0.183)                |
|           | 尼日利亚  | -0.028<br>(0.051)              | 0.075<br>(0.360)                | -0.059<br>(0.082)               | 0.215<br>(0.233)                |
|           | 中非    | 0.065<br>(0.069)               | 0.197<br>(0.182)                | 0.108 <sup>***</sup><br>(0.021) | -0.023<br>(0.114)               |

注：(1)第2列表示该经济体使用的货币；

(2)括号内为t统计量；

(3)<sup>\*</sup>、<sup>\*\*</sup>、<sup>\*\*\*</sup>分别表示10%、5%、1%的置信水平上显著。

## 五、结 论

本文利用 Frankel-Wei 模型框架下的两步回归与分段回归法,分析人民币与新兴市场货币的联动性及其结构性变化。研究发现,全球范围内,美元仍是新兴市场货币的主要锚定货币;欧元在欧洲地区有着主导性的地位;人民币的地位和英镑类似,位于多数新兴市场经济体的货币篮子中,与东南亚和美洲的新兴市场货币联动性较强,但基本不具有主导定位;日元基本不被纳入新兴市场经济体的货币篮子中。地区层面的时变权重显示人民币与新兴市场货币的联动性绝大多数时间弱于美元,包括与中国贸易密切的东南亚地区。分区间段的结果显示,2010 年汇率制度改革后,人民币在大多数东南亚和部分美洲新兴经济体的货币篮子中发挥锚定效应,且效应较强。2015 年汇率制度改革对人民币与美洲地区新兴市场货币联动性的影响更大,人民币在越来越多美洲新兴经济体的货币篮子中发挥锚定效应。

鉴于中国经济实力的逐渐提升以及一系列人民币国际化政策的推出,人民币对新兴市场货币的影响力有望继续提升。但值得注意的是,人民币国际化程度与美元相比还有较大差距,如何发挥地区性经济和贸易优势,提高人民币的区域影响力是目前一个可行的政策着力点。因此,我们认为目前应继续加深与东南亚新兴经济体的经济贸易往来,发挥地理优势,持续提升人民币在东南亚地区的影响力,将人民币打造成类似于欧元的“地区性锚货币”,并持续扩大与西亚、南亚、美洲等地区新兴经济体的经济贸易联系,提升人民币在这些新兴经济体货币篮子中的比重。

### 参考文献

- 巴曙松、杨现领(2011):《货币锚的选择与退出:对最优货币规则的再考察》,《国际经济评论》,第1期。
- 丁剑平、方琛琳、叶伟(2018):《“一带一路”区块货币参照人民币“隐性锚”分析》,《国际金融研究》,第10期。
- 何青、张策、郭俊杰(2018):《人民币汇率指数有效性研究》,《国际金融研究》,第1期。
- 王芳(2013):《人民币汇率改革评析》,《经济理论与经济管理》,第12期。
- 赵然、伍聰(2014):《结算货币选择理论研究评述》,《经济理论与经济管理》,第7期。
- Balasubramaniam,V., I. Patnaik and A. Shah (2011): “Who Cares about the Chinese Yuan?”, Working Paper, National Institute of Public Finance and Policy, No. 89.
- Frankel J. and S.-J. Wei (1994): “Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies”, In: Ito T., Krueger, A.(eds.) *Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates and Capital Flows*, University of Chicago Press.
- Fratzscher M. and A. Mehl (2014): “China’s Dominance Hypothesis and the Emergence of a Tri-polar Global Currency System”, *Economic Journal*, 124, 1343–1370.
- Henning C.(2013): “Choice and Coercion in East Asian Exchange-rate Regimes”, In: Cohen ,B., Chiu ,E.(eds.) ,*Power in a Changing World Economy*, Routledge.
- Kawai M. and V. Pontines (2016): “Is There Really a Renminbi Bloc in Asia?: A Modified Frankel-Wei Approach”, *Journal of International Money and Finance*, 62, 72–97.
- Krugman P.(1984): “The International Role of the Dollar: Theory and Prospect”, In: Bilson J. , Marston R.(eds.) ,*Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press.
- Subramanian A. and M. Kessler (2013): “The Renminbi Bloc is Here: Asia Down, Rest of the World to Go?”, *Journal of Globalization and Development* 4, 49–94.
- Topa-Serry J. , and S. Shen (2018): “Emerging Markets’ Economic Resilience: It’s a Kind of Magic”, *Emerging Markets 2019 outlook* [https://www.axa-im.com/insights?p\\_r\\_p\\_categoryId=247528](https://www.axa-im.com/insights?p_r_p_categoryId=247528).

(责任编辑:程 炼)

## The Co-movement of RMB and Emerging Market Currencies

HE Qing YU Jishuang TU Yonghong

( School of Finance ,Renmin University of China ,Beijing ,100872 ,China)

**Abstract:** In the context of Renminbi ( RMB) internationalization ,this paper combines the two-step regression method with the piecewise regression based on the standard Frankel-Wei framework ,and takes July 21 ,2005——December 31 ,2018 as the sample interval to explore the linkage degree and structural changes between the RMB and currencies of emerging market countries. The study finds that the RMB is a “regional important currency” and has strong co-movements with Southeast Asian and American countries. Time-varying weights at the regional level suggest that the RMB’s co-movements with emerging market currencies is for the most part weaker than the dollar’s. After the reform of the exchange rate system in 2010 ,the RMB has shown positive co-movements with more emerging market currencies. The reform of the exchange rate system in 2015 has a greater impact on the co-movements between the RMB and the emerging markets in the Americas. Our paper has valuable policy implications for the RMB internationalization.

**Key Words:** Emerging Market Currencies; RMB; Co-movement; Reform of Exchange Rate System

**JEL Classification:** E58; F31; F33; F41

## Seventy Years’ Evolution of China’s Macroeconomic Regulation and Control——A Survey Based on Official Documents

DONG Yun

( Institute of Finance and Banking ,Chinese Academy of Social Sciences ,Beijing ,100028 ,China)

**Abstract:** This article makes a survey of China government’s thoughts on macroeconomic regulation and control based on official documents and achieves some conclusions. First ,there has been a constant change in Chinese government’s thoughts on macroeconomic regulation and control: before 1978 ,the government tended to control the economy directly; after the start of reform and opening-up ,market-based regulation became the dominant instrument but administrative intervention retained its place; since 2012 ,supply-side reform has become the new keynote of macroeconomic regulation and control. Second ,macroeconomic regulation and control is part of China’s economic policy framework and an important tool to balance reform ,development and stability. Third ,China’s macroeconomic regulation and control system has its own characteristics and unique features as a result of long-term exploration.

**Key Words:** Macroeconomic Regulation and Control; Economic Thoughts; Economic Transition; Official Documents

**JEL Classification:** E60; O23; P21

## Legalization of RMB Digital Currency: Practice ,Influence and Policy

HE Dexu YAO Bo

( National Academy of Economic Strategy ,Chinese Academy of Social Sciences ,Beijing ,100028 ,China)

**Abstract:** This paper discusses the development of digital money and analyzes the possible influence of legalization of

# 人民币与东盟国家货币汇率联动性研究

——来自1995—2018年的证据

■ 李智 彭志浩 王梓谊

**摘要:**本文选取1995—2018年中国与东盟十国的日度汇率数据为研究样本,将同时段内人民币对日元、美元的日度汇率作为对照组,以1997年东南亚金融危机、2005年汇改、2008年国际金融危机、2015年“811汇改”、2016年人民币加入SDR这五个对人民币国际化产生重大影响的金融事件为时间节点,运用DCC-MGARCH模型,分析了在人民币国际化的六个时段中人民币与东盟各国汇率的联动性与波动溢出效应。结果显示:在前三个时段由于共同盯住美元,人民币与东盟货币汇率高度联动且具有双向波动溢出效应;2008年金融危机过后,人民币与东盟货币汇率联动性经历了波动下行到阶段性提升的过程,在“811汇改”与人民币加入SDR两个节点联动性提升最为明显。最后基于实证结论,本文从增强汇率联动性的角度提出了人民币东盟区域化的可行途径与建议。

**关键词:**人民币国际化;汇率联动;东盟;DCC-MGARCH模型

中图分类号:F832.63 文献标识码:A 文章编号:1009-3540(2020)01-0028-0009

**基金项目:**国家社科基金项目“沿边金融综合改革试验区下构建中国—东盟泛人民币区的理论及策略研究”(14CJL022);2019年度广西发展战略研究院青鸟培育项目“我国面向东盟的货币合作模式研究”(GFZY201903)。

## 一、引言及文献回顾

20世纪80年代,美国外债规模逐渐扩大,成为全球头号债务国。进入21世纪,美国使用其他国家的国际储蓄资产高达38万亿美元,攫取了巨额国际经济利益。在这一过程中,美元特权不断膨胀,拥有其债权的发展中国家成了最大受害者。因此发展中国家必须积极采取措施遏制美元的过度特权,实现“去美元化”(丁志杰,2014)。在东盟地区若要降低各国本币与美元之间的联系,重新选择区域性关键货币至关重要。当前,中国与东盟贸易规模的不断提高与人民币在东盟地区影响力的上升,都为人民币在东盟地区的发展打下了良好的基础,人民币相比日元等其他货币更具有成为东盟区域性关键货币的潜力。Henning(2012)指出,自2005年中国实行汇率改革后,东盟国家中的新加坡、泰国、马来西亚与菲律宾都在一定程度上盯住了人民币,形成了一

个松散而灵活的“人民币区”。伴随中国与东盟合作的深化,人民币开始在东盟地区发挥作用,与东盟各国货币的联系也在不断加强。作为人民币在东盟实现区域化发展路径的重要手段,人民币与东盟各国汇率的联动关系受到了广泛关注。

有关人民币与各国货币汇率联动关系的研究中,郭树华等(2009)、Gronwald和Funke(2008)、Spantig(2015)检验了中美两国汇率的联动关系,普遍认为中美两国汇率在长期内存在联动关系,但短期内作用效果并不明显。Shachmurove et al.(2007)通过对1997—2004年亚太地区货币汇率联动性的研究发现,东南亚金融危机后中国对毗邻东盟国家的影响较之前有所上升。赵金梅和郭珺(2012)研究发现人民币汇率与中国五大贸易伙伴国汇率之间存在长期均衡稳定关系,有利于人民币国际地位的进一步提升。王中昭和杨文(2016)对中国与东盟之间的汇率信息传递进行了研究,发现相比日元、韩元等

**作者简介:**李智(1979—),男,博士,广西大学商学院副教授,硕士生导师;彭志浩(1996—),男,广西大学商学院硕士研究生;王梓谊(1993—),女,广西大学商学院硕士研究生。

货币,人民币与东盟各国汇率联系更紧密,但作用效果与影响时间很有限。简志宏和郑晓旭(2016)基于空间、时间二重维度对人民币与东亚主要货币的动态关系进行了分析,结果表明人民币确实对东亚部分国家存在汇率联动的影响,人民币区域化初具成效,但没有改变美元仍然是亚洲主导货币的现实。李欢丽和李石凯(2019)结合世界范围内的去美元化浪潮对人民币与“一带一路”沿线国家货币汇率的关系进行了分析,认为强化去美元化浪潮对增强人民币与周边国家汇率联动,促进人民币国际化具有正向影响。

关于人民币与东盟各国货币汇率间联动与传导的影响因素,当前研究从政策传递、金融市场发展、中国-东盟区域经济一体化、双边贸易等方面进行了分析。Junttila 和 Korhonen (2012)、Devereux 和 Yetman(2014)的研究均得出汇率的联动与传递效应与一国的货币政策稳定性密切相关,但经济规模的差异往往使得政策传递的作用效果存在异质性的结论。周先平和李标(2013)认为外汇市场的逐步发展与开放会增强人民币与外币即期汇率的联动性。阙澄宇和程立燕(2018)也认为中国金融市场发展程度的不断提高,会增强中国与周边国家金融市场的联系,提升汇率间联动程度,推进人民币国际化进程。刘刚(2013)、曹彤和赵然(2014)指出虽然东盟仍是事实上的美元区,但随着中国-东盟区域经济一体化程度的加深,人民币对多个东盟贸易国的影响力显著提高,对中国的贸易依存度是影响人民币与东亚各国货币汇率关联的主要因素。范祚军和陆晓琴(2013)通过构建中国-东盟贸易效应的理论模型,探寻了双边贸易发展对人民币与东盟各国汇率的影响。

总的来说,当前关于汇率联动与人民币东盟区域化的研究,主要聚焦于人民币与周边国家货币或国际主要货币间的汇率联动关系,以及对人民币成为东盟区域关键货币可行性的探讨。多数研究认为人民币对周边国家汇率能产生一定影响,在东盟地区已具有一定的影响力,但较之于美元地位仍存在较大差距。然而,鲜有文献将人民币国际化的具体进程与汇率联动程度动态结合,探索随着人民币国际化不断推进,在各关键时点上人民币与东盟货币汇率的联动性及波动溢出效应变化。本文通过五个对人民币国际化产生重大影响的金融事件,对人民币国际化进程进行了划分,分析在不同阶段中国-东盟国家间的汇率联动性及其效应。

## 二、模型设计

### (一)模型构建

Bollerslev et al.(1988)在单变量 GARCH 模型的基础上,提出多维 GARCH (p, q) 模型, 简记为 MGARCH(p,q):

$$h_t = \gamma + \sum_{i=1}^p A_i vech(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^\top) + \sum_{j=1}^q B_j h_{t-j} \quad (1)$$

条件相关模型则是对 MGARCH(p,q) 模型的进一步扩展, 将条件方差与协方差矩阵的估计分为两步。在条件相关模型中有动态条件相关(DCC)与常值条件相关(CCC)两种模型。其中 Engle(2002)、Tse 和 Tsui(2002) 通过放宽常条件相关模型假设, 建立了动态条件相关模型(DCC), 用以考察数据动态相关性的波动特征。模型假设存在有动态相关结构:

$$H_t = D_t^\top R_t D_t \quad (2)$$

其中  $D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{\frac{1}{2}} \cdots h_{mm,t}^{\frac{1}{2}})$  为条件方差的对角矩阵,  $D_t^\top$  代表  $D_t$  矩阵的转置,  $h_{mm,t}$  可以定义为满足任何变量的 MGARCH 模型。  $R_t$  为时变条件相关系数矩阵有:

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}} \cdots q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}}) Q_t \text{ diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}} \cdots q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}}) \quad (3)$$

$Q_t$  是  $N \times N$  维对称正定矩阵构成如式(4),  $\bar{Q}_t$  是  $\mu_t$  的  $N \times N$  无条件方差协方差矩阵,  $\mu_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{mm,t}}$ ,  $q_{NN,t}$  与  $h_{mm,t}$  定义一致,  $\alpha$  和  $\beta$  分别是多元 GARCH 模型中前一期标准化残差平方系数和前一期条件异方差系数, 满足  $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$ 。

$$Q_t = (q_{it}) = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q}_t + \alpha \mu_{i,t-1} \mu_{i,t-1}^\top + \beta Q_{t-1} \quad (4)$$

同时由模型可得动态相关系数为:

$$\rho_{12,t} = q_{12,t} / (\sqrt{(1 - \alpha - \beta) q_{12}} + \alpha \mu_{2,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1}) \quad (5)$$

$$\times \sqrt{(1 - \alpha - \beta) q_{22} + \alpha \mu_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1})}$$

### (二)数据来源及处理

本文研究人民币国际化进程中人民币对东盟十国货币汇率波动的影响, 各国货币的符号表达为: 人民币(CNY)、印尼卢比(IDR)、马来西亚林吉特(MYR)、菲律宾比索(PHP)、新加坡元(SGD)、泰铢(THB)、文莱元(BND)、越南盾(VND)、老挝基普(LAK)、缅甸元(MMK)、柬埔寨瑞尔(KHR)。同时选取美元(USD)和日元(JPY)作为研究参照。鉴于特别提款权(SDR)在国际中受到普遍认可且相比其他货币更稳定, 因此本文选取 SDR 作为计价货币。其中人民币、美元、日元、新加坡元、马来西亚林吉特、菲律宾比索、印尼卢比、泰铢对 SDR 的日度汇率数据来源于 Pacific Exchange Rate Service 数据库。本文选用 OANDA 网站历史汇率数据库, 将缺失国

家汇率数据对美元的日度汇率数据与美元对SDR日度汇率数据进行套算,得到剩余国家对SDR日度汇率数据,所有汇率均处理为直接标价法下的汇率。

本文选取1995年至2018年人民币与东盟十国对特别提款权(SDR)的日度汇率数据,时间跨度长达23年。以人民币国际化为背景,根据影响人民币国际化重大金融事件对时段进行了划分。将1997年7月2日东南亚金融危机爆发,中国承诺人民币对美元不贬值作为人民币国际化的开端。因为中国政府这一举动缓解了东盟各国的外贸压力,防止危机的进一步蔓延,为人民币在东盟地区后续的发展奠定了扎实的基础。随后2005年7月21日我国进行汇改,人民币开始参考一篮子货币进行调节,实行有管理的浮动汇率制度。2008年9月9日国际金融危机的爆发,在欧元、日元汇率大幅波动的同时人民币保持稳定。2015年8月11日“811汇改”使得人民币汇率更加市场化。2016年10月1日人民币被正式纳入SDR货币篮子。本文将六个时段进行前后对比,分析二十年来人民币与东盟各国货币的联动性变化情况,又能观察到每个标志性事件对联动程度造成的影响。

同时,参考王中昭和杨文(2016)、蔡彤娟和林润红(2018)的方法,将各国汇率进行对数差分处理,得到 $\Delta R_t = (\ln R_t - \ln R_{t-1}) \times 100$ ,其中t代表时间,R代表汇率。经处理后,每个国家得到5736个观测值。

### (三)数据统计描述及检验

表1 描述性统计结果

| 变量  | 均值      | 标准差    | 最小值       | 最大值      | 偏度      | 峰度        |
|-----|---------|--------|-----------|----------|---------|-----------|
| CNY | -0.0076 | 0.3012 | -1.4371   | 2.4601   | 0.2742  | 5.6144    |
| USD | -0.0031 | 0.2973 | -1.3811   | 2.6212   | 0.2484  | 5.6012    |
| JPY | 0.0033  | 0.5785 | -4.9224   | 3.1725   | -0.5187 | 8.6301    |
| IDR | 0.0339  | 1.5204 | -23.2494  | 30.0415  | 1.7613  | 82.5987   |
| MYR | 0.0054  | 0.5623 | -7.6220   | 7.0723   | -0.0868 | 30.2137   |
| PHP | 0.0127  | 0.5788 | -12.4422  | 7.0251   | -1.0838 | 60.0645   |
| SGD | -0.0034 | 0.3342 | -3.4944   | 2.4493   | -0.3266 | 12.1011   |
| THB | 0.0056  | 0.6349 | -6.4341   | 16.0289  | 2.5796  | 91.2048   |
| BND | -0.0024 | 0.4311 | -6.8402   | 5.7529   | -0.2130 | 25.5829   |
| LAK | 0.0434  | 0.3826 | -161.7100 | 162.5910 | 1.4057  | 1302.5133 |
| MMK | 0.0963  | 6.6234 | -41.6602  | 484.239  | 71.0724 | 5163.1357 |
| KHR | 0.0102  | 1.6871 | -70.2997  | 69.5964  | -0.0223 | 1277.2233 |
| VND | 0.0137  | 0.6002 | -5.5421   | 5.7721   | 0.4091  | 16.7430   |

从标准差来看,印尼卢比、缅甸元、柬埔寨瑞尔的波动程度较大,其余货币的波动程度较为接近。从偏度上看,日元、新加坡元、马来西亚林吉特、文莱

元、菲律宾比索和柬埔寨瑞尔偏度小于0,分布为左偏,其他国家货币均呈现右偏分布。从峰度来看,所有货币均具有尖峰厚尾的特征。在进行描述性统计的同时,对数据进行ADF检验,结果显示13国货币时序数据的ADF统计量均在1%水平上显著,说明13组时序变量是平稳的,适用于DCC-MGARCH模型,避免了伪回归与虚假回归的问题。

## 三、中国-东盟货币汇率联动性及波动溢出效应分析

### (一)汇率联动性分析

本文首先使用DCC-MGARCH模型得出了1995年到2018年人民币与东盟十国以及美元、日元汇率的动态相关系数图。可以看出,在人民币国际化进程的各节点前后,动态相关系数波动明显,说明人民币国际化相关重大事件的发生确实对货币汇率间的动态系数产生了剧烈影响。基于动态相关系数图,本文对各阶段人民币与各国货币汇率的联动性进行分析。

#### 1. 美元、日元与人民币汇率动态相关系数分析

作为世界货币的美元对各国货币汇率都有着重要的影响,美元与人民币汇率各时段的动态相关系数变化如图1所示。

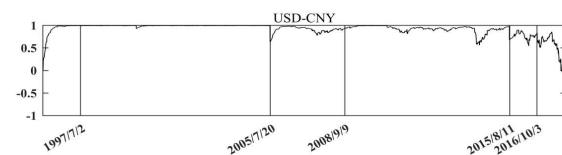


图1 美元与人民币各时段的动态相关系数变化图

由图1可以看出,在六个阶段中,美元与人民币汇率的动态系数总体保持在一个较高水平,说明人民币依旧与美元保持着高度相关。就各阶段和节点的分析可以看出,从东南亚金融危机到我国汇改之前,动态系数几乎长时间处于1的水平,说明在2005年进行汇率制度改革前,人民币汇率以近似爬行盯住美元汇率的形式变动,汇率调节能力极低。2005年7月21日进行的汇率制度改革是人民币迈出与美元脱钩的第一步。从相关系数来看,人民币与美元存在一定程度上的脱钩,但不久便迅速回升,保持高位波动的状态,说明我国2005年进行的汇率制度改革并未取得预期成效。2008年金融危机时期,动态系数再次上升到接近1的水平,这是因为受金融危机影响,为维持人民币币值稳定,我国政府选择重新

盯住了美元。2015年8月11日,我国实行“811汇改”后,相关系数显著下降,波动幅度明显高于前几个时点,出现了低位宽幅波动的特征。这说明此次汇改成效显著,市场在汇率形成机制中的作用进一步凸显。2016年10月人民币正式加入SDR货币篮子,动态相关系数在短暂的波动后,大幅度下行,最后在略高于0的水平波动。这表明随着人民币加入SDR货币篮子,人民币汇率不再紧盯美元汇率,“去美元化”效果显著。

日元作为国际主要货币之一,是人民币最重要的竞争对手,其国际化进程早于中国,因此本文将日元作为另一对照组,日元与人民币汇率各时段的动态相关系数变化如图2所示。

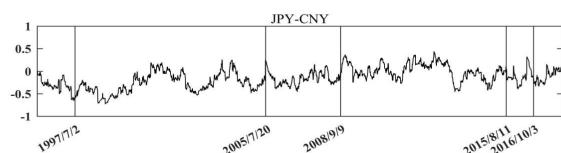


图2 日元与人民币各时段的动态相关系数变化图

由图2可以看出,在第二时段的前半部分,即东南亚经济危机发生后,日元与人民币汇率基本呈现负相关,说明我国受当时东南亚金融危机影响程度相对日本较低,原因可能在于我国当时较严的外汇管制。在2005年汇改之后,两种货币的相关系数一直呈现低位小幅波动的态势,全阶段均值仅为-0.172,说明此时日元与人民币汇率的联系减弱,呈现两者汇率均单独浮动的状况,两国货币联系减弱。

## 2. 马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢与人民币汇率动态相关系数分析

马来西亚林吉特对人民币,全阶段相关系数均值为0.599,各时段动态相关系数变化如图3所示。

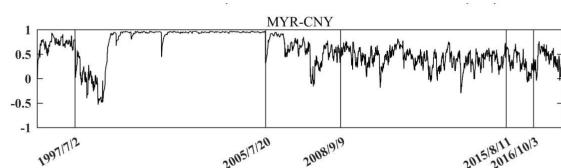


图3 林吉特与人民币各时段的动态相关系数变化图

由图3可以看出,人民币和马来西亚林吉特的动态相关系数与美元相似,在2005年汇改之前都因紧盯美元而呈现出高度相关的态势,在2005年后动态相关系数虽然略有下降,但仍处于高位波动。但

在人民币进入SDR货币篮子之后,动态相关系数呈现较大幅度上升的趋势,说明此时人民币虽然与美元脱钩,但这一里程碑事件提高了人民币的国际地位,对马来西亚汇率变动产生了一定程度的影响。

菲律宾比索对人民币,全阶段相关系数均值为0.502,各时段的动态相关系数变化如图4所示。

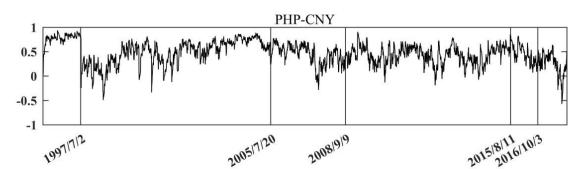


图4 比索与人民币各时段的动态相关系数变化图

由图4可以看出,由于菲律宾比索在亚洲金融危机之前实行有管理的浮动汇率制,主要以美元为货币锚,在第一阶段与人民币显示出较高的相关性,危机后动态相关系数骤减,是因为菲律宾在危机发生后的第9天宣布废除原汇率制度,实行独立浮动的汇率制。然而摆脱美元锚并非易事,在此后的阶段中,与人民币的动态相关系数逐渐回升,两者与美元的联动性逐渐加强。直到人民币加入SDR货币篮子,两者动态相关系数才大幅下降,说明去美元化后的人民币,不再与仍紧盯美元的菲律宾比索有着较强的关联性,而菲律宾比索仍与美元高度关联。

在东盟十国中,泰铢与人民币的相关程度与菲律宾比索相仿为0.461,各时段的动态相关系数变化如图5所示。

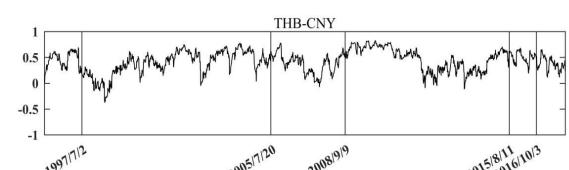


图5 泰铢与人民币各时段的动态相关系数变化图

从图5可以看出,由于在亚洲金融危机发生后,泰国将汇率制度从盯住复合货币篮子调整为管理浮动制,因此与人民币的动态相关系数迅速下跌。然而,在中国2005年与2015年两次汇改以及人民币加入SDR货币篮子前后,泰铢与人民币的动态相关系数都出现了短时间的激增,这是因为作为中国在东盟的主要贸易伙伴与货币合作对象,泰国汇率市场

对人民币汇率政策的变化十分敏感,也说明了随着我国人民币国际化战略的推进,人民币对东盟地区贸易伙伴国或货币合作国家的影响力不断增强。

### 3.新加坡元、文莱元与人民币汇率动态相关系数分析

新加坡元对人民币,全阶段相关系数均值为0.436,动态相关系数对各时间节点敏感性较强,各时段的动态相关系数变化如图6所示。

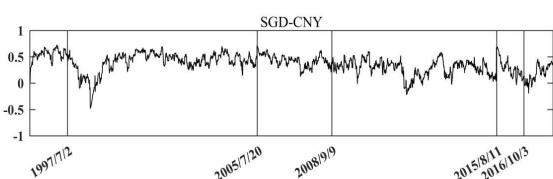


图6 新加坡元与人民币各时段的动态相关系数变化图

由图6可以看出,新加坡在第一阶段实行盯住复合货币篮子的汇率政策,美元权重占比较大,与人民币呈现出较高的相关性;亚洲金融危机发生之后,新加坡及时废除盯住制度,改为管理浮动,而人民币紧盯美元,此时动态系数下降明显。而在后几个时间节点上,动态相关系数波动十分敏感,特别是在“811汇改”之后,动态系数大幅上升,说明我国汇改初见成效,人民币与新加坡货币联系更紧密。在人民币加入SDR货币篮后,与新加坡元的动态系数更是不断攀升,这是因为随着人民币加入SDR以及中国对外贸易投资量不断增加,在国际储备与结算货币中占比不断提高,而作为发达国家的新加坡,其汇率正是锚定主要贸易伙伴与主要国际储备货币的汇率,人民币在这些方面的提升,直接反映在了两个货币汇率的动态相关系数中。

文莱元实际上1:1锚定新加坡元的汇率,动态系数的变动与新加坡的变动趋势几乎一致。且文莱采取货币局制度,因此对五个特殊节点的反应也并不明显。

### 4.越南盾、老挝基普、缅甸元、柬埔寨瑞尔与人民币汇率动态相关系数分析

长期以来,老挝、缅甸、越南和柬埔寨四国汇率政策实行稳定化安排,较之其他国家是较为严格的汇率管制,因此四国货币的动态相关系数图都呈现出较为平稳的总趋势,变动近似于一条直线的特征。以特征最为明显的老挝基普为代表进行分析,各时段的动态相关系数变化如图7所示。

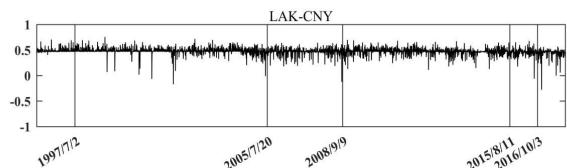


图7 基普与人民币各时段的动态相关系数变化图

由图7可以看出,上述四国均实行严格的稳定化汇率制度安排,动态相关系数波动极小,与人民币保持着一个较为稳定的相关度。其中与人民币相关程度最高的是缅甸元0.612,其次是老挝基普0.517与越南盾0.508,柬埔寨瑞尔稍低为0.497。这是因为上述国家都是中国近邻,双边经贸往来十分频繁,人民币成为这四国提高非美元储备的首选,人民币对上述国家货币的影响力也较强。

### 5.印尼卢比与人民币汇率动态相关系数分析

印尼卢比全阶段的相关系数均值是0.247,是除日元外与人民币的整体相关程度最低的货币,在较长周期内人民币汇率的波动对其影响不大,各时段的动态相关系数变化如图8所示。

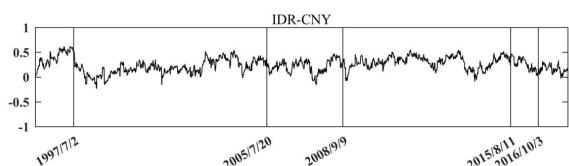


图8 卢比与人民币各时段的动态相关系数变化图

在第一阶段,两种货币均锚定美元,故相关系数较高。但东南亚金融危机后,印尼实行独立浮动汇率制,与人民币动态相关系数显著下降。在此后各节点上,除2008年前后,美国次贷危机影响美元大幅走低,印尼卢比逐渐升值,与人民币呈现出一定的趋同性外,大部分阶段印尼卢比与人民币的相关性都偏低。主要原因在于金融危机后,虽然印尼与中国在跨境贸易、直接投资方面的合作不断深化,但受限于政治、文化等因素,人民币在印尼跨境结算的规模一直很小。2018年人民币在印尼跨境结算中占比不足5%,美元占比则达到94%。过高的美元结算占比也使得印尼政府不断提升其外汇储备中的美元比例,人民币在印尼货币储备中权重下降,两国动态相关系数也一直处于较低水平。

### (二)波动溢出效应分析

本文从六阶段的视角,使用十二个国家与人民

币汇率的时间序列进行 DCC-MGARCH 模型分析,通过对货币自身的 ARCH 效应和 GARCH 效应分析,得出各国货币汇率波动影响情况,并进一步研究各阶段人民币汇率与各货币汇率间的波动溢出效应。

### 1. 第一阶段波动溢出效应分析

第一阶段各货币自身的 ARCH 效应和 GARCH 效应以及两种货币之间的波动溢出效应如表 2 所示<sup>①</sup>。在 1997 年亚洲金融风暴之前,大部分国家货币的 ARCH 效应和 GARCH 效应均显著,各国汇率波动受自身因素的影响程度更高,联动性较弱。人民币汇率对各国货币汇率的波动溢出效应也不明显,仅对印尼具有显著的单向溢出效应;他国对人民币的溢出效应中,美元、菲律宾比索、柬埔寨瑞尔汇率对人民币汇率具有正向波动溢出效应,泰铢汇率则具有负向波动溢出效应。总的来说,在第一阶段人民币影响力偏弱,与各国汇率虽存在相关性,但缺乏联动作用,大部分国家的货币汇率波动主要还是受美元波动影响。

表 2 第一阶段波动溢出效应表

| 阶段   | 变量  | ARCH 效应和 GARCH 效应 |            |           | 波动溢出效应    |           |
|------|-----|-------------------|------------|-----------|-----------|-----------|
|      |     | ARCH              | GARCH      | _cons     | CNY→X     | X→CNY     |
| 第一阶段 | USD | 0.0323            | -0.6058*** | 0.0798*** | -0.3583   | 0.6987**  |
|      | JPY | 0.1245***         | 0.6257***  | 0.0432*** | 0.1425    | -0.0054   |
|      | IDR | 0.0645**          | 0.8007***  | 0.0174    | 0.3520*** | -0.0245   |
|      | MYR | 0.1422***         | 0.8006***  | 0.0046**  | 0.0388    | -0.0304   |
|      | PHP | 0.0119            | -0.1902    | 0.0717*** | -0.0009   | 0.3317*   |
|      | SGD | 0.03**            | 0.9391***  | 0.0011    | 0.0412    | 0.0346    |
|      | THB | 0.4035***         | 0.7090***  | 0.0053*** | 0.1191    | -0.0307** |
|      | BND | 0.0620            | -0.1667    | 0.0440*   | 0.0281    | -0.0063   |
|      | VND | 0.1370***         | 0.5218***  | 0.0224*** | 0.0396    | -0.0422   |
|      | LAK | 0.1109**          | -0.1972    | 0.0816*** | -0.0115   | 0.3061    |
|      | MMK | -0.0455*          | -0.8590*** | 0.1184*** | -0.0698   | 0.0314    |
|      | KHR | 0.0209***         | 0.9935***  | -0.0005*  | -0.1293   | 0.4049**  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平下显著。

### 2. 第二阶段波动溢出效应分析

第二阶段情况如表 3 所示。1997 年亚洲金融危机发生后,东盟许多国家摒弃了锚定美元制度,转为浮动制。此时各国货币 ARCH 效应和 GARCH 效应高度显著,各国汇率波动与本国货币市场状况有着高度的关联性。在波动溢出效应中,由于我国在此阶段还未实行对美元的弹性制度,人民币仍受较强的美元汇率波动溢出作用影响,与部分东盟货币虽然存在双向波动溢出作用但影响程度相对较低,对东盟国家显著的单向溢出则源于锚定美元的传导作

用。这说明在东南亚金融危机后,虽然东盟各国积极改变自身汇率政策,我国也试图与东盟各国建立有效货币合作,但是短时间内仍无法摆脱美元影响。

表 3 第二阶段波动溢出效应表

| 阶段   | 变量  | ARCH 效应和 GARCH 效应 |            |           | 波动溢出效应     |           |
|------|-----|-------------------|------------|-----------|------------|-----------|
|      |     | ARCH              | GARCH      | _cons     | CNY→X      | X→CNY     |
| 第二阶段 | USD | 0.0271***         | 0.9079***  | 0.0057*   | -0.3047    | 0.7854*** |
|      | JPY | 0.0275***         | 0.9651***  | 0.0022**  | 0.0233     | 0.0259**  |
|      | IDR | 0.0495***         | 0.9543***  | 0.0008    | -0.1061*   | 0.0022    |
|      | MYR | 0.0473***         | 0.9437***  | 0.0014*** | 0.3416***  | 0.0285*** |
|      | PHP | 0.1349***         | 0.8759***  | 0.0041*** | -0.1062*** | 0.0020    |
|      | SGD | 0.0499***         | 0.9467***  | 0.0006**  | -0.0633*** | 0.0155    |
|      | THB | 0.0759***         | 0.9191***  | 0.0020*** | -0.0942*** | 0.0101    |
|      | BND | 0.2479***         | -0.1119*** | 0.2179*** | 0.0880**   | -0.0021   |
|      | VND | 0.1750***         | 0.7254***  | 0.0256*** | 0.3882***  | -0.0388** |
|      | LAK | 0.0201***         | 0.9802***  | 0.0002    | 0.2625***  | 0.0654*** |
|      | MMK | 0.0192*           | 0.7210***  | 0.7642*** | -0.1412*** | 0.0033*** |
|      | KHR | 0.0351***         | 0.9688***  | 0.0001    | 0.2187***  | 0.0331*   |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平下显著。

### 3. 第三阶段波动溢出效应分析

第三阶段情况如表 4 所示。我国于 2005 年实行了以市场供求为基础的浮动汇率制,对美元恢复弹性,人民币受美元影响的程度减弱。各国受自身 ARCH 效应和 GARCH 效应的影响依然显著。在这一阶段人民币对东盟货币的单向波动溢出效应略有下降,如印尼、马来西亚、文莱和柬埔寨四国不受人民币波动溢出效应影响,这是因为在此时间段内,上述四国同中国一样也处于汇率改革的重要阶段,逐

表 4 第三阶段波动溢出效应表

| 阶段   | 变量  | ARCH 效应和 GARCH 效应 |           |           | 波动溢出效应     |            |
|------|-----|-------------------|-----------|-----------|------------|------------|
|      |     | ARCH              | GARCH     | _cons     | CNY→X      | X→CNY      |
| 第三阶段 | USD | 0.0377***         | 0.9585*** | 0.0006*   | 0.0258     | 0.0057     |
|      | JPY | 0.0693***         | 0.8994*** | 0.0071**  | 0.0035     | 0.0035     |
|      | IDR | 0.1752***         | 0.6217*** | 0.0776*** | 0.0817     | -0.0248*   |
|      | MYR | 0.0763***         | 0.8860*** | 0.0055**  | -0.0877    | -0.0347    |
|      | PHP | 0.0417***         | 0.9526*** | 0.0016    | -0.1688*** | -0.0043    |
|      | SGD | 0.0875***         | 0.8702*** | 0.0024**  | -0.0718**  | -0.0976**  |
|      | THB | 1.1446***         | 0.0815**  | 0.1226*** | -0.2471*** | 0.0158     |
|      | BND | 0.1140***         | 0.8699*** | 0.0018**  | -0.0795    | -0.0795**  |
|      | VND | 0.0908***         | 0.8993*** | 0.0044*** | 0.2590***  | 0.0058     |
|      | LAK | 0.1674***         | 0.7300*** | 0.0272*** | 0.2026***  | -0.0124    |
|      | MMK | 0.3260***         | 0.0032    | 0.0820*** | 0.2002***  | 0.0095     |
|      | KHR | 0.4334***         | -0.0232   | 8.2063*** | 0.1129     | -0.0051*** |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平下显著。

渐将传统盯住美元的汇率政策变为管理浮动制,人民币与这四国货币失去了美元这一共同的纽带,溢出效应不明显。在东盟十国中,唯一与中国具有双向溢出的国家是新加坡,这是因为我国与新加坡的经贸往来日益频繁,两国汇率形成了双向波动传导的作用。

#### 4.第四阶段波动溢出效应分析

第四阶段为国际金融危机时期,人民币与各货币汇率情况如表5所示。由于2008年国际金融危机的爆发,我国在此期间又恢复了对美元的盯住制度,美元再次对人民币产生波动溢出效应。与此同时,中国也加紧对人民币东盟区域化布局,包括与东盟签订货币互换协议、在香港发行离岸人民币债券、建立设立中国-东盟自贸区等措施。在这一阶段,人民币对东盟地区的波动溢出效应较之上一阶段明显增强,对东盟所有国家都具有较高的显著性。这一方面是因为人民币重新盯住美元,美元传导渠道的恢复提升了人民币对东盟货币的波动溢出;另一方面是因为随着人民币东盟区域化的推进,人民币在东盟国家货币篮子中的权重有所上升,人民币溢出效应有所提升。

表5 第四阶段波动溢出效应表

| 阶段   | 变量  | ARCH效应和GARCH效应 |           | 波动溢出效应    |            |         |
|------|-----|----------------|-----------|-----------|------------|---------|
|      |     | ARCH           | GARCH     | _cons     | CNY→X      | X→CNY   |
| 第四阶段 | USD | 0.0252***      | 0.9673*** | 0.0006*** | -0.0479    | 0.1108* |
|      | JPY | 0.0526***      | 0.9409*** | 0.0028*** | 0.0748*    | 0.0078  |
|      | IDR | 0.0460***      | 0.9494*** | 0.0030**  | 0.0898*    | 0.0105  |
|      | MYR | 0.0467***      | 0.9323*** | 0.0040**  | -0.2617*** | 0.0282  |
|      | PHP | 0.0586***      | 0.9289*** | 0.0024**  | -0.0636*   | 0.0158  |
|      | SGD | 0.1025***      | 0.8782*** | 0.0021*** | -0.0492**  | 0.0024* |
|      | THB | 0.0832***      | 0.8738*** | 0.0050    | -0.1090*** | 0.0412* |
|      | BND | 0.0629***      | 0.9275*** | 0.0018**  | -0.2676*** | 0.0050  |
|      | VND | 0.3814***      | 0.7338*** | 0.0113*** | 0.5194***  | -0.0111 |
|      | LAK | 0.2517***      | 0.6788*** | 0.6788*** | 0.2993***  | 0.0201  |
|      | MMK | 0.1401***      | 0.7888*** | 0.0140**  | 0.1807***  | -0.0024 |
|      | KHR | 0.2372***      | 0.6820*** | 0.0326*** | 0.1444***  | 0.0112  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%显著水平下显著。

#### 5.第五阶段波动溢出效应分析

第五阶段是我国2015年“811汇改”阶段,情况如表6所示。各国货币自身ARCH效应和GARCH效应的显著性有所下降,部分国家汇率波动与自身市场状况关联性减弱。将此阶段与第四阶段对比可以看出,实行汇率改革后人民币货币篮中美元权重大幅降低,不再受到美元波动溢出效应影响,而东盟

大部分国家货币篮中仍保持着高美元权重,与美元的脱钩导致人民币汇率与东盟国家汇率联系大为减弱,人民币仅对新加坡、缅甸、越南等国存在着单向溢出。由此可以看出,第四阶段出现的人民币对东盟货币整体溢出效应的增加主因还是人民币重新盯住美元,由中国与东盟经贸往来、合作深化带来的两国汇率联系的增强,实质只反映在与中国贸易往来最为频繁的新加坡以及毗邻中国沿边贸易合作密切的缅甸、越南等国。

表6 第五阶段波动溢出效应表

| 阶段   | 变量  | ARCH效应和GARCH效应 |            |           | 波动溢出效应    |         |
|------|-----|----------------|------------|-----------|-----------|---------|
|      |     | ARCH           | GARCH      | _cons     | CNY→X     | X→CNY   |
| 第五阶段 | USD | 0.1859**       | -0.0474    | 0.0749*** | -0.0866   | -0.0716 |
|      | JPY | 0.1537**       | 0.7876***  | 0.0313    | -0.0352   | -0.0144 |
|      | IDR | 0.1598**       | -0.9303*** | 0.3777*** | -0.2686** | 0.0174  |
|      | MYR | 0.0283         | 0.9662***  | -0.0002   | -0.1946   | -0.0173 |
|      | PHP | 0.0892**       | 0.8143***  | 0.0125*   | -0.0531   | 0.0235  |
|      | SGD | 0.0602*        | 0.9280***  | 0.0013*   | -0.1277*  | 0.0270  |
|      | THB | 0.1210**       | 0.8413***  | 0.0046    | -0.0410   | -0.0814 |
|      | BND | 0.1437*        | 0.8021*    | 0.0213    | 0.0053    | 0.0012  |
|      | VND | 0.0911***      | 0.8423***  | 0.0312*** | 0.2866*** | -0.0383 |
|      | LAK | 0.0732*        | 0.8954***  | 0.0065    | -0.0532   | 0.0319  |
|      | MMK | 0.1857*        | -0.1783    | 0.1666*** | -0.1956*  | -0.0340 |
|      | KHR | 0.0679         | 0.4528     | 0.0525    | -0.1413   | 0.0418  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%显著水平下显著。

#### 6.第六阶段波动溢出效应分析

最后一个阶段情况如表7所示。人民币加入SDR货币篮子后,各国的市场状况再次成为主要影响本国外汇市场波动的因素。此时人民币与美元不存在波动溢出效应,这说明人民币与美元脱钩取得了一定效果。与东盟各国货币的波动溢出效应优于第五阶段,但整体作用效果还较弱。其原因在于此时的人民币溢出效应是通过中国加强与东盟各国在贸易、投资、货币等多方面合作,遵循市场化规律,将人民币汇率浮动信息直接传导向东盟国家的汇率市场而实现的,不再是通过美元渠道的间接传导。但这一个过程尚需时日,一方面因为我国人民币国际化才刚刚起步,人民币加入SDR不久,在各国货币篮子中占比不高,人民币汇率浮信息的直接传导作用不强。另一方面中美贸易战也使得人民币国际化进程蒙上了阴影,美国也通过政治、军事、经济多方面手段持续向东盟各国施压以维护美元在东盟地区的地位。

表7 第六阶段波动溢出效应表

| 阶段   | 变量  | ARCH 效应和 GARCH 效应 |            |           | 波动溢出效应    |         |
|------|-----|-------------------|------------|-----------|-----------|---------|
|      |     | ARCH              | GARCH      | _cons     | CNY→X     | X→CNY   |
| 第六阶段 | USD | 0.0423***         | 0.9025***  | 0.0012*   | -0.0711   | -0.0611 |
|      | JPY | 0.0402*           | 0.9245***  | 0.0001**  | 0.1016    | 0.0087  |
|      | IDR | -0.0376***        | 0.2746     | 0.1431*   | 0.1973    | 0.0193  |
|      | MYR | 0.2236***         | 0.7045***  | 0.1101*   | 0.0582*   | 0.0088  |
|      | PHP | 0.0345**          | 0.2381*    | 0.0409*   | 0.0406*   | -0.0256 |
|      | SGD | 0.2128***         | 0.4032     | 0.0103*   | -0.0251   | 0.0332  |
|      | THB | 0.0556*           | 0.8517***  | 0.0029    | -0.1100*  | -0.0467 |
|      | BND | 0.0169**          | 0.9541***  | -0.0001** | -0.1219** | -0.0759 |
|      | VND | -0.0335**         | 0.8953***  | 0.0031*   | 0.0353*   | -0.0362 |
|      | LAK | -0.0449*          | -0.8246*** | 0.0703*** | -0.1123   | 0.0765  |
|      | MMK | 0.0870**          | 0.6301*    | 0.0059    | 0.0788*   | -0.0271 |
|      | KHR | -0.0202*          | -0.9079*** | 0.1450*** | -0.0403   | 0.0103  |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%显著水平下显著。

## 7.各阶段总结

通过将人民币国际化进程划分为六个阶段,本文运用DCC-MGARCH模型分析了各阶段人民币汇率与东盟国家货币的波动溢出效应。总的来说,人民币国际化进程就是人民币逐渐与美元脱钩,不断提升自身国际地位与影响力,增加在东盟各国货币篮权重的过程。在一、二阶段,人民币与东盟国家高波动溢出效应主要源于人民币与东盟国家均盯住美元,共同受美元波动影响。第三阶段,人民币汇率的波动溢出效应在东盟国家出现差异性,一方面是因为中国实施汇率改革,降低了与紧盯美元国家的联动性;另一方面是因为中国与东盟进入了合作的新时期,人民币在东盟的地位逐渐提升,加强了与部分东盟国家货币的联系。但由于这是人民币迈向管理浮动的一次尝试,金融危机的爆发使得第四阶段人民币再次紧盯美元,与紧盯美元的东盟国家波动溢出效应骤增。在最后两个阶段,去美元化进程取得初步成效,人民币与美元逐渐脱钩,人民币与美元间波动溢出效应不再显著。人民币此时仅对货币合作深入、跨境贸易结算往来频繁的东盟国家货币存在一定的溢出作用,其后随着“一带一路”倡议的推进、亚投行的建立、人民币加入SDR货币篮,人民币在亚太尤其是东盟地区的地位与信誉显著提高,波动溢出效应逐渐向其他东盟国家扩散。

## 四、结论与建议

本文在人民币国际化的背景下,基于1995—2018年中国与东盟十国的日度汇率数据,运用DCC-MGARCH模型研究东盟各成员国与人民币的

联动程度变化与波动溢出效应,得出以下结论:

从整体DCC-MGARCH模型的实证结果来看,东盟成员国货币与人民币汇率存在一定的联动性,但联动程度会随着东盟各国盯住汇率制变化、东盟各国与中国的政策变化、全球经济危机的发生而改变。在前三个阶段,东盟国家货币与人民币显示出了较强联动性,原因在于他们共同盯住美元;从第四阶段开始联动性减弱后出现回升,联动性减弱是因为人民币不再紧盯美元,不再通过美元传导与东盟货币形成联动。其后联动性逐渐回升是“811汇改”与人民币加入SDR货币篮子等一系列人民币国际化措施取得初步成效,人民币汇率信息开始直接传导并作用于东盟各国货币,但不可否认的是作用效果与影响范围仍十分有限。

在东盟十国之中,除与中国保持长久经贸货币合作的新加坡外,越南、缅甸、老挝、柬埔寨四国货币无论在联动性还是波动溢出效应上都显示出了与人民币的高度关联,这几个东盟国家作为我国的邻国,沿边贸易往来最为频繁,将是推进人民币东盟区域化的突破口。需要强调的是,在研究东盟国家货币与人民币联动关系时,直至“811汇改”前,美元都是各国货币关键的传导中介。中国与部分东盟国家虽都采取了“去美元化”措施,也取得了一定成效,但这一过程并非一蹴而就,各国汇率市场对美元都存在不同程度的依赖性,人民币要替代美元成为东盟区域主导货币依然需要政府的不断努力。

结合前文得出的结论,为进一步加强东盟国家货币与人民币汇率的联动性,本文从完善汇率制度形成机制、加强与东盟国家跨境业务合作以及资本项目逐步开放三个方面提出政策建议:

一是推进汇率市场化改革,进一步完善人民币汇率形成机制。应减少政府对汇率市场的直接干预,推进我国汇率市场化改革,进一步完善人民币汇率中间价形成机制,使人民币汇率能真实地反映市场供求关系,逐步增加汇率的弹性,进一步拓宽市场汇率的实际运行空间。同时,外汇市场参与者对汇率市场波动也应有正确的认知,接受外汇市场的合理波动。同时,政府也需提升自身风险防范意识,持续监测跨境资本的流动,完善汇率市场的应急措施,为汇率市场化改革保驾护航。

二是配合“一带一路”政策,加强与东盟国家跨境业务合作。在人民币与美元脱钩并加入SDR货币篮子之后,东盟国家货币与人民币的联动性依然没有消失,反而出现了一定的上升,可见中国与东盟跨境业务交流的日益密切有助于提高两国汇率联动

性。在货币互换方面,政府应与未签署互换协议的东盟国家进行积极沟通,根据不同国家的国情制定有效的合作策略,努力达成双边本币互换协议,为双边经贸发展提供流动性支持,降低金融机构积累外汇储备的成本。在交易结算方面,中方也应大力完善人民币跨境支付系统(CIPS),积极主动地与东盟各国银行就货币押运、换汇地点、兑换汇率等基本问题进行磋商,提高人民币跨境支付整体结算效率,降低交易成本费用,为各类跨境交易结算业务发展提供良好环境。

三是稳步推进人民币国际化,逐步实现资本账户可兑换。汇率市场化要求资本账户的开放,但对于资本账户的放开一直存有争议,因此我国应稳妥、有序实现资本项目可兑换。首先,政府应减少对人民币汇率的直接干预或干预程度,让市场供求信息反映汇率价格。其次,应减少对资本流动的管制,疏通跨国资本的出入渠道。最后,从沿线国家入手,加强双边贸易投资往来,提升人民币在东盟国家中的货币地位,使人民币进入东盟国家储备货币篮并持续提高所占比重。■

### 注 释

① 为描述简便,下文分析中 X 依次指代除中国外其他十二国。

### [参考文献]

- [1] 丁志杰,谢峰.美元过度特权、经济暗物质与全球治理变革[J].国际金融研究,2014(11):3-10.
- [2] HENNING C R. Choice and Coercion in East Asian Exchange Rate Regimes[J]. Ssrn Electronic Journal, 2012.
- [3] 郭树华,王华,王俐娴.中美利率与汇率联动关系的实证研究,2005—2008[J].国际金融研究,2009(4):17-24.
- [4] GRONWALD M, FUNKE M. The Undisclosed Renminbi Basket: Are the Markets Telling Us Something about Where the Renminbi-US Dollar Exchange Rate is Going? [J]. The World Economy, 2008, 31(12):1581-1598.
- [5] SPANTIG K. International Monetary Policy Spillovers—Can the RMB and the Euro Challenge the Hegemony of the US Dollar?[J]. Asia Europe Journal, 2015, 13(4):459-478.
- [6] SHACHMUROVE Y, SHACHMUROVE T. In the Same Boat: Exchange Rate Interdependence in the Asia-Pacific Region[C]. PIER Working Paper No.07-019, 2007.
- [7] 赵金梅,郭珺.中国大陆与主要贸易伙伴之间的汇率联动分析[J].中央财经大学学报,2012(8):27-32.
- [8] 王中昭,杨文.人民币汇率对东盟国家影响的结构路径分析[J].世界经济研究,2016(3):53-60.
- [9] 简志宏,郑晓旭.汇率改革进程中人民币的东亚影响力研究:基于空间、时间双重维度动态关系的考量[J].世界经济研究,2016(3):61-69.
- [10] 李欢丽,李石凯.强势美元周期、去美元化浪潮与人民币国际化战略调整[J].经济学家,2019(5):68-75.
- [11] JUNTTILA J, KORHONEN M. The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices[J]. International Review of Economics & Finance, 2012, 24: 88-96.
- [12] DEVEREUX M B, YETMAN J. Globalisation, Pass-Through and the Optimal Policy Response to Exchange Rates[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 49(Part A): 104-128.
- [13] 周先平,李标.境内外人民币即期汇率的联动关系:基于 VAR-MVGARCH 的实证分析[J].国际金融研究,2013(5):4-14.
- [14] 阙澄宇,程立燕.汇率波动对货币国际化具有非线性效应吗?基于金融市场发展视角[J].国际金融研究,2018(3):14-24.
- [15] 刘刚.东亚地区人民币集团形成进展判断:基于人民币对东亚货币汇率影响力的比较研究[J].经济科学,2013(2):70-80.
- [16] 曹彤,赵然.从多核心货币区视角看人民币国际化进程[J].金融研究,2014(8):47-63.
- [17] 范祚军,陆晓琴.人民币汇率变动对中国-东盟的贸易效应的实证检验[J].国际贸易问题,2013(9):164-176.
- [18] BOLLERSLEV T, ENGLE R F, WOOLDRIDGE J M. A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances[J]. Journal of Political Economy, 1988, 96(1): 116-131.
- [19] ENGLE R. Dynamic Conditional Correlation[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20(3):339-350.
- [20] TSE Y K, TSUI A K C. A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model With Time-Varying Correlations[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20(3):351-362.
- [21] 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.

(责任编辑:GW / 校对:XY)

# “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,已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 $y_1 = \ln y_A$ ,B国货币变动序列为 $y_2 = \ln y_B$ ,其中A、B分别代表任意两个国家或者地区的汇率序列。

$$\begin{aligned} d\ln y_1 &= a_1 + a_2 d\ln y_2 + a_3 d\ln y_3 + a_4 d\ln y_4 + \cdots + a_{10} d\ln y_{10} \\ &+ a_{11} d\ln y_{11} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

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 $\varepsilon_t$ 为均值方程残差项组成的 $2 \times 1$ 矩阵, $H_t$ 为 $\varepsilon_t$ 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 $b_{mn}$ ( $m=1, 2, n=1, 2$ )分别表示市场m对市场n的ARCH和GARCH的溢出效应。

$$\begin{aligned} H_t &= CC' + B^T H_{t-1} B + A^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T A \\ \varepsilon_t &= v_t / \sqrt{H_t}, \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \end{aligned} \quad (2)$$

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):

$$\begin{aligned} H_t &= \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \\ &\quad \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \\ &\quad \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $H_t$ 为均值方程残差的 $2 \times 2$ 方差-协方差矩阵, $h_{11,t}$ 代表市场1收益率变化的方差, $h_{22,t}$ 代表市场2收益率变化的方差, $h_{12,t}$ 表示市场1与市场2收益率之间的协方差, $h_{21,t}$ 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,反映市场自身对自身趋势的反映速度,当*i≠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=j*时,反映市场自身对自身波动影响的持久性,当*i≠j*时,为两个市场相互之间对彼此波动影响的持久性。当*i≠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 $\text{var}(y_{1,t})$ 、 $\text{var}(y_{2,t})$ 以及持续性参数 $b_1 b_2$ 可借助BEKK模型求得。

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

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

$$\begin{aligned} \text{cov}(y_1, y_2, t) &= c_1 c_2 + b_1 b_2 \text{cov}(y_{1,t-1}, y_{2,t-1}) + \\ &a_1 a_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \end{aligned} \quad (6)$$

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):

$$\overline{\text{var}(y_{1,t})} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \text{var}(y_{1,t}) \quad (7)$$

$$\overline{\text{var}(y_{2,t})} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \text{var}(y_{2,t}) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} s_1^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (\overline{\text{var}(y_{1,t})} - \overline{\text{var}(y_{1,t})})^2 \\ s_2^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (\overline{\text{var}(y_{2,t})} - \overline{\text{var}(y_{2,t})})^2 \end{aligned} \quad (8)$$

$$\rho_{\text{var}(y_{1,t}) \text{var}(y_{2,t})} = \frac{\sum_{t=1}^n [\overline{\text{var}(y_{1,t})} - \overline{\text{var}(y_{1,t})}] [\overline{\text{var}(y_{2,t})} - \overline{\text{var}(y_{2,t})}]}{s_1 s_2} \quad (9)$$

## 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

| 变量     | 类型检验<br>( C $\rho$ , * ) | ADF<br>统计量 | 5% 的<br>临界值 | 1% 的<br>临界值 | 结论 |
|--------|--------------------------|------------|-------------|-------------|----|
| Dlny1  | ( C $\rho$ , 0 )         | -28.016    | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny2  | ( C $\rho$ , 0 )         | -13.742    | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny3  | ( C $\rho$ , 0 )         | -20.73978  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny4  | ( C $\rho$ , 0 )         | -31.14849  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny5  | ( C $\rho$ , 0 )         | -15.83262  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny6  | ( C $\rho$ , 0 )         | -28.03966  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny7  | ( C $\rho$ , 0 )         | -24.91160  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny8  | ( C $\rho$ , 0 )         | -26.61214  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny9  | ( C $\rho$ , 0 )         | -27.65262  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny10 | ( C $\rho$ , 0 )         | -21.52093  | -3.43       | -2.86       | 平稳 |
| Dlny11 | ( C $\rho$ , 0 )         | -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、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  $\rho \text{var}( y_{1,t} ) / \text{var}( y_{2,t} )$  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 | 0.008   | 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 |
| 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)

# 人民币区域化视角下人民币与 东亚货币联动性研究

唐洁尘 李 容

**内容提要** 基于人民币区域化视角,构建动态 Copula-GJRARCH 模型研究人民币与东亚各主要国家及地区货币汇率间的联动性及尾部相依性,从而说明东亚汇率市场联动性随人民币区域化的发展而变化。结果表明:(1)人民币与东亚货币汇率皆为正相关,东亚汇率市场间存在正向联动效应。(2)人民币与东亚货币汇率间存在尾部相依,这表明在极端事件下人民币与东亚货币汇率间存在同时大涨或大跌的可能性,但这种可能性在人民币与东亚各地区货币汇率之间存在差异。(3)人民币与马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、港币及韩元间的汇率联动性自一次汇改后不断升高,直到“8·11”汇改后其汇率联动性稍稍降低;新加坡元、印尼盾与人民币联动趋势相对稳定且联动性持续上升;日元与人民币间的联动性除在金融危机期间外普遍较高。(4)随着人民币区域化进程的提高,东亚货币间联动性逐渐增强。现阶段需继续深化汇率市场化改革,加快推动东亚地区货币合作,完善我国金融制度,进一步放松资本账户管制,在境外大力发展以人民币计价、结算的金融产品。

**关 键 词** 人民币区域化 联动性 尾部相依性 Copula-GJRARCH 模型

**作者单位** 昆明理工大学管理与经济学院

DOI:10.13516/j.cnki.wes.2018.07.004

## 一、引 言

人民币区域化指人民币在国际区域内行使其货币职能,即交易、流通、储备等(霍伟东和杨碧琴,2013;张见和刘力臻,2017),而汇率市场化是区域化的重要前提之一。近年来随着中国金融合作的深入以及金融创新的推进,中国与东亚国家之间跨境人民币业务得到较快发展,跨境贸易和投资人民币结算额逐年提高,人民币区域化的态势愈加明显。

2005年7月人民币开始实施以市场供求为基础、参考一篮子货币调节、有管理的浮动汇率制度,人民币汇率稳步升值,部分东亚货币紧随人民币呈升值态势。2008年国际金融危机促进了东亚区域货币合作,跟随人民币浮动的东亚货币不断增加。2015年8月11日央行调整中间价报价机制为“参考上日银行间外汇市场收盘汇率”,推动人民币兑美元汇率中间价机制进一步市场化,并且通过实施货币互换、建设离岸市场及海外人民币清算体系用以提升人民币国际化水平。2016年10月1日人民币正式加入特别提款权(SDR)货币篮子,成为国际上官方认可的国际储备货币。与此同时,随着“一带一路”合作的推进及中国与周边国家经贸往来的日益密切,人民币在东亚区域内的货币影响力不断增强,在人民币区域化发展进程中通过引导人民币与东亚货币汇率的联动,从而实现人民币在东亚货币中“隐形锚”的作用。

鉴于地缘优势和长期经贸往来,中国逐渐成为东亚进出口贸易的外商投资来源国和重要合作伙伴。2001年我国与泰国签订单边贸易互换协议,随后相继与日本、印度尼西亚、韩国、马来西亚等约三十个

国家签订货币互换协议,与俄罗斯、蒙古、越南等周边八国签订有自主选择的双边货币结算协议;2010年在昆明正式成立区域性跨境人民币金融服务中心,银行市场实现与泰铢、马来西亚林吉特、越南盾、日元的直接挂牌交易,并在东亚各国逐渐开展人民币清算业务。东亚各国在经济发展过程中存在诸多共同利益诉求,人民币东亚区域化发展不仅有利于促进本国经济发展,也有利于加强区域内货币汇率波动协同性,对于增强东亚各国抵御金融风险的能力,降低投资汇率风险,促进东亚金融市场健康发展有着积极意义。

在人民币不断区域化的背景下,人民币与东亚国家及地区货币存在怎样的联动性?其联动性是否随着人民币区域化而更加紧密?是否存在尾部相关?本文基于人民币区域化视角,研究人民币与东亚国家及地区货币汇率相关性,探讨人民币在东亚经济贸易合作区的地位及与东亚货币汇率联动效应,从而清晰地认识人民币区域化进程中人民币在东亚货币合作中所扮演的角色,为政策建议提供有效的理论及实证支持。

## 二、文献综述

### 1. 人民币区域化研究

西方学者早在20世纪70年代就开始关注和研究货币区域化和国际化问题。Frankel和Wei(1994)较早地对货币国际化及地区影响力做了实证分析,通过建立货币锚效应模型考察美元、日元、德国马克、新西兰元及澳大利亚元对东亚地区货币的影响,以回归的方法证实了东亚是事实上的美元区。从此,货币区域化、国际化问题及参考篮子货币进行管理的货币篮子权重研究开始广泛使用货币锚模型;McKinnon(2000)、McKinnon和Schnabl(2004)利用该模型分析了亚洲金融危机前后东亚经济体汇率形成机制的变化,发现日元的权重在不断下降,日本开始实行钉住美元的汇率制度;Shu等(2015)基于Frankel外部货币模型研究离岸人民币和在岸人民币对东亚地区的影响力,认为人民币在东亚地区具有显著影响,人民币的区域化进程加快。

2008年金融危机爆发后,我国针对人民币区域化、国际化问题的研究文献开始大量涌现。李晓和丁一兵(2009)运用Frankel和Wei(1994)提出的货币锚模型,分阶段研究人民币与世界主要货币及东亚货币汇率间的联动效应,指出人民币暂时不能独立成为东亚区域性货币,人民币区域化进程有待加强;刘刚(2013)利用该模型对比分析了人民币、美元、欧元及日元对东亚货币在长期和短期内的影响,认为美元在东亚地区短期内仍是最具影响力的货币,但人民币对东亚部分国家货币的影响力已超越美元,长期来看人民币正在不断实现货币区域化;张彩琴和张婧(2013)、张大威等(2014)等人采用该模型检验了中国港澳台地区“锚货币”选择中的人民币因素以及港澳台地区货币对人民币的“锚定”程度;李婧和解祥优(2016)通过建立货币锚模型实证检验了人民币在东亚货币合作中发挥的重要作用,人民币已成为部分东亚地区的锚货币,这表明人民币在东亚区域内已初步具备了国际货币的功能。

### 2. 汇率联动性研究

基于汇率联动性研究,Baillie和Bollerslev(1989)最早在汇率市场应用了协整分析方法;Laopodis(1998)、Kearney和Patton(2000)运用静态多元GARCH模型考察了世界主要货币汇率之间的联动性;Patton(2006)通过构建Copula模型分析日元和马克之间的相关性,并与其他动态基准模型比较,发现Copula模型能够较好地描述汇率市场的相关性及联动性;Kitamura(2010)使用VC MV-GARCH模型检验欧元、瑞士法郎及英镑间汇率的相互依赖和波动溢出性,认为欧元和其他两种货币具有高度联动性;Kim等(2013)基于DCC-GARCH模型分析日元对亚洲各国货币汇率间的相依性,发现由于日本与亚洲新兴经济体相互间的积极互动,日元与该地区货币间的联动性越来越强。

国内学者对货币汇率间联动性研究主要分为两类:第一类是以GARCH模型为主体研究方法检验

货币汇率间的联动性。丁剑平和杨飞(2007)通过建立BEKK和多元GARCH模型,检验得出在汇改进程中人民币与周边国家货币汇率间的联动性不断增强;许祥云和贡慧(2012)利用MGARCH模型考察了金融危机前后人民币对东亚货币的影响,结果表明,危机发生时人民币在东亚地区的影响力普遍增强;田涛等(2014)在汇率制度变迁的背景下基于DCC-GARCH模型分阶段研究了人民币与东亚各主要国家货币之间的动态关系,指出人民币成为东亚国家尤其是发展中国家的隐形锚;蔡彤娟和陈丽雪(2016)通过构建VAR-MVGARCH-BEKK模型分阶段检验人民币与东亚主要地区货币汇率间的动态联动效应,实证分析结果显示二次汇改后人民币与东亚地区货币间的联动性、持续性明显增强。第二类是基于Copula模型研究人民币与世界主要货币汇率间的相依性。李占雷等(2011)使用阿基米德Copula模型研究美元、欧元和日元汇率的相关性,结果表明,当美元兑人民币汇率政策偏向人民币升值时,欧盟和日本的利益会受到负面影响;谢赤等(2014)采用动态Copula-CJR+模型研究人民币兑美元、欧元、日元汇率间的相依性,结果显示人民币汇率间呈现出很强的时变和非线性相依性;胡根华(2015)运用规则藤Copula模型分析汇改前后人民币与国外主要货币的汇率联动性,但藤结构无法刻画汇率的动态相依性;张庆和杨坤(2017)运用高阶矩波动和时变Copula模型对人民币兑美元、欧元和日元之间的相关关系进行分析,研究表明以美元和欧元为代表的经济体存在着激烈竞争。

综上所述,国内外学者已对人民币与东亚货币一体化做了一定研究,同时也积累了一些经验和实证方法。其中,人民币区域化的研究主要采用货币锚模型,汇率联动性研究主要采用GARCH模型或Copula模型,GARCH模型多是从线性和静态的角度讨论汇率收益率间的联动性,且假定汇率收益率的残差服从正态分布,但若样本数据存在非线性、非正态及“杠杆效应”等特征,则无法准确度量汇率间的联动性,而Copula模型跳出了正态分布假设的束缚,能够解决收益率数据的非线性相依性、非对称性,避免不合理的边际分布带来的误差,同时可以刻画收益率的尾部相依结构,从而更好地描述汇率收益率间的联动性。总体来看,Copula模型优于GARCH模型。但目前此模型多用于人民币对美元、欧元和日元等世界主要货币相依性的研究,少有文章使用Copula模型探讨人民币与东亚地区货币的联动性。而东亚各地区近年来与我国的贸易合作越来越紧密,尤其是“一带一路”建设的实施,东亚地区已是“21世纪丝绸之路”的核心区域。另外,关于人民币区域化方面的研究,学者们主要采用货币锚模型对人民币地区的影响力进行研究,从而分析人民币区域化问题,本文将人民币区域化与汇率间联动性问题结合起来,基于人民币区域化背景下研究人民币与东亚地区货币汇率联动性。因此,本文建立多种Copula模型研究人民币对东亚地区货币汇率之间的动态联动性,以考察人民币与东亚地区货币汇率的联动关系及其区域作用。

### 三、模型构建

#### 1. Copula理论

Copula模型是多个随机变量的多元累积分布函数(CDF),其具有均匀的边际分布以捕捉各变量间的联动结构。由于本文仅研究两个变量间的关系,因此,只讨论二维Copula的情况:令 $r_1$ 和 $r_2$ 分别为两个不同市场上的汇率收益率序列,边际分布函数为 $F_1$ 和 $F_2$ ,联合累积分布函数为 $F_{12}$ 。则存在Copula函数 $[0,1]^2 \rightarrow [0,1]$ ,可表示为:

$$F_{12}(r_1, r_2) = C(F_1(r_1), F_2(r_2)) \quad (1)$$

Sklar(1959)指出,任意一个联合累积分布函数 $F_{12}$ 可分解为两个边际分布 $F_1$ 和 $F_2$ 与一个可用来测度变量 $r_1$ 和 $r_2$ 之间联动结构的Copula函数。另外,Copula可用来表征变量的尾部相依性,测度变量在上尾或下尾的联合概率,将尾部相依性的度量称为上下尾相依参数,分别用 $\lambda_U$ 和 $\lambda_L$ 表示:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} \Pr [r_2 \geq F_2^{-1}(r^2) | r_1 \geq F_1^{-1}(r_1)] \quad (2)$$

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0} \Pr [r_2 \geq F_2^{-1}(r^2) | r_1 \geq F_1^{-1}(r_1)] \quad (3)$$

若  $\lambda_U > 0$  ( $\lambda_L > 0$ ) 随机变量存在上尾(下尾)相依性。若上尾相依参数等于下尾相依参数,则认为具有对称的尾部相依性,否则,为非对称的尾部相依性。

## 2. 边际分布模型

由于日度汇率数据大多存在自相关性、条件异方差性、尖峰厚尾及“杠杆效应”等特征,因此本文通过构造 ARMA-GJRARCH 模型对各收益率进行建模。模型如下:

$$r_t = \varphi_0 + \sum_{j=1}^p \varphi_j r_{t-j} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma I_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (5)$$

$$e_t = \sqrt{\frac{h_t(df-2)}{df}} z_t \quad z_t \sim \text{iid} t_{df} \quad (6)$$

其中  $r_t$  为汇率收益率;  $\varphi_0$  为均值方程的截距项;  $\varphi$  和  $\theta$  分别代表 AR 项和 MA 项的参数,  $\varphi_j$  反映了滞后  $j$  期的历史汇率收益率对当期汇率收益率的影响,  $\theta_i$  反映了滞后  $i$  期的历史残差对当期汇率收益的影响;  $p$  是汇率收益率的自回归阶数,  $q$  是残差的自回归阶数,且  $p$  和  $q$  为非负整数,  $\varepsilon_t$  为  $t$  时刻的残差。 $h_t$  为  $t$  时刻汇率收益率的条件波动率;  $\omega$  为方差方程的常数项;  $\alpha$  和  $\beta$  分别为 ARCH 项和 GARCH 项的参数,反映了滞后 1 期的历史残差和历史汇率收益率对当期收益的影响;  $\gamma$  可捕获“杠杆效应”,反映上一期利空、利好消息对当期汇率收益波动率的影响;为了保证条件方差方程是正向和平稳的,假设  $\omega, \alpha, \beta \geq 0, \alpha + \gamma \geq 0, \alpha + \beta + 0.5\gamma < 1$ ,且  $\alpha + \beta + 0.5\gamma$  的大小可反映汇率收益率序列的波动持续性;  $I_{t-1}$  为虚拟变量,当残差  $\varepsilon_{t-1} < 0$  时  $I_{t-1}$  为 1,否则为 0。 $e_t$  为随机误差项; 标准化残差  $z_t$  是伴随着自由度为  $v$  的 skewed-t 分布。

随后将估计后的标准化残差  $z_t$  的 CDFs 代替  $\hat{F}_t$ ,且在 Copula 模型中记为  $\hat{u}_t$ ,以便估计相关性参数。对于每对收益率序列,使用不同的 Copula 模型对转换后的残差进行估计,同时拟合相应的对数似然估计和 AIC 值。

## 3. 静态 Copula 模型

本文选取 Gaussian Copula、Student t Copula、Clayton Copula、Gumbel Copula 和 SJC Copula 多种 Copula 模型来捕获人民币对东亚地区货币联动性以及对称或非对称的尾部相依性。对于两收益率间一般情况下联动结构的描述,使用较多的是 Gaussian Copula 和 Student t Copula 函数。

Gaussian Copula( $N$ ) 被定义为:

$$C_N(u, v; \rho) = \Phi(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v)) \quad (7)$$

其中,  $\Phi$  是双变量标准正态累积分布函数,  $\rho$  是相关系数;  $\Phi^{-1}(u)$  和  $\Phi^{-1}(v)$  是标准正态分布函数。Gaussian Copula 尾部相依性为零,即  $\lambda_U = \lambda_L = 0$ 。

Student t Copula 被定义为:

$$C_{ST}(u, v; \rho, v) = T(t_v^{-1}(u), t_v^{-1}(v)) \quad (8)$$

其中,  $T$  是双变量  $t$  累积分布函数,自由度为  $v$ ,相关系数为  $\rho$ ;  $t_v^{-1}(u)$  和  $t_v^{-1}(v)$  是单变量  $t$  分布函数。Student-t Copula 尾部具有非零的对称相依性,即  $\lambda_U = \lambda_L = 2t_{v+1}(-\sqrt{v+1}\sqrt{1-\rho}/\sqrt{1+\rho}) > 0$ ,其中  $t_{v+1}(\cdot)$  是 Student t Copula 的 CDF。

Clayton Copula 具有非对称性,存在下尾相关,可表示为  $\lambda_L = 2^{-1/\alpha}$ ,下尾的相依程度高于上尾且上尾相依性为零,即  $\lambda_U = 0$ ,其被定义为:

$$C_{CL}(u, v; \alpha) = \max\{ (u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-1/\alpha}, 0 \} \quad (9)$$

其中  $\alpha$  表示  $u$  和  $v$  之间的相关系数且  $\alpha \in [0, +\infty)$  ,若  $\alpha=0$  表示不相关 随着  $\alpha$  的增加  $u$  和  $v$  之间的相关关系越强。

Gumbel Copula 同样具有非对称性 ,存在上尾相关 ,可表示为  $\lambda_U = 2 - 2^{1/\delta}$  ,上尾具有比下尾更高的相依度且下尾相依性为零 ,即  $\lambda_L = 0$  其被定义为:

$$C_G(u, v; \delta) = \exp\{-[( -\log u)^{\delta} + (-\log v)^{\delta}]^{1/\delta}\} \quad (10)$$

其中  $\delta$  表示  $u$  和  $v$  之间的相关系数且  $\delta \in [1, +\infty)$  。若  $\delta=1$  表示不相关; 若  $\delta > 1$  表示存在正相关; 若  $\delta \rightarrow \infty$  则表明  $u$  和  $v$  之间存在完全相关关系。

SJC Copula 是对称相依的特殊情况 ,上下尾具有不相等的尾部相依关系 其被定义为:

$$C_{SJC}(u, v; \lambda_U, \lambda_L) = 0.5 [C_{JC}(u, v; \lambda_U, \lambda_L) + C_{JC}(1-u, 1-v; \lambda_U, \lambda_L) + u+v-1] \quad (11)$$

其中  $C_{JC}(u, v; \lambda_U, \lambda_L)$  被定义为:

$$C_{JC}(u, v; \lambda_U, \lambda_L) = 1 - (1 - \{[1 - (1-u)^{\kappa}]^{-\gamma} + [1 - (1-v)^{\kappa}]^{-\gamma} - 1\})^{-1/\kappa} \quad (12)$$

其中  $\kappa = 1/\log_2(2 - \lambda_U)$   $\gamma = -1/\log_2(\lambda_L)$  ,且  $\lambda_L \in (0, 1)$   $\lambda_U \in (0, 1)$  。

SJC Copula 函数的参数与条件尾部相关系数有一一对应的关系:

$$\lambda_U = 2 - 2^{1/\kappa} \quad \lambda_L = 2^{-1/\gamma} \quad (13)$$

#### 4. 动态 Copula 模型

上述皆为静态 Copula ,假定相依参数随时间保持恒定 ,然而 ,汇改后的人民币汇率处于不断变化的环境中 ,因此本文引入动态 Copula 模型 ,令 Copula 中的相依性参数服从动态变化过程。其动态 Copula 函数定义如下:

$$\rho_t^* = \Lambda[\alpha_c + \beta_c \rho_{t-1}^* + \gamma_c(u_{0,t-1} - 0.5)(u_{e,t-1} - 0.5)] \quad (14)$$

其中  $\Lambda(\cdot)$  是 Logistic 转换函数  $\Lambda(x_t) = \ln[(1-x_t)/(1+x_t)]$  为了确保动态相依参数  $\rho_t^*$  在任意时刻都处于  $(-1, 1)$  的区间内;  $0 \leq \beta_c < 1$ ;  $\alpha_c$  为常数项  $\alpha_c > 0$  表明存在显著正相关的 Copula 函数;  $\gamma_c$  是一个特征参数 ,显示前一期的收益信息是否对 Copula 有贡献。假设动态 Copula 的相依参数随着滞后一期的相关性和历史信息而变化。如果  $u_{0,t-1}$  和  $u_{e,t-1}$  都大于或小于 0.5 我们推断其相依性高于从前。

#### 5. 估计与检验

运用极大似然估计法(ML) 估计 Copula 参数 随机样本  $(x_t, y_t)$   $t = 1, \dots, T$  的极大似然估计函数被定义为:

$$\ell(\psi) = \sum_{t=1}^T [\ln f_x(x_t; \alpha_x) + \ln f_y(y_t; \alpha_y) + \ln c(F_x(x_t; \alpha_x), F_y(y_t; \alpha_y); \theta)] \quad (15)$$

其中  $\alpha_x, \alpha_y$  分别是  $X$  和  $Y$  的边际分布参数  $\theta$  是 Copula 的密度参数  $\psi$  是 Copula 的联合密度参数。由于动态 Copula 的未知参数过多 ,使用 ML 估计参数较为困难 ,所以本文实际采用两步法估计参数 ,首先用 ML 法估计边际分布的参数 其次通过解决以下问题估计 Copula 参数:

$$\theta = \arg \max_{\theta} \sum_{t=1}^T \ln c(\hat{u}_t, \hat{v}_t; \theta) \quad (16)$$

其中  $\hat{u}_t = F_x(x_t; \hat{\alpha}_x)$  和  $\hat{v}_t = F_y(y_t; \hat{\alpha}_y)$  是由 Copula 的伪样本观测到的。本文首先运用 ARMA(p, q)-GJRARCH 模型拟合汇率收益率的边际分布函数 ,再使用不同的 Copula 模型分别对其进行拟合。同时 ,采用赤池信息准则( AIC) 对小样本偏差进行调整 ,选择最优的 Copula 模型 ,该值越小表明模型的拟合效果越好。

## 四、数据选取及处理

本文选取 2005 年 7 月 21 日至 2017 年 8 月 25 日间人民币兑美元的每日汇率中间价作为样本数据 ,

为考察人民币汇改及金融危机的影响,将其分为四个阶段(第一阶段:2005年7月21日至2008年9月14日,第二阶段:2008年9月15日至2010年6月18日,第三阶段:2010年6月19日至2015年8月10日,第四阶段:2015年8月11日至2017年8月25日),进而展开人民币与东亚货币汇率之间的联动分析。在样本的选择上,考虑到东亚国家及地区主要由三种汇率制度组成,即货币发行局制度(港币)、独

表1 四阶段汇率收益率序列描述性统计

|      |     | 均值      | 标准差    | 偏度      | 峰度       | JB             | $Q(10)$    | ARCH-LM    | ADF         | PP           |
|------|-----|---------|--------|---------|----------|----------------|------------|------------|-------------|--------------|
| 第一阶段 | CNY | -0.0166 | 0.0938 | -8.9462 | 181.2702 | 1596831.99 *** | 12.03      | 47.61 ***  | -10.27 ***  | -1072.45 *** |
|      | IDR | -0.0040 | 0.5228 | 0.7734  | 12.1720  | 7251.25 ***    | 30.52 **   | 98.66 ***  | -10.92 ***  | -1056.28 *** |
|      | MYR | -0.0084 | 0.4951 | -0.2263 | 251.9125 | 3054168.10 *** | 167.32 *** | 504.74 *** | -10.91 ***  | -1389.68 *** |
|      | PHP | -0.0153 | 0.3172 | 0.1229  | 2.6737   | 348.29 ***     | 14.42      | 56.99 ***  | -10.06 ***  | -1111.73 *** |
|      | SGD | -0.0124 | 0.1859 | -0.0464 | 3.9322   | 746.51 ***     | 52.72 **   | 54.70 ***  | -9.42 ***   | -918.75 ***  |
|      | THB | -0.0152 | 0.4751 | 0.6420  | 59.3313  | 169520.20 ***  | 20.52 **   | 362.51 *** | -10.78 ***  | -1102.35 *** |
|      | HKD | 0.0004  | 0.0297 | 0.3158  | 65.7502  | 208102.35 ***  | 21.93 **   | 375.28 *** | -9.25 ***   | -1107.56 *** |
|      | JPY | -0.0018 | 0.4100 | -0.4947 | 3.1347   | 267.44 ***     | 81.10 ***  | 83.41 ***  | -10.33 ***  | -828.49 ***  |
| 第二阶段 | KRW | 0.0057  | 0.4236 | -0.3717 | 8.3016   | 3347.40 ***    | 11.55      | 172.50 *** | -9.906 ***  | -1190.72 *** |
|      | CNY | -0.0002 | 0.0728 | 2.1708  | 75.5678  | 154255.60 ***  | 47.975 *** | 69.90 ***  | -10.31 ***  | -708.57 ***  |
|      | IDR | -0.0034 | 0.8811 | 0.5563  | 13.6975  | 5090.39 ***    | 13.94      | 23.38 ***  | -7.31 ***   | -589.72 ***  |
|      | MYR | -0.0092 | 0.4613 | -0.4948 | 6.5818   | 1195.68 ***    | 22.19 **   | 44.29 ***  | -8.31 ***   | -616.21 ***  |
|      | PHP | -0.0029 | 0.4078 | 0.1942  | 1.9065   | 102.85 ***     | 4.58       | 27.77 ***  | -8.95 ***   | -617.87 ***  |
|      | SGD | -0.0052 | 0.3071 | -0.2858 | 3.6943   | 378.01 ***     | 26.96 ***  | 77.54 ***  | -7.92 ***   | -496.42 ***  |
|      | THB | -0.0107 | 0.1796 | -0.3217 | 3.4680   | 176.32 ***     | 63.66 ***  | 69.87 ***  | -7.79 ***   | -492.27 ***  |
|      | HKD | -0.0003 | 0.0203 | -0.1031 | 23.7485  | 15194.16 ***   | 82.41 ***  | 126.25 *** | -10.712 *** | -407.55 ***  |
| 第三阶段 | JPY | -0.0269 | 0.6262 | -0.2798 | 3.9033   | 420.49 ***     | 55.30 ***  | 64.63 ***  | -9.63 ***   | -435.65 ***  |
|      | KRW | 0.0135  | 1.1562 | -0.0337 | 17.5884  | 8335.92 ***    | 18.09 **   | 74.90 ***  | -7.93 ***   | -525.69 ***  |
|      | CNY | -0.0051 | 0.1111 | 1.8171  | 50.7369  | 203031.47 ***  | 21.63 **   | 44.53 ***  | -13.77 ***  | -1819.54 *** |
|      | IDR | 0.0209  | 0.3733 | -0.1968 | 16.4910  | 21357.51 ***   | 62.51 ***  | 220.70 *** | -11.20 ***  | -1756.70 *** |
|      | MYR | 0.0101  | 0.3206 | -0.2981 | 3.1680   | 816.87 ***     | 68.82 ***  | 35.88 ***  | -11.21 ***  | -1480.74 *** |
|      | PHP | -0.0001 | 0.2458 | -0.0166 | 5.8220   | 2662.40 ***    | 69.98 ***  | 111.99 *** | -11.90 ***  | -1445.82 *** |
|      | SGD | -0.0001 | 0.2391 | 0.4730  | 6.6468   | 3539.86 ***    | 141.82 *** | 175.94 *** | -11.13 ***  | -1301.03 *** |
|      | THB | 0.0043  | 0.2073 | -0.3178 | 5.7938   | 2668.26 ***    | 174.01 *** | 114.56 *** | -11.10 ***  | -1321.95 *** |
| 第四阶段 | HKD | -0.0002 | 0.0193 | -0.8634 | 14.7701  | 17357.40 ***   | 239.25 *** | 227.08 *** | -14.32 ***  | -1120.68 *** |
|      | JPY | 0.0168  | 0.3876 | 0.7279  | 7.0572   | 4077.26 ***    | 123.41 *** | 84.36 ***  | -12.03 ***  | -1336.23 *** |
|      | KRW | -0.0019 | 0.3720 | 0.5347  | 5.1954   | 2210.04 ***    | 43.66 ***  | 91.01 ***  | -11.25 ***  | -1570.56 *** |
|      | CNY | 0.0093  | 0.2045 | -1.0070 | 49.1381  | 75607.55 ***   | 24.78 ***  | 79.35 ***  | -9.23 ***   | -589.61 ***  |
|      | IDR | -0.0020 | 0.3599 | -0.4577 | 7.5702   | 1820.88 ***    | 24.69 ***  | 120.67 *** | -8.31 ***   | -619.92 ***  |
|      | MYR | 0.0111  | 0.4789 | -0.4770 | 8.1012   | 2083.41 ***    | 21.31 **   | 46.96 ***  | -8.63 ***   | -666.46 ***  |
|      | PHP | 0.0146  | 0.2028 | 0.0920  | 1.3913   | 62.25 ***      | 52.29 ***  | 22.17 **   | -7.81 ***   | -545.47 ***  |
|      | SGD | -0.0025 | 0.2584 | -0.5464 | 4.6850   | 725.55 ***     | 57.66 ***  | 21.22 **   | -8.71 ***   | -503.08 ***  |
| 第五阶段 | THB | -0.0072 | 0.1948 | -0.2084 | 3.8617   | 262.79 ***     | 74.02 ***  | 75.79 ***  | -8.22 ***   | -509.76 ***  |
|      | HKD | 0.0012  | 0.0239 | 1.1058  | 27.7652  | 24257.85 ***   | 89.50 ***  | 219.29 *** | -8.87 ***   | -498.75 ***  |
|      | JPY | -0.0172 | 0.4654 | -0.2631 | 3.2492   | 340.19 ***     | 66.23 ***  | 27.45 ***  | -8.28 ***   | -515.05 ***  |
|      | KRW | -0.0045 | 0.4229 | -0.0724 | 3.6161   | 411.12 ***     | 42.48 ***  | 22.65 **   | -8.73 ***   | -558.16 ***  |

注:  $Q(k)$  表示变量序列的  $k$  阶自相关系数是否显著异于 0 的 LjungBox-Q 统计量; ARCH-LM 检验的原假设表示不存在 ARCH 效应; \*\*\*、\*\* 和\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著(下同)。

立的浮动汇率制度(台币、印尼盾等)及有管理的浮动汇率制度(韩元、马来西亚林吉特),其中老挝、越南、缅甸和柬埔寨实行严格的外汇管理制度,文莱采用1:1锚定新加坡元的汇率模式。为了样本的简洁性和有效性,本文选取人民币(CNY)、印尼盾(IDR)、马来西亚林吉特(MYR)、菲律宾比索(PHP)、新加坡元(SGD)、泰铢(THB)、日元(JPY)、韩元(KRW)和港币(HKD)作为研究对象。数据均来源于外汇交易网站OANDA.COM。汇率收益率采用对数收益率表示:

$$r_t = 100 \times (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \quad (17)$$

人民币与东亚各主要国家及地区货币汇率的描述性统计见表1。由JB统计量可知,各汇率收益率序列均拒绝正态分布的原假设,且序列的峰度普遍大于3,这表明各收益序列呈现出明显的“尖峰后尾”特征。由Ljung-Box统计量可知,各汇率收益率序列存在显著的序列相关,且序列波动具有显著的时变性和聚集性。由ARCH-LM检验可知,各汇率收益率序列拒绝原假设,存在条件异方差性,这表明本文使用GARCH模型进行建模是合理的,能够很好地拟合数据。最后,由ADF和PP检验表明各汇率收益率序列不存在单位根,皆是平稳序列。

表2 四阶段相关系数估计

|         | 第一阶段    |          | 第二阶段    |          | 第三阶段    |          | 第四阶段    |          |
|---------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|
|         | Kendall | Spearman | Kendall | Spearman | Kendall | Spearman | Kendall | Spearman |
| CNY-IDR | 0.0302  | 0.0451   | 0.0529  | 0.0724   | 0.1571  | 0.2251   | 0.1736  | 0.2507   |
| CNY-MYR | 0.1050  | 0.1488   | 0.1325  | 0.1927   | 0.2448  | 0.3497   | 0.1576  | 0.2271   |
| CNY-PHP | 0.0749  | 0.0983   | 0.1212  | 0.1762   | 0.2352  | 0.3309   | 0.1745  | 0.2538   |
| CNY-SGD | 0.1678  | 0.2376   | 0.1966  | 0.2741   | 0.3442  | 0.4792   | 0.3001  | 0.4233   |
| CNY-THB | 0.0951  | 0.1368   | 0.1522  | 0.2176   | 0.2418  | 0.3374   | 0.2536  | 0.3662   |
| CNY-HKD | 0.0671  | 0.0920   | 0.0832  | 0.1210   | 0.1727  | 0.2424   | 0.1036  | 0.1497   |
| CNY-JPY | 0.1506  | 0.2172   | 0.0040  | 0.0076   | 0.1321  | 0.1874   | 0.1951  | 0.2763   |
| CNY-KRW | 0.0507  | 0.0700   | 0.0921  | 0.1278   | 0.2662  | 0.3728   | 0.2378  | 0.3424   |

由表2可知2005年人民币汇改以后,四个阶段的人民币与东亚主要国家汇率收益率序列间Kendall's tau和Spearman's rho的相关系数皆为正相关,这表明整体上人民币与东亚主要国家货币呈现出相同的变化趋势。其中,人民币与新加坡元在四个阶段的线性相关性最强;第一阶段人民币与印尼盾之间的线性相关性最弱,与日元之间的线性相关性在第二、三阶段中最弱,与泰铢在第四阶段呈现出最弱的线性相关性。

## 五、实证研究

### 1. 边际分布模型的结果

ARMA(p,q)-GJR-GARCH(1,1)边际分布模型通过对参数p和q的反复拟合估计汇率的回报率,根据AIC准则选择最优模型。该模型的估计采用R软件。四个阶段人民币与东亚各主要货币的边际分布模型的参数估计见表3,由表3可见,四个阶段在skew-t的残差分布下所估计的参数大部分是显著的。 $\alpha + \beta + 0.5\gamma$ 接近于1,表明四个阶段的各汇率收益率序列的波动性较为持久,且具有较强的记忆性。从 $\gamma$ 的值来看,第一阶段中的马来西亚林吉特、港币和日元,第二阶段中的人民币、菲律宾比索、新加坡元和日元,第三阶段中的印尼盾和日元与第四阶段中的马来西亚林吉特、菲律宾比索和日元,其 $\gamma$ 的值均大于零,说明存在明显的正向“杠杆效应”,利好消息的影响大于利空消息的冲击;四个阶段中其他东亚地区货币的 $\gamma$ 值皆小于零,说明负向“杠杆效应”明显,利空消息带来的冲击大于利好消息。各汇率收益率的自由度参数普遍大于3,并且在1%的水平上显著,呈现出明显厚尾的特征。从Ljung-Box

表3 四个阶段阶段边际分布模型的参数估计

|      | CNY                                    | IDR   | MYR   | PHP                                      | SGD   | THB  | HKD   | JPY   | KRW   |
|------|--|---|---|--|---|--|---|---|---|
| 第一阶段 | $\varphi_0$<br>-0.0035<br>( -5.83) *** | 0.0035<br>( 0.34)                           | -0.0168<br>( -2.60) ***                     | -0.0220<br>( -2.61) ***                  | -0.0160<br>( -2.71) ***                     | -0.0116<br>( -1.31)                        | 0.0010<br>( 1.70) *                         | -0.0014<br>( -0.10)                         | -0.0017<br>( -0.20)                         |
|      | $\varphi_1$<br>0.6027<br>( 54.46) ***  | 0.7629<br>( 8.85) ***                       | -0.4201<br>( -3.50) ***                     | -0.6023<br>( -2.29) **                   | -0.7821<br>( -3.78) ***                     |  | 0.2670<br>( 8.45) ***                       | 0.2654<br>( 9.11) ***                       | 0.7698<br>( 5.61) ***                       |
|      | $\varphi_2$<br>0.3691<br>( 3.18) ***   |   |   |  | -0.2199<br>( -1.76) *                       |  | -0.1133<br>( -4.10) ***                     |   |   |
|      | $\theta_1$<br>-0.6021<br>( -54.64) *** | -0.8035<br>( -10.36) ***                    | 0.3821<br>( 3.15) ***                       | 0.6378<br>( 2.52) **                     | 0.9981<br>( 4.98) ***                       | 0.2261<br>( 7.46) ***                      |   |   | -0.8126<br>( -6.60) ***                     |
|      | $\theta_2$<br>-0.3954<br>( -3.31) ***  |   |   |  | 0.3737<br>( 2.84) ***                       |  |   |   |   |
|      | $\omega$<br>0.0001<br>( 325.35) ***    | 0.1996<br>( 2.91) ***                       | 0.0466<br>( 3.97) ***                       | 0.0010<br>( 1.42)                        | 0.0019<br>( 1.18)                           | 0.0177<br>( 2.08) **                       | 0.0001<br>( 2.64) ***                       | 0.0031<br>( 2.28) **                        | 0.0192<br>( 1.92) **                        |
|      | $\alpha$<br>0.0021<br>( 965.33) ***    | 0.2593<br>( 2.68) ***                       | 0.1088<br>( 2.33) ***                       | 0.0589<br>( 2.77) ***                    | 0.1506<br>( 1.86) *                         | 0.4327<br>( 3.18) ***                      | 0.2512<br>( 3.52) ***                       | 0.0000<br>( 0.00)                           | 0.2713<br>( 2.64) ***                       |
|      | $\beta$<br>1.0000<br>( 6793.28) ***    | 0.9999<br>( 52.73) ***                      | 0.7956<br>( 13.73) ***                      | 0.9473<br>( 52.50) ***                   | 0.8748<br>( 12.63) ***                      | 0.5727<br>( 4.75) ***                      | 0.5674<br>( 7.04) ***                       | 0.9220<br>( 50.46) ***                      | 0.7679<br>( 9.93) ***                       |
|      | $\gamma$<br>-0.0065<br>( -76.68) ***   | -0.4988<br>( -1.47)                         | 0.1901<br>( 0.71)                           | -0.0146<br>( -0.63)                      | -0.1155<br>( -1.37)                         | -0.0129<br>( -0.10)                        | 0.3572<br>( 2.58) ***                       | 0.1163<br>( 3.52) ***                       | -0.1099<br>( -1.38)                         |
|      | $v$<br>2.1149<br>( 33.10) ***          | 2.3342<br>( 17.83) ***                      | 2.7205<br>( 13.77) ***                      | 3.5544<br>( 7.43) ***                    | 3.4171<br>( 7.85) ***                       | 2.8012<br>( 32.37) ***                     | 3.0076<br>( 12.89) ***                      | 6.5051<br>( 4.82) ***                       | 2.8296<br>( 9.33) ***                       |
| 第二阶段 | Log-Likelihood<br>Ljung-Box<br>ARCH    | 1681.6240<br>[0.4054]<br>0.6923<br>[0.9342] | -555.8604<br>[0.2269]<br>0.0068<br>[0.7139] | 0.6622<br>[0.4546]<br>1.4600<br>[0.2033] | -180.1046<br>[0.7139]<br>0.1344<br>[0.4546] | 454.0254<br>[0.2033]<br>0.5591<br>[0.7139] | -162.4819<br>[0.7727]<br>1.6180<br>[0.3813] | 2960.1310<br>[0.3813]<br>0.0834<br>[0.8253] | -476.3788<br>[0.3813]<br>0.7666<br>[0.8253] |
|      | K-S                                    | 0.9996<br>[1.0000]                          | 0.9996<br>[0.4740]                          | 0.9996<br>[0.9991]                       | 0.9996<br>[0.1385]                          | 0.9996<br>[0.3127]                         | 0.9996<br>[0.9958]                          | 0.9996<br>[0.9761]                          | 0.9996<br>[0.0253]                          |
|      | $\varphi_0$<br>-0.0004<br>( -1.05)     | -0.0187<br>( -67.89) ***                    | -0.0104<br>( -0.55)                         | -0.0116<br>( -0.78)                      | -0.0123<br>( -1.07)                         | -0.0094<br>( -1.80) *                      | 0.0001<br>( 0.96)                           | -0.0185<br>( -0.84)                         | -0.0272<br>( -1.11)                         |
|      | $\varphi_1$<br>0.7631<br>( 15.43) ***  | 1.2429<br>( 8297.26) ***                    | 0.8631<br>( 7.04) ***                       | -0.8738<br>( -8.80) ***                  |   |  |   | 0.8579<br>( 5.80) ***                       | -1.5389<br>( -39.68) ***                    |
|      | $\varphi_2$<br>0.1182<br>( 3.88) ***   | -0.9805<br>( -315.95) ***                   |   | 0.8997<br>( 10.29) ***                   |   |  |   |   | -0.9377<br>( -53.20) ***                    |
|      | $\theta_1$<br>-0.9507<br>( -52.35) *** | -1.2587<br>( -10340.93) ***                 | -0.8439<br>( -6.57) ***                     |  | 0.1982<br>( 5.65) ***                       | 0.1885<br>( 5.02) ***                      | 0.2264<br>( 5.32) ***                       | -0.6177<br>( -4.20) ***                     | 1.5569<br>( 50.07) ***                      |
|      | $\theta_2$<br>0.9944<br>( 1979.52) *** |   |   |  |   |  |   | -0.2356<br>( -5.35) ***                     | 0.9564<br>( 67.05) ***                      |
|      | $\omega$<br>0.0005<br>( 3.66) ***      | 0.0045<br>( 93.71) ***                      | 0.0112<br>( 1.75) *                         | 0.0028<br>( 1.11)                        | 0.0005<br>( 1.35)                           | 0.0001<br>( 0.76)                          | 0.0000<br>( 0.05)                           | 0.0036<br>( 1.4)                            | 0.0127<br>( 1.84) *                         |
|      | $\alpha$<br>0.1975<br>( 2.97) ***      | 0.0256<br>( 2094.59) ***                    | 0.2009<br>( 2.15109) **                     | 0.0815<br>( 1.753) *                     | 0.0374<br>( 2.20) **                        | 0.1023<br>( 3.48) ***                      | 0.3129<br>( 6.81) ***                       | 0.0312<br>( 1.81) *                         | 0.1408<br>( 3.11) ***                       |
|      | $\beta$<br>0.5136<br>( 22.74) ***      | 1.0000<br>( 2757.81) ***                    | 0.8677<br>( 19.50) ***                      | 0.9175<br>( 28.10) ***                   | 0.9591<br>( 97.62) ***                      | 0.9008<br>( 37.87) ***                     | 0.8201<br>( 34.09) ***                      | 0.9581<br>( 77.04) ***                      | 0.9068<br>( 28.99) ***                      |
| 第三阶段 | $\gamma$<br>0.5950<br>( 1.92) **       | -0.0649<br>( -1427.75) ***                  | -0.1469<br>( -1.60)                         | 0.0000<br>( 0.00)                        | 0.0051<br>( 0.19)                           | -0.0083<br>( -0.27)                        | -0.2581<br>( -5.43) ***                     | 0.0016<br>( 0.06)                           | -0.0975<br>( -2.24) **                      |
|      | $v$<br>2.3291<br>( 28.38) ***          | 2.7950<br>( 18.63) ***                      | 2.9345<br>( 7.07) ***                       | 3.5873<br>( 5.82) ***                    | 3.3918<br>( 7.97) ***                       | 3.8268<br>( 7.63) ***                      | 3.8230<br>( 9.62) ***                       | 4.1873<br>( 5.54) ***                       | 2.9571<br>( 8.37) ***                       |
|      | Log-Likelihood<br>Ljung-Box<br>ARCH    | 1415.5460<br>[0.6501]<br>0.2058             | -664.0269<br>[0.5980]<br>0.2781             | -315.9933<br>[0.8886]<br>0.0196          | -279.5710<br>[0.9107]<br>0.0126             | -32.2641<br>[0.5449]<br>0.3665             | 320.3709<br>[0.1128]<br>2.5150              | 2308.8570<br>[0.0311]<br>4.5390             | -520.0486<br>[0.2035]<br>1.6170             |
|      | K-S                                    | 0.9992<br>[0.9957]                          | 0.9992<br>[0.0149]                          | 0.9992<br>[0.7385]                       | 0.9992<br>[0.2624]                          | 0.9992<br>[0.4733]                         | 0.9992<br>[0.3537]                          | 0.9992<br>[0.4175]                          | 0.9992<br>[0.3660]                          |
|      |  |   |   |  |   |  |   |   | [0.7307]                                    |
|      |  |   |   |  |   |  |   |   |   |
|      |  |   |   |  |   |  |   |   |   |

人民币区域化视角下人民币与东亚地区货币联动性研究

续表3

|      | CNY            | IDR                     | MYR                    | PHP                    | SGD                     | THB                    | HKD                    | JPY                    | KRW                                   |
|------|----------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|---------------------------------------|
| 第三阶段 | $\varphi_0$    | -0.0046<br>(2.65) ***   | 0.0161<br>(3.42) ***   | 0.0076<br>(1.06)       | 0.0027<br>(0.50)        | 0.0007<br>(0.13)       | 0.0017<br>(0.34)       | 0.0002<br>(1.10)       | 0.0125<br>(1.37)<br>(-0.62)           |
|      | $\varphi_1$    | 0.1581<br>(7.09) ***    | 0.0558<br>(2.38) **    | 0.8120<br>(5.38) ***   | 0.2300<br>(10.46) ***   |                        |                        | 0.2707<br>(12.18) ***  |                                       |
|      | $\varphi_2$    | -0.0516<br>(-3.12) ***  | -0.1039<br>(-5.01) *** | -0.1299<br>(-5.44) *** | -0.0861<br>(-4.05) ***  |                        |                        | -0.0660<br>(-3.31) *** |                                       |
|      | $\theta_1$     |                         | -0.6755<br>(-4.47) *** |                        | 0.2465<br>(11.34) ***   | 0.2883<br>(12.81) ***  | 0.3982<br>(17.38) ***  |                        | 0.1747<br>(7.76) ***                  |
|      | $\omega$       | 0.0074<br>(4.60) ***    | 0.0082<br>(3.29) ***   | 0.0016<br>(2.70) ***   | 0.0004<br>(1.72) *      | 0.0002<br>(1.94) **    | 0.0014<br>(2.64) ***   | 0.0000<br>(0.26)       | 0.0019<br>(2.25) **<br>(2.86) ***     |
|      | $\alpha$       | 0.0662<br>(1.66) *      | 0.3104<br>(5.60) ***   | 0.0503<br>(4.63) ***   | 0.0580<br>(3.64) ***    | 0.0637<br>(6.33) ***   | 0.1611<br>(4.54) ***   | 0.2016<br>(4.30) ***   | 0.0408<br>(3.36) ***<br>(6.85) ***    |
|      | $\beta$        | 0.9413<br>(33.99) ***   | 0.6835<br>(15.53) ***  | 0.9525<br>(121.52) *** | 0.9423<br>(68.95) ***   | 0.9528<br>(163.46) *** | 0.8815<br>(40.85) ***  | 0.8683<br>(24.21) ***  | 0.9389<br>(62.13) ***<br>(894.85) *** |
|      | $\gamma$       | -0.0174<br>(-0.07)      | 0.0099<br>(0.15)       | -0.0273<br>(-1.97) **  | -0.0041<br>(-0.22)      | -0.0348<br>(-2.48) **  | -0.0881<br>(-2.61) *** | -0.1383<br>(-4.85) *** | 0.0309<br>(1.39)<br>(-3.86) ***       |
|      | $v$            | 2.2854<br>(32.98) ***   | 2.8872<br>(22.21) ***  | 3.8920<br>(9.80) ***   | 3.8892<br>(9.34) ***    | 4.0166<br>(10.18) ***  | 3.1291<br>(11.92) ***  | 3.8030<br>(13.23) ***  | 3.3993<br>(10.87) ***<br>(8.91) ***   |
|      | Log-Likelihood | 2460.6260               | -128.8194              | -369.2915              | 272.5694                | 380.5235               | 620.9334               | 5929.9010              | -515.9652<br>-568.5467                |
|      | Ljung-Box      | 2.0920<br>[0.1481]      | 0.1617<br>[0.6876]     | 0.6223<br>[0.4302]     | 1.4050<br>[0.2359]      | 1.2620<br>[0.2612]     | 5.8420<br>[0.0157]     | 1.9400<br>[0.1637]     | 4.3550<br>[0.0369]<br>[0.9682]        |
|      | ARCH           | 0.0615<br>[0.9934]      | 2.4473<br>[0.3806]     | 1.5091<br>[0.5899]     | 7.7976<br>[0.0225]      | 7.3630<br>[0.0285]     | 7.4600<br>[0.0271]     | 2.8150<br>[0.3178]     | 1.3445<br>[0.6341]<br>[0.0470]        |
|      | K-S            | 0.9997                  | 0.9997                 | 0.9997                 | 0.9997                  | 0.9997                 | 0.9997                 | 0.9997                 | 0.9997                                |
| 第四阶段 | $\varphi_0$    | 0.0103<br>(2.06) **     | -0.0004<br>(-0.053)    | -0.0062<br>(-0.90)     | 0.0135<br>(1.50)        | -0.0053<br>(-0.67)     | -0.0074<br>(-0.91)     | 0.0002<br>(1.18)       | -0.0235<br>(-1.17)<br>(-0.27)         |
|      | $\varphi_1$    |                         | 0.7693<br>(3.77) ***   | 0.1114<br>(3.27) ***   |                         | 0.8731<br>(10.39) ***  |                        |                        |                                       |
|      | $\theta_1$     | 0.1078<br>(3.76) ***    | -0.6929<br>(-3.51) *** |                        | 0.2653<br>(6.78) ***    | -0.6154<br>(-7.08) *** | 0.3024<br>(8.47) ***   | 0.3896<br>(10.74) ***  | 0.2471<br>(7.93) ***<br>(6.82) ***    |
|      | $\theta_2$     |                         | -0.1162<br>(-3.63) *** |                        |                         | -0.2557<br>(-7.41) *** |                        |                        |                                       |
|      | $\omega$       | 0.0020<br>(2.15) **     | 0.0004<br>(0.91)       | 0.0002<br>(1.40)       | 0.0000<br>(0.24)        | 0.0000<br>(0.00)       | 0.0013<br>(1.49)       | 0.0000<br>(0.01)       | 0.0030<br>(1.40)<br>(0.00)            |
|      | $\alpha$       | 0.0200<br>(1.47)        | 0.0680<br>(2.68) ***   | 0.0883<br>(3.58) ***   | 0.0000<br>(0.00)        | 0.0205<br>(4.33) ***   | 0.0883<br>(2.45) ***   | 0.2591<br>(7.70) ***   | 0.0173<br>(1.18)<br>(2.02) **         |
|      | $\beta$        | 0.9895<br>(312.29) ***  | 0.9484<br>(43.90) ***  | 0.9030<br>(49.52) ***  | 0.9929<br>(1702.06) *** | 0.9842<br>(336.39) *** | 0.8949<br>(21.39) ***  | 0.8387<br>(50.77) ***  | 0.9662<br>(89.48) ***<br>(901.98) *** |
|      | $\gamma$       | -0.0228<br>(-0.96)      | -0.0350<br>(-1.66) *   | 0.0156<br>(0.48)       | 0.0119<br>(1.18)        | -0.0117<br>(-1.18)     | -0.0167<br>(-0.40)     | -0.1938<br>(-4.54) *** | 0.0330<br>(1.17)<br>(-0.25)           |
|      | $v$            | 2.0513<br>(1948.52) *** | 3.1440<br>(12.11) ***  | 3.6320<br>(8.95) ***   | 7.4656<br>(3.95) ***    | 3.9138<br>(7.27) ***   | 3.6163<br>(6.30) ***   | 4.0128<br>(10.18) ***  | 2.7564<br>(7.45) ***<br>(6.07) ***    |
|      | Log-Likelihood | 465.4196                | -97.5967               | -180.6189              | 174.4565                | 72.7389                | 263.7613               | 2313.7380              | -374.6390<br>-349.2580                |
|      | Ljung-Box      | 4.8390<br>[0.0278]      | 1.2110<br>[0.2711]     | 1.8720<br>[0.1713]     | 0.0110<br>[0.9165]      | 1.5620<br>[0.2114]     | 2.4230<br>[0.1195]     | 1.3460<br>[0.2459]     | 2.4160<br>[0.1201]<br>[0.7233]        |
|      | ARCH           | 0.0087<br>[0.9996]      | 0.4871<br>[0.8874]     | 1.6227<br>[0.5607]     | 0.6854<br>[0.8279]      | 2.0050<br>[0.4701]     | 5.1630<br>[0.0942]     | 1.6560<br>[0.5522]     | 0.3934<br>[0.9145]<br>[0.5141]        |
|      | K-S            | 0.9993                  | 0.9993                 | 0.9993                 | 0.9993                  | 0.9993                 | 0.9993                 | 0.9993                 | 0.9993                                |

注: ARMA( $p, q$ ) 中的阶数由 AIC 准则决定; P 值低于 0.01 表示拒绝原假设。

和 ARCH-LM 检验可知,四个阶段中各汇率收益率的高阶序列相关性及 ARCH 效应皆被消除。另外,本文将标准化残差转化为变量,Patton(2006)研究表明经过概率积分变换的  $\hat{u}_t$  需相互独立且服从  $[0,1]$  上的均匀分布,若  $\hat{u}_t$  不服从  $[0,1]$  上的均匀分布,那么 Copula 模型无法拟合残差序列。因此,本文使用 K-S 检验  $\hat{u}_t$  是否在  $(0,1)$  之间,表 3 显示了四个阶段所有的 Copula 序列皆在 5% 的显著性水平上通过了 K-S 检验,且 P 值接近于 1,所有序列皆服从  $(0,1)$  之间的均匀分布。检验结果表明,能够使用 Copula 模型来捕捉人民币与东亚各主要国家汇率间的联动性及尾部相依性。

## 2. 人民币与东亚主要货币汇率联动性分析

表 4 四个阶段静态 Copula 模型的参数估计

|                             | CNY-IDR          | CNY-MYR          | CNY-PHP          | CNY-SGD          | CNY-THB          | CNY-HKD          | CNY-JPY          | CNY-KRW          |
|-----------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| <b>Gaussian Copula</b>      |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                      | 0.037(0.020) *** | 0.155(0.017) *** | 0.096(0.018) *** | 0.232(0.015) *** | 0.162(0.017) *** | 0.114(0.018) *** | 0.201(0.016) *** | 0.069(0.019) *** |
| AIC                         | 0.411            | -26.000          | -8.660           | -61.800          | -28.600          | -13.000          | -45.500          | -3.510           |
| <b>Student t Copula</b>     |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                      | 0.048(0.032)     | 0.155(0.030) *** | 0.117(0.034) *** | 0.229(0.032) *** | 0.162(0.030) *** | 0.127(0.032) *** | 0.214(0.032) *** | 0.074(0.033) **  |
| $v$                         | 9.580(3.530) *** | 13.200(6.670) ** | 4.670(0.851) *** | 5.520(1.240) *** | 13.200(6.730) ** | 7.240(1.980) *** | 5.270(1.090) *** | 6.020(1.380) *** |
| AIC                         | -5.680           | -28.300          | -41.000          | -84.600          | -30.900          | -26.400          | -73.600          | -24.500          |
| <b>第一阶段 Clayton Copula</b>  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\alpha$                    | 0.030(0.015) **  | 0.134(0.016) *** | 0.129(0.016) *** | 0.293(0.020) *** | 0.209(0.017) *** | 0.124(0.016) *** | 0.268(0.019) *** | 0.086(0.015) *** |
| AIC                         | 1.070            | -13.000          | -12.300          | -63.800          | -34.500          | -11.500          | -52.000          | -5.640           |
| <b>Gumbel Copula</b>        |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$                    | 1.040(0.017) *** | 1.110(0.019) *** | 1.070(0.018) *** | 1.170(0.021) *** | 1.090(0.019) *** | 1.080(0.019) *** | 1.140(0.021) *** | 1.060(0.018) *** |
| AIC                         | -2.430           | -34.300          | -13.400          | -63.400          | -20.000          | -16.600          | -45.100          | -12.200          |
| <b>SJC Copula</b>           |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_U$                 | 1.050(0.030) *** | 1.120(0.033) *** | 1.060(0.030) *** | 1.130(0.035) *** | 1.030(0.029) *** | 1.080(0.034) *** | 1.090(0.035) *** | 1.070(0.027) *** |
| $\lambda_L$                 | 0.007(0.033) **  | 0.066(0.039) *   | 0.101(0.040) **  | 0.233(0.044) *** | 0.193(0.041) *** | 0.085(0.039) **  | 0.222(0.045) *** | 0.056(0.034) *   |
| AIC                         | -0.225           | -32.218          | -14.360          | -77.830          | -33.776          | -15.427          | -57.483          | -12.417          |
| <b>第二阶段 Gaussian Copula</b> |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                      | 0.095(0.025) *** | 0.179(0.022) *** | 0.183(0.022) *** | 0.277(0.019) *** | 0.246(0.020) *** | 0.157(0.023) *** | 0.016(0.028)     | 0.151(0.023) *** |
| AIC                         | -3.730           | -18.700          | -19.800          | -49.200          | -38.000          | -14.000          | 1.830            | -12.700          |
| <b>Student t Copula</b>     |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                      | 0.094(0.043) **  | 0.197(0.041) *** | 0.176(0.043) *** | 0.286(0.039) *** | 0.253(0.038) *** | 0.167(0.041) *** | 0.018(0.041)     | 0.169(0.043) *** |
| $v$                         | 9.100(4.360) **  | 8.850(3.710) **  | 5.320(1.410) *** | 7.560(2.730) *** | 14.100(9.340)    | 9.200(3.970) **  | 18.400(15.600)   | 5.160(1.310) *** |
| AIC                         | -6.560           | -23.400          | -35.400          | -57.100          | -38.500          | -18.300          | 2.260            | -29.000          |
| <b>第二阶段 Clayton Copula</b>  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\alpha$                    | 0.089(0.022) *** | 0.196(0.025) *** | 0.182(0.025) *** | 0.361(0.033) *** | 0.263(0.028) *** | 0.190(0.025) *** | 0.049(0.022) **  | 0.165(0.024) *** |
| AIC                         | -2.160           | -13.800          | -13.100          | -46.100          | -24.100          | -13.800          | 0.505            | -10.300          |
| <b>Gumbel Copula</b>        |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$                    | 1.070(0.025) *** | 1.120(0.028) *** | 1.140(0.029) *** | 1.190(0.032) *** | 1.170(0.031) *** | 1.090(0.027) *** | 1.000(0.022) *** | 1.110(0.028) *** |
| AIC                         | -5.520           | -18.800          | -31.800          | -40.700          | -34.500          | -10.600          | 2.000            | -17.700          |
| <b>SJC Copula</b>           |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_U$                 | 1.070(0.041) *** | 1.100(0.049) *** | 1.100(0.045) *** | 1.150(0.050) *** | 1.150(0.052) *** | 1.040(0.042) *** | 1.000(0.042) *** | 1.110(0.045) *** |
| $\lambda_L$                 | 0.054(0.048)     | 0.139(0.060) **  | 0.107(0.053) **  | 0.302(0.065) *** | 0.172(0.063) *** | 0.166(0.058) *** | 0.049(0.045)     | 0.106(0.054) **  |
| AIC                         | -3.700           | -16.800          | -31.500          | -49.400          | -32.100          | -13.100          | 2.550            | -16.200          |

续表 4

|                  | CNY-IDR           | CNY-MYR          | CNY-PHP          | CNY-SGD          | CNY-THB          | CNY-HKD          | CNY-JPY          | CNY-KRW          |
|------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Gaussian Copula  |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$           | 0.224(0.012) ***  | 0.346(0.009) *** | 0.320(0.010) *** | 0.483(0.007) *** | 0.343(0.010) *** | 0.262(0.011) *** | 0.173(0.013) *** | 0.352(0.009) *** |
| AIC              | -94.900           | -237.000         | -201.000         | -498.000         | -233.000         | -131.000         | -55.100          | -247.000         |
| Student t Copula |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$           | 0.235(0.023) ***  | 0.362(0.021) *** | 0.346(0.022) *** | 0.508(0.018) *** | 0.377(0.022) *** | 0.266(0.023) *** | 0.180(0.024) *** | 0.385(0.021) *** |
| $v$              | 10.800(4.400) *** | 6.880(1.270) *** | 5.800(0.927) *** | 6.150(0.974) *** | 4.900(0.663) *** | 8.820(2.180) *** | 9.820(2.750) *** | 5.730(0.849) *** |
| AIC              | -103.000          | -274.000         | -250.000         | -554.000         | -308.000         | -148.000         | -67.500          | -306.000         |
| 第三阶段             | Clayton Copula    |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
|                  | $\alpha$          | 0.260(0.014) *** | 0.436(0.020) *** | 0.392(0.018) *** | 0.659(0.039) *** | 0.425(0.020) *** | 0.281(0.014) *** | 0.172(0.012) *** |
|                  | AIC               | -80.100          | -189.000         | -156.000         | -368.000         | -182.000         | -90.800          | -36.400          |
| Gumbel Copula    |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$         | 1.150(0.016) ***  | 1.280(0.019) *** | 1.260(0.019) *** | 1.470(0.025) *** | 1.300(0.020) *** | 1.190(0.017) *** | 1.120(0.015) *** | 1.300(0.020) *** |
| AIC              | -81.700           | -238.000         | -215.000         | -515.000         | -266.000         | -137.000         | -61.700          | -266.000         |
| SJC Copula       |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_u$      | 1.090(0.030) ***  | 1.230(0.034) *** | 1.230(0.035) *** | 1.430(0.043) *** | 1.280(0.036) *** | 1.180(0.031) *** | 1.110(0.027) *** | 1.270(0.036) *** |
| $\lambda_L$      | 0.208(0.036) ***  | 0.304(0.040) *** | 0.263(0.046) *** | 0.427(0.046) *** | 0.273(0.039) *** | 0.179(0.035) *** | 0.110(0.032) *** | 0.280(0.042) *** |
| AIC              | -90.000           | -249.000         | -215.000         | -505.000         | -263.000         | -139.000         | -59.300          | -258.000         |
| Gaussian Copula  |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$           | 0.282(0.017) ***  | 0.291(0.017) *** | 0.263(0.018) *** | 0.494(0.013) *** | 0.364(0.015) *** | 0.149(0.021) *** | 0.230(0.019) *** | 0.348(0.016) *** |
| AIC              | -59.800           | -63.700          | -51.300          | -153.000         | -104.000         | -14.700          | -38.500          | -93.900          |
| Student t Copula |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$           | 0.278(0.037) ***  | 0.292(0.038) *** | 0.265(0.039) *** | 0.553(0.032) *** | 0.372(0.033) *** | 0.156(0.040) *** | 0.263(0.038) *** | 0.347(0.035) *** |
| $v$              | 6.970(2.260) ***  | 4.570(1.010) *** | 4.450(0.926) *** | 4.730(0.995) *** | 8.590(3.150) *** | 5.180(1.250) *** | 4.950(1.110) *** | 6.990(2.230) *** |
| AIC              | -70.100           | -88.500          | -78.600          | -182.000         | -110.000         | -34.400          | -61.600          | -105.000         |
| 第四阶段             | Clayton Copula    |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
|                  | $\alpha$          | 0.289(0.026) *** | 0.291(0.026) *** | 0.265(0.025) *** | 0.543(0.044) *** | 0.403(0.032) *** | 0.120(0.021) *** | 0.287(0.026) *** |
|                  | AIC               | -36.700          | -35.500          | -30.700          | -102.000         | -64.400          | -5.950           | -34.300          |
| Gumbel Copula    |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$         | 1.220(0.030) ***  | 1.240(0.031) *** | 1.220(0.030) *** | 1.410(0.040) *** | 1.300(0.034) *** | 1.130(0.026) *** | 1.180(0.028) *** | 1.280(0.033) *** |
| AIC              | -69.200           | -84.400          | -70.600          | -175.000         | -111.000         | -29.000          | -44.400          | -99.700          |
| SJC Copula       |                   |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_u$      | 1.240(0.050) ***  | 1.300(0.052) *** | 1.270(0.052) *** | 1.440(0.064) *** | 1.320(0.058) *** | 1.170(0.043) *** | 1.140(0.048) *** | 1.290(0.055) *** |
| $\lambda_L$      | 0.160(0.055) ***  | 0.131(0.055) **  | 0.123(0.053) **  | 0.296(0.069) *** | 0.221(0.062) *** | 0.034(0.045)     | 0.205(0.059) *** | 0.239(0.060) *** |
| AIC              | -68.800           | -82.500          | -70.600          | -171.000         | -107.000         | -27.900          | -44.800          | -101.000         |

表 4 反映了四个阶段的静态 Copula 模型的参数结果。所有静态 Copula 模型中的相依性参数皆为正,说明四个阶段中人民币与东亚各主要国家货币间的汇率呈正相关,这意味着汇率市场间存在正向联动效应。伴随人民币汇改制度的变迁,汇率市场化的发展不断推动着人民币区域化进程的加速,人民币与印尼盾及新加坡元的联动程度逐渐增强,其中在第一阶段人民币首次汇改以后,人民币与印尼盾的联动性最低,与新加坡元的联动性最高,且与其他东亚货币相比在四个阶段中新加坡元与人民币间的联动性一直维持在较大水平,这表明在人民币区域化进程中人民币与新加坡元的联动关系最为紧密;人民币与马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、港币和韩元间的联动性自 2005 年第一次汇改以后不断提高,随着区域化的发展,在第三阶段二次汇改以后,上述各国(地区)汇率与人民币间的联动程度达到最大,而 2015 年“811”汇改使得人民币进入贬值周期,货币汇率间的联动性皆有所下降;日元与人民币在第一阶

段的联动性较大,金融危机期间,由于人民币重新钉住美元,与日元的联动程度降低,之后伴随着人民币汇率改革制度的不断完善,中国与日本贸易合作的稳步发展,日元与人民币间的联动性逐渐恢复。

稳健性检验结果如表5所示,由于本文选取兑美元汇率为样本数据研究人民币与东亚货币间的联动效应,则人民币与东亚货币汇率间的联动变化可能与各国钉住美元的程度高低相关,为规避各国货币与美元间联动的影响,更为准确地在人民币区域化进程中分析人民币与东亚货币间的联动性,本文选取各国兑欧元的日度汇率数据用于验证参数估计模型的稳健性,数据来源于OANDA.COM。由表5可知,相依性参数皆为正,汇率市场间存在正向联动效应,在人民币区域化发展中,人民币与印尼盾和新加坡

**表5 稳健性检验结果**

|                            | CNY-IDR          | CNY-MYR          | CNY-PHP          | CNY-SGD          | CNY-THB          | CNY-HKD          | CNY-JPY          | CNY-KRW          |
|----------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| <b>Gaussian Copula</b>     |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                     | 0.385(0.011) *** | 0.624(0.006) *** | 0.606(0.007) *** | 0.816(0.003) *** | 0.642(0.006) *** | 0.427(0.011) *** | 0.477(0.010) *** | 0.693(0.005) *** |
| AIC                        | -182.82          | -565             | -524             | -1257            | -609             | -229             | -294             | -751             |
| <b>Student t copula</b>    |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                     | 0.410(0.028) *** | 0.654(0.019) *** | 0.631(0.021) *** | 0.828(0.010) *** | 0.688(0.017) *** | 0.426(0.027) *** | 0.494(0.025) *** | 0.735(0.016) *** |
| $v$                        | 3.860(0.569) *** | 3.150(0.383) *** | 2.830(0.346) *** | 3.090(0.430) *** | 3.100(0.364) *** | 4.580(0.807) *** | 3.650(0.530) *** | 2.000(0.191) *** |
| AIC                        | -244             | -681             | -647             | -1379            | -754             | -271             | -362             | -996             |
| <b>第一阶段 Clayton copula</b> |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\alpha$                   | 0.531(0.034) *** | 1.130(0.138) *** | 1.040(0.188) *** | 2.030(0.138) *** | 1.210(0.124) *** | 0.578(0.038) *** | 0.695(0.055) *** | 1.610(0.120) *** |
| AIC                        | -163             | -479             | -422             | -968             | -517             | -187             | -242             | -721             |
| <b>Gumbel copula</b>       |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$                   | 1.340(0.028) *** | 1.770(0.046) *** | 1.740(0.044) *** | 2.580(0.078) *** | 1.850(0.049) *** | 1.370(0.029) *** | 1.470(0.033) *** | 2.020(0.056) *** |
| AIC                        | -202             | -602             | -576             | -1313            | -660             | -238             | -317             | -817             |
| <b>SJC copula</b>          |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_u$                | 1.290(0.047) *** | 1.680(0.067) *** | 1.700(0.065) *** | 2.590(0.099) *** | 1.750(0.070) *** | 1.320(0.048) *** | 1.420(0.053) *** | 1.840(0.077) *** |
| $\lambda_L$                | 0.379(0.053) *** | 0.799(0.073) *** | 0.688(0.071) *** | 1.330(0.104) *** | 0.824(0.076) *** | 0.409(0.055) *** | 0.473(0.059) *** | 1.240(0.090) *** |
| AIC                        | -217             | -625             | -588             | -1309            | -664             | -258             | -332             | -886             |
| <b>Gaussian copula</b>     |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                     | 0.402(0.018) *** | 0.638(0.009) *** | 0.689(0.007) *** | 0.861(0.003) *** | 0.791(0.002) *** | 0.622(0.009) *** | 0.271(0.019) *** | 0.762(0.005) *** |
| AIC                        | -59.1            | -333             | -411             | -866             | -1327            | -312             | -46.7            | -554             |
| <b>Student t copula</b>    |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$                     | 0.418(0.039) *** | 0.684(0.025) *** | 0.694(0.024) *** | 0.873(0.011) *** | 0.827(0.006) *** | 0.641(0.025) *** | 0.297(0.041) *** | 0.828(0.016) *** |
| $v$                        | 3.890(1.720) *** | 3.980(0.904) *** | 3.030(0.563) *** | 3.810(0.511) *** | 2.520(0.474) *** | 3.980(0.835) *** | 3.890(0.774) *** | 2.000(0.309) *** |
| AIC                        | -70.8            | -370             | -467             | -965             | -1429            | -347             | -76.1            | -799             |
| <b>第二阶段 Clayton copula</b> |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\alpha$                   | 0.592(0.035) *** | 1.180(0.232) *** | 1.350(0.187) *** | 2.910(0.284) *** | 2.120(0.498) *** | 1.230(0.208) *** | 0.361(0.033) *** | 2.360(0.231) *** |
| AIC                        | -53.5            | -288             | -339             | -775             | -1140            | -305             | -45.1            | -597             |
| <b>Gumbel copula</b>       |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$                   | 1.430(0.034) *** | 1.850(0.062) *** | 1.920(0.072) *** | 2.940(0.127) *** | 2.340(0.208) *** | 1.690(0.059) *** | 1.220(0.033) *** | 2.410(0.098) *** |
| AIC                        | -60.9            | -330             | -424             | -873             | -1341            | -282             | -51.8            | -630             |
| <b>SJC copula</b>          |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_u$                | 1.360(0.053) *** | 1.790(0.086) *** | 1.830(0.095) *** | 2.610(0.145) *** | 2.290(0.065) *** | 1.380(0.083) *** | 1.160(0.054) *** | 2.110(0.122) *** |
| $\lambda_L$                | 0.394(0.066) *** | 0.903(0.097) *** | 0.974(0.106) *** | 2.350(0.183) *** | 1.660(0.296) *** | 1.050(0.098) *** | 0.269(0.066) *** | 1.980(0.156) *** |
| AIC                        | -67.6            | -359             | -447             | -920             | -1344            | -333             | -56.3            | -699             |

## 人民币区域化视角下人民币与东亚地区货币联动性研究

**续表 5**

|                      | CNY-IDR                       | CNY-MYR          | CNY-PHP          | CNY-SGD          | CNY-THB          | CNY-HKD          | CNY-JPY          | CNY-KRW          |
|----------------------|-------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Gaussian copula      |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$               | 0.660(0.004) ***              | 0.676(0.005) *** | 0.756(0.003) *** | 0.872(0.003) *** | 0.935(0.001) *** |                  |                  |                  |
|                      | 0.690(0.005) 0.557(0.006) *** | 0.829(0.002) *** |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| AIC                  | -1072                         | -895             | -1591            | -1701            | -1842            | -837             | -697             | -2180            |
| Student t copula     |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$               | 0.712(0.013) ***              | 0.738(0.015) *** | 0.781(0.010) *** | 0.891(0.010) *** | 0.940(0.009) *** | 0.677(0.016) *** | 0.581(0.016) *** | 0.900(0.005) *** |
| $v$                  | 3.940(0.256) ***              | 3.710(0.415) *** | 2.810(0.262) *** | 3.990(0.300) *** | 2.260(0.186) *** | 3.090(0.307) *** | 4.390(0.538) *** | 2.000(0.197) *** |
| AIC                  | -1327                         | -1036            | -1853            | -1946            | -2296            | -1036            | -804             | -3071            |
| 第三阶段 Clayton copula  |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\alpha$             | 1.360(0.081) ***              | 1.300(0.091) *** | 1.900(0.095) *** | 2.960(0.097) *** | 4.720(0.109) *** | 1.610(0.091) *** | 0.943(0.213) *** | 2.920(0.144) *** |
| AIC                  | -980                          | -775             | -1470            | -1504            | -1692            | -770             | -632             | -2135            |
| Gumbel copula        |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$             | 1.890(0.038) ***              | 1.930(0.033) *** | 2.210(0.049) *** | 3.280(0.051) *** | 4.500(0.058) *** | 1.700(0.032) *** | 1.580(0.029) *** | 3.020(0.073) *** |
| AIC                  | -1124                         | -916             | -1470            | -1735            | -1994            | -868             | -682             | -2529            |
| SJC copula           |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_u$          | 1.680(0.057) ***              | 1.980(0.051) *** | 1.920(0.066) *** | 2.860(0.068) *** | 4.290(0.075) *** | 1.540(0.049) *** | 1.410(0.045) *** | 2.810(0.093) *** |
| $\lambda_L$          | 1.020(0.063) ***              | 0.820(0.056) *** | 1.500(0.076) *** | 2.470(0.077) *** | 2.720(0.087) *** | 0.844(0.056) *** | 0.741(0.051) *** | 2.230(0.113) *** |
| AIC                  | -1170                         | -971             | -1732            | -1830            | -2066            | -944             | -751             | -2583            |
| 第四阶段 Gaussian copula |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$               | 0.695(0.009) ***              | 0.531(0.011) *** | 0.755(0.005) *** | 0.898(0.006) *** | 0.769(0.005) *** | 0.303(0.017) *** | 0.629(0.013) *** | 0.818(0.004) *** |
| AIC                  | -324                          | -244             | -628             | -495             | -664             | -69.7            | -149             | -821             |
| Student t copula     |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\rho$               | 0.620(0.024) ***              | 0.568(0.028) *** | 0.757(0.018) *** | 0.899(0.022) *** | 0.779(0.016) *** | 0.306(0.038) *** | 0.731(0.034) *** | 0.867(0.011) *** |
| $v$                  | 3.830(0.693) ***              | 3.110(0.496) *** | 2.990(0.524) *** | 3.570(0.398) *** | 2.970(0.490) *** | 3.950(0.760) *** | 4.110(0.800) *** | 2.000(0.252) *** |
| AIC                  | -380                          | -307             | -697             | -571             | -744             | -103             | -188             | -1067            |
| Clayton copula       |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\alpha$             | 0.904(0.148) ***              | 0.818(0.100) *** | 1.620(0.163) *** | 2.350(0.164) *** | 1.720(0.167) *** | 0.367(0.030) *** | 0.937(0.043) *** | 2.440(0.216) *** |
| AIC                  | -228                          | -189             | -490             | -394             | -521             | -55.9            | -106             | -726             |
| Gumbel copula        |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\delta$             | 1.720(0.055) ***              | 1.580(0.048) *** | 2.210(0.080) *** | 1.990(0.069) *** | 2.290(0.084) *** | 1.250(0.032) *** | 1.720(0.039) *** | 2.840(0.111) *** |
| AIC                  | -367                          | -273             | -664             | -534             | -702             | -84.8            | -174             | -936             |
| SJC copula           |                               |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| $\lambda_u$          | 1.770(0.081) ***              | 1.550(0.073) *** | 2.250(0.104) *** | 2.990(0.094) *** | 2.280(0.107) *** | 1.230(0.052) *** | 1.420(0.062) *** | 2.780(0.138) *** |
| $\lambda_L$          | 1.522(0.083) ***              | 0.523(0.081) *** | 1.100(0.112) *** | 1.923(0.099) *** | 1.170(0.116) *** | 0.244(0.060) *** | 0.317(0.066) *** | 1.670(0.152) *** |
| AIC                  | -360                          | -272             | -686             | -556             | -715             | -89.2            | -177             | -930             |

元的联动性呈逐渐增强趋势,与马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、港币及韩元间的联动性在二次汇改后达到最大。金融危机期间日元与人民币的联动程度较低,随后逐渐增强。由此可知,参数估计的结果并未发生明显变化,联动趋势基本保持一致。

由表4、表5可知,四个阶段中 Student t Copula 的 AIC 普遍为最小值,表明 Student t Copula 是人民币与东亚主要国家及地区汇率市场所有对的最优模型,因此选择 Student t Copula 来捕获其对称的尾部相依性。观察 Student t Copula 的自由度,除了在第一阶段中人民币与马来西亚林吉特及泰铢,第二阶段人民币与泰铢及日元的自由度较高以外,Student t Copula 的自由度偏低,这表明在四个阶段中人民币与东亚各主要国家及地区之间普遍具有尾部相依性,即存在极端联动性,这表明在极端事件发生的情况下

表6 最优Copula模型的尾部相依值

|                  |         | 第一阶段        |             | 第二阶段        |             | 第三阶段        |             | 第四阶段        |             |
|------------------|---------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
|                  |         | $\lambda_U$ | $\lambda_L$ | $\lambda_U$ | $\lambda_L$ | $\lambda_U$ | $\lambda_L$ | $\lambda_U$ | $\lambda_L$ |
| Student t Copula | CNY-IDR | 0.0061      | 0.0061      | 0.0113      | 0.0113      | 0.0159      | 0.0159      | 0.0667      | 0.0667      |
| Student t Copula | CNY-MYR | 0.0106      | 0.0106      | 0.0284      | 0.0284      | 0.1352      | 0.1352      | 0.0913      | 0.0913      |
| Student t Copula | CNY-PHP | 0.0778      | 0.0778      | 0.0812      | 0.0812      | 0.1304      | 0.1304      | 0.1130      | 0.1130      |
| Student t Copula | CNY-SGD | 0.0886      | 0.0886      | 0.1285      | 0.1285      | 0.1699      | 0.1699      | 0.1940      | 0.1940      |
| Student t Copula | CNY-THB | 0.0063      | 0.0063      | 0.0090      | 0.0090      | 0.1540      | 0.1540      | 0.0635      | 0.0635      |
| Student t Copula | CNY-HKD | 0.0221      | 0.0221      | 0.0346      | 0.0346      | 0.0765      | 0.0765      | 0.0385      | 0.0385      |
| Student t Copula | CNY-JPY | 0.0859      | 0.0859      | 0.0003      | 0.0003      | 0.0195      | 0.0195      | 0.1120      | 0.1120      |
| Student t Copula | CNY-KRW | 0.0433      | 0.0433      | 0.0801      | 0.0801      | 0.1295      | 0.1295      | 0.0846      | 0.0846      |

货币汇率间发生风险传染的概率较大。表6显示了Student t Copula的尾部相依值,人民币尾部相依性有不同程度的增强,人民币的大涨(大跌)会引起东亚货币的大涨(大跌),使得人民币的地区影响力不断增强,人民币区域化进一步发展,这意味着人民币在东亚区域内的跨境流通性增大。通过比较四个阶段的尾部相依值,发现在2005年人民币第一次汇改时,人民币与东亚主要货币的尾部相依性普遍偏低,金融危机发生后除日元外,人民币与东亚货币间的尾部相依性普遍提高,这意味着在危机发生时人民币与东亚多数货币汇率间的关系更为紧密,反映出金融危机促进了东亚区域货币合作,增强了人民币与东亚主要货币市场间的相依性,而日元与人民币的尾部相依性在金融危机时期降低且接近于零,说明两者间不存在同时大涨或大跌的可能;人民币经过2010年二次汇改,汇率市场化水平提升,人民币区域化进程态势良好,与东亚主要地区货币的尾部相依性皆有大幅上升的趋势,且与马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、港币和韩元的尾部相依达到最大;2015年“811”汇改以后人民币出现大幅贬值,与美元的强

表7 四个阶段动态student t Copula模型的参数估计

|      | CNY-IDR    | CNY-MYR                      | CNY-PHP                      | CNY-SGD                     | CNY-THB                      | CNY-HKD                      | CNY-JPY                     | CNY-KRW                      |                              |
|------|------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 第一阶段 | $\alpha_c$ | 0.006(0.007)                 | 0.004(0.003)                 | 0.008(0.013)                | 0.010(0.012)                 | 0.216(0.100) <sup>**</sup>   | 0.003(0.003)                | 0.016(0.0134)                | 0.258(0.133) <sup>**</sup>   |
|      | $\beta_c$  | 0.936(0.055) <sup>***</sup>  | 0.979(0.011) <sup>***</sup>  | 0.955(0.063) <sup>***</sup> | 0.962(0.034) <sup>***</sup>  | 0.401(0.257) <sup>*</sup>    | 0.982(0.011) <sup>***</sup> | 0.945(0.039) <sup>***</sup>  | -0.958(0.022) <sup>***</sup> |
|      | $\gamma_c$ | 0.375(0.301)                 | 0.313(0.141) <sup>**</sup>   | 0.438(0.399)                | 0.578(0.403) <sup>*</sup>    | -1.028(0.622) <sup>*</sup>   | 0.254(0.150) <sup>*</sup>   | 0.670(0.384) <sup>*</sup>    | 1.002(0.339) <sup>***</sup>  |
|      | $v$        | 9.679(0.474) <sup>***</sup>  | 12.715(0.472) <sup>***</sup> | 4.579(0.644) <sup>***</sup> | 6.648(0.513) <sup>***</sup>  | 11.533(9.965)                | 8.286(0.555) <sup>***</sup> | 6.187(1.790) <sup>***</sup>  | 6.346(2.441) <sup>***</sup>  |
| 第二阶段 | AIC        | -4.909                       | -35.614                      | -44.099                     | -97.209                      | -35.820                      | -25.976                     | -85.354                      | -25.452                      |
|      | $\alpha_c$ | 0.034(0.066)                 | 0.526(0.200) <sup>***</sup>  | 0.123(0.106)                | 0.174(0.125)                 | 0.805(0.336) <sup>***</sup>  | 0.025(0.026)                | 0.032(0.061)                 | 0.039(0.025) <sup>*</sup>    |
|      | $\beta_c$  | 0.865(0.279) <sup>***</sup>  | -0.246(0.416)                | 0.698(0.280) <sup>***</sup> | 0.759(0.185) <sup>***</sup>  | -0.579(0.585)                | 0.904(0.080) <sup>***</sup> | 0.413(0.777)                 | 0.920(0.061) <sup>***</sup>  |
|      | $\gamma_c$ | -0.849(0.859)                | -0.878(1.090)                | -1.575(0.863) <sup>**</sup> | -1.172(0.797)                | 1.589(0.943) <sup>*</sup>    | 0.804(0.539) <sup>*</sup>   | 0.460(0.838)                 | -0.824(0.546) <sup>*</sup>   |
| 第三阶段 | $v$        | 9.401(1.415) <sup>***</sup>  | 8.639(2.104) <sup>***</sup>  | 5.430(0.733) <sup>***</sup> | 7.652(0.827) <sup>***</sup>  | 15.420(0.720) <sup>***</sup> | 12.216(0.536)               | 23.107(0.284) <sup>***</sup> | 5.080(0.784) <sup>***</sup>  |
|      | AIC        | -5.545                       | -20.551                      | -35.629                     | -56.855                      | -39.635                      | -18.992                     | 6.163                        | -29.269                      |
|      | $\alpha_c$ | 0.028(0.026)                 | 0.735(0.236) <sup>***</sup>  | 0.531(0.153) <sup>***</sup> | -0.004(0.002) <sup>***</sup> | 0.008(0.007)                 | 0.474(0.207) <sup>**</sup>  | 0.164(0.079) <sup>**</sup>   | 0.343(0.199) <sup>*</sup>    |
|      | $\beta_c$  | 0.929(0.058) <sup>***</sup>  | 0.007(0.296)                 | 0.208(0.203)                | 0.996(0.001) <sup>***</sup>  | 0.979(0.013) <sup>***</sup>  | 0.119(0.365)                | 0.532(0.205) <sup>***</sup>  | 0.546(0.244) <sup>**</sup>   |
| 第四阶段 | $\gamma_c$ | 0.383(0.258) <sup>*</sup>    | 1.569(0.624) <sup>***</sup>  | 2.363(0.517) <sup>***</sup> | 0.215(0.051) <sup>***</sup>  | 0.331(0.155) <sup>**</sup>   | 0.914(0.538) <sup>*</sup>   | 1.250(0.476) <sup>***</sup>  | 1.251(0.466) <sup>***</sup>  |
|      | $v$        | 12.693(0.239) <sup>***</sup> | 6.925(0.701) <sup>***</sup>  | 6.087(0.333) <sup>***</sup> | 6.724(0.314) <sup>***</sup>  | 5.197(0.408) <sup>***</sup>  | 8.633(0.394) <sup>***</sup> | 10.161(0.513) <sup>***</sup> | 5.850(0.1049) <sup>***</sup> |
|      | AIC        | -102.604                     | -277.981                     | -266.738                    | -588.978                     | -320.871                     | -147.121                    | -71.243                      | -308.655                     |
|      | $\alpha_c$ | -0.002(0.516) <sup>**</sup>  | 0.077(0.063)                 | 0.053(0.025) <sup>**</sup>  | 0.002(0.005)                 | 1.079(0.500) <sup>**</sup>   | 0.437(0.232) <sup>**</sup>  | 0.039(0.019) <sup>**</sup>   | 0.371(0.502)                 |
| 第五阶段 | $\beta_c$  | 0.911(0.808)                 | 0.892(0.094) <sup>***</sup>  | 0.929(0.038) <sup>***</sup> | 0.991(0.006) <sup>***</sup>  | -0.389(0.625)                | -0.471(0.689)               | 0.879(0.038) <sup>***</sup>  | 0.473(0.689)                 |
|      | $\gamma_c$ | -0.247(0.001) <sup>***</sup> | -0.421(0.506)                | -0.693(0.436) <sup>*</sup>  | 0.231(0.137) <sup>*</sup>    | 0.554(0.805)                 | 0.738(0.781)                | 1.656(0.453) <sup>***</sup>  | 0.765(0.779)                 |
|      | $v$        | 6.745(0.635) <sup>***</sup>  | 4.565(0.877) <sup>***</sup>  | 4.461(0.775) <sup>***</sup> | 5.240(2.117) <sup>***</sup>  | 8.946(0.585) <sup>***</sup>  | 5.048(0.543) <sup>***</sup> | 5.623(1.947) <sup>***</sup>  | 7.108(0.505) <sup>***</sup>  |
|      | AIC        | -74.200                      | -82.027                      | -74.239                     | -183.555                     | -102.191                     | -38.523                     | -85.929                      | -97.510                      |

势形成鲜明反差,使得人民币除与印尼盾、新加坡元和日元的尾部相依性有所提高以外,与其他东亚货币的尾部相依性皆有下降趋势。人民币与新加坡元在区域化进程中一直保持着较高的尾部相依性,说明人民币的大涨或大跌对新加坡元的影响较大。这与表2、表4和表5得出的结论相一致。

静态Copula模型的相依参数假定随时间保持恒定,但在汇率市场中,相依参数可能会随时间的变化而变化,因此,为了规避这个限制,本文使用方程(14)所述的动态Student t Copula模型分析汇率市场的联动性。由表7可知,自回归参数的估计值基本显著且接近于1,表明汇率市场的相依结构具有高度的持续性,即时间 $t$ 时刻的相依程度依赖于时间 $t-1$ 时刻的相依性 $r_c$ 是显示最新收益信息的特征参数。就AIC而言,动态Student t Copula相比于其他静态Copula模型拟合效果较好。图1为根据动态Student t Copula得出的样本描绘了人民币与东亚主要国家或地区汇率市场的动态相关时序。

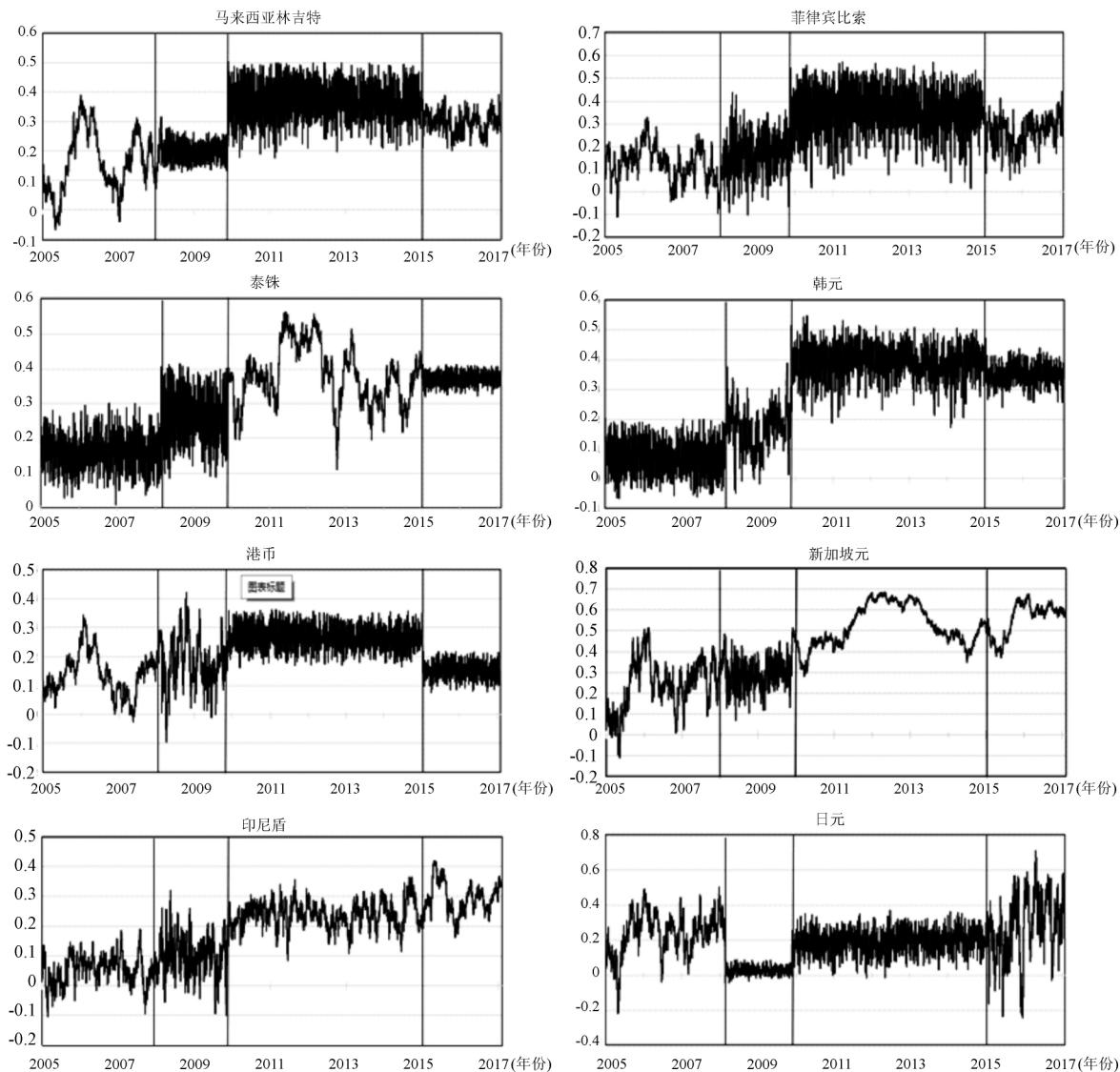


图1 人民币与东亚主要货币汇率变动的动态相关时序图

注:图中三条垂直黑线将不同货币的置信区间划分为四个部分,分别表示2005年7月22日汇改以后至2008年9月14日、2008年9月15日金融危机至2010年6月18日、2010年6月19日至2015年8月10日、2015年“811”汇改以后至2017年8月25日四个阶段的货币回归系数的置信区间。

2005 年人民币第一次汇改以后 ,由于东亚各国仍将美元作为该地区的“锚货币” ,使得人民币与东亚主要国家货币 ,如马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、韩元以及港币的联动性普遍偏低。2008 年 9 月全球金融危机推动了东亚区域货币合作 ,人民币区域化进程得到快速发展 ,上述国家( 地区) 与人民币汇率间的联动性不断升高。另外 ,与其他东亚货币不同 ,港币实行联系汇率制 ,与美元关联密切 ,全球金融危机发生时人民币实际上实行与美元挂钩的汇率制度 ,因此 ,人民币与港币的关联度很高 ,两者间的汇率联动性水平较高。2010 年 6 月人民币重启“汇改”政策后 ,推出人民币跨境结算试点 ,人民币在东亚地区的贸易交易量、外汇储备量及货币篮子权重相比于美元均有显著提高 ,因此人民币与上述东亚地区货币的联动性增强且维持在一个较高水平。而 2015 年“811”汇改以后 ,由于“811 汇改”后人民币开始进入贬值周期 ,而美元自 2014 年 11 月退出 QE3 后 2015 年开始进入强势美元周期 ,人民币贬值与美元的强势形成反差 ,所以这一时期人民币对上述东亚国家及地区货币汇率联动性下降。

人民币与新加坡元及印尼盾之间的联动变化趋势相对稳定 ,在人民币区域化发展进程中维持着上升趋势。新加坡元实行有管理的浮动汇率制 ,其汇率管理是通过参照主要贸易伙伴和竞争对手的货币组成的货币篮子。新加坡开放度很高 ,具有较为发达的金融市场且经济增长率较高 ,但经济市场规模相对较小 ,汇率市场能够较为容易地反映其经济的波动 ,因此 ,新加坡货币当局可据此调整新加坡元的汇率水平。另外 ,中国是新加坡的最大贸易伙伴 ,新加坡是中国的最大外资来源国 ,两国间贸易交往较为紧密 ,这表明人民币在新加坡的区域化程度较高 ,因而新加坡元与人民币汇率间的联动性相对较为稳定且能够保证其与人民币间有持续上升的趋势。亚洲金融危机后 ,印尼盾从独立的浮动汇率制转变为有管理的浮动汇率制 ,印尼央行“原则上”通过干预外汇市场使得印尼盾汇率持续保持在反映基本面的水准。印尼主要以纺织品、橡胶制品等初级产品为重点出口商品 ,以高新技术产品为主要的进口商品 ,因而印尼进出口弹性相对较低 ,印尼政府通过调整汇率政策来调节国际收支、改善国内资源配置的效果并不十分明显 ,因此 ,印尼盾与人民币汇率之间的关系也一直较为稳定 ,且稳步上升。

最后 ,人民币与日元汇率变动之间的动态关系与人民币的汇改政策联系较为紧密 ,汇率市场化的发展对日元与人民币间联动关系的影响较大。2005 年汇改后人民币开始实行以市场供求为基础 ,参考货币篮子的有管理的浮动汇率制度 ,与美元间的货币联动性下降 ,人民币汇率市场化得到发展 ,同时推动人民币在东亚的区域化进程 ,由图 1 可知 ,人民币与日元汇率的波动虽较大 ,但其联动性总体处在较高水平。而金融危机期间由于人民币重新实行钉住美元的汇率政策 ,与美元汇率间维持着较高的联动性 ,因此人民币与日元汇率间的联动性保持在一个较低的水平。2010 年人民币实行二次汇改后 ,人民币与日元汇率间的联动性重新得到加强且波动较小 ,同时人民币区域化进程得以推进。2015 年“811”汇改后日元受到人民币贬值的影响 ,与人民币汇率间的波动较大 ,但人民币与日元汇率间的联动性仍有不断升高趋势 ,这表明人民币区域化程度有所提高。

## 六、结 论

本文通过构建动态 Copula – GJRGARCH 模型研究基于人民币区域化背景下人民币与东亚主要国家及地区货币汇率间的尾部相依性及联动性。采用 ARMA-GJRGARCH 模型拟合各汇率市场的边际分布 ,结果表明在四个阶段中所有收益率序列皆存在条件异方差和非对称波动效应 ,再选用多种 Copula 模型得到汇率之间的相关性及尾部相依结构 ,从而分析东亚汇率市场间联动效应在人民币区域化进程中的发展变化。研究结果表明: ( 1) 四个阶段中人民币与东亚货币汇率皆为正相关 ,东亚汇率市场间存在正向联动效应 ,其中 ,在人民币区域化进程中新加坡元与人民币的联动关系最为紧密。( 2) 人民币与东亚地区货币汇率间普遍具有较高的尾部相依性和极端联动性 ,这表明在极端事件下人民币与东亚地

区货币存在同涨或者同跌的可能性,即极端事件下货币汇率之间发生风险传染的概率较大。2008年国际金融危机的发生促进了东亚货币区域合作,紧随人民币浮动的货币不断增加,人民币与东亚多数货币间的尾部相依性升高,而在此期间日元与人民币的尾部相依性基本为零,两者间不存在同时大涨或大跌的可能;随着汇改制度的变迁以及汇率市场化的发展,马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、港币和韩元的尾部相依在人民币二次汇改后达到最大,但由于人民币进入贬值周期,“811”汇改后其尾部相依性有所降低;人民币与新加坡元在区域化进程中一直保持着较高的尾部相依性,说明人民币的大涨或大跌对新加坡元的影响较大。(3)动态Student t Copula相比于其他静态Copula模型具有较好的拟合效果,根据动态Student t Copula可知,由于马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰铢、韩元以及港币在人民币第一次汇改后仍将美元作为该地区的“锚货币”,与人民币的联动性普遍偏低,之后随着汇率市场化的不断发展而升高,并在人民币二次汇改以后,中国推出了人民币跨境结算试点,加速了人民币区域化进程,使东亚地区货币与人民币的联动性显著增强,“811”汇改后由于人民币贬值与美元强势形成强烈反差,人民币与上述国家及地区的联动性稍稍降低;新加坡元、印尼盾实行有管理的浮动汇率制度且与我国的贸易交往较为紧密,与人民币间的联动趋势相对稳定且汇率间的联动性维持上升趋势;人民币与日元的动态关系与汇改政策联系紧密,汇率市场化的发展对两国间的联动效应影响较大,其与人民币间的联动性除在金融危机期间较低以外,普遍维持在较高水平且有升高的联动趋势。总体来看,伴随着汇率制度的改革、“一带一路”合作的推进及东亚经贸往来的日益密切,人民币的汇率市场化不断提高,在东亚区域内的货币影响力增强。同时根据尾部相依性及汇率间联动性分析,发现人民币与东亚各主要国家及地区间的货币联动效应整体呈升高态势,尤其二次汇改以后,人民币开始推行跨境结算试点,人民币在东亚地区的贸易交易量、外汇储备量及货币篮子权重均有显著提高,人民币区域化进程被加速推进,使得人民币与东亚货币的联动性持续增强。由此表明,随着人民币区域化进程的提高,人民币与东亚区域内货币汇率间的联动性逐渐增强。

综上所述,从汇率联动的角度来看,联动性特征的多元化反映了东亚地区主要国家货币制度的多元化,而中国与其经贸往来较为密切,若汇率市场存在非均衡关系,则在市场交易过程中将不能有效规避汇率风险。现阶段人民币经过不断的调整和改革,已在区域化、国际化的道路上取得了一定成果,但与具体国家货币汇率间的联动性并不稳定,波动性仍较大,这说明人民币汇率市场的自由浮动机制尚不成熟,仍面临着许多严峻的挑战。如何进一步有效提升人民币的地区影响力,以主导地位促进东亚货币汇率合作,实现互利共赢的发展是多方共同关注的问题。因此,本文提出以下建议:

(1) 进一步推动人民币汇率制度改革和人民币区域化、国际化进程,完善金融制度,稳步推进资本账户开放。逐步放松对资本账户的管制是实现人民币国际化的前提条件。以现阶段中国需在完善金融市场立法监督体系的同时,推进贸易市场自由化,优化汇率浮动机制,增强人民币汇率对市场资源的有效配置,审慎地开放资本管制账户。通过建立较为完善的市场金融体系,在增强人民币区域影响力的同时,可提高人民币自身的风险管理能力,保障我国汇改制度的顺利实施。

(2) 加快推进东亚区域货币与人民币的汇率合作,积极促进人民币跨境流通,增加人民币在周边国家的贸易结算试点,进一步推进人民币清算行在东亚的建立,增强其货币互换能力。从贸易计价方面看,需完善金融市场产品结构体系,开发人民币离岸市场股票、债权、期货等金融产品,加快推动跨境支付单据及跨境贸易合同;从贸易结算方面看,应运用我国的区位优势及与东亚地区的跨境贸易优势,积极推进东亚人民币清算银行的设立,与新加坡、中国香港等地建设人民币跨境结算中心及离岸金融市场,在提高跨境人民币业务水平的同时扩大人民币离岸业务规模。由此加大境外人民币的使用范围,增强人民币的区域影响力及认可度。

(3) 积极推动东亚地区货币稳定机制的建立,加快促进货币互换协议的签订,满足东亚区域日益增

长的人民币需求，保证人民币可在区域内合理流通。在清迈协议的基础上，扩大东亚货币互换规模，设立可加强东亚国家间汇率协调的亚洲金融稳定基金项目，防止再次出现汇率的竞争性贬值。利用“一带一路”合作的相关政策及拟建的开发性金融机构（亚洲基础设施投资银行）的领先地位优势，推动周边国家及沿线各国的人民币计价、结算及储备。

## 参考文献

- [1] A. Sklar, Fonctions de répartition à N dimensions et leurs marges, 8. Publié dans l'institut de statistique. Université de Paris, 1959: 229–231.
- [2] Bailie R. T., Bollerslev T. Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates [J]. Journal of Finance, 1989, 44: 167–181.
- [3] Frankel J A, Wei S J. Yen bloc or dollar bloc: exchange rate policies of the East Asian economies [J]. Nber Chapters, 1994.
- [4] Kim B H, Kim H, Min H G. Reassessing the link between the Japanese yen and emerging Asian currencies [J]. Journal of International Money & Finance, 2013, 33(1): 306–326.
- [5] Kearney C, Patton A J. Multivariate GARCH Modeling of Exchange Rate Volatility Transmission in the European Monetary System [J]. Financial Review, 2000, 35(1): 29–48.
- [6] Kitamura Y. Testing for intraday interdependence and volatility spillover among the euro, the pound and the Swiss franc markets [J]. Research in International Business & Finance, 2010, 24(2): 158–171.
- [7] Laopodis N T. Asymmetric volatility spillovers in deutsche mark exchange rates [J]. Journal of Multinational Financial Management, 1998, 8(4): 413–430.
- [8] McKinnon R, Schnabl G. The East Asian Dollar Standard, Fear of Floating, and Original Sin [J]. Review of Development Economics, 2004, 8(3): 331–360.
- [9] Patton A J. Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence [J]. International Economic Review, 2006, 47(2): 527–556.
- [10] RI McKinnon. After the crisis, the east Asian dollar standard resurrected: an interpretation of high frequency exchange rate pegging. Paper presented to the 25th Federation of ASEAN Economic Associations Conference: 2000: 197–246.
- [11] 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.
- [12] 霍伟东, 杨碧琴. 自由贸易区战略助推人民币区域化——基于CAFTA的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2013(02): 68–80.
- [13] 张见, 刘力臻. 人民币区域化的可行性及策略选择研究——以中国东北地区周边国家为例 [J]. 技术经济与管理研究, 2017(02): 82–87.
- [14] 蔡彤娟, 陈丽雪. 人民币与东亚国家货币汇率动态联动研究——基于VAR-MVGARCH-BEKK模型的实证分析 [J]. 亚太经济, 2016, (05): 23–29.
- [15] 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 [J]. 国际金融研究, 2007, (07): 36–42.
- [16] 胡根华. 人民币与国外主要货币的尾部相依和联动 [J]. 统计研究, 2015, 32(05): 40–46.
- [17] 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).
- [18] 李婧, 解祥优. 人民币是否已经成为东亚地区的锚货币? [J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2016, (01): 80–88.
- [19] 李占雷, 李学师, 程洁. 基于Copula的美元、欧元和日元汇率相关性分析 [J]. 河北工程大学学报(自然科学版), 2011, 28(1): 72–75.
- [20] 刘刚. 东亚地区人民币集团形成进展判断——基于人民币对东亚货币汇率影响力的比较研究 [J]. 经济科学, 2013, (02): 70–80.
- [21] 田涛, 商文斌, 陈鹏. 汇率制度变迁背景下人民币地区影响力的实证分析 [J]. 上海经济研究, 2014, (10): 16–24.
- [22] 许祥云, 贡慧. 人民币美元汇率走势对东亚货币影响的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2012, (28): 70–79.
- [23] 谢赤, 张鹏, 曾志坚. 开放进程中人民币汇率间相依性研究——基于动态Copula-GJR-t模型的分析 [J]. 金融经济学研究, 2014, (1): 79–89.
- [24] 张彩琴, 李婧. 两岸四地建立“人民币圈”的可行性及路径探索 [J]. 世界经济研究, 2013(8).
- [25] 张大威, 谢宝剑. 基于货币锚效应模型的“两岸四地”人民币区构建实证研究 [J]. 哈尔滨商业大学学报, 2014(5).
- [26] 张庆, 杨坤. 人民币汇率间相依关系研究——基于高阶矩波动和Copula函数视角 [J]. 金融与经济, 2017, (01): 11–17.

(责任编辑: 朱 颖)

## Contents & Abstracts

### Global Current Account Rebalancing: Stylized Facts ,Driving Factors and Effective Paths

Liu Yao Zhang Ming( 3)

After the 2008 global financial crisis ,the global current account imbalance has been significantly reduced ,and the current accounts of major economies show the trend of adjustment and differentiation. In conclusion ,the adjustment of saving and investment gap ,fluctuations in real effective exchange rate and the change of global value chain are all driving forces behind global current account rebalancing. The main driving factor for the US is the increasing household saving rate. The main driving factors of China are the new round of infrastructure and real estate input after crisis and the appreciation of RMB real effective exchange rate. The current account adjustment of Japan is due to the decline of both government and household saving rates. Though the imbalance of the whole Euro area is not that serious ,most single countries remain a state of imbalance obviously. In the future ,the sustainability of global current account rebalancing seriously depends on structural factors ,and all economies should not only strengthen policy adjustments ,but also enhance effective communication and collaboration.

### China's Optimal Monetary Policy Rule in Transition Period

Meng Xianchun Zhang Yishan Li Tianyu( 15)

It is of great significance to accurately identify the policy preferences in the central bank. In this paper ,under the new Keynesian macroeconomic framework ,we deduce the optimal non-linear monetary policy rule using piecewise quadratic loss function of the central bank. On this basis ,we explore the central bank's asymmetric policy preferences. We get following conclusions: Firstly ,the central bank has a significant " pro-growth" preference. When the economic growth gap deviates positively ,the easing monetary policy is implemented to stimulate economy to grow further. And when the growth gap deviates negatively ,the intensity of monetary policy pegging on economic growth target increases significantly to avoid economic contraction. Secondly ,the central bank tends to ignore the inflation target ,resulting that the function of stabilizing prices of monetary policy is limited. Thirdly ,since China's economy is still in the transition stage ,China's central bank prefers promoting economic growth. But with the macro financial environment changes ,the optimal monetary policy rules will also be adjusted.

### Exchange Rate Expectation ,Threshold Effect and Currency Internationalization: A Network Evolutionary Game Analysis

Yao Daqing( 25)

This paper employs a network evolution game model with micro-actors choosing transaction currency ,to study the process of currency internationalization and the affects of exchange rate expectation. This model can explain the Threshold effect and Tipping effect in currency internationalization. The paper finds that the micro-foundation of currency internationalization is the choice of currencies when firms make international transactions. The road to international currency is not a liner one. Currently the internationalization of RMB is in the key period of breakthrough of Threshold effect ,and keeping RMB exchange rate stable with some appreciation expectation is needed.

### Exchange Rate of co-movement Between RMB and the Main Currencies in East Asia Based on Copula-GJRARCH Model

Tang Jiechen Li Rong( 38)

Based on the perspective of RMB regionalization ,this paper constructs a dynamic Copula-GJRARCH model to study the

《世界经济研究》2018年第7期 • 135 •

linkage and tail dependence of RMB exchange rate with other major countries and regions in East Asia. The results show that: (1) Both the exchange rate of RMB and currencies in East Asia are positively correlated. (2) There is a tail-dependent relationship between RMB and East Asian currency exchange rates. (3) Exchange rate linkage between the RMB and the Malaysian ringgit , the Philippine peso , the Thai baht , the Hong Kong dollar and the South Korean won continued to rise after a remittance change , and their exchange rate linkage decreased slightly after the "811" exchange rate reform. The linkage trend between Singapore dollar , Indonesian rupiah and the RMB is relatively stable , and the linkage between RMB and Yen is generally except in financial crisis. At this stage , we must continue to deepen the market-oriented exchange rate reform , speed up the promotion of monetary cooperation in East Asia , improve our financial system , further relax capital account controls and vigorously develop overseas-denominated and settled financial products.

#### **Institutional Distance and Duration of International Market Entry: Based on Survival Analysis**

**Zou Zongsen Wang Xiuling Zhang Yongliang( 56)**

This paper employs yearly data of Chinese export trade flows at SITC 5-digit level to study the effect of institutional distance on the duration of international market entry by method of survival analysis. The results show that it takes an average period of 5.43 years for the products to enter successfully into the international market , and institutional distance has significant restraining effect on international market entry. The larger the institutional distance is , the less likely the product will enter into the international market. The economic distance has the most restraining effect , followed by cultural distance and legal distance. The restraining effect is also nonlinear , intensifying with the increasing of the institutional distance and the unit value of product. Regression results on subsamples according to income level of partner countries reveal that the significance of restraining effect remains unchanged.

#### **Government Governance and FDI Entry Model: Social Capital as the Moderator Variable**

**Zhang Liangliang( 68)**

The paper explores the impact of institutional and non-institutional factors on the FDI entry mode from the perspective of government governance and social capital. Through China's provincial panel model in 1998 ~ 2015 under different dimensions of government governance and social capital measurement indicators , the empirical research shows the improvement of government governance level and the accumulation of social capital stock have promoted the tendency of sole proprietorship of multinational corporations. Structural social capital and cognitive social capital have positive and negative moderating effects on government governance and FDI sole proprietorship respectively. Further studies have found that the favorable institutional environment in the eastern region is the key factor in the tendency of sole proprietorship. The regional soft environment has a relatively strong role in promoting sole proprietorship FDI compared with foreign joint ventures.

#### **Reverse Technology Spillover Effects of OFDI , Knowledge Management and Regional Innovation Capabilities**

**Sha Wenbing Li Ying( 80)**

Based on China's provincial panel data from 2008 to 2015 using the method of system GMM model ,this paper examines the impact of reverse technology spillover effects of OFDI and regional knowledge management on regional innovation capacities from the four dimensions of comprehensive innovation capabilities ,which includes the innovation input ,output ,environment and performance. The results show that only if the reverse technology spillover effects of OFDI reaches the threshold of the absorption ability ,would it promote the regional innovation capabilities. Regional knowledge management can promote innovation capabilities of the eastern regions ,which is mainly manifested in innovation input and innovation performance. The interaction between reverse technology spillover effects of OFDI and regional knowledge management can improve the regional innovation capabilities ,and it is more obvious in the eastern regions.

# 国际重大事件冲击下两岸三地汇率联动性研究

唐 勇<sup>1</sup>, 钟 莉<sup>2</sup>, 朱鹏飞<sup>3</sup>

(<sub>1,2,3</sub> 福州大学经济与管理学院,福建福州 350002)

**摘要:**针对已有研究不足,采用时变TVP-VAR模型对2005年汇改后中国内地、香港以及台湾<sup>1</sup>地区货币汇率的联动性进行研究。结果显示:人民币汇率、港币汇率、新台币汇率<sup>2</sup>两两间存在时变且复杂的双向联动关系。次贷危机、欧债危机和英国脱欧会对两岸三地的汇率造成风险传染,且美国次贷危机和欧债危机对三者造成的影响明显大于英国脱欧带来的影响。此外,美元和欧元仍是影响两岸三地汇率波动的重要因素。最后文章给出了相关的政策建议。

**关键词:**汇率; TVP-VAR 模型; 联动性

中图分类号: F830.9 文献识别码: A 文章编号:1005-0167(2018)07-0017-09

## 一、研究背景

当今经济全球化、自由化以及区域一体化的趋势,使得世界各国和地区之间的联系越加频繁和紧密,金融市场之间的相互影响和相互依赖程度与日俱增。受经济合作频繁的影响,以及传导渠道的增加,不同市场之间的信息传导和交流的速度也迅猛发展,不同国家或者地区之间的金融市场表现出了整体联动的发展动态。

改革开放以来,中国内地经济与世界各地的经济贸易联系越来越密切,借助于地缘优势,中国内地与香港、台湾地区间的经贸联系和资本流动更甚活

跃,而在国际贸易活动中,外汇因素显得尤为重要。近年来,随着人民币离岸市场的迅速发展,三个地区汇率彼此间的相互影响的程度越来越大,三个地区间的经济贸易和资本流动的效率或成本易受汇率的变动影响。因而有必要对三个地区汇率间的联动关系进行研究以防控风险。

文章通过选取人民币汇率、港币汇率以及新台币汇率来分析近年来中国内地、香港以及台湾地区间货币汇率的联动效应,并且分析国际重大事件对三者汇率联动性的影响。对于金融当局提高人民币区域一体化、加快人民币国际化进程以及投资者的风险防范具有重要的理论与现实意义。

**基金项目:**2012年国家自然科学基金项目“基于已实现测量非参数的金融资产跳跃行为研究”(71171056);2015年国家自然科学基金项目“基于微观视角的货币政策组合非对称传导效应研究”(71473039);2017年福建省社科规划重大项目“国际股市高阶矩风险联动性及动态风险规避测量研究:基于小波一矩模型的视角”(FJ2017Z006);2017年福建省自然科学基金项目“矩风险框架下的中国股市与国际性股市联动效应及动态风险规避测量研究:基于小波一矩模型的视角”(2017J01518)研究成果。

**作者简介:**唐 勇(1970-),男,江苏淮安人,福州大学经济与管理学院教授,福建省金融科技创新重点实验室副主任,博士,博士生导师,研究方向:金融市场复杂性;

钟 莉(1994-),女,福建南平人,福州大学经济与管理学院研究生,研究方向:金融市场复杂性。

朱鹏飞(1991-),男,浙江绍兴人,福州大学经济与管理学院博士研究生,研究方向:金融市场复杂性。

<sup>1</sup> 文中出现的香港、台湾均指中国香港地区和中国台湾地区,下文不再赘述。

<sup>2</sup> 文中出现的人民币汇率、港币汇率以及新台币汇率均指美元兑人民币汇率、美元兑港币汇率以及美元兑新台币汇率,下文不再赘述。

## 二、文献综述

联动(Comovement或Co-movement)是用于刻画变量之间的相互关系,具体指一个变量的变动,常常会导致另一个变量也随之变动的现象,并且这种伴随运动是一种共有的运动,这种关系包括相关关系、因果关系、溢出效应、风险传染性等。Baur(2004)给出了联动的定义和数学证明,认为联动是用来刻画变量在不同时-频率上的相关关系。曾志坚(2009)将不同金融资产间价格产生的联动称为联动效应,认为金融资产的价格不仅受自身的前期价格的影响,还会因为投资者和投机者的交易行为导致该金融资产也会受到其他金融资产价格的影响。伴随着经济金融全球化日益加深,各国或者各区域之间的经济贸易往来关系愈来愈紧密,越来越频繁的资本跨境流动增大了汇率市场的波动,进而加大了外汇市场风险传染。因而在汇率间的联动性方面,国内外已有不少学者进行了相关研究,并且取得了相当丰富的成果。

国外学者最先关注汇率的联动性,随着计量方法的不断创新,其研究成果颇为丰富。Abdalla和Murinde(1997)通过VAR模型分析了印度、韩国、巴基斯坦和菲律宾汇率和股票价格之间的关系。发现除了菲律宾以外,其他国家的汇率对股票价格存在着单向因果关系。Engle等人(1990)利用GARCH模型证明了外汇市场间存在波动溢出关系。Dene和Rolando(2001)采用方差分解方法(VDC)和脉冲响应函数发现了印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡和泰国货币的汇率存在联动关系。Carlos(2003)采用DCC-GARCH方法研究了菲律宾利率与汇率之间的相关性,结果表明二者间的相关性不稳定,相关性的结构突变被认为受是政策或外部冲击事件的影响。Keskin等人(2011)运用最小生成树(Minimum Spanning Tree, MST)和层次树(Hierarchical Tree, HT)方法构建出了34种货币汇率的网络拓扑结构图,发现汇率市场间存在联动效应,并且联动性较强的货币对通常具有区域相近这一特征。Cao(2012)利用TVP-VAR模型考察了人民币利率和汇率对股市的影响,得出短期内股票价格对汇率变动较为敏感,危机时对利率变

动较敏感,长期上利率对股市的影响十分有限,且人民币升值对股市产生利好效应。Aloui and Aissa(2013)用Copula-GARCH方法研究原油价格与美元汇率之间的相依结构,结果表明几乎所有石油和汇率间具有显著对称的尾部相依性,原油价格上涨与美元贬值有关。Qin等人(2015)运用多重分形方法考察了人民币汇率制度改革对人民币在岸市场与香港离岸市场的有效性,结果表明,2005年7月21日的汇改对人民币兑美元汇率的短期影响较大,2010年6月19日的汇改则产生了长期影响,提高人民币兑美元和人民币兑港元市场的效率,并且香港离岸市场的运作效率更高。Mensi(2017)基于VMD-Copula-CoVaR研究了石油与汇率间的相依结构,结果表明,在短期和中期内,石油和汇率间存在动态的较高的尾部相依性,并且部分国家石油对汇率的风险溢出具有不对称性。Afshan和Sharif(2018)通过小波方法研究了巴基斯坦股票价格和汇率之间的相关关系,发现股价和汇率在长期上存在双向的因果关系。

国内学者关于人民币与其他国家(地区)货币汇率的联动性研究主要集中于以下两个方面:一是关于人民币能否成为区域内一篮子货币中的“货币锚”。方霞和陈志昂(2009)采用G-PPP模型,研究了人民币在东亚区域内是否具有“货币锚”的特征,结果表明,在金融危机前东亚区域的货币锚为美元,而危机后人民币具有成为东亚区域的货币锚的趋势。王倩(2011)基于外部货币模型估计了人民币在东亚区域货币篮子中的权重,得出东亚区域在未来锚货币的选择中,人民币有望成为东亚区域内的货币锚。杨雪峰(2015)研究了人民币能否成为亚洲区域货币篮子中的“货币锚”,发现人民币在中期内不会成为亚洲区域的单一货币锚,人民币可能更多的是以“混合驻锚”(即人民币和美元为锚)的形式成为在亚洲区域内的“货币锚”。杨荣海和李亚波(2017)分析资本账户开放对人民币“货币锚”地位的影响,发现人民币已经成为与我国有紧密的经济贸易关系的国家的隐形“货币锚”,此外,资本账户开放能够提高人民币作为“货币锚”的地位。二是研究人民币汇率与其他国家(地区)货币汇率的联动关系。周先平和李标(2013)采用VAR-MVGARCH模

型来刻画人民币对 12 种外币境内外即期汇率间的联动性,结果显示,大多外币对在岸、离岸人民币汇率升(贬)值的影响远大于离岸人民币汇率升(贬)值对在岸人民币汇率升(贬)值的影响,且不存在货币对境内外即期汇率存在交互的波动溢出效应。王中昭和杨文(2014)构建 VAR-DCC-MVGARCH 模型和结构突变模型分析了中国与东盟国家货币汇率的相关性,发现人民币汇率的短期波动会对东盟国家货币汇率产生影响,但影响较小且不具有持续性,人民币与东盟国家汇率的时变相关性中存在结构突变,但未能改变我国带动东盟国家货币汇率升值的趋势。阙澄宇和马斌(2015)运用 VAR-GJR-MGARCH-BEKK 研究在岸与离岸市场人民币即期汇率、远期汇率、即期和远期汇率间的溢出效应、非对称效应,发现所有市场的人民币汇率间的汇率波动都存在溢出效应以及非对称性,除即期市场汇率外,在岸与离岸市场上不同交易期限汇率间存在溢出效应以及非对称性,且离岸市场对在岸市场汇率的影响更大。尹力博和吴优(2017)运用溢出指数研究离岸人民币与中国周边国家(地区)货币汇率的溢出效应,发现离岸人民币较在岸人民币更具有区域影响力,此外新加坡元、新台币与韩元对离岸人民币汇率的溢出效应较大。蔡彤娟和林润红(2018)基于 VAR-DCC-MVGARCH-BEKK 研究了人民币对“一带一路”主要国家货币汇率的联动性,发现人民币汇率波动对“一带一路”主要国家货币汇率存在显著的均值溢出效应、正的时变相关性以及波动溢出效应,但波动溢出的持续性不强。

综合上述文献,本文认为国内实证研究的不足主要有以下两点:第一,金融市场间往往呈现非线性相关特征,而传统的 VAR 模型的参数是固定的,不能反映金融数据的非线性特征。近年来,中国内地、香港、台湾地区间经济贸易关系愈加密切,而汇率是影响经济贸易的重要因素之一,因而有必要厘清三个地区间汇率的联动关系,但国内外文献关于汇率的研究却鲜有涉及到三个地区间汇率的联动性。第二,国内相关文献对于汇率市场间的联动性研究主要集中在宏观概貌上,却鲜有分析不同国际重大事件冲击对联动性的差异化影响的。

鉴于此,本文研究的创新点如下:(1)采用时变参数的 TVP-VAR 模型,利用具有非线性和时变特征的等间距脉冲响应函数和时点脉冲响应函数,从动态化视角分析中国内地、香港、台湾间汇率联动性。(2)相较于以往文献而言,本文对不同国际重大事件前后三个汇率市场间的联动性进行分析,谋求探究其复杂运行规律和阶段性特征。

### 三、研究模型

Nakajima(2011)在结构性 VAR(SVAR)的基础上提出了一套新的算法,即 TVP-VAR 模型,其最大的优点在于允许系数、方差、协方差均为时变,能够对于经济结构渐变过程及时地进行描述,以捕捉各变量之间的非线性结构变动,在对联动性进行研究时具有较好的刻画能力。

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, t = s+1 \dots n \\ x_t &= I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s}) \\ A_t \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k1,t} & \dots & \alpha_{k,k-1,t} & 1 \end{bmatrix}, \Sigma_t \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{k,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $y_t$  是一个  $K \times 1$  维的可观向量,  $\otimes$  为克罗内乘积(Kronecker),  $s$  为滞后阶数, 系数为  $\beta_t$ , 联立参数矩阵  $A_t^{-1}$ 、随机波动的协方差  $\Sigma_t$  具有时变性, 时变矩阵  $A_t$  随时间变化, 即第  $i$  个变量的冲击对第  $j$  个变量的影响是随时间变化的。根据 Primiceri(2005) 和 Nakajima(2011) 的处理方法, 假定  $A_t^{-1}$  和  $\Sigma_t$  分别为下三角矩阵和对角矩阵, 使为下三角矩阵中非 0 和 1 的元素堆叠为一列向量  $\alpha_t = (\alpha_{21,t}, \alpha_{31,t}, \alpha_{32,t}, \alpha_{41,t}, \dots, \alpha_{k,k-1,t})'$ , 令  $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ , 其中  $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j = 1, \dots, k$ 。根据 Primiceri(2005) 假设模型的时变参数的变化过程满足以下形式的随机游走过程,  $\beta_t$ 、 $\alpha_t$ 、 $h_t$  分别表示系数、结构信息及波动性的变化系列, 如下:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + \mu_{\beta t}, \alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha t}, h_{t+1} = h_t + \mu_{ht} \\ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{ht} \end{pmatrix} &\sim N \left( 0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

其中,  $t=s+1,\dots,n$ ,  $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$ ,  $\alpha_{s+1} \sim N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$ ,

$h_{s+1} \sim N(\mu_{h0}, \Sigma_{h0})$ , 表明时变参数  $\beta_t$ 、 $\alpha_t$ 、 $h_t$  间的新信息冲击是不相关的。此外, 假定  $\Sigma_\beta$ 、 $\Sigma_\alpha$ 、 $\Sigma_h$  均为对角矩阵。

由于 TVP-VAR 模型中引入了随机波动, 为了克服非线性带来的似然函数难以估计的问题, 采用马尔科夫蒙特拉洛 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 方法来对 TVP-VAR 模型进行估计。该方法令  $y=\{y_t\}_{t=1}^n$ ,  $\omega=(\Sigma_\beta, \Sigma_\alpha, \Sigma_h)$ , 其中,  $\pi(\omega)$  为  $\omega$  的先验概率密度。若观测到数据  $y$ , 则可以通过 MCMC 方法中的 Gibbs 抽样方法, 对后验分布  $\pi(\beta, \alpha, \gamma, \omega | y)$  中进行抽样。其算法如下: (1) 初始化  $\beta, \alpha, h, \omega$ ; (2) 从条件后验分布  $\pi(\beta | \alpha, h, \Sigma_\beta, y)$  中抽取  $\beta$ ; (3) 从条件后验分布  $\pi(\Sigma_\beta | \beta)$  中抽取  $\Sigma_\beta$ ; (4) 从条件后验分布  $\pi(\alpha | \beta, h, \Sigma_\alpha, y)$  中抽取  $\alpha$ ; (5) 从条件后验分布  $\pi(\Sigma_\alpha | \alpha)$  中抽取  $\Sigma_\alpha$ ; (6) 从条件后验分布  $\pi(h | \beta, \alpha, \Sigma_h, y)$  中抽取  $h$ ; (7) 从条件后验分布  $\pi(\Sigma_h | h)$  中抽取  $\Sigma_h$ ; (8) 返回到步骤 (2), 重新抽样。在所有参数被估计出来以后, 就可以计算脉冲响应函数。

## 四、数据来源与实证结果

### (一) 数据选取与处理

文章选取人民币汇率 (CNY)、港币汇率 (HKD) 以及新台币汇率 (TWD) 作为研究对象来分析中国内地、香港以及台湾地区汇率之间的联动关系, 三种货币汇率以美元为计价货币。由于 2005 年 7 月 21 日, 启动人民币汇率改革, 采用了在市场供求关系的基础上以一揽子货币进行调节的, 有管理的人民币浮动汇率制度, 因此本章选取的时间范围从 2005 年 8 月开始, 此时人民币不再单一的盯住美元, 汇率的

波动更能体现市场的供求关系, 更具有市场化性质。因此本文数据选取区间为 2005 年 8 月至 2018 年 3 月, 删除非共同交易日, 共 151 个交易数据, 数据来源于 Wind 金融数据库。

为了消除时间序列可能存在的异方差对模型的影响, 本文将对各原始时间序列进行对数差分处理。计算公式为:  $R_{i,t} = (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) \times 100\%$

其中,  $R_{i,t}$  为第  $i$  个变量在  $t$  时刻的汇率收益率;  $P_{i,t}$  为第  $i$  个变量在  $t$  时刻的汇率;  $P_{i,t-1}$  为第  $i$  个变量在  $t-1$  时刻的汇率。对数收益率序列的描述统计结果如表 1。

表 1 收益率序列的描述性统计结果

| 变量  | 均值      | 标准差    | 偏度      | 峰度      | JB 值      | P      | ADF 值       |
|-----|---------|--------|---------|---------|-----------|--------|-------------|
| CNY | -0.0017 | 0.0071 | 1.3786  | 15.3087 | 1001.0460 | 0.0000 | -9.2116***  |
| HKD | 0.0001  | 0.0013 | -0.1517 | 6.3153  | 33.7935   | 0.0000 | -11.6179*** |
| TWD | -0.0008 | 0.0147 | -0.1381 | 5.9165  | 25.3212   | 0.0000 | -10.6922*** |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著。JB 统计量的原假设是样本序列服从正态分布。ADF 三种检验结论一致, 此处只给出包含常数项的检验结果。

从表 1 中可知, 人民币汇率的收益率右偏, 港币汇率和新台币汇率左偏, 三个收益率序列的峰度  $K > 3$ , 表明收益率序列具有明显的“尖峰厚尾”的特性, JB 值都远大于其临界值, 其伴随概率的值均小于 1%, 拒绝原假设, 表明收益率序列在 1% 的置信水平下不服从正态分布。此外 ADF 单位根检验结果表明各个序列皆拒绝原假设, 各个序列都是平稳的。

### (二) TVP-VAR 模型估计

按照 Nakajima 的方法对 TVP-VAR 模型进行参数估计, 模型的滞后阶数根据 AIC 准则、SC 准则选择滞后 2 阶, 由于篇幅有限, 文章省略了滞后阶数的选择和判定过程, 如有兴趣可向作者索取。根据 TVP-VAR 模型的运用, 利用 MCMC 算法对数据先进行 1000 次的预模拟, 根据模型规则, 在接下来对数据进行 10000 次的有效抽样, 先要排除预模拟的样本, 这样才能确保初值选取不受样本点的依赖。其估计结果见表 2。表 2 是 TVP-VAR 待估参数值的后验均值、后验标准差、95% 置信区间、Geweke 的 CD 收敛诊断值和无效因子 (Inefficiency Factors)。Geweke 的 CD 收敛诊断值和无效影响因子可用来判断利用 MCMC 算法进行模拟是否收敛。在 5% 的显

著性水平下,六个参数的 Geweke 的 CD 收敛诊断值均小于 1.96, 六个参数的估计结果的无效因子都较小(均小于 58.82), 表明至少可以得到 170 个不相关的样本( $10000/58.82 \approx 170$ ), 这些样本量足以进行后验推断, 因此利用 MCMC 算法进行估计是有效的。

表 2 TVP-VAR 参数估计结果

| 参数  | 均值     | 标准差    | 95% 置信区间         | Geweke | 无效因子  |
|-----|--------|--------|------------------|--------|-------|
| sb1 | 0.0023 | 0.0002 | [0.0019, 0.0026] | 0.041  | 5.51  |
| sb2 | 0.0023 | 0.0002 | [0.0019, 0.0028] | 0.003  | 5.70  |
| sa1 | 0.0056 | 0.0017 | [0.0033, 0.0100] | 0.296  | 46.12 |
| sa2 | 0.0055 | 0.0015 | [0.0033, 0.0091] | 0.069  | 58.82 |
| sh1 | 0.4741 | 0.0979 | [0.3063, 0.6917] | 0.137  | 28.10 |
| sh2 | 0.4389 | 0.1113 | [0.2503, 0.6750] | 0.346  | 36.79 |

注: 假设参数  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $h$  均服从随机游走过程, 表中 (sb)i、(sa)i、(sh)i 代表扰动项的协方差矩阵中的对角线元素。

TVP-VAR 模型会产生两种脉冲响应函数, 分别为等间隔脉冲响应函数和时点脉冲响应函数, 由于 TVP-VAR 模型具有时变性, 因而 TVP-VAR 模型产生的两种脉冲响应函数也具有时变特征。等间隔脉冲响应函数是分析脉冲响应函数的时变性, 时点脉冲响应函数是分析在所选择的时点上模型变量对结构冲击的响应状况。

### (三) 等间隔脉冲响应分析

图 1 反映的是在每一个时点对解释变量一个正向冲击形成脉冲响应的时间序列, 等间隔脉冲响应函数选取了 1 个月、2 个月、3 个月的冲击影响时间约束, 分别表示短期、中期和长期时间约束。

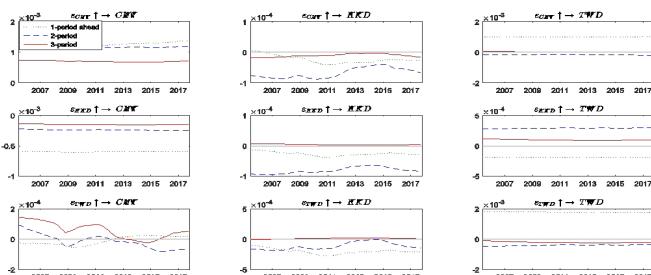


图 1 汇率等间隔脉冲响应函数

#### 1. 人民币汇率的脉冲响应(见图 1 第 1 列)

(1) 从人民币汇率对港币汇率脉冲响应函数图中可以发现, 港币汇率对人民币汇率的冲击无论在方向上还是大小上都处于一个较为稳定的状态, 表明港币汇率对人民币汇率的冲击不存在结构性变换, 滞后 1 个月、2 个月、3 个月的港币汇率对人民币汇

率的冲击始终为负, 且在滞后 1 个月时二者的联动性最显著, 表明港币汇率的贬值(即美元兑港币汇率的增加, 相当于港币汇率贬值, 下文同)也会带动人民币汇率持续升值。这或是由于短期内港币汇率贬值预期导致香港金融资本流入内地, 进而对人民币汇率产生升值压力。

(2) 从人民币汇率对新台币汇率脉冲响应函数图中发现, 滞后 1 个月的脉冲响应曲线在 2013 年之前为负, 在 2013 年之后为正, 但新台币汇率对人民币汇率在短期时的影响较小。

滞后 2 个月的脉冲响应曲线在 2008 年之前为正, 但新台币汇率对人民币汇率的正向冲击逐渐变小, 这主要是由于 2005 年的人民币汇改以及 2007 年放宽了人民币兑美元的浮动区间, 当新台币汇率出现贬值时, 而人民币汇率是参照一揽子货币进行调节与管理, 人民币汇率受诸多因素的影响, 新台币汇率在一揽子货币中的权重变小, 导致新台币汇率对人民币汇率的冲击变小。随后 2008 年至 2010 年为负, 这可能是由于 2008 年金融危机以及随后 2009 年 12 月的欧债主权危机的爆发, 投资者对金融市场产生了未来不确定的心理恐慌, 对市场的信心不足, 所以当新台币汇率出现预期贬值时, 寻求避险的投资者和企业增多, 进而引起台湾资金流入内地, 使得人民币汇率产生升值压力。2010 年至 2012 年为正, 并且新台币汇率对人民币汇率的冲击较小, 这主要是由于 2010 年央行再次启动人民币汇率改革的缘故。2012 年之后为负, 新台币汇率对人民币汇率的影响逐渐增加, 这或是由于通过贸易渠道传染, 随着海峡两岸经贸关系的迅速发展, 两岸间贸易的依存度也越来越高, 当新台币汇率贬值时, 增加了台湾地区商品出口优势, 进而刺激中国内地对其商品的进口, 进口增长表明内地内需增长, 实体经济回暖对人民币汇率产生升值压力。

滞后 3 个月的脉冲响应曲线在为正, 表明新台币汇率贬值会引起人民币汇率贬值, 但脉冲响应函数曲线总体上呈一个下降趋势, 新台币汇率对人民币汇率的正向冲击逐渐变小, 这主要是人民币汇改以及人民币国际化的进程的不断加快与深化, 使得人民币受到更多影响, 因而在长期时新台币汇率对人民币汇率的影响逐渐变小。

## 2. 港币汇率的脉冲响应(见图1第2列)

(1)从港币汇率对人民币汇率脉冲响应函数图中可以发现,滞后1个月、2个月、3个月的港币汇率对人民币汇率冲击的脉冲响应函数始终为负,表明人民币汇率的贬值会促进港币汇率的升值。

1个月的脉冲响应函数曲线在2005年8月即开始呈现下降趋势,随后在2015年后维持在一个相对稳定的水平上,这或是投资者的“财富效应”“心理预期效应”引起的。人民币汇率贬值意味着港币汇率升值,使得热钱或是金融资本流入香港外汇市场,对港币汇率产生升值压力。

2个月脉冲响应函数曲线2012年之前保持在一个较为稳定的水平内小幅波动,在2012年后上升,在2015年达到最高点,随后曲线又小幅下降,表明在不同时期人民币汇率对港币汇率产生的影响存在差异。2个月的脉冲响应为负主要是由于中国内地与香港地区之间存在着紧密的贸易关系,其中主要是指转口贸易,当人民币汇率贬值时,降低内地商品价格,增强内地商品的国际竞争力,因而香港增加从内地的转出口,引起香港外汇市场上美元供给增加,从而对港币汇率产生升值压力;而人民币汇率贬值时,又会通过转进口贸易使得港币汇率产生贬值压力。但是香港和中国内地的转口贸易中出口大于进口规模,因此人民币汇率贬值对港币汇率升值压力更大。近年来由于世界经济金融一体化、自由化的进程加快,香港作为国际金融中心之一,港币汇率受到越来越多因素的影响,因而港币汇率受对人民币汇率冲击的影响降低了。

3个月脉冲响应函数曲线总体上呈一个上升趋势,表明在长期上人民币汇率对港币汇率的影响有限。

(2)从港币汇率对新台币汇率脉冲响应函数图中可以看出,滞后1个月的脉冲响应曲线为负,表明新台币汇率贬值会对港币汇率产生升值压力。其脉冲响应函数曲线自2005年开始有小幅的下降,直到2011年达到最低点,2011年之后短期脉冲响应函数曲线缓慢上涨。其中最主要的原因在于美国次贷危机、欧债危机以及美国的量化宽松政策等利空消息的刺激下,造成美元和欧元两个主要货币汇率双双贬值,欧美市场投资环境不佳,出现了信用债危机,

投资者对欧美市场看淡,转而将资金投向亚洲新兴市场,因而当新台币汇率出现贬值时,国际热钱纷纷涌进香港和中国内地这两个市场,因而导致港币汇率升值。随后全球经济复苏,并且受美联储退出QE政策、美联储加息以及美国税改落地等事件导致投资于亚洲新兴市场的大批热钱逐步退出亚洲新兴市场,资本外流的压力也随之大增,所以新台币汇率贬值对港币汇率的影响变小。

新台币汇率对港币汇率的2个月脉冲响应函数曲线为负,表示在中期时新台币汇率的贬值会引起港币汇率产生升值压力,在2005年至2011年保持在一个相对稳定的数值上下小幅波动,脉冲响应函数曲线在2011年后开始上升,直到2015年达到最高点,随后开始下降,并且中期港币汇率受新台币汇率的冲击小于短期的影响。而滞后3个月的长期脉冲响应函数曲线基本处于零线的位置上,表示港币汇率受新台币汇率的冲击的影响有限。

## 3. 新台币汇率的脉冲响应(见图1第3列)

(1)从新台币汇率对人民币汇率脉冲响应函数图中可以看出,新台币汇率对人民币汇率冲击的方向和大小处于基本上处于一个稳定的状态,说明新台币汇率对人民币汇率的冲击不存在结构性变换。滞后1个月的脉冲响应曲线为正,表明人民币汇率贬值会对新台币汇率产生贬值压力。这主要是由于自从改革开放以来,两岸的经济贸易关系越来越紧密,尤其是在海峡两岸在2008年实现“大三通”以及2010年签订了《海峡两岸经济合作框架协议》等文件,海峡两岸间的贸易依存度也越来越高,并且内地多年保持为台湾最大的出口市场之一。

因而当人民币汇率出现贬值时,相当于台湾商品价格上涨,内地会减少从台湾进口,台湾对外贸易的外汇收入大幅减少,即台湾外汇市场上美元供给减少,需求上涨,对新台币汇率产生贬值压力。滞后2个月和3个月的脉冲响应曲线几乎接近于0,表明在中长期人民币汇率的贬值对新台币汇率产生的影响有限。

(2)从新台币汇率对港币汇率脉冲响应函数图中可以看出,滞后1个月的脉冲响应曲线为负,港币汇率的贬值会对新台币汇率产生升值压力,这主要原因是由前文提到的投资者的“财富效应”“心理

预期效应”引起的。

滞后 2 和 3 个月的脉冲响应曲线为正，表明港币汇率的贬值会对新台币产生贬值压力。这可能是由于“资本流动说”引起的，当港币汇率贬值时，香港的金融资本部分可能会流向台湾，以期可以获得更大的收益，引起台湾外汇市场上美元供给增多，因而导致新台币汇率产生贬值压力。

#### (四) 时点脉冲响应分析

图 2 为国际重大事件冲击下中国内地、香港、台湾汇率的时点脉冲响应函数，图中短虚线为 2007 年 4 月 4 日次贷危机爆发时间，长虚线为 2009 年 12 月 8 日欧洲主权债务危机的爆发时间，实线为 2016 年 6 月 24 日英国宣布脱欧的时间点。

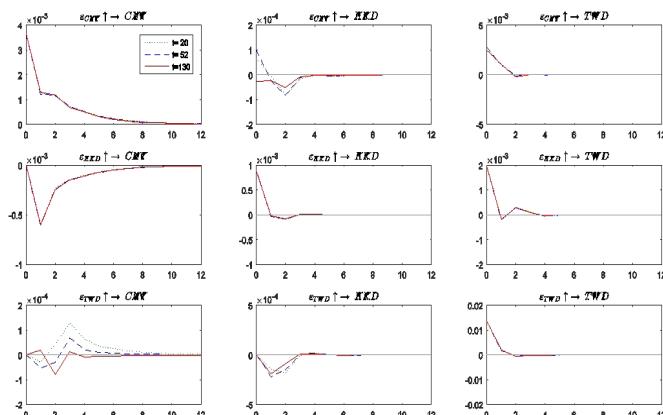


图 2 国际重大事件冲击下中国内地、香港、台湾汇率的时点脉冲响应函数

如图 2 所示，给人民币汇率一个正向的冲击（即给美元兑人民币汇率正向冲击，相当于人民币贬值，下文同），在次贷危机、欧债危机期间，人民币汇率波动冲击会对港币汇率和新台币汇率产生瞬时的正向影响，港币汇率迅速减弱至第 2 期的最大的负向影响，随后影响迅速减弱，到第 4 期逐渐趋于零。而新台币汇率迅速减弱至第 2 期趋近于 0，主要是由于在次贷危机和欧债危机期间，人民币重新盯住美元，短期内导致波动幅度大增。在英国脱欧期间，人民币汇率冲击对港币汇率产生短期的负向的瞬时冲击，随后逐渐趋于 0，人民币汇率冲击对新台币汇率产生瞬时的短期正向冲击，随后迅速减弱为 0，主要原因是在次贷危机和欧债危机后，整个金融市场疲软，市场上的投资者对市场保持着谨小慎微的态度，所以

英国脱欧事件发生时，短期上国内金融市场受到信息影响动荡加剧，但很快金融市场进行了调整和修复。因此英国脱欧期间，人民币汇率波动冲击只给港币和新台币带来短期的瞬时波动。

给港币汇率一个正向的冲击，在次贷危机、欧债危机以及英国脱欧期间，三个不同时间点脉冲响应函数走势不存在明显的差异，意味着经济变量间的作用机制未发生了结构性的变化。港币汇率冲击对人民币汇率产生负的滞后影响，而对新台币汇率产生正向瞬时影响，但其影响小于对人民币汇率的影响，其主要原因在于香港是一个成熟的国际金融市场，相比于台湾金融市场，香港的金融市场对信息反应的速度更快。国际市场上重大的金融事件几乎都是由香港金融市场间接传染到内地金融市场，并且由于内地政府干预金融市场政策的时滞性，导致这些重大事件造成的风险在内地市场蔓延，因而港币汇率冲击会对人民币汇率产生滞后效应。

给新台币汇率一个正向的冲击，在次贷危机、欧债危机期间，新台币汇率波动冲击会对人民币汇率产生的短期负向影响，时点脉冲响应函数曲线迅速上升至第 3 期达到最大的正向影响，随后影响迅速减弱，到第 8 期逐渐趋于零。新台币汇率波动冲击会对港币汇率产生瞬时的负向影响，港币汇率迅速减弱至第 2 期的最大的负向影响，随后影响迅速减弱，到第 3 期逐渐趋于零，且其影响小于新台币冲击对人民币汇率的影响。短期的负向冲击主要是受金融危机下投资者心理恐慌、短视投资行为以及国际热钱投机等影响，而在中长期主要是受“经济基础传染”的影响，由于中国内地和台湾存在着紧密的经贸关系，因而台湾汇率波动对人民币汇率产生较大的波动。在英国脱欧期间，新台币汇率的冲击对人民币汇率冲击在第 1 期达到最大正向影响，第 2 期减弱后达到最大负向影响，随后逐步趋于零。而对港币汇率的冲击在第 1 期达到最大的负向影响，随后逐渐减少，直到第 3 期趋向于 0。与次贷危机以及欧债危机相比较，英国脱欧期间新台币汇率冲击对人民币和港币汇率的影响较小，这主要是由于台湾与英国之间贸易往来和经济交易甚少，因此英国脱欧对台湾汇市的影响并未强烈，再加上台湾央行的

干预，对内地、香港汇市影响小。

## 五、结论与政策建议

### (一) 结论

在中国内地、香港、台湾经济贸易政策逐步开放，经贸活动越加频繁的背景下，本文以 2005 年 8 月至 2018 年 3 月的中国内地、香港、台湾汇率即人民币汇率、港币汇率和新台币汇率为研究对象，运用 TVP-VAR 模型的实证方法来研究两岸三地汇率的时变联动效应，结果显示：

- 人民币汇率、港币汇率、新台币汇率两两间存在时变且复杂的联动关系

在短、中、长期上，人民币汇率和港币汇率的贬值均能对彼此产生升值的影响。人民币汇率贬值在短期上对新台币汇率产生升值影响，而中、长期影响趋于 0，新台币汇率贬值在不同的经济环境下会对人民币汇率产生不同的影响。港币汇率贬值在短期上会对新台币汇率产生升值压力，而中、长期则相反。新台币汇率贬值在短、中期会对港币汇率产生升值压力，而在长期对港币汇率的影响有限。三者汇率间的联动性的变化主要是受国内经济政策制度以及美元汇率走势的影响。

- 国际金融事件均对中国内地、香港、台湾汇率造成传染效应

三个重要的国际金融事件都对中国内地、香港、

台湾汇率造成传染效应，并且美国次贷危机和欧债危机对三者汇率造成的影响明显大于英国脱欧事件带来的影响。在人民币国际化进程加快的今天，美元和欧元这两个国际主要货币仍是影响两岸三地汇率波动的重要因素。

### (二) 政策建议

针对上述的实证结果，为了防范我国汇率风险，加快人民汇率国际化以及中国内地、香港、台湾地区的区域的一体化，本文提出以下政策建议：

#### 1. 深化人民币汇率形成机制改革

逐步开放我国资本账户，进一步提高人民币汇率的弹性，渐进式地扩大人民币汇率的波动幅度，使得人民币汇率在合理的市场均衡水平上保持基本稳定，既能满足市场的实际需求，促进经济发展，又能够将汇率风险控制在一定范围内，进而有利于推进人民币市场化、国际化。

#### 2. 建立中国内地、香港、台湾这三个外汇市场间的汇率协调机制

通过建立汇率协调机制来实现三个地区汇率稳定的目标，实现经济均衡稳定发展，进而能够抵抗国内外金融市场带来的负面冲击的影响，以促进两岸三地经济一体化和区域一体化。

#### 3. 加快人民币离岸市场的建设与完善

加快人民币离岸市场的建设与完善的步伐，有利于增加两岸三地间的货币交流，以便于降低地区间贸易的汇率风险。

### 参考文献：

- [1]曾志坚,徐迪,谢赤.金融危机影响下证券市场联动效应研究[J].管理评论,2009(2):33-39+91.
- [2]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(4):57-69.
- [3]王倩.东亚经济体汇率的锚货币及汇率制度弹性检验——基于新外部货币模型的实证分析[J].国际金融研究,2011(11):30-38.
- [4]杨雪峰.人民币会成为亚洲区域内的货币锚吗?——基于东南亚国家的实证检验[J].世界经济研究,2015(05):23-29+127.
- [5]杨荣海,李亚波.资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析[J].经济研究,2017(1):134-148.
- [6]周先平,李标.境内外人民币即期汇率的联动关系——基于VAR-MVGARCH的实证分析[J].国际金融研究,2013(5):4-14.
- [7]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.
- [8]阙澄宇,马斌.人民币在岸与离岸市场汇率的非对称溢出效应——基于VAR-GJR-MGARCH-BEKK模型的经验证据[J].国际金融研究,2015(7):21-32.
- [9]尹力博,吴优.离岸人民币区域影响力研究——基于信息溢出的视角[J].金融研究,2017(8):1-18.
- [10]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 Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

- [11]Baur D G. What is Co-movement[J]. Social Science Electronic Publishing, 2004, 36(7):365-378.
- [12]Abdalla I S A,Murinde V. Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines[J]. Applied Financial Economics ,1997(7) :25—35.
- [13]Engle R F, Ito T, Lin W L. Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market[J]. Econometrica, 1990, 58(3):525-542.
- [14]Dene T. Hurley & Rolando A. Santos. Exchange rate volatility and the role of regional currency linkages: the ASEAN case[J]. Applied Economics , 2001 , 33 (15) :1991-1999.
- [15]Carlos C. Bautista. Interest rate-exchange rate dynamics in the Philippines: a DCC analysis[J]. Applied Economics Letters, 2003, 10(2):107-111.
- [16]Keskin M, Deviren B, Kocakaplan Y. Topology of the correlation networks among major currencies using hierarchical structure methods[J]. Physica A Statistical Mechanics & Its Applications, 2011, 390(4):719-730.
- [17]Cao G. Time-Varying Effects of Changes in the Interest Rate and the RMB Exchange Rate on the Stock Market of China: Evidence from the Long-Memory TVP-VAR Model[J]. Emerging Markets Finance & Trade, 2012, 48(sup2):230-248.
- [18]Aloui R, Aissa M S B, Nguyen D K. Conditional dependence structure between oil prices and exchange rates: A copula-GARCH approach[J]. Journal of International Money & Finance, 2013, 32(1):719-738.
- [19]Qin J, Lu X, Zhou Y, et al. The effectiveness of China's RMB exchange rate reforms: An insight from multifractal detrended fluctuation analysis[J]. Physica A Statistical Mechanics & Its Applications, 2015, 421:443-454.
- [20]Mensi W, Hammoudeh S, Shahzad S J H, et al. Oil and foreign exchange market tail dependence and risk spillovers for MENA, emerging and developed countries: VMD decomposition based copulas[J]. Energy Economics, 2017, 67.
- [21]Afshan S, Sharif A, Loganathan N, et al. Time-frequency causality between stock prices and exchange rates: Further evidences from cointegration and wavelet analysis[J]. Physica A Statistical Mechanics & Its Applications, 2017, 495.
- [22]Nakajima, J. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An overview of Methodology and Empirical Applications[J]. Monetary and Economic Studies, 2011 (29):107—142.
- [23]Primiceri, G. E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. Reviews of Economic Studies, 2005, 72(3):821-852.

## Interest rate Liberalization、Ownership Structure and Bank Risk-taking

**Abstract:** In allusion to the deficiency of existing research, TVP-VAR model based on time change was adopted to study the currency exchange rate linkage of China mainland, Hong Kong and Taiwan after the exchange rate system reform in 2005. The results show that there is a time-varying and complicated two-way linkage between the exchange rate of RMB, Hong Kong dollar and Taiwan dollar. The subprime crisis, the European debt crisis, and Brexit cause risk contagion of the exchange rate of the mainland, Hong Kong and Taiwan, and the impact of the US subprime mortgage crisis and the European debt crisis on the three is significantly greater than the impact of Brexit. The dollar and the euro are still important factors influencing the exchange rate volatility of China mainland, Hong Kong and Taiwan. Finally, the paper gives relevant policy Suggestions.

**Key words:** Exchange rate; TVP-VAR model; Co-movement

# 汇改后欧元兑人民币汇率与股价的联动性

张国庆<sup>①</sup> 孙雯琪<sup>②</sup>

(兰州大学 甘肃 兰州 730000)

**内容摘要** 人民币汇率在 2015 年“811 汇改”后,呈现双向波动性,不确定性加大。通过对股价与汇率的联动性研究,对防范金融市场风险以及维护市场稳定性具有一定现实意义。本文对使用“811 汇改”后沪深 300 指数和欧元兑人民币汇率相关数据进行实证分析,发现“811 汇改”以后,欧元兑人民币汇率和股指之间存在双向因果关系,并提出应当增强市场的汇率决定作用,不断增强人民币汇率双向弹性,进一步调整利率结构,加强跨境金融服务和市场心理预期的监管等建议。

**关键词** :“811”汇改 汇率 股价 联动效应

**中图分类号** F832.0   **文献标识码** A   **文章编号** :1003- 7977(2018)05- 0003- 06

DOI:10.16459/j.cnki.15-1370/f.2018.05.001

## 一、引言

中国人民银行为进一步深化汇率市场化,在 2015 年的 8 月 11 日再次实施了汇率改革。“811”汇率改革调整了人民币对美元汇率的中间价报价机制,同时参考了一篮子货币形成了汇率的双向形成机制。“811 汇改”后人民币汇率的中间价可以真实有效地反映当期外汇市场上的供求变化;但是汇率的双向波动性更加显著了,同时汇率弹性的加大带来了更多的不确定性;人民币汇率政策更具有规则性和公开性,汇改对人民币汇率形成机制的市场化,人民币汇率保持相对稳定以及引导人民币汇率的市场预期等方面起到了积极的作用。由于“811 汇改”使人民币汇率不再像以前一样单一受到美元汇率波动的影响,而是更多考虑其他货币的

作用。所以,在新汇率形成机制下,再次研究汇率和股价的联动性,通过对比研究结果有利于我们找出新的改革方向以及目前市场的不足之处,更好地维护金融市场的稳定。然而目前相关论文大多从美元兑人民币汇率角度围绕 2005 年的汇改数据研究,15 年汇改的相关研究还比较少,所以笔者创新地从欧元兑人民币汇率角度研究股汇市的关系。

## 二、文献综述

汇率和股价之间的研究最早来源于国外,理论成果最多的也是在国外,但是随着我国汇率市场化以及利率市场化的推进,越来越多的国内学者也逐渐进行这方面的相关研究,也取得了一些很不错的成果。就目前来说,进行汇率和股价相关性研究方面比较成熟的理论并不多,最为

① 张国庆(1978-),男,江苏徐州人,经济学博士,副教授,兰州大学经济学院硕士生导师,研究方向为虚拟经济和宏观经济。

② 孙雯琪(1994-),女,河南信阳人,兰州大学经济学院 2016 级金融学硕士,研究方向为宏观经济。

人所知的还是流量导向模型和股票导向模型。

流量导向模型是Dornbusch和Fisher(1980)提出的,这个模型强调了商品贸易市场和资产市场调整速度的差异性,重点关注经常账户与汇率动态行为的关系。他们认为,汇率波动会影响企业在国际贸易市场的竞争力,从而货币流动会打破经常账户平衡。而公司现金流因此受到影响最后会影响公司的股价。汇率对股价的影响还要考虑国内经济的开放度、贸易平衡以及心理预期等。

股票导向模型是由布朗森和弗兰克尔(1983)提出的,该模型将汇率政策引入汇率模型中,这个模型认为央行对资本的管制对汇率变动起关键作用。它认为汇率是由市场的供求决定的。股价上涨,外国投资者投资本国股市,外币换本币导致本币升值。同时,对本币的需求会带来国内利率的上升,资本再次流入,进入本币升值循环。

国内外学者也分别对此做过验证。Aggarwal(1981)通过1974~1978年月度数据,发现美国的股价和贸易加权汇率之间正相关而且短期更强。Soenen & Hennigar(1988)通过1974~1978数据发现美国股指和15种货币加权汇率之间存在负相关关系。Ma和Kao(1990)认为出口主导型的国家如果货币升值,将对证券市场有正的影响。R Dasril(1991)利用2003~2007年在印度尼西亚证券交易所和房地产业上市公司的数据,研究利润率、利率和汇率对印度尼西亚股票价格的影响,发现利润率、利率和汇率均与股价没有显著联系。Bahmani & Sohrabian(1992)认为美元有效汇率和标普500指数之间存在双向的因果关系。Abdalla&Murinde(1997)使用1985年到1994年的月度数据研究印度、韩国、巴基斯坦、菲律宾等新兴金融市场的外汇市场和股票市场的因果关系,发现菲律宾以外的国家都存在汇率到股价的单向因果关系。Murinde&Poshakwale(2004)使用1995年1月到1998年12月的数据,研究使用欧元前后匈牙利、捷克和波兰汇率和股价之间的关系,发现使用前匈牙利存在股价到汇率的单向格兰杰因,另外两个国家存在强烈的双向关系。欧元使

用后,三个国家均存在股价到汇率的单向因果关系。H Zhao(2010)使用1991年1月到2009年6月的月度数据,通过构建VAR和GARCH模型研究人民币实际有效汇率和股价之间的动态关系,发现两者之间并不存在稳定的长期均衡关系,但是存在双向波动溢出效应。Hamrita & Trifi(2011)使用1990年1月到2008年12月的月度数据,使用MODWT方法发现美国的汇率回报和股指收益在长期水平上是双向的关系。

国内对汇率与股市的研究主要从2005年人民币汇率机制改革之后。赵英杰(2006)选取2005年汇改后1个月和8个月的数据,发现汇改后1个月内,人民币对欧元汇率是股价变动的原因,人民币对美元和日元的汇率不是股价变动的原因,股价变动是人民币对美元、欧元和日元汇率变动的原因。汇改后8个月内,人民币对美元、欧元和日元的汇率与股价之间不存在协整和因果关系。陈佳(2008)利用2007~2008的数据发现,人民币对美元汇率与股价间存在远期正向关系,人民币对欧元汇率对股价的影响很微弱。陈蕾艳(2008)利用2005~2007的数据发现人民币汇率与上证综指之间不存在长期均衡关系,人民币汇率与股指之间短期因果关系因沪深两市而异。人民币汇率和上证A股、上证B股指数存在单向因果关系,深证综指、深证A股、B股指数与人民币汇率之间都没有因果关系。张兵、封思贤等人(2008)研究2005年汇率与股市在汇率制度改革后的传导机制,发现两者存在稳健的长期均衡的协整关系,并进一步发现汇率是房地产、金融、民航、石化、钢铁等板块指数的格兰杰因。庞晓波、艳会(2010)通过实证发现,上证综指从长期来看是人民币对日元汇率的格兰杰因,且两者存在负的相关性。

从以前学者的研究来看,多数研究外汇市场和股市主要都是采用实证分析方法,根据数据选取的时间、地点以及经济板块的不同,或者采用不同的计量模型方法,最后得出的结论也有差异。但是总体来看,随着经济开放程度的不同,研究结果是有着明显差别的。但是目前来看对于汇率与股价之间影响机制的理论研究是比较少的。

### 三、实证研究

在前面的文献综述和理论研究中已经说明了汇率和股价之间的传导机制，下面笔者参考黎瑾在《中国股市价格与人民币汇率联动性》中的方法，通过单位根检验、Johansen 协整检验、矢量误差修正模型、Granger 因果检验等，对 2015 年“811 汇改”后的欧元兑人民币汇率和股价之间的关系进行实证研究。

(一) 数据选取及处理。本文研究人民币汇率和股价之间的联动关系主要涉及两个变量：人民币汇率和股价。“811 汇改”后，人民币汇率制度由盯住单一美元转向参考一篮子货币，同时 2015 年 12 月 11 日中国外汇交易中心公布的 CFTES 货币篮子中美元、欧元和日元在篮子货币中的权重最大。本文人民币汇率变量选取了直接标价法下 CFTES 欧元兑人民币汇率，用 EURRMB 表示。因为沪深 300 指数是采用沪深两个证券市场的样本编制而成，覆盖沪深市场 70% 以上，比较能够代表我国证券市场的整体走势，所以股价变量采用沪深 300 指数，用 HS300 表示。数据采用“811”之后 2015 年 8 月 11 至 2017 年 10 月 27 日的日交易数据，为了保证两个变量数据范围一致，剔除了 5 月 27 日的汇率数据，并分别对变量进行了对数化处理以消除因为数量级差别太大带来的异方差问题。本文数据均来自国泰安、wind 数据库，作图及结果输出由 Eviews8.0 完成。

(二) 股价与汇率走势图。图 1 和图 2 分别是欧元兑人民币汇率走势图和沪深 300 指数的走势图，从图中，我们大致可以看出两者有一定联动性，但是具体如何，还需要进一步检验。

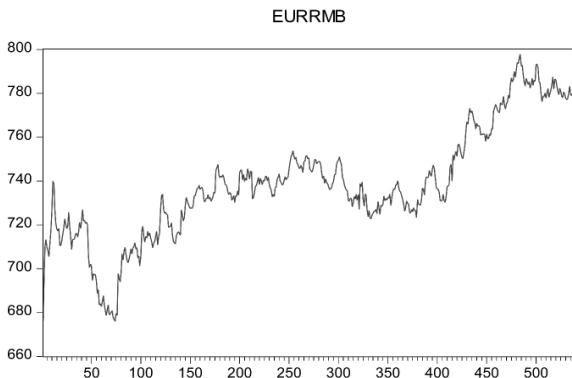


图 1 欧元兑人民币汇率走势图



图 2 沪深 300 指数走势图

(三) ADF 检验。因为我们搜集的经济类数据一般是非平稳的时间序列数据，在协整检验时相关的变量必须全都是同阶单整的变量，所以本文首先采用 ADF 单位根检验法去验证汇率和股价变量水平值和一阶差分值的平稳性。检验结果如表 1：

表 1 单位根 ADF 检验结果

| 变量        | T 统计量                    | 结论  | 变量          | T 统计量                    | 结论 |
|-----------|--------------------------|-----|-------------|--------------------------|----|
| LNHS 300  | -3.408052<br>(-3.975205) | 不平稳 | DlnHS 300   | -22.13920<br>(-3.975237) | 平稳 |
| LnEUR RMB | -3.330664<br>(-3.975205) | 不平稳 | DL-nEUR-RMB | -22.49880<br>(-3.975237) | 平稳 |

注：ADF 检验均使用的是 1% 的临界值。

ADF 检验中的原假设是被检测的序列含有单位根。从表 1 可以看到，各变量水平值的 ADF 统计量都是小于临界值的绝对值，而一阶差分的 ADF 统计量均大于临界值的绝对值，因此我们认为变量的原序列是不平稳的，它们的一阶差分序列是平稳的。

(四) Johansen 协整检验。本文使用 Eviews 软件，采用普遍使用的 Johansen 协整检验的方法进行协整分析，结果如表 2：

表 2 欧元兑人民币汇率与沪深 300 指数的协整结果  
Johansen 检验的迹检验

| 原假设 | 特征值      | 迹统计量     | 5% 临界值   | P 值    |
|-----|----------|----------|----------|--------|
| r=0 | 0.026810 | 15.55606 | 15.49471 | 0.0490 |
| r≤1 | 0.001954 | 1.044235 | 3.841466 | 0.3068 |

## Johansen 检验的最大特征值检验

| 原假设 | 特征值      | 最大特征值    | 5%临界值    | P 值    |
|-----|----------|----------|----------|--------|
| r=0 | 0.026810 | 14.51182 | 14.26460 | 0.0457 |
| r≤1 | 0.001954 | 1.044235 | 3.841466 | 0.3068 |

从结果来看,当 r=0 时,迹统计量、最大特征值均大于 5% 的临界值,所以拒绝原假设,两者之间不存在协整关系;当 r≤1 时,迹统计量、最大特征值均小于 5% 的临界值,所以这里接受原假设。综上,得出两个变量之间最多存在一个协整关系。所以,欧元兑人民币汇率与沪深 300 指数之间具有一个协整方程。两者的均衡关系如下:

$$\text{LNHS300} = 1.920853 \text{ LNEURRMB} \quad \text{或} \\ \text{LNEURRMB} = 0.520602 \text{ LNHS300}$$

从上述结果来看,LNHS300 和 LNEURRMB 正向的长期均衡关系,即人民币相对欧元贬值 1%,沪深 300 指数会上升 1.920853%;沪深 300 指数上升 1%,人民币相对欧元会贬值 0.520602%。这里可以看出欧元兑人民币汇率对沪深 300 指数的影响要大于沪深 300 指数对欧元兑人民币汇率的影响。

(五) 矢量误差修正模型。为了进一步明确两个变量之间的相互关系,我们构建矢量误差修正模型,估计结果在表 3 中给出。

表 3 向量误差修正结果

| Cointegrating Eq: | CointEq1                             |                                      |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LNEURRMB(-1)      | 1.000000                             |                                      |
| LNHS300(-1)       | -0.545961<br>(0.16523)<br>[-3.30428] |                                      |
| C                 | -2.162804                            |                                      |
| Error Correction: | D(LNEURRMB)                          | D(LNHS300)                           |
| CointEq1          | -0.005093<br>(0.00446)<br>[-1.14193] | 0.049710<br>(0.01359)<br>[3.65882]   |
| D(LNEURRMB(-1))   | 0.009463<br>(0.04273)<br>[0.22148]   | -0.381922<br>(0.13016)<br>[-2.93435] |
| D(LNEURRMB(-2))   | -0.018985<br>(0.04140)<br>[-0.45855] | -0.009439<br>(0.12612)<br>[-0.07484] |

续表:

|                |                                      |                                    |
|----------------|--------------------------------------|------------------------------------|
| D(LNHS300(-1)) | -0.049243<br>(0.01408)<br>[-3.49766] | 0.042391<br>(0.04289)<br>[0.98842] |
| D(LNHS300(-2)) | 0.038448<br>(0.01414)<br>[2.71958]   | 0.065993<br>(0.04307)<br>[1.53236] |
| C              | 0.000164<br>(0.00020)<br>[0.82579]   | 6.67E-05<br>(0.00060)<br>[0.11052] |

从表 3 中可以得出欧元兑人民币汇率与沪深 300 指数之间的影响关系,建立 VEC 模型如下:

$$D(\text{LNEURRMB}) = -0.005093 (\text{LNEURRMB}(-1)) - 0.545961 \text{ LNHS300}(-1) - 2.162804 + 0.009463 D(\text{LNEURRMB}(-1)) - 0.018985 D(\text{LNEURRMB}(-2)) - 0.049243 D(\text{LNHS300}(-1)) + 0.038448 D(\text{LNHS300}(-2)) + 0.000164$$

$$D(\text{LNHS300}) = 0.049710 (\text{LNEURRMB}(-1)) - 0.545961 \text{ LNHS300}(-1) - 2.162804 - 0.381922 D(\text{LNEURRMB}(-1)) - 0.009439 D(\text{LNEURRMB}(-2)) + 0.042391 D(\text{LNHS300}(-1)) + 0.065993 D(\text{LNHS300}(-2)) + 6.67E-05$$

同时得到修正后协整关系式:

$$\text{CointEq1} = \text{LNEURRMB} - 0.545961 \text{ LNHS300} - 2.162804$$

修正后的关系与之前相比,只有系数的稍微变化,但总体上的方向性没有发生变化。

(六) 格兰杰因果检验。为了检验人民币汇率和沪深 300 指数之间的因果关系,本文采用了 Granger 因果检验,结果如表 4:

表 4 格兰杰因果检验结果

| 原假设                        | F 值     | P 值    | 结论    |
|----------------------------|---------|--------|-------|
| LNHS300 不是 LNEURRMB 的格兰杰原因 | 5.93663 | 0.0028 | 拒绝原假设 |
| LNEURRMB 不是 LNHS300 的格兰杰原因 | 6.05516 | 0.0025 | 拒绝原假设 |

由上表可以看出,第一个 p 值=0.0028<0.1,所以拒绝原假设,LNHS300 是 LNEURRMB 的格兰杰原因;第二个 p 值=0.0025<0.1,拒绝原假设,LNEURRMB 是 LNHS300 的格兰杰原因。所以欧元兑人民币汇率和沪深 300 指数之间存在

双向因果关系。

### (七) 结论与分析

1. 实证结论。从前面的实证部分,我们可以得到欧元兑人民币汇率与沪深 300 指数之间存在长期正向的均衡关系,同时二者之间存在格兰杰双向因果关系,这一结果与数据变量的选取也有一定关系。

从协整系数来看,实际上汇率对股价的影响要比股价对汇率的影响更大一些,这与之前一些学者的研究也是一致的。造成这一结果的原因可能是中间传导机制还不够健全,我国投资渠道较窄或者是对外资的使用限制等。

从因果关系角度来看,当一国金融市场成熟并允许资本自由流动时,两者关联主要反映为由股价到汇率的单向甚至是双向因果关系。双向因果关系表明,汇改后,我国金融市场的改革进一步深入,虽然还未实现自由流动,但是金融体系日趋成熟。仅 2016 年,人民币资本项目可兑换已经取得了很大进展。人民币已实现 37 项可兑换、基本可兑换、部分可兑换的项目,占全部交易项目的 92.5%。<sup>①</sup>所以认股价与人民币汇率之间的双向因果关系是合理的。

2. 联动分析。2017 年初,随着新汇率机制公信力的提升,央行市场沟通的改善以及关于资本流出措施的增强,资本回流,M1/M2 平稳上升。从沪深 300 指数来看,流动性减少时股指也有下降,所以汇改以后汇率通过流动性渠道对我国沪深 300 指数是有影响的。但是,由于我国尚未实现资本项目的完全自由流动,所以央行对于跨境资本流出管制相对较严。无论是 2016 年 1 月 1 日对个人换汇的限制,还是 2015 年末至今再未成功获批的 QDII 投资额度,都说明了通过股市的涨跌引起资本的自由流动进而对汇率施加的影响极小。

从利率角度来看,理论上说本币贬值,央行会提高利率来改变现状。“811”以后,人民币贬值,央行为防止流动性过紧影响实体经济,采取市场化的货币政策操作提供货币流动性以引导现有利率而不是直接决定利率,所以汇改后上

海银行间隔夜拆借利率比汇改前更为平稳,所以,利率流动性渠道影响不大。但是股价下跌,投资者对外国资产的需求上升,从外汇管理局 QFII 和 RQFII 的数据表明,2015 年 8 月份之后的审批相对较少,2017 年以后的审批额度比较多。

从心理预期角度来看,811 汇改当月,受人民币贬值预期影响,投资者信心指数降到最低,汇率出现多轮震荡,股价随之下跌。大量投资者撤离中国股市,资金大量外流,投资者的信心又会下跌,这样一个恶性循环会让人民币有强烈的贬值预期,进而汇率又下跌。直到 2017 年初,美元指数走势由强转弱,欧洲地缘政治风险相对下降,加上汇改预期持续向好、政策环境温和,国内流动性缓解,及时稳定了金融市场、提振了市场信心,股市才开始有所好转。

目前来看,我国股市对外汇的影响并不显著,不过随着我国资本项目的开放程度越来越高,股市改革的进一步推动,利率、汇率市场化的进一步完善,这种双向影响会越来越明显。

### 四、政策建议

1. 深化汇率市场化改革。我国要进一步深化汇率市场化的改革内容,要在汇率能够维持基本均衡时,还要充满活力,提高汇率弹性以及时反映外汇市场的供求变化。当前我国外汇市场管制还是比较严,结售汇、个人换汇额、外汇市场参与主体等都有很大的限制,所以未来应该一方面增强市场在汇率上的决定作用,让人民币汇率的双向弹性不断增强;另一方面,要逐步采取措施减少国内外投资者利用双重套利方式从利差和汇差中获得投机收益。

2. 消除利率传导机制的约束因素。利率是汇市和股市之间的重要中介,如果利率传导机制不畅,货币政策向实体经济的传导以及金融资源的有效配置也会受影响。所以要完善利率传导机制,必须要加大利率市场化的改革。一方面要增强我国货币政策的独立性多采用间接引导的方式干预外汇市场,使用流动性工具增加银行流动性;另一方面继续结构调整,采用审慎的宏观经济政策,加强金融机构的风险管理水

平,存款保险制度要进一步完善等。

3. 加强跨境金融服务监管。政府应按照宏观审慎原则对跨境的金融服务以及资金流动采取管理措施;鼓励一些跨境金融产品的创新,提高金融科技的水平,更好地满足市场主体的需求,降低创新的不确定性及其风险,同时提高QDII等限额。

4. 加强市场预期管理。市场预期实际上在汇率的形成机制中起到了很大的作用,所以必须加强市场预期管理,不断增强与市场的沟通能力。首先,要不断完善信息公开制度,政策信息的透明化无疑会是广大投资者的强心针、镇静剂。其次,建立健全市场沟通渠道,增强政策的执行力度,使外汇市场预期得以稳定。■

#### 参考文献

- [1] Dornbusch R, Fischer S. Exchange Rates and the Current Account[J]. American Economic Review, 1980, 70(5):960–971.
- [2] Branson W H. A Model of Exchange-Rate Determination with Policy Reaction: Evidence From Monthly Data [J]. Nber Working Papers, 1983.
- [3] Aggarwal L. Exchange rates and stock prices: A study of the US capital market under floating exchange rates [J]. Akron Business and Economic Review, 1981(12):72.
- [4] Soenen LA, Hennigar ES. An analysis of exchange rates and stock prices: The US experience between 1980 and 1986[J]. Akron Business & Economic Review, 1988, 19(4):7–16.
- [5] Ma C K, Kao G W. ON EXCHANGE RATE CHANGES AND STOCK PRICE REACTIONS [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 1990, 17(3):441–449.
- [6] Dasril R. The Impact of Profitability Ratio, Interest Rate and Exchange Rate to Stock Price in Indonesia[J]. Planta, 1991, 185(4):479–86.
- [7] Bahmani -Oskooee M. What Are the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance? [J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1992, 15(1):85–97.
- [8] Issam S.A. Abdalla, Victor Murinde.
- ‘Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Pakistan and the Philippines’[J]. Applied Financial Economics, 1997, 7(1): 25–35.
- [9] Murinde V, Poshakwale S S. Exchange Rate and Stock Price Interactions in European Emerging Financial Markets Before and After the Euro [J]. Ssrn Electronic Journal, 2004.
- [10] Zhao H. Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China [J]. Research in International Business & Finance, 2010, 24(2):103–112.
- [11] Hamrita ME, Trifia A. The Relationship between Interest Rate, Exchange Rate and Stock Price: A Wavelet Analysis [J]. International Journal of Economics & Financial Issues, 2011, 1(4):220–228.
- [12] 赵英杰. 人民币汇率变动对股票市场的影响研究[D]. 北京工商大学, 2006.
- [13] 陈佳. 人民币汇率与股价的 ARCH 模型分析 [J]. 经营管理者, 2008(11X):164–164.
- [14] 陈蕾艳. 人民币汇率与股价联动关系的实证分析[J]. 保险职业学院学报, 2008, 22(3):16–21.
- [15] 张兵, 封思贤, 李心丹, 等. 汇率与股价变动关系: 基于汇改后数据的实证研究 [J]. 经济研究, 2008(9):70–81.
- [16] 庞晓波, 李艳会. 中日两国汇率与股价指数的联动性分析[J]. 现代日本经济, 2010(2):21–27.
- [17] 黎瑾. 中国股市价格与人民币汇率联动性 [D]. 西南财经大学, 2009.
- [18] 陈雁云. 汇率与股价关联效应及其对产业发展的影响研究[D]. 江西财经大, 2006.
- [19] 徐曼. 汇改后人民币汇率与股价联动关系的实证研究[D]. 西南财经大学, 2012.
- [20] 赫凤杰. 人民币汇率贬值对 A 股市场的影响机制研究[J]. 国际经贸探索, 2017(3):80–95.
- [21] 邓燊, 杨朝军. 汇率制度改革后中国股市与汇市关系——人民币名义汇率与上证综合指数的实证研究[J]. 金融研究, 2007(12a):55–64.
- [22] 赵英杰. 人民币汇率变动对股票市场的影响研究[D]. 北京工商大学, 2006.
- [23] 陈蕾艳. 人民币汇率与股价联动关系的实证分析[J]. 保险职业学院学报, 2008, 22(3):16–21.

# 政策不稳定性与经济增长\*

——来自中国地方官员变更的经验证据

□杨海生 陈少凌 罗党论 余国满

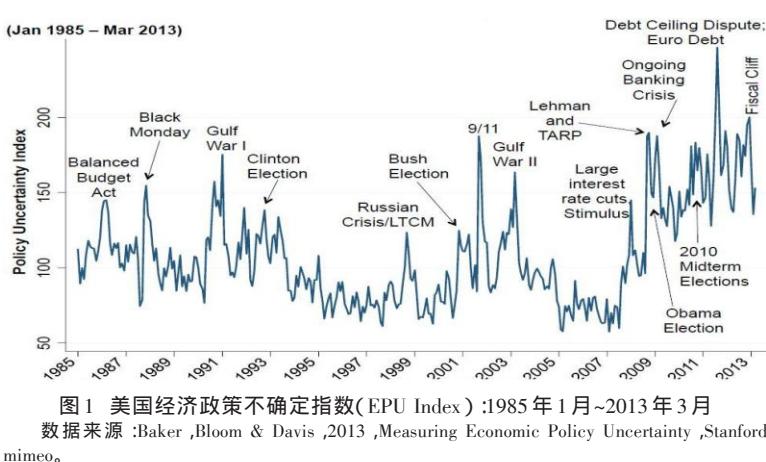
**摘要** 以1999~2013年地级市官员变更为样本,本文实证考察了政策不稳定性对经济增长的影响。研究结果表明:(1)官员变更所引发的政策不稳定性对经济增长有显著的抑制作用,其中,不确定性预期对经济增长的负面影响更为突出。(2)官员变更对经济增长的财政影响总体上要强于其信贷影响,但财政政策渠道传导主要是官员短视性政策行为对经济增长的负面影响,而信贷政策渠道传导的则主要是官员变更引发的政策不确定性预期。(3)经济增长对官员变更有正向的刺激作用,但经济增长风险却是官员晋升体系中的一个负向考核指标。我们还发现,随着科学发展观对官员变更制度中的经济考核指标的弱化,中国经济增长中的政策因素和政策风险显著减弱。

**关键词** 地方官员变更 政策不稳定性 经济增长 GARCH-in-Mean 模型

## 一、引言

近年来,越来越多的国内外研究发现,官员变更导致的政策不稳定性对一国的宏观经济的增长有显著的负面影响(Barro,1991;Alesina & Rodrik,1994;Jones & Olken,2005)。以美国为例,由Baker等(2013)创造的经济政策不确定性指数(Economic Policy Uncertainty/EPU Index)显示,激烈的总统选举(多为执政党阵营转换时)对经济政策不确定性的影响丝毫不逊色于重大的危机事件,且这种由政权更迭带来的政策不稳定在近期更有愈演愈烈的趋势。如图1所示,2012年的美国大选使得当年下半年的政策不确定性大大高于过去25年,其主要原因就在于选举双方对有史以来规模最大、影响最广的监管计划——奥巴马医改方案(Obamacare)所持的针锋相对立场<sup>①</sup>,以及对有史以来最为严重的财政悬崖(fiscal cliff)无望的拉锯战,致使这个最大经济体从上到下都充满了对政策稳定性的质疑。

资本市场对这一事件的反应最为直接,大选第二天纽约股市三大股指跌幅均超过2%,蓝筹道琼斯指数和大盘标准普尔指数也均创下3个月低点,国际油价更是重挫超过4%;据当时超党派的国会预算办公室(Congressional Budget Office)预测,仅财政



\*文章感谢广东省软科学项目(项目批准号:2012B070300029)、中山大学中央高校基本科研业务费专项资金以及暨南大学应用经济学科科研创新项目(项目编号:2013005)的资助,特此致谢。陈少凌为本文通讯作者。文责自负。

## 政策不稳定性与经济增长

### 中国宏观经济论坛

悬崖带来的政策不稳定性便足以使经济增速下滑0.5个百分点。官员变更带来的政策不稳定性对企业投资、资本市场,乃至经济增长的抑制作用同样得到了大量实证研究的佐证(Julio & Yook ,2012 ; Liu ,2010 ;Durnev et al. ,2012 ;Gulen & Ion ,2012)。

在中国,政府周期性的换届和官员的人事变化,使得不同任期政府的经济增长目标和宏观调控的具体手段都有所不同,从而对经济周期产生影响。Imai(1994)发现,中国的经济周期呈现投资周期现象,Tao(2003)则进一步指出,自1987年以来,中国总固定资产投资增长率的四次峰值分别出现在党的十三大、十四大、十五大和十六大召开的次年,张军和高远(2007)以及王贤彬等(2009)通过对省级官员变动数据的实证检验均发现,省长、省委书记的变更对其辖区的经济增长有显著的负面影响;曹春芳(2013)以及徐业坤等(2013)则进一步从微观企业投资的角度验证了官员变更与经济增长之间的负向联系。

事实上,除中美两国外,法国、俄罗斯、墨西哥、韩国、西班牙等56个国家均于2012年举行了政府换届大选<sup>②</sup>。不难想象,在这日显动荡的世界政治格局中,政府换届、内阁更替以及官员变动等政治事件的经济影响已远远超过了事件本身的政治含义。因此,如何更准确地解读官员变更、政策不稳定性与经济增长之间的关系,无论是对更稳定地推动经济发展,还是对更有效地实现各种经济调控措施的软着陆而言,无疑都具有重大的理论前瞻性与现实指导性。

在此背景下,本文以1999~2013年全国近400个地级市为样本,采用VAR框架下的GARCH-in-Mean模型,实证检验了市长及市委书记的更替所引发的政策不稳定性与经济增长之间的相互影响,并进一步考察了上述影响的政策传导渠道及作用机制。文章发现:(1)官员变更所引发的政策不稳定性对经济增长有显著的抑制作用,其中,不确定性预期对经济增长的负面影响更为突出;(2)官员变更对经济增长的财政影响总体上要强于其信贷影响,但财政政策渠道传导的主要原因是官员短视性政策行为对经济增长的负面影响,而信贷政策渠道传导的则是官员变更引发的政策不确定性预期;(3)经济增长对官员变更有正向的刺激作用,

但经济增长风险却是官员晋升体系中的一个负向考核指标;(4)官员变更引起的财政风险主要产生于地方官员的执政阶段,而信贷风险却主要是在经济运行环节中积累催生的;(5)随着科学发展观对官员变更制度中的经济考核指标的弱化,中国经济增长中的政策因素和政策风险显著减弱,地方政府的计划性职能特征逐步淡化,具有较强市场性特征的间接信贷调控职能正逐渐超越直接财政干预职能,对经济增长发挥着日益重要的影响力。

本文主要贡献在于:第一,利用GARCH-in-Mean模型的创新设定,将政策不稳定变量及其波动率同时作为解释变量引入实证模型,有助于区别考察官员变更导致的政策不稳定性对经济增长的不同影响动因。虽然现有关于官员变更和经济增长的理论研究均指出,官员变更对经济增长的抑制作用主要源于新上任官员急于刺激地方经济的短视行为造成的整体经济效率下滑(Bestley & Coate ,1998 ;张军、高远,2007 ;钱先航等,2011),以及对政策变更的不确定性预期(Bernanke ,1983 ;Ingersoll & Ross ,1992 ;Panousi & Papanikolaou ,2012 ;Pastor & Veronesi ,2012),但当前的实证研究或者是将二者不加区别地视为一体,或者只是侧重考察二者之一。借助GARCH-in-Mean模型将解释变量的标准差同步引入回归方程的特殊结构,本文能够以官员变更的均值和标准差分别衡量官员变更造成的短视性行为和不确定性预期对经济增长的影响,有助于更准确地考察影响政策不稳定性对经济增长作用机制的内在因素。第二,通过分解地方官员可操控的不同政策工具,更深入完整地刻画了官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的影响机制。通常来说,从官员变更到经济增长波动,整个传导机制存在着不可或缺的两个重要环节,即政策工具选择和基础经济变量选择。然而,从当前研究现状来看,我们对后者已有了相当丰富的积累,大量文献表明,投资正是对官员变更所引起的政策不稳定性最为敏感的基础经济变量(Julio & Yook ,2012 ;徐业坤等,2013);但对前者的认识却仍存在相当大的空缺,李维安和钱先航(2012)利用市委书记与城商行的对应样本从银行信贷角度解释了官员促进经济增长的途

径,可以说是研究上述传导机制中的政策工具选择环节的开创性工作。正是从这一点出发,本文通过地方官员变更的经验证据细致地讨论了不同政策工具在官员变更与经济增长二者之间建立起的纽带作用,有助于更为全面地理解政策不稳定性和经济增长之间的机理。第三,通过VAR模型的构造,将政策不稳定性和经济增长作为相互依存的内生变量纳入一个统一的分析框架。尽管相当一部分文献都指出,经济增长对政策不稳定性同样有着显著的影响,在中国特殊的政绩考核体系下,地方政府之间甚至存在着为晋升而增长的GDP主义倾向(周黎安,2004,2007),然而实证研究却少有对这一现象的直接数据支持。本文充分考虑了政策不稳定性和经济增长的这种相互作用,利用VAR分析框架来考察二者的内在联系,完善了我们对二者关系的认识。

全文余下的内容安排如下:第二部分为相关文献回顾;第三部分为理论分析与假设提出;第四部分为实证模型设计;第五部分为实证结果分析;第六部分为进一步的讨论;第七部分为文章的结论。

## 二、文献回顾

作为近年来最受经济学家们关注的课题,对政策不稳定性和经济增长之间关系的研究大多围绕着3个中心问题:(1)如何衡量政策不稳定性的程度?(2)政策不稳定性是如何影响经济增长的?(3)经济增长又是如何影响政策不稳定性的?

### (一)政策不稳定的衡量:官员变更

目前,对政策不稳定的衡量指标大体上可分为两大类:一类是影响一个国家整体政治格局的宏观指标,包括战争、动乱骚乱、政变、刺杀、革命、起义、游行、政治清洗、国家分裂等(Venieris & Gupta,1986;Alesina & Perotti,1996);另一类则指的是在国家整体政局稳定的框架下对施政执政体系进行微调的微观指标,如政党选举、内阁成员更替、官员变动等(Glazer,1989;Perrson & Svensson,1989;Tabellini & Alesina,1990;Bestley & Coate,1998)。显然,后者的经济学含义远比前者的政治学含义更有助于我们解读政策不稳定性和经济增长的影响,也更适合于分析类似中国这样的政权稳定的经济体。

事实上,由于决定经济增长的私人投资活动,很大程度上会受到其所面临的各种经济政策的直接影响,而官员(尤其是地方官员)正是这些经济政策的直接制订者和执行者,因此可以说,官员变更的所有政策不稳定因素中对经济活动具有最直接也最强烈影响的一个变量。另一方面,由于官员的年龄、教育背景、任职经历、工作经验等特征存在本质区别,官员在其任期内的经济行为与政策决定大多存在着明显的异质性(张军、高远,2007;王贤彬、徐现祥,2008;张尔升,2010),而这种异质性正是导致政策不稳定的一个直接根源。最后,进一步考虑到现有研究选取的衡量政策不稳定性的指标绝大多数均为虚拟变量(Dummy Variable),只能定性地描述政策不稳定事件对经济增长的影响方向,却无法定量考察政策不稳定事件的影响程度,因此,本文选取了可以进行连续度量的官员变动率作为我们的目标考察变量。

更具体地,目前虽然已有大量国外文献通过国家层面的选举年度事件来刻画上述的这一作用机制(Bialkowski et al.,2008;Boutchkova et al.,2012),但考虑到地方政府的高度自治权以及宏观政策从制订到执行全过程的漫长时滞,国家最高领导人的这种变动对私人企业和投资者的经济决策来说显然过于宏观。特别地,在我国政治分权与财政分权相结合的体制下,城市层面的地方政府往往掌握着地方国企的经济管理权以及区域内行政审批、土地征用、贷款担保、政策优惠等重要资源,从而拥有了较大的权力去自主发展经济和制定经济发展政策(傅勇、张晏,2007;周黎安,2007;Xu,2011)。与此同时,在相对绩效为核心的晋升体制下,地方政府大多承担着比上一级政府更大的经济压力,其对社会经济增长的推动往往也就比上一级政府更加投入(Walder,1995)。因此,相较中央或省级官员而言,从地市级地方官员变更的角度来考察政策不稳定对经济增长的影响无疑更为直观和科学。

此外,由于我国城市层面的地方官员变更是一种常态,不仅每年均会发生,且每年发生的频率都不尽相同(王贤彬等,2009;李维安、钱先航,2012;陈艳艳和罗党论,2013),这种频繁性和差异化极大地完善了数据的统计特征,改进了时序研究的数据

可获性问题 ,从而有助于我们获得更为稳健的实证结果。

基于上述原因 ,本文最终将实证研究的样本定位于地市级的地方官员变动。

### (二)从政策不稳定性到经济增长

本文将分别从影响根源和政策传导工具两个角度来简要评述关于 政策不稳定性对经济增长影响机制 的现有文献。

#### 1.影响根源

当前研究的一个普遍共识是 ,官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的影响主要源自于两个因素。一方面 ,职务更替加剧了官员的短视行为 ,为了尽快和尽可能突出地在任期内做出成绩 ,多数官员倾向于采取诸如高投资或过度借贷等对经济增长有较强的短期刺激作用 ,但长期来看往往存在副作用的经济政策 ,本文将上述现象定义为政策短视性效应(policy myopic effect)。这种由官员变更引起的短视性政策行为往往成为动摇经济体系稳定性的风险节点 ,降低了经济平稳运转的效率 ,并最终抑制了宏观经济的长期稳定发展。通过检验官员任期时间与各种扩张性的经济政策之间是否存在显著的正向关系 ,绝大多数研究为这一政策短视性效应的存在提供了肯定的实证支持(Glazer , 1989 ;Perrson & Svensson , 1989 ;Tabelline & Alesina , 1990 ;Bestley & Coate , 1998 ;张军、高远 ,2007 ;钱先航等 ,2011)。

另一方面 ,官员变更引起的政策不稳定还会刺激微观经济个体形成政策不确定预期 ,进而抑制消费和投资积累 ,并最终拖慢经济增长的步伐 (Barro ,1991 ;Benhabib & Spiegel ,1994) ,本文将这一现象定义为政策不确定性效应(policy uncertainty effect)。从投资者的角度来看 ,官员变更往往会引起他们对未来可能面临的经济政策乃至政府决策机制稳定性的疑虑 ,因此 ,出于规避风险的考虑 ,一个理性的选择必然是观望和延迟投资(Bernanke ,1983 ;Ingersoll & Ross ,1992) ,进而延缓了经济增长的速度。遗憾的是 ,对这一影响根源的研究至今为止仍是相当零散和割裂的 ;更重要的是 ,虽然有相当一部分研究都找到了政策不确定性与微观经济活动负相关的实证支持 ,但却未能将政府行为推进到背后的实质性个体——官员 ,

因而也就不能成为验证 政治观 的直接证据(钱先航等 ,2011)。

因此 ,为了更完整地考察政策不稳定对经济增长的影响根源 ,本文在借鉴 Engle 等(1987)以及 Engle 和 Kroner(1995)思想的基础上 ,将政策不稳定变量及其波动率同时作为解释变量引入实证模型 ,以直接考察官员变更导致的政策短视性效应和政策不确定效应的并存影响。

#### 2.政策传导渠道

通常来说 ,官员的经济决策只有通过一定的政策工具 ,才能最终传导至其决策目标——经济增长。因此 ,了解官员变更引起的政策不稳定性是通过怎样的政策工具以及如何通过这些政策工具来影响经济增长 ,是顺利解读政策不稳定性与经济增长之间关系的关键。实际上 ,已有大量文献表明 ,货币、财政以及其他监管政策的扩张行为或不确定性对经济增长的确有着显著的负效应(Friedman , 1968 ;Hassett & Metcalf ,1999 ;郭庆旺、贾俊雪 ,2009 ;吕冰洋 ,2011 ;王立勇等 ,2010 ;李连发、辛晓岱 ,2012)。

与中央官员相比 ,虽然地方官员可选择的政策工具相当有限 ,但随着以 1994 年分税制为标志的经济分权和行政分权改革的深化与推进 ,地方官员的决策力与其在地方经济活动中所起的主导作用日趋显著。一方面 ,财政分权使得地方官员对地方财政收支拥有了极大的自主权 ,地方财政支出占总财政支出的比重早在 2009 年就已超过了 80% ,远远高于发达经济体以及新兴经济体的相应比重<sup>③</sup>。类似地 ,许多文献也从不同角度实证检验了财政分权以来地方政府支出的扩张性倾向以及地方政府之间的财政支出竞争(郭庆旺、贾俊雪 ,2009 ;赵文哲、周业安 ,2009 ;李涛、周业安 ,2009 ;方红生、张军 ,2009 ;李猛、沈坤荣 ,2010 ;贾俊雪等 ,2012)。另一方面 ,行政分权使得与企业投融资相关的各项政策都掌握在地方官员手中 ,地方官员的决策行为对企业的投融资行为具有巨大的影响(周黎安 ,2004 ,2007)。由于 为增长而竞争 的地方官员有干预银行信贷的强烈动机 ,而投资最终也要靠金融资源来支持(巴曙松等 ,2005) ,银行信贷无疑是地方官员实现其经济增长目标的重要手段(张军 ,2006 ;李维安、钱先航 ,2012)。Brandt 和 Zhu(2000)、Bennett

和 Dixon(2001)以及 Feltenstein 和 Iwata(2005)也提出了类似观点,认为受其自我利益驱动和预算约束,地方政府在很大程度上会更倾向于采用隐性担保、信贷干预等手段来扶持地方企业投资,进而导致信贷规模的过度扩张。可见,尽管地方政府在整个金融体系中并不拥有所有权优势,从而无法对信贷供给构成有影响力的控制,但通过贷款担保、信贷优惠、土地征用、行政审批等信贷干预政策,地方政府却可以极大地影响企业的信贷需求,进而在很大程度上得以将最终的信贷投放规模纳入地方政策调控体系。

本文从财政支出和信贷投放两个角度来衡量地方官员对当地经济活动的政策影响力,既是从地方层面对财政政策和货币政策这两大最重要的宏观政策工具的呼应,也有助于我们更全面地了解政策不稳定性影响经济增长的内在传导机制。

### (三)从经济增长到政策不稳定性

在众多实证研究成果的支持下,Alesina & Perotti(1996)早就总结指出,政策不稳定与经济增长之间存在紧密的相互依存关系。一方面,当某个外部因素(如非经济相关的政治冲突加剧)提高了一国的政策不稳定程度时,投资和经济增长都会随着政治动荡的加深而下滑,并进一步加剧了该国的政策不稳定;反之,当某个外部因素(如非政治相关的贸易条件恶化)削弱了一国的经济增长时,该国国民往往会将经济衰退归咎于政府,进而加剧了该国的政策不稳定,并促使经济增长进一步下滑。类似地,周黎安(2007)的研究也表明,中国的官员晋升制度存在明显的锦标赛性质,地方经济的增长速度正是这种锦标赛式晋升制度中最核心的考核指标。然而,现有文献大多将官员变更事件视为严格外生的解释变量,从而通过将其与经济增长变量进行简单的普通最小二乘法(OLS)回归来研究官员变更与经济增长之间的关系,这种方法不仅忽视了二者之间存在内生性的事实,也有悖于 OLS 的基本假设条件,从而势必造成估计结果的偏误。

因此,结合关于政策不稳定性对经济增长影响的考虑,本文构建了一个 VAR 框架下的实证模型,以充分反映官员变更与经济增长之间的相互作用机制。

## 三、理论假设

依据上文思路,本文将从政策不稳定性影响经济增长的根源、政策传导工具,以及政策不稳定性与经济增长之间的内在性 3 个角度展开理论分析,并据此提出待检验的假设。

### (一)政策不稳定性影响经济增长的根源

正如大量文献所指出的,随着频繁的官员变更缩短了官员的平均任期,在任官员往往更有动力去最大化其可支配的任期资源,而不是着眼于辖区的长远利益(Ali,2001)。这种短视性行为的倾向会驱使在任官员提高对生产性资本的征税,或无节制地扩张支出,或大量举债以增加当期可使用资源,而这些政策举措最终都将导致经济运行效率的下降和经济风险的增大,进而阻滞了经济增长。更为严重的是,新上任官员同样会继承这种短视性行为的倾向。由于短视性经济扩张造成的问题大多只有在长期的经济结构调整中才能得以逐步根治,而受任期较短与政策时滞的约束,为了尽快在任期内实现与前任相比更为突出或不同的政绩,新上任官员往往被迫采用更加短视的政策手段去刺激经济,以更迅猛的经济扩张来化解或掩盖前任遗留下来的各种经济隐患(王贤彬等,2009),可想而知,其后果必然是为后任官员留下了更多隐患。一旦历任官员的经济决策都陷入了这种恶性循环,整体经济运行将不可避免地面临着全面崩盘的严峻危机。因此,为了保证政策的稳定性,许多发达国家都为其负责主要经济决策制定的官员安排了相当长的任期,如美联储主席的任期甚至长于其总统任期;而在那些经济发展长期处于停滞状态的国家,由政权更迭频繁所导致的政策不稳定性几乎都有着不可推卸的责任(Gupta,1990;Alesina & Perotti,1996)。

与此同时,官员变更也给经济增长带来了额外的政策不确定性。首先,官员变更往往会导致政府工作的断档期,无论是由于任满干部卸任前故意将当前棘手或敏感的事情拖延至下一任以降低自己承担失误的风险,还是由于人心浮动的基层干部对日常工作关注度的大大降低,政策制订和执行的效率在换届期间都会出现明显下滑,且这种效率损失的发作时点与程度通常都是不可预期的。其次,

## 政策不稳定性与经济增长

### 中国宏观经济论坛

官员变更还会造成政策的不连续性 ,这不仅是由于变更官员本身的异质性 ,更有相当一部分是源自于继任官员希望尽快突破上任官员留下的旧局面进而开辟新政绩的惯性行为 ,而二者均不同程度地向市场传递出了政策倾向不可预测的信号。这种政策不确定性动摇了投资者对未来投资前景的信心 ,不仅有碍于生产效率的提高 ,也使得私人投资活动以及资本流入变得更为审慎 ,并最终使经济增长速度受到了拖累(Benhabib & Spiegel ,1994)。

基于以上分析 ,本文提出了如下假设。

(H1)官员变更对经济增长会产生负面影响 ,且这种负面效应的主要根源为官员变更引起的政策短视性行为和政策不确定性预期。

#### (二)政策不稳定性影响经济增长的政策传导渠道

在中国特殊的 财政分权 和 行政分权 的体制安排下 ,地方官员对其辖区的经济增长已有着相当大的影响力。首先 ,随着地方财政支出占总财政支出的比重日益提高 ,地方政府对地区经济增长的财政干预力度不断增强。与此同时 ,由于地方官员在决策链中更接近政策目标的最终指向者 企业 ,财政支出政策的认识、执行与生效时滞都大大缩短 ,以致财政支出政策得以在地方官员手中发挥出更为灵活有效的影响力。当面临任期短、任务重的晋升压力时 ,对短期政绩的追求以及对不确定未来的预期必然会促使地方官员采取以短期收益为首要目标的财政扩张政策 ,因此 ,当官员变更引起的财政支出波动对经济增长产生影响时 ,也必然会在相当大的程度上体现出上述的这种短视性政策特征。从当前研究来看 ,也确实有很多实证数据显示 ,中国地方政府间的增长锦标赛大多是围绕其财政扩张政策展开的(郭庆旺、贾俊雪 ,2009)。

其次 ,由于投资是决定经济增长最重要的环节 ,地方官员的晋升竞争必然主要表现为投资竞争 ,而在当前的金融体系下 ,投资竞争的成败就在于金融资源(尤其是银行信贷资源)的支持(巴曙松等 ,2005) ,因此 ,地方官员必然有着干预银行信贷的强烈动机。虽然随着国有银行的垂直化管理改革 ,地方政府已不再拥有国有银行地方分行的实际使用权 ,而其能够通过股权直接掌控的城商行在整个信贷体系中也仅占很小的一部分比例 ,从而

基本失去了对信贷供给的控制力 ,然而 ,不断推进的分权制改革也赋予了地方政府许多隐性的信贷干预功能。利用行政审批、土地征用、贷款担保、信贷优惠等与企业投融资紧密相关的政策手段 ,地方政府能够通过对企业信贷需求的调控来实现其对银行信贷的实际干预 ,进而逐步推动了其财政功能从 行政化 向 金融化 的转变 ,而地方财权的加重更是进一步强化了地方政府运用这些信贷干预政策的能力及影响力(钱先航等 ,2011)。

根据以上论述 ,本文提出了如下假设。

(H2)官员变更引起的政策不稳定性会通过财政支出与银行信贷显著地影响经济增长 ;类似地 ,政策短视性效应与政策不确定性效应在上述两种政策传导渠道中都会有显著体现。

#### (三)政策不稳定性与经济增长之间的内生性

本文关注的第三个假设是官员变更引起的政策不稳定性与经济增长之间的内生性 ;也就是说 ,不仅官员变更会显著影响经济增长 ,经济增长对官员变更也有显著作用。一般说来 ,作为考量官员政绩的主要指标 ,高速的经济增长与适度的经济风险总是被视为在任官员拥有正确的决策思路和良好的执政能力的标志。由于大多数西方学者认为 ,为保持政策的稳定性 ,避免因政策不连贯而产生的对投资活动的不利影响 ,也为了最大效率地发挥官员已获得的信息和经验优势 ,取得良好政绩的官员应当留任 ,而只有政绩不佳的官员才会被替换。因此 ,经济增长速度越快 ,官员变更的可能性就越低 ;反之 ,经济风险越大 ,官员变更的可能性就越高 ,即官员变更与经济增长速度和经济风险之间分别有着负向和正向的相关关系。

然而 ,也许是受传统文化思想的影响 ,中国更多地是采用 奖勤 而非 罚懒 的机制。要想获得更多更好的晋升机会 ,地方官员必须努力做出比同僚们更突出的政绩 ,周黎安(2007)所描述的 晋升锦标赛 现象正是这一 奖勤 机制的直接表现。而与此形成鲜明对比的是 ,即便未能在任上取得政绩的突破 ,只要不犯大错误 ,多数官员大多能平稳地度过其任期 ,甚至获得连任 ,诸如 39岁现象 、 59岁现象 等都是对上述 非罚懒机制 的最佳诠释。王贤彬和徐现祥(2008)对地方官员来源、去向与经济增长的经验研究进一步证实了 ,1978~2005年 ,省

级地方官员中至少有85%是来自直接或间接的晋升途径(其中,由本省和外省直接晋升而来的省长省委书记达71%);而省级地方官员离任后,至少有33%的省长省委书记会调入中央,且随着官员的年轻化和学历化,上述比例还有着逐年上升的趋势。因此,与国外研究不同的是,我们认为,中国官员变更与经济增长速度之间存在着正相关关系,经济增长速度越快,官员获得晋升的机率越大,官员变更的比率也就越高。类似地,中国官员变更与经济风险之间则存在着负相关关系,即经济风险越大,官员获得晋升的机率越小,官员变更比率也越低。

总结如上观点,本文提出了第三个假设。

(H3)经济增长速度与官员变更比率正相关,而经济增长风险则与官员变更比率负相关。

## 四、实证设计

### (一)样本选择与数据来源

本文以1999~2013年全国近400个地级市<sup>④</sup>为样本,通过中国经济网 地方党政领导人物库、中国共产党新闻网 中国党政领导干部资料库 和人民网公布的干部资料等权威媒体资源,手动收集整理了这些地级市每个月份内发生职位变更的市长和/或市委书记的总人数,并以当月全国地级市市长和市委书记的职位总数为基数,计算得到了地方官员变更比率的月度数据。如图2所示,1999~2013年,地方官员变更的情形相当普遍,平均每年约有近三成的地级市出现了至少一位地区最高行政长官的职务变更,有近15%的地级市则面临着同时更换市长和市委书记的局面。此外,除个别年份外,市长和市委书记的变更频率几乎完全一致,这表明,至少在地级市的层面上,市长和市委书记在政府决策体系中有着近似等同的重要性,因此,本文通过加总二者的职位变更来整体上考察由地方官员变更引起的政策不稳定性是合适的。最后,我们还发现,地方官员变更比率存在着较大的年度差异,最高时可达到40%,

而最低时只有12%,这一时序异质性无疑为本文将对波动率的考察作为分析重点引入实证模型的研究思路提供了实际数据支持。

除此之外,本文还从中经网获得了关于GDP<sup>⑤</sup>、财政支出和银行信贷的月度数据,并以2005年为不变价格将以上名义数据调整为实际数据。另考虑到宏观数据往往会受到季节变动的影响,我们进一步对这些实际数据进行了季节调整。最后,鉴于这些时序数据中存在的非平稳(non-stationary)问题<sup>⑥</sup>,我们最终依据单位根检验和平稳性检验的结果选取了这3个宏观变量的月度增长率作为本文的实证研究对象。

通过表1对月度官员变更率、GDP月度增长率、财政支出月度增长率以及银行信贷月度增长率的基本统计描述我们可以看到,在1999~2013年间,我国官员变更比率、GDP增长、财政支出增长以及银行信贷增长的波动都极不稳定;更准确地说,所有4个变量均呈现出了显著的非正态特征。因此,传统的OLS估计方法显然是不适用的,为了准确地反映这一时序异质性,我们有必要在实证模型中引入

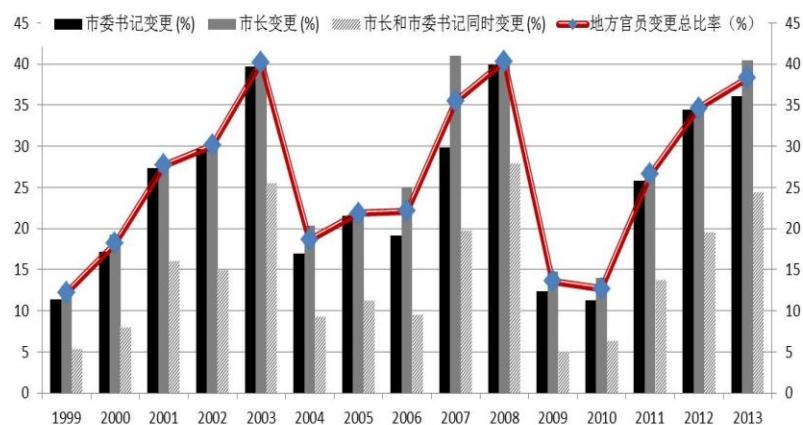


图2 地级市市长和/或市委书记变更比率 :1999~2013年

数据来源:作者根据中国经济网 地方党政领导人物库、中国共产党新闻网 中国党政领导干部资料库 和人民网公布的干部资料手动整理得到。

表1 官员变更比率、经济增速、财政支出增长率  
以及银行信贷增长率的描述性统计(单位%)

| 变量                 | 均值     | 中位数    | 最大值     | 最小值      | 标准差     | 偏度      | 峰度      | J-B统计量                    |
|--------------------|--------|--------|---------|----------|---------|---------|---------|---------------------------|
| 月度官员变更率( $p_t$ )   | 2.3055 | 1.8116 | 13.7184 | 0.0000   | 2.0335  | 2.3812  | 10.9919 | 649.1361 ***<br>[0.0000]  |
| GDP月度增长率( $y_t$ )  | 0.9977 | 0.9725 | 22.2782 | -19.6222 | 4.3125  | 0.9168  | 16.2205 | 1336.0750 ***<br>[0.0000] |
| 财政支出月度增长率( $e_t$ ) | 1.2892 | 1.7009 | 43.9228 | -45.5783 | 10.8853 | -0.2420 | 7.1398  | 130.2913 ***<br>[0.0000]  |
| 银行信贷月度增长率( $l_t$ ) | 1.0028 | 0.9877 | 4.6850  | -2.1971  | 0.8483  | 0.6466  | 7.6409  | 174.0749 ***<br>[0.0000]  |

注:(1)方括号内的数值是p-value,下同。(2)\*\*\*表明在1%的水平上显著, \*\*表明在5%水平上显著,\*表明在10%水平上显著,下同。

GARCH 结构<sup>⑦</sup>。

### (二) 模型设计与变量说明

为了选择最合适的实证模型来检验前文提出的理论假设,本文在模型设计时着重考察了如下3个问题。第一,考虑到官员变更与经济增长之间存在的内生性,本文构建了包含官员变更和经济增长两个变量的 VAR 模型作为我们实证分析的基本框架。诚然,影响经济增长的因素很多,一个完整的 VAR 系统显然不仅限于两个变量。然而,正如 Frankel 和 Romer(1999)在其关于贸易和收入的经典文献中所建议的,当我们关注的重点为两个变量的相关关系时,一个双变量的简约模型(reduced-form)是最直观的一种稳定结构,更多变量的引入不仅无助于对结构稳定性的改进,反而可能因分化吸收原有变量的解释力而导致对这两个变量相关性的低估,从而违背了我们的研究初衷<sup>⑧</sup>。因此,为了更好地理解决变量之间的相互依存关系,本文逐一选取了 官员变更 政策工具 经济增长 这一传导机制的每个环节上所涉及的一对变量来分别构建双元 VAR 的简约模型。

第二,如上文所述,官员变更引起的政策不稳定性将从两个方面影响经济增长,一是官员受职务变更压力而催生的短视性政策行为,二是由官员变更衍生的对政策不确定性的预期。前者与官员变更比率直接相关,官员变更的平均比率越高,每个官员的平均任期时间就越短,官员所面临的政绩压力就越大,其政策行为的短视性也就越强。后者虽然也与官员变更比率相关,现有研究大多也不加区分地以 变动 来直接衡量不确定性,但事实上,不确定性的根源在于 波动 而非单纯的变动,因此,以官员变更的波动率(即标准差)来衡量不确定性显然更为准确和直观。有鉴于此,本文将官员变更的比率(均值)和波动率(标准差)同时作为解释变量引入了 VAR 模型,以有针对性地区别分析由官员变更导致的政策短视性行为以及政策不确定性预期对经济增长的影响。

最后,为了更准确地反映表1所描述的时序异质性,借鉴 Engle 等(1987)以及 Engle 和 Granger(1995)的思想,本文利用广义自回归条件异方差(GARCH)模型<sup>⑨</sup>重构了各变量的方差结构,并以此为基础生成了作为解释变量的波动率序列,从而有

了如下的 GARCH-in-Mean 模型<sup>⑩</sup>:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^q \Gamma_i Y_{t-i} + \Psi \sqrt{h_t} + \epsilon_t, \epsilon_t | \Omega_t \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

与传统的 VAR 模型不同的是 GARCH-in-Mean 模型不仅充分考虑了被解释变量随时间变化的异方差特征,进而以式(2)所描述的 GARCH 过程来生成被解释变量的方差 协方差矩阵  $H_t$ :

$$H_t = CC' + A'\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (2)$$

更为重要的是,在对上述方差 协方差矩阵  $H_t$  的对角线元素进行开方后,GARCH-in-Mean 模型将被解释变量的标准差向量  $\sqrt{h_t}$  直接作为一个解释变量引入了回归方程(1),使得我们能够通过系数矩阵  $\Psi$  来直接考察波动率的影响。

在这一基本分析框架下,本文将依照如下步骤逐次选择适当的一对变量作为回归方程(1)中的被解释变量  $Y_t$ ,并运用准最大似然估计方法(QMLE)对上述的 GARCH-in-Mean 模型进行估计,进而对理论假设 H1~H3 展开递进式的检验与分析:

步骤 1 :官员变更→经济增长(H1)。

为了检验官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的内在影响根源,本文首先选取了(官员变更比率  $p_t$ ,经济增速  $y_t$ )这一对变量作为被解释变量向量  $Y_t$ 。依据上文思路,系数矩阵  $\Gamma_t$  中的  $\gamma_{yp}^i$  衡量的就是与官员变更的平均比率直接相关的政策短视性行为对经济增长的影响,而系数矩阵  $\Psi$  中的  $\psi_{yp}$  衡量的则是由官员变更的波动率所直接描述的政策不确定性预期对经济增长的影响。此外,由于前者可能涉及多个滞后期,从分析的直观性及其内在经济含义的全局性考虑出发,本文一方面将通过系数的联合显著性检验来判断上述影响的显著性,另一方面则参照 Grier 和 Smallwood(2007)的方法,通过构造官员变更比率系数的 长期均衡效应 指标  $\gamma_{yp}^{LR}$ <sup>⑪</sup> 来考察政策短视行为对经济增长的长期影响。对应地,本文也构造了官员变更波动率系数的 长期均衡效应 指标  $\psi_{yp}^{LR}$ ,以便于我们分析政策不确定性预期对经济增长的长期影响。

步骤 2 :官员变更→政策工具→经济增长(H2)。

对应上文分析,本文将依次选取财政支出和银行信贷这两个地方官员可实施较大影响力的政治工具之一,与官员变更比率和经济增速分别组合生

成了两组共四对新的被解释变量向量。其中,(官员变更比率 $p_t$ ,财政支出增长率 $e_t$ )→(财政支出增长率 $e_t$ ,经济增速 $y_t$ )这一组被解释变量向量将用于检验官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的财政政策传导机制,而(官员变更比率 $p_t$ ,银行信贷增长率 $l_t$ )→(银行信贷增长率 $l_t$ ,经济增速 $y_t$ )这一组被解释变量向量则用于检验官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的信贷政策传导机制。

引入政策工具这一环节后,我们可以更为直观地通过官员变更→政策扩张→经济增长这一作用链来考察官员变更导致的政策短视性效应。然而,由于在此传导过程中,地方官员的短视性政策扩张冲动不仅会受到与其职务更替频率正相关晋升压力的影响,其职务更替的波动性同样会对其产生正向冲击,故任一政策工具所传导的政策短视性效应实际上应该是一个包含3个变量的复合链式法则。举例来说,官员变更的平均比率和波动率将分别通过 $\gamma_{ep}^{LR}$ 和 $\psi_{ep}^{LR}$ 对财政支出增长率产生影响,而这一影响又会进一步通过财政支出增长率的系数 $\gamma_{ye}^{LR}$ 释放到经济增长中去,因此,地方官员通过财政支出政策对经济增长产生的短视性政策效应最终应体现为 $(\gamma_{ep}^{LR} + \psi_{ep}^{LR})\gamma_{ye}^{LR}$ 。

类似地,我们还可以直观地通过官员变更→政策不确定性→经济增长这一作用链来考察官员变更导致的政策不确定性效应。由于政策不确定性直接体现为政策变量的波动率,而官员变更对这一政策变量波动率的影响是在式(2)的GARCH过程中生成的,故政策工具所传导的政策不确定性效应还将取决于GARCH方程的系数。根据Engle和Kroner(1995)对GARCH方程的设定解释,式(2)中的协方差自回归(AR)系数矩阵B和协方差移动平均(MA)系数矩阵A分别衡量了波动率之间的短期和长期影响。因此,结合政策波动对经济增长的影响系数 $\psi_{yk}^{LR}$ ( $k=e,l$ ,分别代表财政支出政策和银行信贷政策),官员变更的波动对经济增长产生的政策不确定性效应可表示为( $|b_{pk}| + |a_{pk}|$ ) $\psi_{yk}^{LR}$ 。

### 步骤3:经济增长→官员变更(H3)。

该步骤与步骤1实际上是同一模型的两个对称的考察方向。因而类似地,以(官员变更比率 $p_t$ ,经济增速 $y_t$ )作为被解释变量向量 $Y_t$ ,本文将通过经济增长率系数的长期均衡效应指标 $\gamma_{py}^{LR}$ 以及经济增

长波动率系数的长期均衡效应指标 $\psi_{py}^{LR}$ 来分别检验经济增速与经济风险在官员晋升体系中的作用。

## 五、实证结果与分析

本文的主要实证结果归纳如下。

### (一)政策不稳定性与经济增长:一般性结论

表2汇总整理了上文步骤1和步骤3的主要估计结果,从中我们得到了关于政策不稳定性与经济增长的两个一般性结论。第一,官员变更的比率和波动率对经济增长均有着显著的负面影响,这表明,官员变更引起的政策不稳定性的确会通过刺激官员的短视性政策行为以及由此衍生的政策不确定性预期对经济增长产生抑制作用,这与假设H1是相吻合的。更具体地,我们还发现,官员变更比率每提高一个百分点,GDP将平均下降0.2766个百分点;而官员变更的波动率每增大一个百分点,GDP则会平均下降14.4818个百分点,约为前者的52.36倍。可见,在政策不稳定性对中国经济增长的两个影响根源中,投资者的政策不确定性预期显然是更为重要的一个影响因素。我们认为,一方面,作为中国经济增长最重要的推动力,投资(尤其是私人投资)对不确定性的反应历来是最为敏感的,而近年来不断有研究表明,政策不确定性正逐渐成为影响投资决策最重要的不确定性之一;另一方面,虽然从长期来看,多数扩张性政策都带有政策短视性特点,但在一定条件下,扩张性政策也会对经济增长产生促进作用,以致在一定程度上削弱了扩张性政策对经济增长的负面效应。因此,研究官员变更与经济增长之间的关系,政策不确定性是一个不可忽视的关键因素,这与当前研究的普遍共识也是一致的。

第二,表2的估计结果也很好地验证了理论假

表2 官员变更与经济增速GARCH-in-Mean模型的估计结果(汇总整理)<sup>②</sup>

| 假设   | 系数(长期均衡效应)              |
|--|-------------------------|
| 官员变更比例对经济增速无影响<br>$H_0: \gamma_{py}^{(1)} = \gamma_{py}^{(2)} = \gamma_{py}^{(3)} = 0$ | -0.2766***<br>[0.005]   |
| 官员变更波动率对经济增速无影响<br>$H_0: \psi_{py} = 0$  | -14.4818***<br>[0.0005] |
| 经济增速对官员变更比例无影响<br>$H_0: \gamma_{py}^{(1)} = \gamma_{py}^{(2)} = \gamma_{py}^{(3)} = 0$ | 1.0902***<br>[0.0000]   |
| 宏观经济风险对官员变更比例无影响<br>$H_0: \psi_{py} = 0$   | -0.6359***<br>[0.0000]  |

设 H3 所提出的关于官员变更与经济增长之间的内生性问题。一方面,经济增长对官员变更比率有正向的刺激作用,经济增速越快,官员变更越频繁;另一方面,经济增长的波动率对官员变更则有着显著的负影响,经济风险越高,官员变更越迟缓。更进一步地,我们还发现,经济增长速度对官员变更的刺激作用要大大强于经济增长风险对官员变更的约束力,经济增长速度每提高一个百分点,就能带来 1.0902 个百分点的官员职位变更,而经济增长风险每增大一个百分点,却只能对官员变更产生 0.6359 个百分点的约束力,仅为前者的 58.33%。这一发现从另一角度证实了,我国地方官员晋升体系中的确存在着单纯追求经济增长而忽视经济风险的激励机制,这与周黎安(2007)等关于 晋升锦标赛 的研究发现是相吻合的。

## (二)政策不稳定性与经济增长:政策传导渠道

由于步骤 2 的估计结果较多,本文省略了表 2 的假设检验汇报,集中整理了主要系数 长期均衡效应 的计算结果,并汇报于表 3。我们发现,与理论假设 H2 相一致,财政支出和银行信贷都是官员变更引起的政策不稳定性影响经济增长的显著政策工具。

从财政支出政策来看,首先,官员变更比率的提高和官员变更波动率的增大都会显著刺激财政支出的扩张,而财政支出扩张则对经济增长产生了显著的抑制作用。可见,H2 中关于财政支出政策短视性效应的假设是成立的。我们认为,一方面,随着官员变更比率的提高,官员的平均任期缩短,

表 3 官员变更与经济增长之间的政策传导渠道:  
GARCH-in-Mean 模型估计结果(汇总整理)

| 财政支出政策传导渠道       |                    |                        |                        |                  |                         |
|------------------|--------------------|------------------------|------------------------|------------------|-------------------------|
| 官员变更比率→<br>财政扩张  | $\gamma_{ep}^{LR}$ | 0.0219***<br>[0.0000]  | 官员变更波动率→财<br>政不确定性(短期) | $b_{pe}$         | 0.1837***<br>[0.0000]   |
| 官员变更波动率→<br>财政扩张 | $\psi_{ep}^{LR}$   | 0.5449***<br>[0.0000]  | 官员变更波动率→财<br>政不确定性(长期) | $a_{pe}$         | 5.1514***<br>[0.0000]   |
| 财政扩张→<br>经济增长    | $\gamma_{ye}^{LR}$ | -1.5728***<br>[0.0000] | 财政不确定性→<br>经济增长        | $\psi_{ye}^{LR}$ | -10.9527***<br>[0.0000] |
| 政策短视性效应          | -0.8915            |                        | 政策不确定性效应               |                  | -58.4337                |
| 在总效应中的比重         | 1.50%              |                        | 在总效应中的比重               |                  | 98.50%                  |
| 银行信贷政策传导渠道       |                    |                        |                        |                  |                         |
| 官员变更比率→<br>信贷扩张  | $\gamma_{lp}^{LR}$ | 0.2081**<br>[0.0000]   | 官员变更波动率→信<br>贷不确定性(短期) | $b_{pl}$         | 0.0326***<br>[0.0020]   |
| 官员变更波动率→<br>信贷扩张 | $\psi_{lp}^{LR}$   | 0.4214***<br>[0.0004]  | 官员变更波动率→信<br>贷不确定性(长期) | $a_{pl}$         | -0.1130***<br>[0.0000]  |
| 信贷扩张→<br>经济增长    | $\gamma_{yl}^{LR}$ | -0.0019***<br>[0.0004] | 信贷不确定性→<br>经济增长        | $\psi_{yl}^{LR}$ | -1.3305***<br>[0.0000]  |
| 政策短视性效应          | -0.0012            |                        | 政策不确定性效应               |                  | -0.1937                 |
| 在总效应中的比重         | 0.62%              |                        | 在总效应中的比重               |                  | 99.38%                  |

晋升压力的增大刺激了地方官员短视性的财政支出扩张;另一方面,随着官员变更波动率的增大,对职务更替的不确定预期进一步强化了官员尽快实现政绩目标的短期扩张动机。这种短视性财政扩张带来了税负加重、挤出效应以及竞争效率扭曲等严重打击生产性经济活动的负作用,进而成为阻碍经济增长的巨大威胁。事实上,已有相当一部分实证工作证实了,财政支出扩张对经济增长并不存在必然的刺激作用。如严成和龚六堂(2009)就发现,即便是生产性公共支出也并不一定总能促进经济增长;郭庆旺和贾俊雪(2009)的实证工作也表明,地方政府在财政支出方面存在的竞争行为对经济增长有显著的不利作用;吕冰洋(2011)则进一步指出,财政扩张同样是经济失衡的重要原因,从长期来看,旨在消除危机的财政扩张可能成为下一次危机的诱因。其次,官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的抑制力量还来自官员变更的波动率对财政政策不确定性的催化作用。这一发现与 H2 中关于财政支出政策不确定性效应的假设是基本一致的,它表明,我国微观个体的生产性活动的确存在着显著的财政风险制约机制。作为政府干预程度的直接体现,财政政策不确定性不仅会通过税收渠道扭曲微观个体的消费和生产计划,更会引发投资者对整体经济环境稳定性的担忧,进而对经济增长产生负面作用。

类似地,从银行信贷政策来看,无论是由官员变更比率的水平变化还是由官员变更波动率引发的政策不稳定性对银行信贷扩张均有显著的刺激作用,且银行信贷扩张对经济增长也有着显著的抑制作用,这与假设 H2 中关于银行信贷政策短视性效应的描述是一致的。我们认为,尽管信贷扩张可能在短期内因 货币幻觉 对总需求产生短暂的刺激作用,但从长期来看,物价水平也会随着信贷扩张而急剧膨胀,而通货膨胀不仅会使得 货币幻觉 完全消失,还会使长期的消费和投资计划因风险的过度积累而受到打击,进而对长期经济增长起到抑制作用。事实上,很多现有文献也都对信贷扩张与经济增长之间的关系持负面观点。张军(2006)指出,由于更多的信贷分配给了低效率的国有企业,中国银行部门的总体信贷增长对经济增长的贡献并不显著;金成晓和马丽娟(2010)也发现,信贷增

长率与经济增长率之间的关系并不总是保持正向的,而是会随着时期不同而呈现出非对称的相关关系;王立勇等(2010)同样检验发现,信贷的产出扩张效应在不同的增长状态下呈现出显著的非对称性;李连发和辛晓岱(2012)则指出,由于历次信贷扩张后都存在较持久的通胀压力,信贷总量适度的逆周期变化有助于减少宏观经济的波动和相应的福利损失。此外,由官员变更引发的银行信贷政策不确定性对经济增长的抑制作用同样十分显著,这一发现支持了我们在H2中提出的关于银行信贷政策不确定性效应的理论假设。事实上,由于信贷风险与货币风险密切相关,不确定的信贷政策不仅意味着通货膨胀风险的加速蕴积,对众多微观投资个体来说,更意味着其资金链的脆弱性提高以及融资成本的上升,这些不利因素都将对生产性经济活动产生抑制作用。

值得一提的是,当我们在模型中引入政策工具对官员变更与经济增长之间的影响机制进行分解后,假设H1中所提出的政策短视性效应和政策不确定性效应有了更为清晰的区别与解释(见图3)。在不考虑政策传导工具的一般性结论中,地方官员的短视性政策扩张仅受官员变更比率影响,而官员变更波动率则是通过政策不确定性预期对经济增长产生影响。然而,引入政策传导工具后我们发现,地方官员采取扩张性政策的动机实际上要更为复杂。一方面,随着官员变更比率的提高,平均任期的缩短,面临更大晋升压力的地方官员必然有动机采取扩张性政策以尽快取得政绩突破;另一方面,随着官员变更波动率的增大,对未来政途越发不确定的担忧也会加剧地方官员对现有政治资源的争夺,而在当前的考核机制下,通过扩张性政策来刺激经济在短期内的迅速增长无疑是最立竿见影的办法。官员面临不确定性时

的这种加速支出的行动规则显然与微观个体在面临不确定性时延缓投资的行动规则有明显的不同,我们认为,这种区别源自于二者在决策过程中承担的不同角色和地位。对微观企业来说,它们是其投资项目的所有者,对其投资决策承担长期责任,因此在面临不确定性时,企业有动力通过等待来实现长期的全局最优化;而地方官员仅是经济政策的执行代理人,对其政策收益并不具有完全的所有权,故只承担其政策决策的短期责任,因此在面临不确定性时,为了实现短期的局部最优化,地方官员会更希望通过加速行动而不是等待来规避不确定性。考虑到官员变更波动率中包含的这种政策短视性效应,官员变更的政策不确定性效应显然要比一般性结论中得到的估计系数要小得多,而其政策短视性效应则相应地要比实际估计系数大得多。

进一步比较财政支出政策渠道和银行信贷政策渠道,我们还发现,在官员变更对经济增速的抑制机制中,政策不确定性效应均强于政策短视性效应,这与我们在前一节中关于政策不稳定性和经济增长的一般性结论是一致的。此外,表3还显示,财政政策的传导作用整体上要强于信贷政策的传导作用;但相对来看,政策短视性效应在财政政策渠道中比在信贷政策渠道中表现得更为突出,而政策不确定性效应则在信贷政策渠道中表现得更为显著。正如上文所述,由于财政支出是地方官员直接掌控的政策工具,而银行信贷却在很大程度上只是受地方官员的间接干预,因而,这种强财政弱信贷的传导模式显然符合我们的直观事实。与此同时,由于财政支出政策是地方官员执政意志的直接体现,而银行信贷却只能通过一系列作用于投资需求的杠杆式政策间接进行调控,可以预期,当发生官员变更时,财政支出政策将成为受晋升压力刺激

的地方官员推动短视性扩张政策的首要工具,而由一系列间接干预手段组合而成的信贷调控政策则会比财政支出政策面临更为不确定的波动状态,且其对投资者的不确定性预期也会有更强烈的影响。

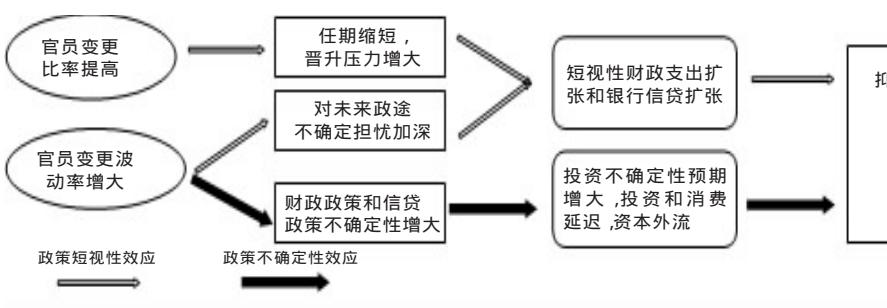


图3 从官员变更到经济增长:政策传导渠道与影响机制

## (三)关于风险影响机制的讨论

除前文提出的三大假设外,估计结果还显示,官员变更引起的政策风险与经济增长风险之间也有着显著的内生影响,其中,政策风险对经济增长风险的影响要大于经济增长风险对政策风险的影响( $b_{py}^2 > b_{yp}^2, a_{py}^2 > a_{yp}^2$ )。这一方面表明,政策不稳定性可能已成为目前影响中国经济增长(尤其是长期经济增长)最重要的宏观风险之一,另一方面也再次证实了,我国官员晋升体系中存在着重增长但轻风险的特征。

此外,进一步考察官员变更的波动、政策不确定性与经济增长风险之间的影响系数,我们还发现,尽管财政支出政策和银行信贷政策在其将政策风险向经济增长风险传导的过程中都具有逐步衰减的风险缓冲性质( $a_{ey}^2 < 1, b_{ey}^2 < 1, a_{pl}^2 < 1, b_{pl}^2 < 1$ ),但却依然都存在着关键的风险节点。具体而言,财政支出政策的风险节点在于官员变更引起的政策风险对财政政策不确定性的催化作用( $a_{pe}^2 \gg 1$ ),而银行信贷政策的风险节点则在于信贷政策不确定性在进入经济活动领域后的风险放大机制( $a_{ly}^2 > 1, b_{ly}^2 > 1$ )。对此,我们的解释是,作为能较好实现政策意图但却缺乏经济调控弹性的直接干预型政策工具,财政政策不确定性更多地是产生自地方官员的执政阶段;与此相反,作为距政策制订端较远但却对经济活动有乘数效应的间接调控型政策工具,信贷政策不确定性却往往会随着经济活动的扩张而以倍增的速度膨胀。因此,从控制风险的角度来看,我们应通过控制地方政府的高风险政策行为来监控财政风险,而通过调节信贷资金在整体经济运行过程中的乘数效应来监控信贷风险。

## 六、进一步讨论

关于官员变更引起的政策不稳定性与经济增长之间的相互影响,一个有意义的问题是,这两者的相关性是否会随着时间而演变呢?下面,本文将以动态溢出效应和换届选举为例对这个问题展开进一步的讨论。

## (一)动态溢出效应

之前的检验和估计结果均表明,官员变更引起的政策不稳定性和经济增长之间有着显著的相互影响。那么,二者之间的这种相互影响究竟有多大呢?特别地,我们还发现,官员变更是通过刺激财政政策和信贷政策的短视性扩张以及政策不确定性的提高来实现其对经济增长的抑制作用的。那么,财政政策和信贷政策在政策不稳定性对经济增长的影响机制中的相对作用孰大孰小呢?随着时间变化,上述的这些相互影响及相对作用又是否会保持稳定呢?我们认为,上述问题从新的角度更加审慎地考察了官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的溢出效应,这不仅为我们的研究提供了稳健性检验支持,更是理解政策不稳定性与经济增长之间关系的重要参考依据。遗憾的是,GARCH-in-Mean模型本身并无法提供对这一溢出效应的直接衡量。有鉴于此,借用Diebold和Yilmaz(2009)的分析思路,我们通过分解被解释变量的预测误差中分别来自自身和其他变量的影响,进而测算出被解释变量之间的溢出指数(Spillover Index)<sup>⑩</sup>。

选用3个月(即1个季度)作为溢出效应的预测窗口,我们测算得到了官员变更比率与经济增长、官员变更比率与政策变动以及政策变动与经济增长之间的动态溢出路径。从图4中我们可以观察到

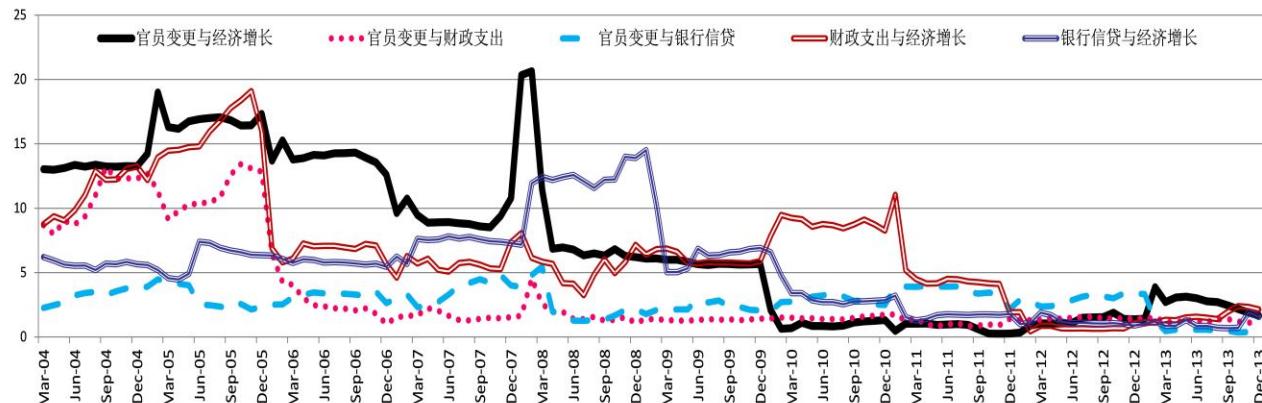


图4 官员变更、政策波动与经济增长之间溢出效应的动态路径

如下几点。第一,除2007年底~2008年初因金融危机爆发而出现了一次突增外,官员变更与经济增长之间的相关性呈现整体下降趋势,这表明,我国经济增长中的政策因素以及官员晋升制度中的经济考核特征正在削弱。第二,官员变更与经济增长之间的财政支出政策传导渠道在早期(2006年前)表现得较为显著,但随着2007~2008年金融危机的爆发,地方官员的信贷调控倾向明显增强,虽然在危机后期(2010~2011年),随着两个4万亿政策的推出,地方官员通过财政政策来调控经济增长的倾向有短暂回升,但从整体来看,财政政策的传导作用依然呈现出逐渐弱化的趋势,而信贷政策的传导作用则呈现出逐渐增强的趋势,到了近期(2012年后),官员变更与经济增长之间的信贷联系纽带几乎已与其财政联系纽带同等重要了。第三,无论是财政政策还是信贷政策,官员变更与其政策工具之间的相关性几乎总是强于政策工具与经济增长之间的关系,这表明,从目前来看,中国的经济调控政策依然更多地是围绕着官员的执政意图而非最终的经济目标来制订实施的,但这种以政治为指挥棒的现象在2011年后有了明显的改善。最后,图4还显示,政策工具与经济增长之间的相关性远比官员变更与政策工具之间的相关性稳定得多,这表明,相对政策工具自身给经济增长带来的不确定影响而言,由官员变更引起的政策不稳定风险才是宏观经济更为重要的风险来源,因此,改善官员晋升体系以降低政策风险也许是化解与防范经济增长风险的一个有益思路。

## (二)换届选举的影响

2002年11月,党的十六大选举出了以胡锦涛主席和温家宝总理为核心的新一届领导班子,而这次重要的政府换届选举恰好发生在我们的研究样本期间内。因此,为了更深入地考察官员变更引起的政策不稳定性与经济增长之间的关系,本文以选举换届后的2002年12月至2013年12月为新的样本区间,对上述的5个GARCH-in-Mean模型再次进行了估计,并将估计结果整理汇报于表4<sup>⑩</sup>。

我们发现,子样本的估计结果与全样本基本一致:(1)官员变更引起的政策不稳定性对经济增长有抑制作用,其中,政策不确定性效应要强于其政策短视性效应。(2)从总体来看,官员变更对经济增

长的财政影响要强于其信贷影响,但相对来看,政策短视性效应在财政政策传导渠道中更为突出,而政策不确定性效应则在信贷政策传导渠道中表现得更为显著。(3)经济增长风险依然是官员晋升的负面考核指标,风险越高,职务变更的可能性越低。

与此同时,子样本也呈现出了一些与全样本相异的实证结果:(1)官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的抑制作用减弱了,主要表现为由官员变更引发的政策不确定性预期对经济增长的负面影响减弱了;(2)经济增速对官员晋升的正向刺激作用变成了负向抑制作用,而经济风险对官员晋升的约束机制则变得更加强烈了;(3)财政政策工具的传导作用明显下降,而信贷政策工具的传导作用则有了显著提高。这些新发现表明,2002年底换届选举后,中国经济增长中的政策因素和政策风险都在逐步减弱,而官员变更制度中的经济考核指标也在逐步弱化;与此同时,地方政府的计划性职能特征也在逐步淡化,具有较强市场性特征的间接信贷调控职能的重要性正逐渐超越直接财政干预职能,对经济增长发挥着日益重要的影响力,这与前文的溢出效应动态演变路径的结论十分吻合。

我们认为,上述变化彰显了中国政府执政理念与施政方针的重大改进。以新一届领导班子的上任为契机,2005年开始全面实施的科学发展观提出了诸如淡化GDP指标、强调绿色GDP概念等执政新

表4 官员变更与经济增长:一般性结论及政策传导渠道  
(2002.12~2013.12)

| 官员变更→经济增长  |  |                       |  |                       |
|------------|--|-----------------------|--|-----------------------|
|            | 政策短视性效应  |                       | 政策不确定性效应                               |                       |
|            | $\gamma_{yp}^{LR}$                                   | 0.0497***<br>[0.0000] | $\psi_{yp}^{LR}$                       | 0.5314***<br>[0.0000] |
| 财政支出政策传导渠道 | 官员变更比率<br>$\gamma_{ep}^{LR} \times \gamma_{ye}^{LR}$ | 0.4794                | 短期<br>$ b_{pe}  \times \psi_{ye}^{LR}$ | 0.1231                |
|            | 官员变更波动率<br>$\psi_{ep}^{LR} \times \gamma_{ye}^{LR}$  | 0.1027                | 长期<br>$ a_{pe}  \times \psi_{ye}^{LR}$ | 3.1017                |
|            | 政策短视性效应  | 0.5821                | 政策不确定性效应                               | 3.2248                |
|            | 在总效应中的比重   | 15.29%                | 在总效应中的比重                               | 84.71%                |
| 银行信贷政策传导渠道 | 官员变更比率<br>$\gamma_{lp}^{LR} \times \gamma_{yl}^{LR}$ | 0.0098                | 短期<br>$ b_{pl}  \times \psi_{yl}^{LR}$ | 0.0534                |
|            | 官员变更波动率<br>$\psi_{lp}^{LR} \times \gamma_{yl}^{LR}$  | 0.0200                | 长期<br>$ a_{pl}  \times \psi_{yl}^{LR}$ | 0.0499                |
|            | 政策短视性效应  | 0.0298                | 政策不确定性效应                               | 0.1033                |
|            | 在总效应中的比重   | 22.39%                | 在总效应中的比重                               | 77.61%                |
| 经济增长→官员变更  |  |                       |  |                       |
| 对官员变更比率的影响 | 经济增速指标   |                       | 经济风险指标                                 |                       |
|            | $\gamma_{py}^{LR}$                                   | 0.2615***<br>[0.0000] | $\psi_{py}^{LR}$                       | 1.3462***<br>[0.0000] |

思路,成为了改革传统晋升考核机制的积极信号。上级对下级的考核不再单一地以GDP作为政绩指标,而是将居民生活、社会保障、环境保护等作为绩效考核的重要因素<sup>①</sup>,这直接导致地方官员在任期内不再单纯追求GDP的高速增长,而是将发展经济的热情、精力分散到居民保障与民生改善等方面。因此,官员更替带来的政策短视性效应和政策不确定性效应都得到了有效缓解,对经济增长的负面影响也就减弱了。

## 七、结论与政策建议

由于地方官员在政策制定和政策执行方面具有法定能力,伴随着官员变更,地方政策通常会因新旧政府政策偏好的不同而发生难以预期的波动,而这种政策不稳定性对经济活动不可避免地会产生深刻的影响。与此同时,受长期以来以经济增长为核心的官员考核晋升体制影响,经济增长对官员变更也有显著影响,而政策不稳定性与经济增长之间的这种内生性进一步加深了官员变更对经济增长的影响。因此,充分考虑官员变更与经济增长之间的这种内生性,进而对官员变更引起的政策不稳定性影响经济增长的政策传导渠道进行深入剖析,无疑有助于我们更好地了解我国的经济增长规律,进而提高宏观调控的效力,促进宏观经济的稳定协调发展。

本文基于更加直接影响地区经济的地方官员视角,利用月度地级市城市地方官员变更比例作为政策不稳定性的代理变量,在VAR框架下研究了1999~2013年间我国官员变更对经济增长及其风险的影响,同时考察财政政策和信贷政策在这一影响机制中所发挥的传导作用。研究结果表明,首先,官员变更会通过刺激地方官员的短视性政策扩张及加剧投资者的政策不确定性预期对经济增长产生显著的抑制作用,且政策不确定性效应是其中最重要的影响因素。其次,官员变更对经济增长的财政影响总体上要显著强于其信贷影响,但这两种政策渠道的影响机制却并不相同,财政影响渠道传导的主要是官员变更造成的政策短视性效应,而信贷影响渠道传导的则主要是官员变更引发的政策不确定性效应。再次,经济增长对官员变更有正向的刺激作用,但经济增长风险却是官员晋升体系中的

一个负向考核指标。最后,官员变更引起的财政风险主要产生于地方官员的执政阶段,而信贷风险却主要是在经济运行环节中积累催生的,因此,在官员变更引起的政策不稳定性对经济增长的影响机制中,应在不同环节对财政风险和信贷风险分别予以监控。

进一步地,为了更全面和稳健地考察官员变更引发的政策不稳定性对经济增长的影响,我们一方面测算了官员变更比率、经济增速、财政支出扩张以及银行信贷扩张之间溢出效应的动态演变路径,另一方面也以2002年12月~2013年12月为子样本来考察党的十六大换届选举出新的国家领导班子这一重大事件是否会对上述影响机制产生不同的影响。动态溢出效应的分析结果和子样本估计结果均显示,尽管全样本所揭示的基本结论依然是稳健的,但经济增长中的政策因素和政策风险以及官员晋升制度中的经济考核特征都在换届后有了明显的减弱;且随着强财政弱信贷局面的逐步改善以及政策不确定性的逐步弱化,地方政府的行政职能也正发生着从建设性向公共性的切实转变,进而大幅增强了其经济调控能力。

基于上述结论,我们认为,为了更好地平缓官员变更引发的政策不稳定性对经济增长及其风险的负面影响,我们一方面要坚持弱化GDP在政绩考核中的中心地位,进一步完善多元化的综合考核体系;另一方面要灵活运用财政政策工具和信贷政策工具,短期内要注意理性地控制政府的财政支出扩张和财政风险,而在长期内则要更注重控制信贷扩张与信贷风险。

(作者单位:杨海生,中山大学岭南学院、中国转型与开放经济研究所;陈少凌,暨南大学经济学院金融系、金融研究所;罗党论,中山大学岭南学院;余国满,复旦大学经济系;责任编辑:蒋东生)

#### 注释

①2012年6月,美国最高法院做出支持奥巴马医改方案的裁定。随后,共和党总统候选人和共和党国会领袖许诺称,倘若他们赢得11月份的总统大选,他们将废除这项方案。

②2012年全球有58个国家和政府将进行换届,中国青年网,<http://www.youth.cn>,2012年1月2日。

③Dziobek等(2011)依据IMF有关数据计算,2008年发达经济体的中央政府(或联邦政府)占总政府支出的比重平均为72%,而发展中国家和地区以及新兴经济体该比重平均为83%。

④与陈艳艳和罗党论(2013)的统计口径不同,为了更准确地反映地市级别的官员变动情况,本文将北京、上海、天津以及重庆这4个直辖市下属各行政区的区长和区委书记的职位变更也一并纳入统计。

⑤由于GDP没有月度数据,我们采用了工业增加值作为衡量月度GDP的指标。

⑥我们对最终进入实证模型的4个月度时序进行了单位根检验和平稳性检验,结果表明,月度官员变更率、GDP月度增长率、财政支出月度增长率以及银行信贷月度增长率均是平稳序列。限于篇幅,完整的检验结果可向作者索取。

⑦Ljung-Box检验和LM检验证实,这4个时间序列均存在着显著的自相关和GARCH效应,完整的检验结果可向作者索取。

⑧举例来说,假定投资也会影响收入,但如果投资本身的变动是源自于贸易,或者投资对收入的影响是通过贸易的变动来实现的,那么,投资对收入的影响就仍应该算是贸易对收入的影响;相反地,如果投资对收入的影响与贸易无关,或者投资与贸易的关系对收入不起作用,那么投资就应该作为VAR系统的外生变量进入扰动项。

⑨关于GARCH模型的应用综述见Bauwens等(2006)以及Silvennoinen和Terasvirta(2008)的文章。

⑩利用QMLE的方法,我们对上述的GARCH-in-Mean模型进行了估计,对估计残差的检验进一步支持了本文的实证模型设定。限于篇幅,完整的检验结果可向作者索取。

$$\text{⑪ } \gamma_{yp}^{\text{LR}} = \frac{\sum_{i=1}^q \gamma_{yp}^{(i)}}{1 - \sum_{i=1}^q \gamma_{yy}^{(i)}} \sigma_p \quad \psi_{yp}^{\text{LR}} = \frac{\psi_{yp}}{1 - \sum_{i=1}^q \gamma_{yy}^{(i)}} \sigma_{\sqrt{h_p}}$$

⑫鉴于估计系数较多,为阅读方便以及更直观地展现实证结果的经济含义,本文将只汇报与提出的理论假设相关的系数显著性检验结果以及这些系数经计算整理的长期均衡效应指标。限于篇幅,完整的实证结果略去,有兴趣的读者可向作者索取。

⑬根据Diebold和Yilmaz(2009)的定义,单一变量的交叉变动份额(cross variance share)或溢出效应(spillovers)指的是在对VAR变量进行方差分解后,每个变量的预测误差中来自所有其他变量的贡献。因此,通过加总VAR系统中所有变量的这一溢出效应,我们就可得到衡量这一VAR系统中各变量相互影响的总溢出效应指数。举例来说,在一个双元VAR系统中,由变量X和变量Y产生的总溢出效应指数=(变量X的预测误差中来自变量Y的贡献+变量Y的预测误差中来自变量X的贡献)/2。

⑭限于篇幅,完整的子样本估计结果可向作者索取。

⑮如近期发布的党的十七届五中全会公报,以及《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十二个五年规划的建议》等重大政府决策文件,均未提及GDP增长的量性要求,而是将居民生活与民生改善作为了更加重要的任务。

#### 参考文献

- (1) Alesina ,A. and D. Rodrik ,1994 , Distributive Politics and Economic Growth ,*The Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 109 ,pp.465~490.
- (2) Alesina ,A. and R. Perotti ,1996 , Income Distribution ,Political Instability and Investment ,*European Economic Review* ,Vol. 40 ,pp.1203~1228.
- (3) Ali ,A. M. ,2001 , Political Instability ,Policy Uncertainty and Economic Growth: An Empirical Investigation ,*Atlantic Economic Journal* ,Vol. 29 ,pp.87~106.
- (4) Baker ,S. R. ,Bloom ,N. and S. J. Davis ,2013 , Measuring Economic Policy Uncertainty ,Stanford mimeo.
- (5) Barro ,R. J. ,1991 , Economic Growth in A Cross Section of Countries ,*The Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 106 ,pp.407~443.
- (6) Bauwens ,L. ,Laurent ,S. and J. Rombouts ,2006 , Multivariate GARCH Models: A Survey ,*Journal of Applied Econometrics* ,Vol. 21 ,pp.79~109.
- (7) Benhabib J. and M. M. Spiegel ,1994 , The Role of Human Capital and Political Instability in Economic Development ,*Journal of Monetary Economics* ,Vol. 34 ,pp.143~173.
- (8) Bennett ,J. and H. D. Dixon ,2001 , Monetary Policy and Credit in China: A Theoretical Analysis ,*Journal of Macroeconomics* ,Vol. 23(2) ,pp.297~314.
- (9) Bernanke ,B. S. ,1983 , Irreversibility ,Uncertainty and Cyclical Investment ,*The Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 97 ,pp.85~106.
- (10) Bestley ,T. and S. Coate ,1998 , Sources of Inefficiency in a Representative Democracy: A Dynamic Analysis ,*American Economic Review* ,Vol. 88 ,pp.139~156.
- (11) Bialkowski ,J. ,Gottschalk ,K. and T. P. Wisniewski ,2008 , Stock Market Volatility around National Elections ,*Journal of Banking & Finance* ,Vol. 32 ,pp.1941~1953.
- (12) Boutchkova ,M. ,Doshi ,H. ,Durnev ,A. and A. Molchanov ,2012 , Precarious Politics and Return Volatility ,*Review of Financial Studies* ,Vol. 25 ,pp.1111~1154.
- (13) Brandt ,I. and X. D. Zhu ,2000 , Redistribution in a Decentralized Economy: Growth and Inflation in China under Reform ,*Journal of Political Economy* ,Vol. 108(2) ,pp.422~439.
- (14) Diebold ,F. and K. Yilmaz ,2009 , Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers with Application to Global Equity Markets ,*Economic Journal* ,Vol. 119 ,pp.158~171.
- (15) Durnev ,A. ,Enikolopov ,R. ,Petrova ,M. and V. Santarosa ,2012 , Politics ,Instability and International Investment Flows ,Available at SSRN 1342169.
- (16) Dziobek ,C. ,Mangas ,C. G. and P. Kufa ,2011 , Measuring Fiscal Decentralization—Exploring the IMF's database ,IMF ,Working Paper 11/126.
- (17) Engle ,R. F. and K. K. Kroner ,1995 , Multivariate Simultaneous Generalized ARCH ,*Econometric Theory* ,Vol. 11 ,pp.122~150.
- (18) Engle ,R. F. ,Liliend ,D.M and R.D. Robins ,1987 , Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model ,*Econometrica* ,Vol. 55 ,pp.391~407.
- (19) Feltenstein ,A. and S. Iwata ,2005 , Decentralization and Macroeconomic Performance in China: Regional Autonomy Has its Costs ,*Journal of Development Economics* ,Vol. 76(2) ,pp.481~501.
- (20) Frankel ,J. A. and D. Romer ,1999 , Does Trade Cause Growth? ,*American Economic Review* ,Vol. 89 ,pp.379~399.
- (21) Friedman ,M. ,1968 , The Role of Monetary Policy ,*American Economic Review* ,Vol. 58 ,pp.1~17.
- (22) Glazer ,A. ,1989 , Politics and Choice of Durability ,*American Economic Review* ,Vol. 90 ,pp.1207~1213.
- (23) Grier ,K. B. and A. D. Smallwood ,2007 , Uncertainty

# 政策不稳定性与经济增长

## 中国宏观经济论坛

and Export Performance: Evidence from 18 Countries ,*Journal of Money ,Credit and Banking* ,Vol. 39 ,pp.965~979.

(24)Gulen ,H. and M. Ion ,2012 , Policy Uncertainty and Corporate Investment ,Purdue mimeo.

(25)Gupta ,D. ,1990 ,*The Economics of Political Violence* ,New York ,NY: Praeger.

(26)Hassett ,K. A. and G. E. Metcalf ,1999 , Investment with Uncertain Tax Policy: Does Random Tax Policy Discourage Investment? *Economic Journal* ,Vol. 109 ,pp.372~393.

(27)Imai ,H. ,1994 , China's Endogenous Investment Cycle *Journal of Comparative Economics* ,Vol. 19 ,pp.188~216.

(28)Ingersoll ,J. E. and S. A. Ross ,1992 , Waiting to invest: Investment and uncertainty *Journal of Business* ,Vol. 65 ,pp.1~29.

(29)Liu ,T. ,2010 , Institutional Investor Protection and Political Uncertainty: Evident from Cycles of Investment and Elections ,Working Paper ,Concordia University.

(30)Jones ,B. F. and B. A. Olken ,2005 , Do Leaders Matter? National Leadership and Growth Since World War II ,*The Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 120 ,pp.835~864.

(31)Julio ,B. and Y. Yook ,2012 , Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles ,*The Journal of Finance* ,Vol. 67 ,pp.45~83.

(32)Panousi ,V. and D. Papanikolaou ,2012 , Investment ,Idiosyncratic Risk and Ownership *Journal of Finance* ,Vol. 67 ,pp.1113~1148.

(33)Pastor ,L. and P. Veronesi ,2012 , Uncertainty about Government Policy and Stock Prices *Journal of Finance* ,Vol. 67 ,pp.1219~1264.

(34)Perrson ,T. and L. Svensson ,1989 , Why Stubborn Conservatives Run Deficits: Policy with Time-Inconsistent Preference *Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 85 ,pp.325~345.

(35)Silvennoinen ,A. and T. Terasvirta ,2008 , Multivariate GARCH Models in Andersen ,T. G. ,Davis ,R. A. ,Kreiss ,J. P. and T. Mikosch eds ,*Handbook of Financial Time Series* ,Springer ,New York.

(36)Tabellini ,G. and A. Alesina ,1990 , Voting on the Budget Deficit *American Economic Review* ,Vol. 90 ,pp.37~49.

(37)Tao ,Y. F. ,2003 , The Rationalization of Political Business Cycle in China ,Presented in the International Conference on The Rise of China Revisited: Perception and Reality ,Institute of International Relations ,National Chengchi University.

(38)Venieris ,Y. and D. Gupta ,1986 , Income Distribution and Sociopolitical Instability as Determinants of Savings: A Cross-Sectional Model *Journal of Political Economy* ,Vol. 96 ,pp.873~883.

(39)Walder ,A. G. ,1995 , Local Governments as Industrial Firms: An Organizational Analysis of China's Transitional Economy *American Journal of Sociology* ,Vol. 101 ,pp. 263~301.

(40)Xu ,C. G. ,2011 , The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development *Journal of Economic Literature* ,Vol. 49 ,pp.1076~1151.

(41)巴曙松、刘孝红、牛播坤 :《转型时期中国金融体系中

的地方治理与银行改革的互动研究》,《金融研究》,2005年第5期。

(42)曹春方 :《政治权力转移与公司投资 :中国的逻辑》,《管理世界》,2013年第1期。

(43)陈艳艳、罗党论 :《地方官员变更与企业投资》,《经济研究》(青年论坛专辑),2013年S2期。

(44)方红生、张军 :《中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为》,《经济研究》,2009年第12期。

(45)傅勇、张晏 :《中国式分权与财政支出结构偏向 :为增长而竞争的代价》,《管理世界》,2007年第3期。

(46)郭庆旺、贾俊雪 :《地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长》,《管理世界》,2009年第10期。

(47)李连发、辛晓岱 :《银行信贷、经济周期与货币政策调控 :1984~2011》,《经济研究》,2012年第3期。

(48)李猛、沈坤荣 :《地方政府行为对中国经济波动的影响》,《经济研究》,2010年第12期。

(49)李涛、周业安 :《中国地方政府间支出竞争研究 基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》,2009年第2期。

(50)李维安、钱先航 :《地方官员治理与城市商业银行的信贷投放》,《经济学(季刊)》,2012年第11卷第4期。

(51)贾俊雪、郭庆旺、赵旭杰 :《地方政府支出行为的周期性特征及其制度根源》,《管理世界》,2012年第2期。

(52)金成晓、马丽娟 :《信贷政策效应的非对称性、信贷扩张与经济增长》,《统计研究》,2010年第9期。

(53)吕冰洋 :《财政扩张与供需失衡 :孰为因 ?孰为果 ?》,《经济研究》,2011年第3期。

(54)钱先航、曹廷求、李维安 :《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》,2011年第12期。

(55)王立勇、张代强、刘文革 :《开放经济下我国非线性货币政策的非对称效应研究》,《经济研究》,2010年第9期。

(56)王贤彬、徐现祥 :《地方官员来源、去向、任期与经济增长 :来自中国省长市委书记的证据》,《管理世界》,2008年第3期。

(57)王贤彬、徐现祥、李郇 :《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》,2009年第4期。

(58)徐业坤、钱先航、李维安 :《政治不确定性、政治关联与民营企业投资》,《管理世界》,2013年第5期。

(59)严成、龚六堂 :《财政支出、税收与长期经济增长》,《经济研究》,2009年第6期。

(60)张尔升 :《地方官员的企业背景与经济增长:来自中国省委书记、省长的证据》,《中国工业经济》,2010年第3期。

(61)张军 :《中国的信贷增长为什么对经济增长不显著》,《学术月刊》,2006年第38卷7月号。

(62)张军、高远 :《官员任期、异地交流与经济增长 来自省级经验的证据》,《经济研究》,2007年第11期。

(63)赵文哲、周业安 :《基于省际面板的财政支出与通货膨胀关系研究》,《经济研究》,2009年第10期。

(64)周黎安 :《晋升博弈中政府官员的激励与合作》,《经济研究》,2004年第6期。

(65)周黎安 :《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》,2007年第7期。

## BRIEF COMMENTARIES

- An Analysis of the Differences of the Regional Price Fluctuation in China...*Li Yushuang, Chen Leyi and Peng Xiaolian*
- The Trade Protection, the Evolution Game, and an Analysis of the Welfare.....*Shen Qi*
- A Study on the Model of the Dynamic Coordinated Management of the Pluralistic Main Body in the Public Service in Villages .....*Fan Fengchun and Li Xiaomei*
- An Analysis Based on the Input Efficiency of the Real Estate Industry of the DEA .....*Luo Mai*
- A Case Study Based on the Ultimate Control Right over China's Listed Clan Firms under the Background of the Ultimate Property Right, the Volume of Cash Flow Thereof, and the Company's Performances Thereof  
.....*Li Dapeng and Zhou Bing*
- On the Systematic Optimization of the Knowledge Property Right: A Study Based on the Deconstructing of the Three-Pendulums Coupling Model .....*Shan Feng*
- A Study on the Effect of the Mutual Level and the Size of the Network Advertisement on the Attention Given by Consumers.....*Jiang Yushi*

## The ABSTRACT OF SELECTED ARTICLES

### **The Mechanism Design for LCUR-Based Mortgage Loan with the Property Regulation: An Analysis Based on the Institutional Circumstance and the Management Structure**

*Guo Zhongxing, Wang Xiansheng and Qu Futian*

In Practice, the work of the Experimental unit in the mortgage loan made by the land (MLMBTL) has the suspicion of "going to the alienation or the integration. Form the view of the process of the MLMBTL, the MLMBTL contains a series of well-aligned and distinctive, relatively independent but correlated "chained" sub-transactions. This kind of the transaction process of "the type of chain" of many grades has decided that the management structure matched with the MLMBTL has the nature of complexity. Based on profound analysis of the characteristics of the control of the property right of the mortgage common objective goods, we have, in this paper, from the range of the system environment and the management structure, analyzed the effect of the nature of the special use and the nature of uncertainty of the assets and analyzed the impact on the transaction cost of the transaction of the MLMBTL, and probed the effective management structure. We think that the transaction process of the multiple grades of "chain type" of the MLMBTL has determined that the mixed type of the control structure has lower transaction cost, and that the cooperative in which "the operation right of the land contracting can be transferred +the market"—the mixed type of control structure—used by the model of the MLMBTLin Tongxin County in Ningxia has confirmed the deduction in this paper. According what is mentioned above, we propose that the property right should be moderately subdivided, the legal restrictions should be relaxed, the land right market should be fostered, the participation of intermediaries should be encouraged, thus driving the creation of still favorable conditions for the MLMBTL.

### **Between the Policy Instability and the Economic Growth: The Empirical Evidence from China's Change in her Local Officers**

*Yang Haisheng and other writers*

Based on a sample of municipal officer turnover from 1995 to 2013, we empirically examined the impacts of poli-

cy instability on economic growth. Our results indicate that, the policy instability due to municipal officer turnovers has a significantly negative effect on economic growth, with the policy uncertainty effect being of greater importance. Besides, the policy instability has a more significant fiscal impact than credit impact on economic growth. However, the former mostly results from myopic policy expansion while the latter mostly reflects policy uncertainty expectation. Last, economic growth will positively stimulate officer turnovers, but economic risk is a negative assessing measure to officer promotions. Noticeably, we also find that, since the scientific development concept weakened the GDP-indexed assessment feature in officer promotion system, influences and risks of policies in economic growth have greatly shrunk.

**Why do Companies Hire Nonlocal Independent Director?***Sun Liang and Liu Chun*

We investigate existing reasons and consequence of nonlocal independent director hired by most Chinese listed companies, focusing on supervision and consultation function. We find that the nonlocal independent directors are both the results of weakening oversight and strengthening consultation. Moreover, motivation of hiring nonlocal independent director in private companies is due to meet more consultant demands, while in companies located at high degree of market area is weakening oversight. Further study shows that the nonlocal independent directors bring significantly higher agency cost to the listed companies, higher nonlocal operating efficiency, and earn higher bonus than those of local independent directors. Our findings indicates that should encourage companies to use consultant function of nonlocal independent director to increase nonlocal operation efficiency under local protectionism situation and should appropriately restrict and regulate it in companies with serious agent conflicts so as to better protect the interests of minority investors.

---

|                           |  |
|---------------------------|--|
| <b>Editor in Chief:</b>   | <b>Li Kemu</b>   |
| <b>Vice Chief_Editor:</b> | <b>Tian Yuan, He Shaohua, Lu Jian &amp; Jiang Dongsheng</b>        |
| <b>General Editor:</b>    | <b>Xie Yue</b>   |
| <b>President:</b>         | <b>Gao Yanjing</b>   |
| <b>Sponsor:</b>           | <b>Development Research Centre of the State Council,P.R.C.</b>     |
| <b>Add:</b>               | <b>A-20 , Block13,Peace Street,Chaoyang District,Beijing China</b> |
| <b>Tel:</b>               | <b>(010)62112235 62111169</b>                                      |

---

**MANAGEMENT WORLD**  
**Original Name: ADMINISTRATIVE WORLD**

# 财政波动风险影响财政收支的动态研究<sup>\*</sup>

杨海生 聂海峰 陈少凌

**内容提要:**作为宏观调控的重要手段,财政收支变动及其风险是政府调控经济时关心的重要问题。利用月度财政收支的时间序列数据,本文建立了财政收支增长率和波动率的均值条件异方差(GARCH-in-Mean)模型,考察了财政收支波动风险对财政收支的影响。研究发现:(1)在增长率之间的关系上,财政支出增长推动财政收入增长,而财政收入的增长没有显著地促进财政支出的增长;(2)财政收支的风险对财政收支增长率的交叉影响是不对称的,财政支出风险促进财政收入增长,但财政收入风险抑制财政支出增长;(3)随机冲击对财政收支的影响持续时间较长,大约在9个月之后开始平复,并在27—40个月后才衰减完毕,而财政收支的波动率对随机冲击的反应很快,大约4个月时间就充分吸收了冲击的影响。

**关键词:**财政风险 波动率 条件异方差模型

## 一、引言

针对2007年以来世界金融危机引发的萧条,公共支出是各国财政刺激政策中的重要组成部分,中国政府就推出了“四万亿”的财政支出计划来保持经济平稳增长。相对于货币政策需要利率杠杆来发挥作用,财政政策的作用更加具有直接性和及时性。然而,随着公共支出的增加,如何平稳地为激增的政府开支融资成为各国政府亟待解决的一个重要问题。如果公共开支可以促进收入的稳定增长,就没有必要担心因支出增加引起的财政赤字;反之,如果公共开支没有带来收入的增加,或者虽然能带来收入增长,但却伴随着剧烈的收入波动,那么支出增加就会导致政府债务或债务风险的积累,不但影响政府进一步调控经济的能力,也会进一步加剧由此引发的利率上升、通货膨胀等经济运行的总体风险。因此,考察政府财政收支之间的关系,特别是财政收支变动衍生的财政风险的影响,对于控制财政赤字,防范经济风险具有重要的意义。

通常来说,财政风险使用政府债务指标来衡量,如郭玉清(2011)就指出,逾期债务累积对财政安全具有重要的影响。但作为一个静态指标,使用债务的概念只是说明了财政风险的可能性。正如刘尚希(2003)在澄清财政风险概念的时候指出,衡量风险的时候不仅要考察表现为各类债务的承诺,也要考察政府拥有和可以处置的资源。因此,财政风险不仅表现为政府债务的增加,也表现在政府财政收入和财政支出的波动性上。可见,考察财政收支的波动对政府财政管理工作的影响,正是研究财政风险的关键切入点。

从实证研究的角度来看,衡量财政风险一般有三种办法。第一种办法是绝对指标法,如以政府债务占GDP比重来衡量财政风险,当这一指标高于一个经验值时,就认为风险比较大。绝对指标

\* 杨海生、聂海峰,中山大学岭南学院,邮政编码:510275,电子信箱:yhaish@mail.sysu.edu.cn,niehf@mail.sysu.edu.cn;陈少凌,暨南大学金融系,邮政编码:510632,电子信箱:tchensl@jnu.edu.cn。感谢教育部哲学社会科学研究青年基金项目(项目批准号:11YJC790137)、国家自然科学青年科学基金项目(项目批准号:71203243)、广东省软科学项目(项目批准号:2012B070300029)、中山大学“中央高校基本科研业务费专项资金”以及暨南大学应用经济学科科研创新项目的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,当然文责自负。

法的局限性在于,衡量指标通常不是风险的直接度量,只是存在一定的关联性,且如何确定经验临界值更是存在无数争议。如 Reinhart & Rogoff(2010)就提出,政府债务占 GDP 的比重达到 90% 可能是一个关键值,但 Herndon et al. (2013)则指出,上述研究存在疏忽,修正之后的关键值与 90% 有着明显的差距。第二种方法是无条件方差法,以财政变量的无条件方差来衡量财政风险。这种方法虽然可以直接刻画经济变量的波动,但由于其不随时间变化,与财政风险因时而异的现实特征不相符合。因此,第三种(也是更好的)方法是条件异方差法,通过刻画财政变量随时间演变的特征,引入更大的灵活性,进而得以模型化更复杂的风险演变路径。

有鉴于此,本文通过 GARCH-in-Mean 时间序列模型,明确地将财政风险因素引入到财政收支的变动方程中,不仅更细致地分析了财政收入和财政支出之间的关系,也更详细地考察了财政风险的动态影响机制。对比现有文献,本文的改进之处主要在于:

(1) 在财政收入和财政支出的动态关系上,我们发现,财政支出增长会推动财政收入增长,但财政收入的增长没有显著的促进财政支出增长的作用。

(2) 在财政风险对财政收支的影响方面,我们发现,一方面,财政收入风险会抑制财政收入的增长率,但财政支出风险对财政支出增长率的影响不显著;另一方面,财政风险对财政收支的交叉影响是不对称的,财政支出波动促进财政收入增长,但财政收入波动抑制财政支出增长。

(3) 通过考察随机冲击对财政收支增长率和波动率的脉冲响应函数,我们发现,随机冲击对财政收支增长率的影响时间较长,大约在 27 个月左右才衰减完毕;而财政收支波动率对随机冲击的反应则很快,大约 4 个月时间就充分吸收了冲击的影响。可见,随机冲击对财政收支的风险影响主要体现在财政收支的长期增长速度上,而不是增加财政收支的波动率。

(4) 最后,我们还发现,财政收支的坏消息对财政风险有显著的不对称影响,财政收入萎缩增大了当期财政收入风险,但财政支出扩张却同时削弱了当期财政收入风险和财政支出风险。

文章其余部分安排如下:第二部分是关于政府财政收支关系的文献综述,第三和第四部分是数据和模型设定的说明,第五和第六部分是对主要估计结果的分析和讨论,最后是全文的总结。

## 二、文献综述

关于财政收入和财政支出之间的动态关系,在文献中称为“财政收支争论”(Payne, 2003)。目前,比较有影响的理论主要有四种:(1)“以收定支”假说(“tax-and-spend hypothesis”, Friedman & Allen, 1972)认为,财政收入决定财政支出的规模,财政收入的变化引起财政支出的变化,限制政府赤字的方式是减少政府收入;(2)“以支定收”假说(“spend-and-tax hypothesis”, Peacock & Wiseman, 1961)认为,财政支出决定财政收入,财政支出的增加使得税收增加,因此政府支出规模扩张之后,应促进财政收入增长与之匹配;(3)“财政同步”假说(“fiscal synchronization hypothesis”, Meltzer & Richard, 1981)认为,财政收支相互依赖、互相影响,政府的经济活动通过比较项目的边际收益和边际成本确定,两者中任意一方的变动都会带动另一方;(4)“结构分离”假说(“institutional separation hypothesis”, Baghestani & McNown, 1994)认为,财政收支相互独立,财政收入和财政支出是由不同部门和机构负责,在财政收支的变动中不存在直接的关系,任意一方的变动独立于另一方。

对上述“财政收支争论”的实证研究,通常是在 VAR 的框架内来分析支出和收入之间的格兰杰因果关系。然而,根据研究的地区、选用的时间区间以及方法的不同,不同研究发现了财政收入和支出的不同关系,上述的四种理论观点都得到了一定的支持和证实。Bohm(1991)对 1892—1988 年美国经济数据的经验分析同时支持“以支定收”假说和“以收定支”假说。Hoover & Sheffrin(1992)发现,20 世纪 60 年代中期以前,税收决定了支出的变动,之后两者之间呈现双向因果联系。

Owoye et. al(1995)利用1961—1990年七个国家的年度数据,发现除日本和意大利之外,“财政同步”假说都是适用的;而日本和意大利的经验分析结果则支持了“以收定支”假说。Baghestani & McNown(1994)使用美国1955—1989年的季度数据发现,“结构分离”假说成立;而利用英国1961—1993年的季度数据,Hasan & Lincoln(1997)的发现则支持了“财政同步”假说。Payne(2003)的综述发现,由于数据局限性,此前的研究多集中在OECD国家。之后,转轨国家和亚洲地区的研究文献逐渐增加(Mehrara et al., 2011)。在对中国财政收支关系的研究中,Li(2001)分析了1950—1997年的收支数据,发现不同时期的财政收支关系分别符合“以支定收”假说和“财政同步”假说。Chang & Ho(2002)发现,1977—1999年间,中国的税收和支出之间存在双向因果关系。而利用1979—2003年的财政数据,吴凯、储敏伟(2006)则发现财政收入与财政支出之间不存在协整关系和因果关系。郭玉清、杨栋(2007)使用1978—2005年经验数据也发现,虽然预算支出和预算收入之间并不存在短期因果关系,但是在长期内符合“以支定收”假说。马兹晖(2008)利用1979—2005年省级财政收支数据发现,财政收支在分税制改革前符合“财政同步”假说,但在1994年以后则符合“以支定收”假说。综合国内研究结果,财政收支关系在1994年分税制之后发生了转变,从“财政同步”假说转变为“以支定收”假说,财政支出对财政收入有单方面的促进作用,本文的研究结论与上述背景基本吻合。

在目前关于财政收支关系的研究中,格兰杰因果关系是广为使用的方法,但格兰杰因果关系的本质是考察一个变量对另一个变量的一阶矩预测效应,并没有考虑高阶矩的效应。然而,宏观经济变量往往不仅只是彼此之间直接影响,其波动率之间同样存在着相互作用。事实上,关于不确定性和波动性对宏观经济变量的影响在现有文献中并不乏关注。Friedman(1977)指出,价格波动会使得价格机制的资源配置能力受到限制,进而限制经济增长。Black(1987)的研究也表明,当经济波动时,风险大的投资项目会变得更有利可图,因而,经济波动会通过刺激投资活动来促进经济增长。Grier et al. (2004)以及Sheilds et al. (2005)使用了与本文类似的条件异方差自回归模型,实证分析了通货膨胀波动和经济增长波动对经济增长和通货膨胀的影响。遵循这一思路,我们认为,财政收支波动对财政收支活动应该也有着类似的显著影响。更进一步地,对应于财政收支关系的不同假说,我们还可以将上述观点直接表述为如下检验:(1)在“以收定支”假说下,收入对支出有单方面的影响;(2)在“以支定收”假说下,财政支出对财政收入有单方面的影响;(3)在“财政同步”假说下,财政收支的波动彼此同时影响;(4)在“结构分离”假说下,财政收支活动相互独立。可见,通过建立GARCH-in-Mean模型进一步丰富数据的关系结构,我们能够很直观地考察财政收支活动的高阶矩(即财政风险)对财政收支活动的影响,进而在更一般的框架内考察财政收入和财政支出之间的关系。检验结果表明,如果只考虑一阶矩,财政收支之间的关系符合“以支定收”假说,即财政支出影响财政收入,而财政收入对财政支出的影响不明显。但若考虑二阶矩(即财政风险),财政收支之间的关系符合“财政同步”假说,财政收入风险限制了财政支出的增长,而财政支出风险促进了财政收入的增长。

### 三、数据分析

利用中经网整理的《中国财政年鉴》,我们搜集了1990年1月至2011年12月共264个月全国财政收入和财政支出的月度数据。<sup>①</sup>其中,财政收入主要包括各项税收、专项收入、利息收入等其他收入;而财政支出则主要包括基本建设支出、企业挖潜改造资金、地质勘探费、科技三项费用、各

<sup>①</sup> 由于统计和财政决算原因,在原始数据中有若干年份的12月的收支数据缺失,我们用全年决算收支减去前11个月的累积收支弥补了缺失值。

类部门事业费、抚恤和社会福利救济费、国防支出、行政管理费、政策性补贴支出等。我们用月度 CPI 指数将原始的名义数据调整为以 2005 年为基期的实际数据。

我们采用时刻  $t$  的财政收入增长率  $i_t = \log(I_t/I_{t-1})$  和财政支出增长率  $e_t = \log(E_t/E_{t-1})$  作为被解释变量, 其中,  $I_t$  是时刻  $t$  的国家财政收入,  $E_t$  是时刻  $t$  的国家财政支出。由于原始数据中存在较明显的季节周期现象<sup>①</sup>, 为了消除这些季节性差异的影响, 进而更准确地展示财政收支之间的内在经济关联性, 我们参考了现有文献的标准做法(郭庆旺等, 2007; 贾俊雪, 2012), 对财政收支增长率进行了季节调整, 不难看出, 调整后的收支增长率不再存在明显的季节性周期。<sup>②</sup>

我们在表 1 中给出了数据的描述统计。财政收入和财政支出的月度增长率都显著地拒绝服从正态分布的零假设。因此, 有必要对财政收支增长率这两个序列作进一步的检验, 以确定其真实的统计特征及适用的估计方法。

表 1 描述统计

| 变量 | Mean   | Median | Max    | Min     | Std. Dev. | Skewness | Kurtosis | Jarque-Bera               |
|----|--------|--------|--------|---------|-----------|----------|----------|---------------------------|
| 收入 | 0.0106 | 0.0107 | 0.7418 | -0.8865 | 0.1460    | -0.2145  | 13.7472  | 1267.7230 ***<br>[0.0000] |
| 支出 | 0.0095 | 0.0089 | 0.4721 | -0.5081 | 0.1105    | -0.0504  | 8.4181   | 321.7966 ***<br>[0.0000]  |

注:(1)方括号内的数值是  $p$  值, 下同。(2)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, 下同。

为更好地刻画财政收支增长率数据的时序特征, 我们下面将就其平稳性、自相关性、异方差性和不对称性分别展开检验。表 2 的检验结果表明, 财政收入和财政支出增长率这两个序列均是平稳的, 且都存在显著的自相关与异方差。与此同时, 财政收支的波动率均呈现出较显著的不对称性偏差, 但二者的偏差方向不一致; 具体而言, 财政收入的波动对其自身的负向变化水平更敏感, 而财政支出的波动则对其自身的正向变化水平更敏感。因此, 使用具有不对称结构的条件异方差(ARCH 过程)来刻画财政收支增长及其波动性是合适的。

表 2 平稳性、自相关、异方差和不对称性检验<sup>③</sup>

| 变量 | 平稳性检验④                   | 自相关检验⑤                 | 异方差检验⑥                  | 不对称性检验⑦                |                     |
|----|--------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|---------------------|
|    | ADF                      | Q(12)                  | ARCH(4)                 | 负水平偏差                  | 正水平偏差               |
| 收入 | -11.4953 ***<br>(-1.942) | 89.467 ***<br>[0.0000] | 67.1264 ***<br>[0.0000] | -0.1455 **<br>[0.0159] | -0.0287<br>[0.5032] |

① 财政收支数据的季节性周期不仅反映了经济活动季节周期, 更是我国财政管理季节周期性的直接体现, 如税收存在的年末突击入库以及财政支出存在的年底突击花钱现象。感谢审稿人的意见, 我们发现, 虽然上述现象客观上反映了财政收支之间具有一定的独立性, 但也从另一侧面证实了财政收支之间的关联性。事实上, 税收的突击入库通常是为了完成年度税收增长计划, 财政支出的突击花钱则是为了完成年度预算。从经济意义上来看, 年度预算支出促进了经济活动变化, 从而创造了税收收入, 而税收收入增长计划的完成则为年度预算支出提供了经济基础。二者之间向来是密不可分的, 这与我们的分析是相吻合的。

② 由于季节调整消除了财政收支活动中因年度计划财政管理的会计因素导致的差异, 二者经济上的实质相关性得到了显著增强, 财政收支增长率之间的相关系数由调整前的 0.2522 提高到调整后的 0.3294。

③ 限于篇幅, 完整的检验结果可向作者索取。

④ 由于 ADF 检验对水平项和趋势项的平稳性可能存在识别不足的问题, 我们对财政收支增长率序列还进行了 KPSS 检验, 结果同样表明, 在 5% 的显著性水平下, 这两个序列都不能拒绝平稳性的原假设。

⑤ 我们分别进行了滞后 3、6、9、12 阶的 Ljung-Box 自相关检验, 检验结果基本一致。

⑥ 由于一般情况下, 四阶滞后已经足够保证残差不存在自相关了, 我们分别检验了 1 至 4 阶滞后的 ARCH 效应。为稳健起见, 我们也使用了 Schwarz 信息准则和 Akaike 准则来选择滞后阶数, 但检验结果并无显著变化。

⑦ 详见 Engle & Ng(1993)。

续表 2

| 变量 | 平稳性检验                    | 自相关检验                  | 异方差检验                   | 不对称性检验              |                       |
|----|--------------------------|------------------------|-------------------------|---------------------|-----------------------|
|    | ADF                      | Q(12)                  | ARCH(4)                 | 负水平偏差               | 正水平偏差                 |
| 支出 | -13.6958 ***<br>(-1.942) | 73.022 ***<br>[0.0000] | 84.2220 ***<br>[0.0000] | -0.0340<br>[0.2497] | -0.0394 *<br>[0.0534] |

注:(1)圆括号内的数值为 5% 显著性水平的临界值。(2)不对称性检验是根据四阶自回归估计的残差进行计算的。

#### 四、模型设定

我们的实证模型设定分别借鉴了 Engle et al. (1987) 提出的 GARCH-in-Mean 模型和 Grier et al. (2004) 提出的 Asymmetric-BEKK 模型, 其具体设定如下:

均值方程:

$$Y_t = \mu + \sum_{j=1}^p \Gamma_j Y_{t-j} + \Psi \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, j = 1, \dots, p \quad (1)$$

方差方程:

$$H_t = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + D' \xi_{t-1} \xi'_{t-1} D \quad (2)$$

##### (一) 模型设定的经济解释

首先, 在均值方程中,  $Y_t = \begin{bmatrix} i_t \\ e_t \end{bmatrix}$  是  $t$  期的财政收入和支出增长率向量,  $\mu = \begin{bmatrix} \mu_{i,t} \\ \mu_{e,t} \end{bmatrix}$  是常数向量,  $\Gamma_j = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(j)} & \gamma_{12}^{(j)} \\ \gamma_{21}^{(j)} & \gamma_{22}^{(j)} \end{bmatrix}$  是自回归系数矩阵, 刻画向量  $Y$  的第  $j$  阶滞后的影响。 $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{e,t} \end{bmatrix}$  是财政收支增长率在  $t$  期的扰动, 给定  $t$  时刻的信息  $\Omega_t$ ,  $\varepsilon_t$  服从均值为零, 协方差矩阵为  $H_t$  的正态分布。标准差向量  $\sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ii,t}} \\ \sqrt{h_{ee,t}} \end{bmatrix}$  分别来自于协方差矩阵  $H_t = \begin{bmatrix} h_{ii,t} & h_{ie,t} \\ h_{ei,t} & h_{ee,t} \end{bmatrix}$  的对角线元素的开方, 其系数矩阵  $\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}$  衡量的是波动率对条件均值的影响。我们对均值方程的考察重点有两个: 第一, 财政收支增长率之间的相互影响, 即自回归系数矩阵  $\Gamma_j$  的显著性与符号。由于对非线性方程来说, 其系数的数值本身一般来说并不具备直观的解释意义 (Koop et al., 1996), 本文将通过两种方法来印证其影响: 系数的联合显著性检验和广义脉冲响应函数, 前者着重检验滞后效应的统计显著性, 而后者则用于考察滞后效应的影响方向、大小和时效性。第二, 财政收支波动对财政收支增长率的影响, 即系数矩阵  $\Psi$  的显著性与符号。如果这个矩阵显著地不为零, 其符号将帮助我们直观地判断出财政收支波动所起的究竟是促进还是抑制作用。

其次, 在方差方程中,  $C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$  ②,  $B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix}$ ,  $A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix}$  ③, 分别代表常数矩阵、协方差自回归 (AR) 系数矩阵和协方差移动平均 (MA) 系数矩阵。④ 此外, 根据上文检验, 我们将描述

① 我们通过最小化 Schwarz 信息准则来选择滞后阶数  $p$ 。

② 对常数矩阵的上三角设定是为了保证协方差矩阵的半正定性。

③ 借鉴现有研究对 GARCH 模型的一般设定, 我们将财政收支波动率方程设定为 GARCH(1,1) 过程。

④ AR 系数矩阵和 MA 系数矩阵分别衡量了波动率的短期和长期影响。

财政收支中的不对称性偏差的变量  $\xi_{t-1}$  分别设定为财政收入萎缩和财政支出扩张<sup>①</sup>, 即  $\begin{bmatrix} \xi_{i,t-1} \\ \xi_{e,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \min\{\varepsilon_{i,t-1}, 0\} \\ \max\{\varepsilon_{e,t-1}, 0\} \end{bmatrix}$ , 其系数矩阵  $D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}$  可用于考察财政风险的不对称影响。举例来说, 如果  $d_{11}$  显著不为 0, 财政收入萎缩的冲击将通过  $a_{11}$  和  $d_{11}$  复合作用来影响财政收入的波动率, 而财政收入增长的冲击将只会通过  $a_{11}$  来影响财政收入的波动率。不难得到, 财政收支中的坏消息对财政收入风险  $h_{i,t}$  的总影响为  $(d_{11}\xi_{i,t-1} + d_{21}\xi_{e,t-1})^2$ 。可见, 财政收入萎缩会通过两个渠道影响财政收入风险:(1) 财政收入萎缩的独立影响(即  $d_{11}^2$ );(2) 财政收入萎缩与财政收支扩张的交叉影响(即  $d_{11}d_{21}$ )。类似地, 我们可以将财政收支中的坏消息对财政收入风险和财政支出风险的各种影响情形归纳如下:

表 3 不对称偏差系数矩阵各元素的经济解释

|  | 财政收入萎缩 | 财政支出扩张 |
|--|--------|--------|
| 独立影响(只有一种坏消息发生作用)                        |        |        |
| 财政收入风险                                   | +      | +      |
| 财政支出风险                                   | +      | +      |
| 交叉影响(两种坏消息都发生作用)                         |        |        |
| 财政收入风险                                   |        |        |
| $d_{11}d_{21} < 0$                       | +      | +      |
| $d_{11}d_{21} > 0$                       | -      | +      |
| $d_{11} < 0$ , 即 $d_{21}\xi_{i,t-1} < 0$ | +      | -      |
| 财政支出风险                                   |        |        |
| $d_{12}d_{22} < 0$                       | +      | +      |
| $d_{12}d_{22} > 0$                       | -      | +      |
| $d_{22} < 0$ , 即 $d_{12}\xi_{e,t-1} < 0$ | +      | -      |

注: “+”代表增大, “-”代表减小。

和方差水平上都不存在显著的自相关。<sup>②</sup> 最后, 应用 Kroner & Ng(1998)提出的稳健条件矩偏差检验, 我们证实在 1% 的显著性水平上, 模型不存在显著的符号和水平设定偏差。因此, 可以基本认定, 方程(1)和(2)对财政收支增长率及其波动性的模型刻画是充分而恰当的。

表 4 模型设定检验

| 检验名称                 | 原假设  | p 值     |
|----------------------|--|---------|
| 检验 1: Diagonal VAR   | $H_0: \Gamma_{12}^j = \Gamma_{21}^j = 0, j = 1, \dots, 12$     | [0.000] |
| 检验 2: No GARCH-M     | $H_0: \psi_{11} = \psi_{12} = \psi_{21} = \psi_{22} = 0$       | [0.000] |
| 检验 3: No GARCH       | $H_0: a_{lk} = b_{lk} = d_{lk} = 0 \text{ for } l, k = 1, 2$   | [0.000] |
| 检验 4: No Asymmetry   | $H_0: d_{11} = d_{12} = d_{21} = d_{22} = 0$                   | [0.001] |
| 检验 5: Diagonal GARCH | $H_0: a_{12} = a_{21} = b_{12} = b_{21} = d_{12} = d_{21} = 0$ | [0.000] |

## (二) 模型的设定检验

我们对上述的均值方程和方差方程进行了准极大似然估计(QML), 并根据估计结果和残差对模型设定进行了各种诊断检验。表 4 的检验结果表明, 均值方程是一个非对角化且带有显著 GARCH-in-Mean 特征的 VAR 过程, 而 GARCH、不对称性和非对角化 GARCH 等统计特征在方差方程中也有显著体现。进一步地, 对  $z_u$  和  $z_u^2$  的 4 阶及 12 阶滞后项进行的一系列自相关检验也都表明, 在 5% 的显著性水平上, 上述模型的估计残差在均值水平

## 五、实证结果

我们在表 5 中报告了上述实证模型的主要估计结果。首先, 我们发现, 大多数  $\gamma_{11}^j$  和  $\gamma_{22}^j$  均显著为负, 表明财政收支增长率总体上来说

① 由于从政府决策者的角度看, 财政收入萎缩和财政支出扩张描述的正是财政赤字的两个风险源头, 我们不妨将  $\xi_{t-1}$  定义为财政收支中的“坏消息”。

② 限于篇幅, 残差诊断检验的具体结果可向作者索取。下同。

是一个平稳的趋势。此外,对 $\gamma_{12}^j$ 和 $\gamma_{21}^j$ 的联合显著性检验结果表明,历史财政支出增长对当期财政收入增长有显著的正效应<sup>①</sup>,而历史财政收入增长对当期财政支出增长却没有显著影响。因此,我们可以总结如下:

结论1:财政支出增长推动财政收入增长,但财政收入变动对财政支出变动却没有显著影响。

表5 财政收支增长率GARCH-in-Mean模型的实证结果<sup>②</sup>

| 自回归系数的联合显著性检验 |   |   |   |   |
|---------------|---|---|---|---|
| 原假设           | $H_0: \sum_{j=1}^{12} \gamma_{11}^j = 0$<br>财政收入不影响财政收入 | $H_0: \sum_{j=1}^{12} \gamma_{12}^j = 0$<br>财政支出不影响财政收入 | $H_0: \sum_{j=1}^{12} \gamma_{21}^j = 0$<br>财政收入不影响财政支出 | $H_0: \sum_{j=1}^{12} \gamma_{22}^j = 0$<br>财政支出不影响财政支出 |
| p值            | [0.0000]  | [0.000]   | [0.285]   | [0.0000]  |
|               | $\psi_{11}$   | $\psi_{12}$   | $\psi_{21}$   | $\psi_{22}$   |
|               | -0.268 ***<br>[0.000]                                   | 0.212 ***<br>[0.003]                                    | -0.278 ***<br>[0.000]                                   | -0.031<br>[0.512]                                       |
| 矩阵元素          | C   | A   | B   | D   |
| 11            | 0.047 ***<br>[0.00]                                     | 0.904 ***<br>[0.000]                                    | 0.265 ***<br>[0.000]                                    | -0.426 ***<br>[0.008]                                   |
| 12            | 0   | 0.191 ***<br>[0.000]                                    | 0.026<br>[0.658]  | -0.091<br>[0.235]                                       |
| 21            | -0.021 ***<br>[0.00]                                    | 0.274 ***<br>[0.001]                                    | 0.201 **<br>[0.024]                                     | -0.391 **<br>[0.023]                                    |
| 22            | 0.029 ***<br>[0.00]                                     | 1.068 ***<br>[0.000]                                    | -0.077<br>[0.258]                                       | -0.572 ***<br>[0.006]                                   |

进一步地,我们还有如下发现:第一, $\psi_{11}$ 显著为负,表明财政收入风险降低了财政收入的增长,而 $\psi_{22}$ 不显著则表明财政支出风险对财政支出没有显著影响。第二, $\psi_{12}$ 显著为正,表明财政支出的风险推动了财政收入的增长,而 $\psi_{21}$ 显著为负则表明财政收入的风险抑制了财政支出的增长。上述两点发现表明,我国政府财政收支的风险约束机制存在明显的不对称性,这进一步呼应了上文的结论1。一方面,财政收入波动对政府财政收支的增长率均有着明显的风险约束作用,财政收入风险的增大显著抑制了政府财政收支的增长(财政收入风险每增大1%,财政收入和支出增长率将分别下降0.268和0.278个百分点);与此相反,财政支出波动对其自身的增长率并无明显的风险约束,却对创造财政收入有着显著的促进作用(财政支出风险每增大1%,财政收入增长率将提高0.212个百分点)。相较于财政收入和财政支出平均1.06%和0.95%的月增长率而言,财政风险对财政收支增长率的影响无疑是巨大的。我们认为,这种不对称的风险约束机制是由财政收支不同的风险性质决定的。从本质上来说,财政收入波动主要源自于客观经济活动的不确定性,因此相较于作为政府主要宏观管理手段之一的财政支出波动而言,财政收入风险必然具有较大的独立性,其对经济活动的风险约束机制也必然较强。总结以上分析,我们有:

结论2:财政收入风险对财政收支增长均有显著的抑制作用,而财政支出风险则对财政收入增长有推动作用,对财政支出增长没有显著影响。

① 在联合显著性检验通过的情况下,通过加总各阶系数可以对滞后效应的正负性进行初步判定。当然,对正负性更准确的考察应通过广义脉冲响应函数进行,详见下文分析。

② 限于篇幅,本文略去了具体的系数估计结果,感兴趣的读者可向作者索取。下同。

第三,我们还发现,在短期内,历史财政风险与当期财政收入风险显著正相关( $b_{11}$ 和 $b_{21}$ 显著为正),但历史财政风险对当期财政支出风险没有影响;而从长期来看,历史的财政风险与当期的财政风险均有显著的正效应( $a_{lk}, l, k = 1, 2$ 显著为正),即:

结论3:历史财政风险与当期财政风险显著正相关,但财政支出风险的历史相关性远比财政收入风险的历史相关性微弱得多。

最后,不对称偏差系数矩阵 $D$ 的估计结果显示,前期财政收入的萎缩提高了当期的财政收入风险,但前期财政支出的扩张则削弱了当期财政收入风险( $d_{11}$ 和 $d_{21}$ 显著为负);与此同时,前期财政收入萎缩对当期财政支出风险没有显著影响,但前期财政支出扩张增大了当期财政支出风险( $d_{12}$ 不显著但 $d_{22}$ 显著)。这一发现清晰地展示了我国财政预算的政策导向性:一方面,作为可能导致财政赤字的风险源之一,财政收入萎缩在增大财政收入风险的同时,对财政支出风险却没有形成足够的约束;另一方面,作为同样可能导致财政赤字的另一风险源,财政支出扩张在减小财政收入风险的同时也提高了财政支出风险。这表明,作为刺激经济的一个重要杠杆,扩张型的财政政策虽然能在一定程度上缓解财政收入风险,但综观全局,其直接的减收增支措施对财政风险的放大效应则更为强烈。我们将上述发现总结如下:

结论4:财政收支的坏消息对财政风险有着显著的不对称影响,其中,财政收入萎缩增大了当期财政收入风险,但财政支出扩张却同时削弱了当期财政收入风险和财政支出风险。

由于1994年的分税制改革对中央和地方财政收入的关系进行了调整,规定1994年中央政府和地方政府税收分成的基数要按照1993年全年的税收收入来确定,但与此同时,政府间的支出关系却并没有相应地做出明确的结构性调整,因此,1993年前后的税收收入增长率出现了极大的变化。虽然我们认为,条件异方差的引入为模型增加了足够的灵活性,完全能够通过一个全样本来包容可能的结构性变化,政府内部关系的这类调整将不会对模型的预期结果产生重要影响,然而,为了更严谨地考察上文结论的稳健性,我们也使用1994年分税制改革以来的样本重新估计了财政收支增长的多元GARCH-in-Mean模型,其结果和基本结论并没有发生实质的变化。

## 六、分析与讨论<sup>①</sup>

为了更好地考察财政收支增长率之间的相互影响,我们借鉴Koop et al. (1996)以及Hafner & Herwartz(2006)的方法,对上文的实证结果进行了一系列的脉冲响应函数分析。

首先,我们考察了财政支出和财政收入对彼此的平均影响。从图1中我们可以看到,财政收入和财政支出对冲击的动态反应路径基本一致,在冲击发生后的一个短时期内(2—3个月),财政收入和财政支出都有显著增加;但到了中期(3—9个月),其增速开始放缓甚至转为减少;9—18个月以后,冲击对财政收支的影响开始平复,并于27个月以后几乎完全消失。然而,二者的反应强度与时效则略有不同。从短期来看,财政支出对财政收入冲击的反应要强于财政收入对财政支出冲击的反应,前者的最大反应规模超过后者的最大反应规模大约80%;但从长期来看,财政收入冲击对财政支出的影响则更为显著和持久。

更具体地,我们还分别考察了正向和负向的财政收入冲击对财政支出增长率的影响。如图2(a)所示,财政收入增长对财政支出有即时的促进作用,而财政收入萎缩对财政支出有即时的抑制作用;但到了中期,财政收入增长会减少财政支出,而财政收入萎缩则会增加财政支出;财政收入冲击对财政支出的影响将持续近27个月。上述现象表明,短期内,财政支出的确有“量人为出,以收定支”的倾向,但从中长期来看,我国的财政支出依然存在“以支促收”的明显政策导向性。对应

<sup>①</sup> 感谢审稿人对有关思路的建议。

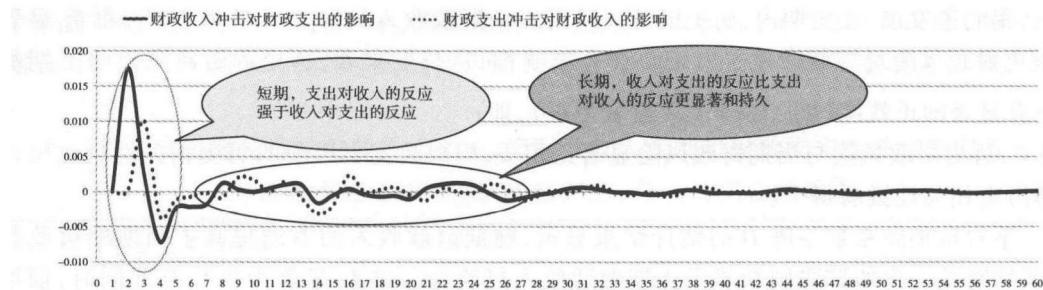


图1 财政收入冲击对财政支出、财政支出冲击对财政收入的影响

地,我们也考察了正向和负向的财政支出冲击对财政收入增长率的影响。如图2(b)所示,财政支出扩张对财政收入有即时的促进作用,财政支出缩减对财政收入有即时的抑制作用;然而到了中期,正向的财政支出扩张开始对财政收入发挥抑制作用,负向的财政支出缩减则对财政收入开始起促进作用;财政支出冲击对财政收入的影响将持续近40个月才基本消失。上述现象表明,扩张性的财政支出政策对经济活动往往只能起到短期的刺激作用,从中长期来看,扩张政策中的风险隐患将逐步凸显,并最终拖累经济发展,影响财政收入;相反地,紧缩性的财政支出政策虽然在短期内会打击经济活动,但从中长期来看,政府财政预算的改善最终将有助于经济活动的持续稳定发展,因而,财政收入也将从中长期受惠。最后,对比图2(a)和(b),我们同样发现,财政收入冲击对财政支出的短期影响力要强于财政支出冲击对财政收入的短期影响力,但财政支出冲击显然比财政收入冲击更具有长期影响力,这与我们前文的实证结果是基本一致的。此外,我们还发现,负冲击的影响要略大于正冲击的影响,也就是说,财政支出增长对财政收入萎缩反应更为强烈,而财政收入增长则对财政支出缩减更敏感。在投资主导的经济增长过程中,政府投资的引导作用使得政府投资成为经济增长进而税收收入增加的重要途径。前者主要是源于我国财政支出安排中“以支促收”的政策导向性,而后者则表明,紧缩性的财政支出政策对改善财政收入有着更显著的作用。

类似地,我们还考察了财政收支冲击的风险影响<sup>①</sup>,结果显示,财政收入冲击对财政支出风险几乎没有影响,但对财政收入风险却有较强的短期负面影响。一单位的财政收入冲击会使财政收入风险在1个月内下降约3个单位,而后随时间推移,这一反应逐渐减弱,并于4个月后衰减为零。与财政收入冲击的影响相比,财政支出冲击的影响更是微弱,面对一单位的财政支出冲击,财政收入风险在1个月后略有降低,并在3个月后趋于平复;财政支出风险的反应更为即时,但其回落也更快,2个月后其反应就基本消失了。

最后,我们分析了财政收入萎缩与财政支出扩张对财政收支风险的影响,结果显示,财政收入萎缩对财政支出风险几乎没有影响,但增大了财政收入风险;而财政支出扩张对财政收入风险也没有什么影响,但同样增大了财政支出风险。我们还看到,尽管财政收支中的坏消息对财政风险的影响都很短暂,但财政收入萎缩的即期影响相当剧烈,一个标准单位的财政收入萎缩冲击会使得财政收入风险提高近100个单位。因此,从风险控制的角度来说,保证稳定的财政收入就变得尤为重要。

联系实际来看,我们发现的财政支出影响财政收入而非财政收入影响财政支出这一现象正是中国经济增长模式和政府财政管理模式的直观体现。一方面,在以高增长为主要目标的经济增长模式下,投资(尤其是由政府的财政支出主导的各类直接投资和间接投资)一直是近年来经济增长乃至财政收入最重要的驱动来源。特别是从1994年分税制改革以来,地方政府长官的经济考核机制进一步加剧了地方政府以投资促增长的财政支出竞争。许多研究已发现,地区经济增长和官员

<sup>①</sup> 限于篇幅,我们略去了脉冲响应函数图,有兴趣的读者可向作者索取。

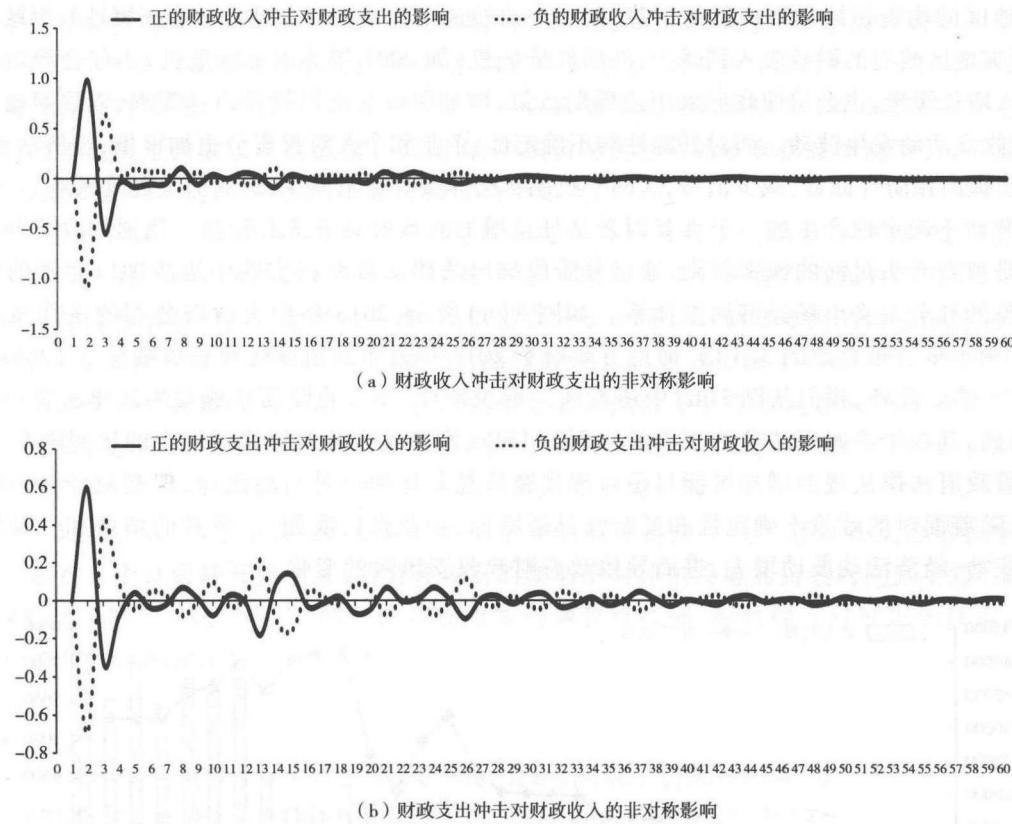


图2 财政收支冲击的非对称影响

升迁、地方竞争以及公共支出结构等都存在着显著的关联性(周黎安,2007)。与此同时,地方政府竞争也使得政府支出偏重于生产建设支出(傅勇等,2007),在当前政府支出结构中,生产建设支出占据了财政支出的最大比例(张军等,2007)。而作为与经济生产建设活动直接相关的政府支出,生产建设支出和政府的各项收入来源无疑是息息相关的。可见,财政支出影响财政收入,是政府在经济活动中扮演重要角色的反映。

另一方面,中国政府的财政管理模式采取的是目标责任制,通过层层任务分解来执行其经济管理职能。由于财政收入目标通常是参考经济增长目标来确定的,而财政支出又是经济增长中的重要驱动因素,因而,财政支出影响财政收入在一定程度上表明了当前政府的财政管理模式是以支定收。正如下述条例所指出的,“发改、城建、交通和水利等部门要及时向税务部门提供基本建设计划、项目招标、中标和出租车经营权转让信息、项目资金支付等相关资料。相关部门(单位)要与税务部门逐步建立代扣、代征关系,实现‘项目跟踪、以票控税’”<sup>①</sup>。为了确保财政收入按计划增长,对政府支出产生的投资项目管理是确保财政收入来源的关键措施。

除财政收支之间的相互影响外,我们还发现财政风险对财政收支增长率也有着显著的影响。因此,了解财政风险的源头进而实现对财政风险的控制是政府平衡财政收支、顺畅执行财政管理职能的重要前提。从本质上来说,财政风险源自于经济中的不确定性,而这种不确定性大致上可以分为外源性和内源性两类。外源性的不确定性来源于自然气候(如地震、极端天气)以及外部环境(如经济危机)的影响,通过产业链的上下游直接影响经济中的生产和消费。举例来说,地震会导

<sup>①</sup> 《关于加强社会综合治税促进北屯市财政收入稳步增长意见的通知》,检索网址:<http://bt.xj-l-tax.gov.cn/n7380/n775249/n775379/n775455/n775458/n775460/5169253.html>,检索日期:2014/2/11。

致受灾地区的物资短缺和生产能力下降,因而中央政府的财政支持和地方政府支援性的财政支出增加,而受灾地区政府的财政收入则减少;外部经济危机(如2007年美国金融危机)不仅会导致政府的财政收入增长缓慢,也会迫使政府采用逆周期政策,增加财政支出以提升内部需求,以致财政赤字增加,财政收支活动发生波动。面对外源性的不确定性,企业和个人对投资会更加审慎,经济活动减少;个人还会提高预防性储蓄,减少消费,这两个机制都会导致总需求减少,进而引发财政风险。

内源性不确定性产生的一个重要因素是日益增加的政府对经济的管制。我国的改革开放进程遵循的是摸着石头过河的探索规则,通过分阶段推出法律法规并在实践中逐步加以完善的模式来建设完整的社会主义市场经济调控体系。如图3(a)所示,2013年中央政府公布的法律法规总数约是其1986年公布总数的3.4倍,而地方政府于2013年公布的法律法规总数则是其1986年公布总数的28倍。此外,我们从图3(b)中还看到,“财税审计”类一直是历年颁布的法律法规中的一个大类,目前,其在中央政府法律法规中的比例为15%,而在地方政府法律法规中的比例则在10%左右。尽管政府法律法规的增加可能只是对现代经济复杂化的一种自然反应,但是对经济中的参与者来说,随着面对的政策不确定性和复杂性日渐增加,企业投资雇佣、消费者的消费和劳动供给都会发生变动,经济活动波动增大,进而导致政府财政收支风险的变化。

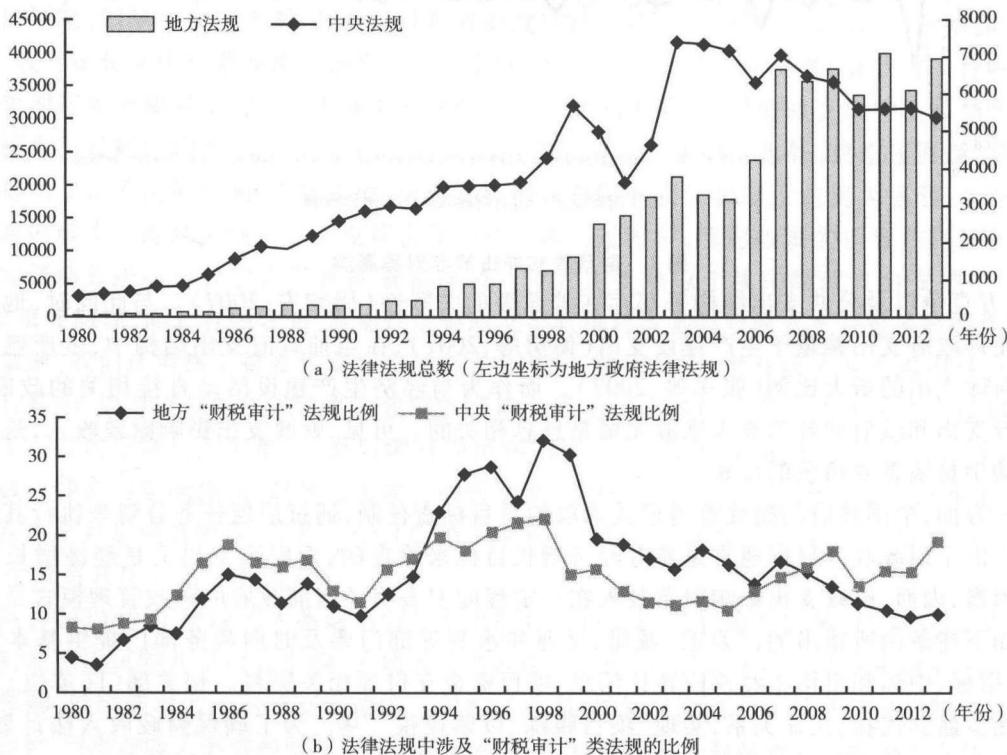


图3 中央和地方政府历年公布的法律法规数:1980—2013

数据来源:法律之星法规库,检索日期:2014/2/11 (<http://law.law-star.com/html/lawsearch.htm>)。

## 七、结 论

为实现政府的宏观调控职能,保持政府财政健康,我们需要认真了解财政收支之间的相互关联及其动态演变机制,而财政收支的波动性显然是影响这一关联性与动态机制的重要因素。因此,准确刻画财政收支波动性,进而深入剖析其对财政收支活动的动态影响,对于我们更好地理解政府行为和财政风险的持续性,其重要意义不言而喻。

在引入条件异方差之后,通过允许波动率随时间演变,我们更好地刻画了财政收支演变的真实路径,减少了时间序列模型估计中的设定误差,进而提高了估计结果的稳健性。实证结果表明,财政支出增长促进财政收入增长,但财政收入增长对财政支出增长的影响并不明显,这在一定程度上提供了财政支出决定财政收入的证据。因此,在中国目前的经济体制和财政体制下,为了提高财政收入,更好地实现政府的经济功能,需要合理安排财政支出。

此外,通过 GARCH-in-Mean 模型将不确定性直接引入财政收支的增长率方程,我们也直观地展示了财政风险对财政收支的动态影响。首先,财政风险对自身的影响以负面效应为主,具体表现为财政收入波动显著地抑制了财政收入增长,但是财政支出波动对财政支出的增长没有显著影响。其次,财政风险对彼此的交叉影响是不对称的,即财政收入的波动抑制了财政支出的增长,但是财政支出的波动促进了财政收入的增长。这表明,财政收入风险不利于政府积累财政收入和扩大财政支出,而财政支出波动则有助于创造更多的财政收入。因此,为稳定财政预算,顺利实现政府的经济职能,需要严格控制财政收入风险,充分调动财政支出的灵活性。

进一步地,我们还考察了财政收支及其波动率对随机冲击的反应。财政收支的增长率对冲击的反应大多在 9 个月后就开始平复;而财政收支的波动率对冲击反应的持续时间则更短,基本上在 4 个月内就趋于稳定。这表明,我国财政收支政策的调整性很强,财政收支对冲击的反应都很快,财政波动的持续影响程度较低。

## 参考文献

- 傅勇、张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第 3 期。
- 郭庆旺、贾俊雪、刘晓路,2007:《财政政策与宏观经济稳定:情势转变视角》,《管理世界》第 5 期。
- 郭玉清、杨栋,2007:《中国政府预算收支关系:一个三变量误差修正模型的检验》,《世界经济》第 7 期。
- 郭玉清,2011:《逾期债务,风险状况与中国财政安全》,《经济研究》第 8 期。
- 贾俊雪,2012:《中国税收收入规模变化的规则性、政策态势及其稳定效应》,《经济研究》第 11 期。
- 刘尚希,2003:《财政风险:一个分析框架》,《经济研究》第 5 期。
- 马兹晖,2008:《中国地方财政收入与支出:面板数据因果性与协整研究》,《管理世界》第 3 期。
- 吴凯、储敏伟,2006:《中国财政收支的体制分离问题实证研究》,《统计研究》第 6 期。
- 张军、高远、傅勇,2007:《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》第 3 期。
- 周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第 7 期。
- Baghestani, H., and R McNow, 1994, "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal*, Vol. 60, 311—322.
- Black, F., 1987, *Business Cycles and Equilibrium*, New York: Basil Black-well.
- Bohm, H., 1991, "Budget Balance through Revenue of Spending Adjustments? Some Historical Evidence for the United States", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, 333—359.
- Chang, T., and Y. H. Ho, 2002, "A Note on Testing 'Tax-and-spend, Spend-and-tax or Fiscal Synchronization': The Case of China", *Journal of Economic Development*, Vol. 27, 151—160.
- Engle, R. F., D. M Liliend, and R. D Robins, 1987, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model", *Econometrica*, Vol. 55, 391—407.
- Engle, R. F., and V. K Ng, 1993, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, Vol. 48, 1749—1778.
- Friedman, M., and W. R. Allen, 1972, *Bright Promises, Dismal Performance: An Economist's Protest*, Thomas Horton and Company, New Jersey.
- Friedman, M., 1977, "Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, 451—472.
- Grier, K., O. T Henry, T Olekalns, and T Shields, 2004, "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, 551—565.
- Hafner, C. M., and H. Herwartz, 2006, "Volatility Impulse Responses for Multivariate GARCH Model: An Exchange Rate Illustration", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, 719—740.

Hasan, M. , and I. Lincoln, 1997, "Tax then Spend or Spend then Tax? Experience in the UK 1961—1993", *Applied Economics Letters*, Vol. 4, 237—239.

Herndon, T. ,M. Ash, and R. Pollin, 2013, "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff", Working-Paper.

Hoover, K. D. , and S. M. Sheffrin, 1992, "Causation, Spending and Taxes; Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State?", *American Economic Review*, Vol. 82, 225—248.

Koop, G, P. H. Pesaran, and S. M. Potter, 1996, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, 119—147.

Kroner, K. F. , and V.K. Ng, 1998, "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns", *Review of Financial Studies*, Vol. 11, 817—844.

Li, X. , 2001, "Government Revenue, Government Expenditure, and Temporal Causality: Evidence from China", *Applied Economics*, Vol. 33, 485—497.

Mehrara, Mohsen, Mosayeb Pahlavani, and Yousef Elyasi, 2011, "Government Revenue and Government Expenditure Nexus in Asian Countries: Panel Cointegration and Causality", *International Journal of Business and Social Science* Vol. 27, 199—207.

Meltzer, A. H. , and S. F. Richard, 1981, "A Rational Theory of the Size of Government", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 914—27.

Owoye. O, C. Nyatepe, A. Akorlie, and O. A. Olughenga, 1995, "Another Look at the Evidence on the Efficacy of Monetary and Fiscal Policies in Developing Countries: An Application of the ST. Louis Equation", *Indian Economic Journal*, Vol. 43, 127—139.

Payne, J. E. , 2003, "A Survey of the International Empirical Evidence on the Tax-spend Debate", *Public Finance Review*, Vol. 31, 302—324.

Peacock, A. , and J. Wiseman, 1961, *The Growth of Public Expenditures in the United Kingdom*, Princeton University Press.

Reinhart, C. M. , and K. S. Rogoff, 2010, "Growth in a Time of Debt", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, Vol. 100, 573—578.

Shields, K, K. Olekalns, O. T. Henry, and C. Brooks, 2005, "Measuring the Response of Macroeconomic Uncertainty to Shocks", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, 362—370.

## A Dynamic Measure of Fiscal Uncertainty on the Government Revenue and Expenditure

Yang Haisheng<sup>a</sup>, Nie Haifeng<sup>a</sup> and Chen Shaoling<sup>b</sup>

(a: Lingnan College, Sun Yat-Sen University; b: Department of Finance, Jinan University)

**Abstract:** What is the effect of the fiscal uncertainty on government revenue and expenditure? Using the monthly time series data of government revenue and expenditure, we build a GARCH-in-Mean model to test the effect of uncertainty. Our results show that the fiscal uncertainty has an asymmetric effect. First, government expenditure growth stimulates government revenue growth, but revenue growth has little effect on expenditure growth. Secondly, government expenditure volatility results in an increase in government revenue, but revenue volatility constraints expenditure growth. Lastly, government revenue and expenditure have persistent responses to shocks of revenue and expenditure growth; however, responses of their volatilities are much shorter to random shocks.

**Key Words:** Fiscal Uncertainty; Volatility; GARCH-in-Mean Model

**JEL Classification:** H30, E62, C32

(责任编辑:唐寿宁)(校对:昱 莹)

# 中美两国汇率波动与 相对经济周期的联动性<sup>\*</sup>

## ——基于频谱分析的研究

刘尧成 丁剑平

(上海财经大学金融学院 200433)

**内容摘要:**本文指出人民币兑美元实际汇率波动可能与中美两国间相对经济周期具有紧密的联动性,为此本文首先构造了一个理论模型对两国间实际汇率波动与相对经济周期关联的存在性进行了论证。随后应用频谱分析技术对1994:Q1至2011:Q4人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的联动性进行了实证检验。主要的结论有两个,一是在样本时段内中美相对经济周期领先于人民币兑美元实际汇率的波动,二是在4年左右一个波动周期的频域内二者的联动性最高。以上结论说明中美相对经济周期是人民币兑美元汇率波动的决定因素,而调整人民币兑美元汇率并不能改变中美两国经济的失衡关系。

**关键词:**人民币兑美元汇率 相对经济周期 频谱分析

中图分类号: F224.0 文献标识码: A 文章编号: 1005-1309(2012)03-0074-010

### 一、引言

随着中国经济规模迅速成长为仅次于美国的世界第二大经济体,世界经济格局出现了重大变革,中美两国在世界经济中的地位与作用日益凸显,有学者甚至因此而将两国并称为“G2”。而与此同时,自上世纪90年代中期以来一直持续的中国对外贸易顺差和美国对外贸易逆差,使得世界经济格局中美中两国呈“镜像”特征的经济失衡也日益明显(卢锋2008;雷达、赵勇2008),而其中中美两国双边贸易失衡的对称性是构成这种“镜像”失衡的一个重要组成部分。如图1所示,自1994年以来,中国保持了对美的持续性贸易顺差,而且中美双边贸易差额占中国贸易差额的比例一直在80%上下波动,说明中国贸易顺差主要部分来自对美贸易;而同时期中美双边贸易差额占美国贸易差额比例的绝对值也呈不断扩大的趋势,至2011年已达70%,因此中美两国经济失衡的对称性特征越来越明显。

针对上述中美两国持续呈对称性的贸易失衡,依据传统的汇率弹性理论及其他一些政治性原因,美国方面坚持认为是人民币兑美元汇率的低估造成的,因此希望中国方面加快人民币升值幅度来改变这种失衡,以负起所谓的“大国责任”。为此,美国国会众议院于2010年9月30日通过

收稿日期:2012-01-09

\* 基金项目:本文是国家社会科学基金重大项目《保持经济稳定、金融稳定和资本市场稳定对策研究》(批准号:08&ZD036)的阶段性成果。感谢上海市金融学会青年课题及上海财经大学校级重点研究基地课题的支持。

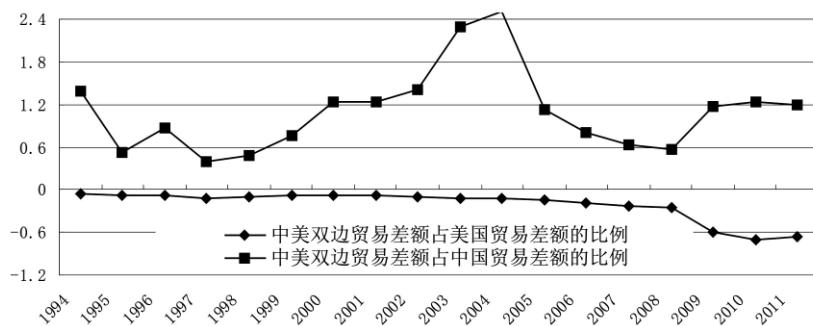


图1 中美双边贸易差额占两国贸易差额的比例(1994-2011)

注“中美双边贸易差额”是指中国对美出口减去进口所得的差额。图1中的数据来自历年《中国对外经济贸易统计年鉴》、《中国统计年鉴》及美联储圣路易斯分行网站。

了《汇率改革促进公平贸易法案》，继而其国会参议院又于2011年10月3日程序性投票通过了《2011年货币汇率监督改革议案》立项预案。上述议案(法案)规定如果一个国家的货币币值被认定为低估，美国政府有权对来自该国的商品征收惩罚性关税。实际上，这些议案(法案)主要是针对中国的，这也是近十几年来美国立法者扬言针对中国汇率政策进行立法威胁后接连采取的实质性行动，使得最近几年以来人民币兑美元汇率面临着很大的升值压力，而且有可能对未来中美经济关系产生持续性的不利影响。

而就已有的研究来看，有关汇率弹性理论在中国是否成立的争议很大。一方面，虽然有实证检验结果证实人民币汇率变化对中国的经常账户确实存在一定的影响(卢向前和戴国强，2005；刘少英，2009)，而另一方面，也有实证检验表明人民币兑美元汇率升值并不能真正解决美国对中国的贸易逆差(金洪飞和周继忠，2007；陈建超和何鲁冰，2007；贺力平，2008)。此外，刘尧成等(2010)的研究发现虽然人民币兑美元汇率升值从定性角度有助于改善中美贸易失衡，但从定量角度看其改善幅度极为有限。而从现实表现来看，自2005年7月人民币“汇改”以来，至2011年底人民币兑美元汇率已经累积升值了近28%，但同期两国间贸易失衡状况却未见改善。因此依据已有的理论研究和现实表现似乎难以判断加快人民币兑美元汇率升值是否有助于改善两国间的经济失衡关系。实际上，汇率弹性理论发展和应用有其特殊的背景，即资本是受到高度管制的。麦金农和大野健一(1999)论证指出<sup>①</sup>在国际资本流动额大大超过商品贸易额的情况下，很难再将一国对外贸易失衡作为重新调整其汇率的依据，对于发展中国家尤其如此。那么当前调整人民币兑美元汇率究竟是否有助于缓解中美之间呈对称性的失衡关系呢？人民币汇率波动又是由什么因素决定的呢？为了探究这些问题，本文将从一个新的视角来研究人民币兑美元汇率的波动及其影响，即考虑其与中美“相对经济周期”(即两国经济不同步波动而产生的经济周期差异)的关联性。

本文认为，随着中美间经济联系不断加强，两国间汇率变动会与其相对经济周期存在一定程度的联动性。一方面，自上世纪90年代以来，美国经济增长率一直低于中国，期间还经历了2001年的股市泡沫崩盘和2007年以来的金融危机等不利冲击，根据汇率的吸收分析法，其国内的吸收水平在短期内很难做出大的调整，只能通过国际间的借贷(即对中国的逆差)来缓冲不利冲击，从而表现为中美间的对称性贸易失衡。而根据汇率决定的资产组合理论，贸易失衡意味着中美两国居民的国内外资产头寸比例会发生变化，从而引起两国间汇率的波动。另外，当美国对中国出现持续性的贸易赤字时，出于调整总需求的需要或为了转移国内政治矛盾，美方往往会实施“以邻为壑”的汇率政策，尤其是在其美元霸权策略下，其汇率政策受政治意图的影响非常明显，客观上也会对人民币兑美元汇率产生影响。故此，两国间相对经济周期会最终表现在人民币兑美元汇率的

(C) 1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>  
① 可参见麦金农和大野健一(1999)：《美元与日元》的第六、七章。

波动上。但是另一方面,也不排除人民币兑美元汇率波动会通过“汇率传递效应”( exchange rate pass-through) 等途径影响两国间的贸易,以及影响两国国内的价格比例而最终对两国间相对经济周期产生影响<sup>①</sup>。

综上,人民币兑美元汇率波动与中美相对经济周期之间因可能存在双向的传递机制而使得二者存在一定程度的联动性。对这种联动性的研究有助于回答是否应将人民币兑美元汇率升值以缓解中美经济失衡,同时也有助于我们制定人民币汇率政策以及相应的反经济周期政策,因此具有相当的理论与现实意义。但当我们追溯已有的文献时,却发现鲜有研究论及于此。为了进一步证实这种联动性,本文将首先从理论上对其存在性予以论证,然后再进行实证检验。本文结构安排如下:第二部分通过一个两国模型的推理说明两国间汇率波动与相对经济周期存在联动性;第三部分为变量构造及数据处理;第四部分对人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的联动性进行实证检验;第五部分为本文小结。

## 二、模型

关于两国间汇率波动与相对经济周期的联动性可从汇率决定理论的发展中衍生而来。早期的汇率决定理论认为均衡汇率是由购买力平价(PPP)决定的,因此实际汇率应该保持不变。但是这种理论在实证检验中受到了不同程度的挑战。随后发展起来的货币主义理论(Frankel, 1976; Mussa, 1976; Bilson, 1978)及资产组合理论(Branson, 1979)认为一国的实际汇率水平在长期内保持均衡,而短期内可以波动,其波动与国内外的相对产出、货币供给、利率及预期通胀率差异等宏观经济因素有直接的联系。另外,上世纪90年代以来兴起的新开放经济宏观经济学(Obsfeld & Rogoff, 1995)及微观市场结构理论(Evans & Lyons 2002)也论证指出一国的汇率水平波动与国内外相对产出差值等经济基本面是相互联系的。

从理论上来说,综合考虑国内外的相对产出差值、货币供应量差值、利率差值等系列宏观经济变量更能反映两国间相对经济周期差异,但是在对上述这些宏观经济变量影响汇率波动的实证研究中,已有研究表明除了两国间的产出差值之外,其他经济变量对汇率波动的影响较小。例如Pilbeam(1991)对1973年第一季度至1984年第四季度英镑兑美元汇率波动的影响因素进行了研究,结果发现在两国间产出差值、货币供应量差值、利率差值等汇率理论模型中所强调的一系列有可能影响汇率波动的宏观经济变量中,只有产出差值对汇率波动有显著性的影响。而且Rapach和Wohar(2002)应用1880至1995年非常长时段的数据,对英镑、日元等14种货币兑美元汇率波动的影响因素研究中也基本上得出了相似的结论。另外,从传统的实际经济周期(RBC)理论文献来看,有关“经济周期”的表述一般都是指一国产出的短期波动(Kydland & Prescott, 1982)。综合上述两方面的原因,本文所指的“相对经济周期”仅包括两国间的相对产出差值。

根据上述有关汇率决定的理论模型,从长期来看,本国和外国经济均处于均衡状态,其经常账户也保持平衡,因此应有下式成立:

$$X(Q, Y^*) = Q \cdot M(Q, Y) \quad (1)$$

其中 $Q$ 代表本币兑外币实际汇率,上升表示贬值, $X$ 和 $M$ 分别为本国的出口和进口, $Y$ 和 $Y^*$ 分别为本国和外国的产出,且有 $X$ 对 $Q$ 的边际导数 $X_Q > 0$ ,并依次有 $X_{Y^*} > 0$ 、 $M_Q < 0$ 和 $M_Y > 0$ 成立。由于式(1)表示的是长期内 $Q$ 、 $Y$ 和 $Y^*$ 三个变量的水平值之间存在的均衡关系,在遭受随机冲击后它们会在其均衡水平附近进行短期波动。为此,我们可对式(1)进行对数线性化,并用相应的小写字母表示对数化之后的变量,即 $x = \log(X)$ 、 $q = \log(Q)$ 、 $m = \log(M)$ ,可得下式:

(C) 1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>  
<sup>①</sup> 关于“汇率传递效应”的研究综述可参见施建淮和傅雄广(2010)。

$$x(Q, Y^*) = q + m(Q, Y) \quad (2)$$

对式(2)进行微分变换,可得下式:

$$\frac{\partial x}{\partial Q} dQ + \frac{\partial x}{\partial Y^*} dY^* = dq + \frac{\partial m}{\partial Q} dQ + \frac{\partial m}{\partial Y} dY \quad (3)$$

由于  $\frac{\partial x}{\partial Q} = \frac{\partial \log X}{\partial Q} = \frac{\partial X}{X} \frac{1}{\partial Q}$ , 则式(3)可写为:  $\frac{\partial X}{\partial Q} \frac{dQ}{X} + \frac{\partial X}{\partial Y^*} \frac{dY^*}{X} = dq + \frac{\partial M}{\partial Q} \frac{dQ}{M} + \frac{\partial M}{\partial Y} \frac{dY}{M}$ 。上式可进一步写作:

$$\frac{\partial X}{\partial Q} \frac{Q}{X} \frac{dQ}{Q} + \frac{\partial X}{\partial Y^*} \frac{Y^*}{X} \frac{dY^*}{Y^*} = dq + \frac{\partial M}{\partial Q} \frac{Q}{M} \frac{dQ}{Q} + \frac{\partial M}{\partial Y} \frac{Y}{M} \frac{dY}{Y} \quad (4)$$

根据定义,本国出口的价格弹性为  $x_q = \partial X / \partial Q \cdot (Q/X)$ , 进口的价格弹性为  $m_q = \partial M / \partial Q \cdot (Q/M)$ 。与  $m_q$  和  $x_q$  类似, 可将  $m_y$  和  $x_y$  分别定义为本国出口和进口的产出需求弹性。则式(4)可写为:

$$dq = \left( \frac{m_y}{x_q - m_q - 1} \right) dy - \left( \frac{x_{y^*}}{x_q - m_q - 1} \right) dy^* \quad (5)$$

其中  $dq = d\log(Q) = dQ/Q$ ,  $dy = d\log(Y) = dY/Y$ ,  $dy^* = d\log(Y^*) = dY^*/Y^*$ , 分别表示的是实际汇率、本国产出和外国产出围绕其长期均衡水平的短期偏离,本文以下分别用  $\hat{q}_t$ 、 $\hat{y}_t$  和  $\hat{y}_t^*$  表示。根据定义  $\hat{y}_t$  和  $\hat{y}_t^*$  就分别表示本国和外国的经济周期。为简化分析,我们不妨假设  $m_y = x_{y^*} = \mu$ , 则式(5)可改写为:

$$\hat{q}_t = \left( \frac{\mu}{1 - x_q + m_q} \right) (\hat{y}_t^* - \hat{y}_t) \quad (6)$$

式(6)中  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  就表示外国对本国的相对经济周期,该式表示本币实际汇率的短期波动 ( $\hat{q}_t$ ) 与国内外相对经济周期  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  具有直接的联动性。根据式(6),给定  $\mu$  为正值的情况下,如果我们能确定  $x_q$  和  $m_q$  的取值,就能进一步的确定两国间实际汇率波动与相对经济周期联动性的具体表现形式。而根据已有的研究(Gylfason, 1987),发展中国家的进出口需求弹性的均值分别为 1.1 和 1.5, 则式(6)中  $(1 - x_q + m_q) = 0.7 > 0$ , 因此由式(6)可知对于中国等发展中国家来说,本币实际汇率波动分别与本国和外国的经济周期波动成正比和反比,即本国经济相对于外国经济快速复苏的相对经济周期变动会使得本币实际汇率升值,否则就会贬值,从而使得两国间汇率波动与相对经济周期存在联动性。但值得指出的是,我们在推导式(6)的过程中加入了一些理论上的假设,因此该式显示的这种联动性只是在理论上可能存在,即为我们对人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期联动性的检验提供了一个理论假设。

### 三、变量构造及数据滤波

本文以下用  $q_t$  代表人民币兑美元实际汇率水平的对数值,用  $y_t$  和  $y_t^*$  分别代表中国和美国的产出水平的对数值,则  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  就分别代表了人民币兑美元实际汇率波动和中美相对经济周期<sup>①</sup>。为了研究  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的联动性,我们必须应用已有的经济变量来构造出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  并得到其时间序列数据。为此,我们将首先构造人民币兑美元实际汇率  $q_t$  和中美产出差值  $(y_t^* -$

<sup>①</sup> 虽然  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  实际表示的是美中相对经济周期,但本文将其称为中美相对经济周期,对  $(y_t^* - y_t)$  的称谓类同。(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

$y_t$ ) 然后对这两个变量序列进行数据滤波。根据数据滤波的原理, 对  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  分别进行滤波之后所得到的周期成分项(cycles)就刚好是本文研究所需要的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$ 。本文所选取的样本为1994年人民币汇率并轨以来至2011年的季度数据。

### (一) 变量构造

为了与本文第二部分理论模型中的实际汇率相对应, 此处将对数化之后的人民币兑美元实际汇率  $q_t$  构造如下:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (4)$$

其中  $s_t$  为直接标价法下的人民币兑美元名义汇率  $p_t$  和  $p_t^*$  分别为中美两国物价指数(CPI)。其次, 为了构造  $(y_t^* - y_t)$ , 我们选取中国和美国产出(GDP)并取其对数, 得到变量  $y_t$  和  $y_t^*$ 。其中为了统一计价单位以进行差值运算, 我们在对数化之前已将中国的GDP数据应用同期的人民币兑美元汇率换算成为以美元计价。图2所示即我们所计算的人民币兑美元实际汇率  $q_t$  和中美产出差值  $(y_t^* - y_t)$  的波动趋势图。

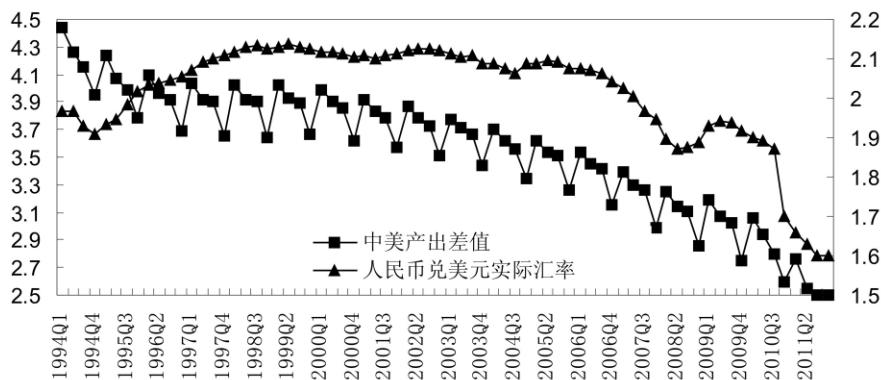


图2 人民币兑美元实际汇率与中美产出差值(1994: Q1 – 2011: Q4)

注: 左纵轴为中美产出差值刻度, 右纵轴为人民币兑美元实际汇率刻度, 皆为对数值。其中中国相关经济变量( $s_t$ 、 $p_t$  和  $y_t$ )的数据来自中经网统计数据库, 而美国相关经济变量( $p_t^*$  和  $y_t^*$ )的数据来自美联储圣路易斯分行网站。

表1 变量单位根检验结果

| 变量            | t-统计量  | 检验形式( $c$ , $t$ , $k$ ) | 1% 临界值 | 5% 临界值 | 10% 临界值 | 概率值(P值) |
|---------------|--------|-------------------------|--------|--------|---------|---------|
| $y_t^* - y_t$ | 2.078  | ( $c$ , $0$ , $1$ )     | -3.542 | -2.910 | -2.592  | 0.9999  |
| $q_t$         | -1.024 | ( $c$ , $0$ , $1$ )     | -3.538 | -2.908 | -2.592  | 0.7390  |

注: 检验形式中  $c$  和  $t$  分别表示带有常数项和时间趋势项,  $k$  代表滞后的阶数。

图2显示从样本时段内的大体走势来看, 中美产出差值的逐步上升(表现为  $y_t^* - y_t$  逐步向下波动)伴随着人民币兑美元实际汇率升值, 与上文第二部分理论模型的结论一致。我们进一步对这两个变量进行了单位根ADF检验, 结果列在表1中。从表1来看, 在样本时段内变量  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  都是非平稳的时间序列。

### (二) 数据滤波

在对数据的基本性质进行判断之后, 我们将应用频谱分析技术对二者的联动性进行实证检验。与一般对时间序列在时域内(time-domain)分析的方法不同, 频谱分析是一种对时间序列在频域内(spectrum-domain)进行分解分析的方法。由于任何一个时间序列  $\{x_t\}$  都是由不同频率的

波动周期分量(cycles component)构成的(Beveridge & Nelson, 1981)  $\{x_t\}$  就可以表示成如下的一个“克莱姆表述”(Cramer representation)：

$$x_t = \int_{-\pi}^{\pi} \xi_t(\omega) d\omega \quad (7)$$

其中  $\xi_t(\omega)$  表示构成  $\{x_t\}$  的频率为  $\omega$  的波动周期分量序列,  $\omega \in (-\pi, \pi)$ 。因此通过频谱分析将  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  分解成为不同频率的波动周期分量, 就能够检测出二者不同波动周期分量的相关程度, 而且还能对二者不同波动周期分量的领先(lead)和滞后(lag)关系进行检测, 即频谱分析能够对二者在不同波动周期的因果关系进行分解研究, 这也是频谱分析相对于时域分析的一个优点。

一般来说, 为了某种特定的研究目的, 需将时间序列分解成不同频率的周期分量。就本文的  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  两个变量来说, 我们须将二者中过于低频和过于高频的周期分量去除, 其理由如下: 首先, 从表 1 可知  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  是单位根过程, 因此这两个变量中存在着非常低频的长期波动趋势分量, 则为了得到变量  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$ , 我们须对这两个变量进行去除趋势操作。从经济学含义来说, 对于  $(y_t^* - y_t)$ , 去掉其中低频的波动趋势就能得到围绕其长期均衡水平的短期波动周期; 而对于  $q_t$ , 按照实际汇率在长期来看有可能存在随机趋势项的“巴拉萨-萨缪尔森”假设, 为了得到对其长期均衡水平短期偏离的波动成分  $\hat{q}_t$ , 去除其趋势项也是必要的。其次, 图 2 显示这两个经济变量还包含了非常高频的周期分量, 例如  $(y_t^* - y_t)$  显示了非常明显的季节性波动, 因此为了得到纯粹的中美相对经济周期分量, 我们还须将其高频的周期分量去掉。实际上, Baxter 和 King (1999) 指出, 产出中波动周期为 6 至 32 个季度的周期分量是较为纯粹的经济周期成分。而频率太低(波动周期长于 32 个季度)和太高(波动周期短于 6 个季度)的周期分量可分别视作随机趋势项和噪声干扰项而去除。而对于  $q_t$ , 按照 Rogoff (1996) 实际汇率调整半衰期一般是三到五年的结论, 将其中过于高频的周期分量去掉也是合理的。从统计意义来看, 在对  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  进行相关关系分析时, 去除其中过于低频的分量是避免出现伪回归, 而去除高频分量是避免噪声干扰。

如上所述, 只有去除  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  中非常低频和高频的周期分量后才能得到适合实证检验的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$ , 为此, 我们只有借助频谱分析的手段, 而时域内的分析很难达到这种要求。然而 Baxter (1991) 指出, 对同一经济变量应用不同的滤波器分析所得到的结论是不同的, 因此选择合适的滤波器非常重要。我们在进行滤波处理时选择使用的是带通滤波器 BP<sub>k</sub> (6, 32), 其中选择  $k = 12$ <sup>①</sup>。因为 BP 滤波器能够将过于高频和过于低频的波动周期分量同时去除, 恰好符合本文的要求。通过对  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  进行 BP 滤波之后, 就可以将适合检验的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  分解出来。根据式(7)的表述, 我们可将经 BP 滤波后得到的  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  表述为:

$$\hat{q}_t = \int_{\theta} \xi_{q,t}(\omega) d\omega, \quad \hat{y}_t = \int_{\theta} \xi_{y,t}(\omega) d\omega \quad (8)$$

其中  $\xi_{q,t}(\omega)$ 、 $\xi_{y,t}(\omega)$  分别表示  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  中波动频率为  $\omega$  的周期分量,  $\theta$  为经过 BP 滤波之后  $\omega$  的取值范围。根据该滤波器的性质,  $\theta \in (0.03, 0.16)$ , 即  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - y_t)$  分别是  $q_t$  和  $(y_t^* - y_t)$  中波动频率处于 0.03(对应的波动周期为 32 个季度)至 0.16(对应的波动周期为 6 个季度)之间的周期分量的集合。

<sup>①</sup> 对  $k$  值的选择标准可参见 Baxter & King (1999)。

## 四、联动性检验

本节将对  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的联动性进行检验。具体来说，我们将检测  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  中不同频率  $\omega$  的波动分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  之间的相位差（phase difference）和相干谱（cross spectrum），其中相位差可以用来反映  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的领先和滞后关系，而相干谱可以反映  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  相关程度的大小。这些信息可以非常直观的告诉我们人民币兑美元实际汇率与中美相对经济周期具有怎样的联动性。

首先，为了求得  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  之间的相位差和相干谱，须先将时域信号转换为频域信号。为此，须先求出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的  $k$  阶自协方差  $c_q(k)$  和  $c_y(k)$ ，再将它们进行傅里叶变换（Fourier transform），得到  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  频率为  $\omega$  的谱密度  $g_q(\omega)$  和  $g_y(\omega)$ ：

$$g_q(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_q(k) e^{-i\omega k}, \quad g_y(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_y(k) e^{-i\omega k} \quad (9)$$

同理，也可以先计算出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  的  $k$  阶交叉协方差  $c_{yq}(k)$ ，再利用式(9)求出  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t)$  频率为  $\omega$  的互谱密度（cross spectrum）：

$$g_{yq}(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_{yq}(k) e^{-i\omega k} \quad (10)$$

由于  $c_{yq}(k) \neq c_{yq}(-k)$ ，式(10)中  $g_{yq}(\omega)$  一般为复数，我们分别用  $co(\omega)$  和  $qu(\omega)$  表示其实部和虚部，则该式可重新表述为：

$$g_{yq}(\omega) = co(\omega) + i qu(\omega) \quad (11)$$

根据式(11)，我们就可以写出  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  间的相位差  $\theta_{yq}(\omega)$ ：

$$\theta_{yq}(\omega) = \arctan [qu(\omega) / co(\omega)] \quad (12)$$

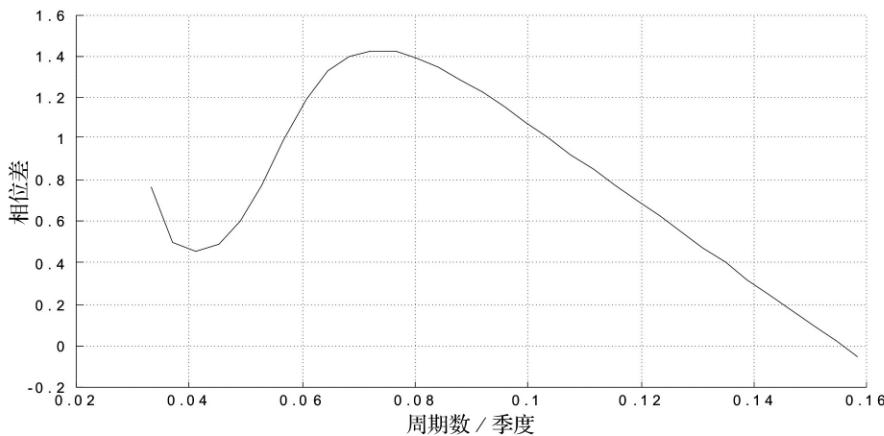
相位差  $\theta_{yq}(\omega)$  表示频率为  $\omega$  的波动分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  在时间维度上的领先或滞后关系。如果  $\theta_{yq}(\omega) > 0$ ，说明  $\xi_{y,t}(\omega)$  领先于  $\xi_{q,t}(\omega)$  而波动，可以理解为  $\xi_{y,t}(\omega)$  是  $\xi_{q,t}(\omega)$  的格兰杰因，反之则反是；而如果  $\theta_{yq}(\omega) = 0$ ，表示  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  是同步波动的，即二者没有领先或滞后关系。

利用式(9)和式(10)，我们还可以求出频率为  $\omega$  的波动分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的相干谱  $r_{yq}(\omega)$ ：

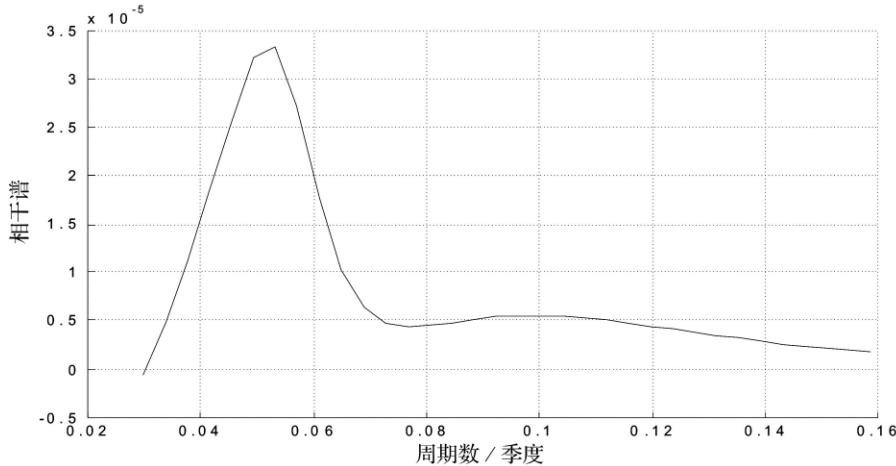
$$r_{yq}(\omega) = |g_{yq}(\omega)| / \sqrt{g_y(\omega) g_q(\omega)} \quad (13)$$

相干谱  $r_{yq}(\omega)$  度量了频率为  $\omega$  的周期分量  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的相关性。 $r_{yq}(\omega)$  值越大说明序列  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  的相关性越高。通过  $r_{yq}(\omega)$  和  $\theta_{yq}(\omega)$  两个指标，我们就可以衡量时间序列  $\xi_{q,t}(\omega)$  和  $\xi_{y,t}(\omega)$  是否相关，以及以何种形式相关，以进一步理解人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期存在怎样的联动性。图3和图4分别给出了人民币兑美元实际汇率与中美相对经济周期在不同频率的相位差  $\theta_{yq}(\omega)$  和相干谱  $r_{yq}(\omega)$ 。

首先从图3来看，在6至32个季度一周期的频域内，基本都有  $\theta_{yq}(\omega) > 0$  成立，因此在此频域内中美相对经济周期基本上是领先于人民币兑美元实际汇率而波动的，则根据前文的说明，易知从中美相对经济周期到人民币兑美元实际汇率波动的传导途径是存在的，也即中美相对经济周期是人民币兑美元实际汇率波动的决定因素。另外，该图显示相位差  $\theta_{yq}(\omega)$  随频率  $\omega$  的变化而呈一个“驼峰”形状，其中在波动周期为15个季度（即频率为0.069）时达到最大值，说明波动周期为4年左右的中美相对经济周期领先于人民币兑美元实际汇率最多，换言之，这一频率的中美相对经济周期对人民币兑美元实际汇率产生的影响最为持久。此后随着频率逐步增大，相位差单调递

图3 人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的相位差( $\theta_{yq}(\omega)$ )

注: 图中横坐标表示频率, 其单位为“周期数/季度”, 因此横坐标刻度的倒数就表示完成一个波动周期所需要的季度数, 图4相同。

图4 人民币兑美元实际汇率波动与中美相对经济周期的相干谱( $r_{yq}(\omega)$ )

减, 至频率为 0.16(即波动周期为 6 个季度)时相位差基本为 0, 说明  $\hat{q}_t$  和  $(\hat{y}_t^*)$  的高频波动分量基本保持  $(\hat{y}_t)$  了同步波动。由于该图显示在 6 至 32 个季度一周期的频域内基本上找不到人民币兑美元实际汇率领先于中美相对经济周期的证据, 因此从人民币兑美元实际汇率波动到中美相对经济周期的传导途径基本不存在, 所以寄希望于调整人民币兑美元汇率从而能够调整中美两国间的经济失衡关系是不切实际的。

再从图 4 来看, 我们发现在 16 个季度(频率为 0.06)至 25 个季度(频率为 0.04)一个波动周期的频域内, 人民币兑美元实际汇率与中美相对经济周期的相干谱有一个显著的峰值, 其中在波动周期为 18 个季度(频率为 0.053)处到达最大值, 而在其它的频域内  $r_{yq}(\omega)$  都在 0 附近。也就是说二者在波动周期为 4 至 6 年的范围内具有很高的相关性, 而在波动周期为 4.5 年时其相关性达到最高。结合图 3 中当波动周期为 4 年左右时中美相对经济周期对人民币兑美元实际汇率的影响最为久远的结论, 易知中美相对经济周期确实是导致人民币兑美元实际汇率波动的原因, 且其对人民币兑美元实际汇率波动的影响在 4 年左右的时间到达最大, 这与 Mark(1995) 以及 Mark 和 Sul(1998) 等人的研究所得到的两国间相对产出等经济基本面变动对汇率影响的滞后时间为 4 年, 而短期内没有影响的结论基本一致。从中美两国的实际情况来看, 可能与美国 4 年一次的大选、中

国5年一次的“五年规划”等冲击因素造成的相对经济周期对汇率的传递有关,这是值得进一步细化研究的。

## 五、小结

中美两国间经济失衡的对称性使得人民币兑美元汇率承受着很大的升值压力,而根据既有的研究却难以判断是否应加快人民币兑美元汇率升值以改善两国间的失衡关系,因此本文试图从一个新的视角,即考虑人民币兑美元汇率波动与中美相对经济周期的联动性,来研究人民币兑美元汇率的波动及其影响。为此,本文首先构造了一个两国模型,从理论上论证了两国间汇率波动和相对经济周期可能存在联动性,随后应用频谱分析技术对1994年第一季度至2011年第四季度人民币兑美元实际汇率及中美相对经济周期的联动性进行了实证检验。本文主要的结论可总结为如下两点:(1)中美相对经济周期基本上在所有的频域内都领先于人民币兑美元实际汇率的波动,其中当频率为4年左右一个波动周期时领先最多;(2)在4.5年左右一个波动周期的频域内中美相对经济周期与人民币兑美元实际汇率具有高度的相关性。上述结论说明中美相对经济周期是人民币兑美元实际汇率波动的决定因素,而且中美相对经济周期变动对人民币兑美元汇率的影响在4年左右时达到最大。

根据以上的结论,当前有关“人民币汇率被低估从而引发中美经济失衡”的指责是没有根据的。中美之间固有的相对经济周期差异是两国间经济失衡呈对称性的主要原因,而强行要求中国仅用“短平快”的汇率手段来调整中美之间贸易的失衡结构,以此换来美国就业率的增长,是一个没有根据的逻辑。如果美国确实希望改善中美间的经济失衡,应当把注意力从指控中国政府操纵汇率转移到调整影响两国间相对经济周期波动的内部经济结构上来,包括转变美国既有的消费模式。而如果美国方面一味强调人民币汇率因素,以及对中国实施贸易制裁只能陷入互相报复的恶性循环。对中国来说,由于中美相对经济周期会对人民币兑美元实际汇率的波动产生直接的影响,因此中国应该抓住此次国际金融危机后中美两国都在对本国产业结构进行调整的机遇,按照“十二五规划”的布局,加快改变投资方式从而将更多的国内储蓄转化为可以创造更高收益的私人投资,以减少对美国出口的依赖,从而为进一步的完善人民币汇率的形成机制提供良好的宏观经济环境,使得人民币汇率有可能在合理、均衡的水平上形成。□

### 参考文献:

1. 陈建超,何鲁冰. 美国经常账户赤字研究[J]. 世界经济 2007(2):25-34.
2. 贺力平. 人民币实际有效汇率与近年来中国经常账户顺差[J]. 金融研究 2008(3):65-77.
3. 金洪飞,周继忠. 人民币升值能解决美国对华贸易赤字吗?——基于1994-2005年间月度数据的贸易弹性分析[J]. 财经研究 2007(4):65-78.
4. 雷达,赵勇. 中美经济相互依存关系中的非对称性与对称性[J]. 国际经济评论 2008(3-4):29-34.
5. 刘少英. 财政、货币和汇率政策对经常账户的影响——以中美两国为例[J]. 世界经济研究 2009(9):55-64.
6. 刘尧成,周继忠,徐晓萍. 人民币汇率波动对我国贸易差额的动态影响[J]. 经济研究 2010(5):32-41.
7. 卢锋. 中美经济外部不平衡的“镜像关系”——理解中国近年经济增长特点与目前的调整[J]. 国际经济评论 2008(11-12):19-27.
8. 卢向前,戴国强. 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响 1994-2003 [J]. 经济研究 2005(5):65-77.
9. 麦金农,大野健一. 美元与日元[J]. 上海远东出版社,1999.
10. 施建淮,傅雄广. 汇率传递理论文献综述[J]. 世界经济 2010(5):3-26.
11. Baxter M., 1991, “Business Cycles, Stylized Facts, and the Exchange Rate Regime: Evidence from the United States,” Journal of International Money and Finance, 10, 71-88.
12. Baxter M. and R. G. King, 1999, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series,” The Review of Economics and Statistics, 81, 575-593.

13. Beveridge S. and C. R. Nelson ,1981, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle' , " Journal of Monetary Economics ,151 – 174.
14. Bilson ,J. F. O. ,1978, "the Monetary Approach to Exchange , " International Monetary Fund Staff Papers ,25 ,48 – 75.
15. Branson W. ,H. Hannu and P. Masson ,1979, "Exchange Rates in the Short run: Some Further Results , " European Economic Review ,12 ,395 – 402.
16. Evans M. and R. Lyons ,2002, "Order Flow and Exchange Rate Dynamics , " Journal of Political Economy ,110 ,170 – 180.
17. Frenkel ,J. A. ,1976, "A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence , " Scandinavian Journal of Economics ,78 ,200 – 224.
18. Gylfason ,T. ,1987, "Does Exchange Rate Matter? " European Economic Review ,31 ,375 – 381.
19. Kydland F. E. and E. C. Prescott ,1982, "Time to Build and Aggregate Fluctuations , " Econometrica ,50 ,1345 – 1370.
20. Mark ,N. C. ,1995, "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long – Horizon Predictability , " American Economic Review ,85 ,201 – 218.
21. Mark ,N. C. and D. Sul ,1998, "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence From a Small Post – Bretton – Woods Panel , " Manuscript ,Ohio State University.
22. Mussa M. ,1976, "The Exchange Rate , the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating , " Scandinavian Journal of Economics ,78 ,229 – 248.
23. Obstfeld M , and K. Rogoff ,1995, "Exchange Rate Dynamics Redux , " Journal of Political Economy ,103 ,624 660.
24. Pilbeam k. ,1991, "Exchange Rate Management: Theory and Evidence" , Macmillan ,Basingstoke.
25. Rapach D. and M. Wohar ,2002, "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data , " Journal of International Economics 58 ,359 – 385.

## Co – movements between Exchange Rate Fluctuation and Relative Business Cycles of China and the USA —— A Study Based on Spectral Analysis

Liu Yao-cheng Ding Jian-ping

( School of Finance , Shanghai University of Finance & Economics , Shanghai 200433 , China)

**Abstract:** We point out in this paper that the fluctuation of RMB-US dollar real exchange rate may highly related to the relative business cycles between China and the USA , so we firstly constructs a two-country model to illustrate that there may exist some correlation between two country's real exchange rate fluctuation and the relative business cycle. Then we test the correlation between RMB-US dollar real exchange rate fluctuation and relative business cycles of China and the USA during 1994: Q1 – 2011: Q4 using spectral analysis. We get two main conclusions: for one is the relative business cycles of China and USA lead the fluctuation of RMB-US dollar real exchange rate , and for the second , the correlation gets it's highest when the frequency domain is around 4 years for a fluctuation cycle. These conclusions declare the relative business cycles causes the RMB-US dollar real exchange rate fluctuation , so the adjustment of the RMB-US dollar exchange rate cannot be used to change the economic imbalance between China and the USA.

**Keywords:** RMB-US Dollar Exchange Rate Relative Business Cycles Spectral Analysis