

# 基于 TV-Copula-X 模型的金砖国家股指收益率 与波动率的动态相依关系

叶五一<sup>1,2</sup>, 丁雅霖<sup>1</sup>, 焦守坤<sup>1</sup>

(1. 中国科学技术大学管理学院, 安徽合肥 230026; 2. 中国科学技术大学国际金融研究院, 安徽合肥 230601)

**摘要:** 在动态 Copula 函数中加入外生变量, 构建了 TV-Copula-X 模型, 在定义“波动率惊喜”的基础上, 从均值溢出和波动溢出两个角度研究了金砖国家股市间相依结构是否会受到美国股市的影响. 选取金砖四国和美国股市的数据进行实证研究, 实证结果显示, 金砖国家之间在收益率和波动率上均有显著的相依关系. 金砖国家波动率之间全部呈现非对称的相依结构, 然而仅部分国家收益率之间存在非对称的相依结构. 美国股市对部分金砖国家间相依关系产生一定的影响, 并且当金融危机发生或者当金砖国家间发生正向积极事件时, 金砖国家股市间的相关性都会增强.

**关键词:** 金砖国家; “波动率惊喜”; TV-Copula-X 模型; 均值溢出; 波动溢出

**中图分类号:** F830.9      **文献标识码:** A      doi: 10.3969/j.issn.0253-2778.2020.05.009

**引用格式:** 叶五一, 丁雅霖, 焦守坤. 基于 TV-Copula-X 模型的金砖国家股指收益率与波动率的动态相依关系[J]. 中国科学技术大学学报, 2020, 50(5): 612-628.

YE Wuyi, DING Yalin, JIAO Shoukun. Dynamic dependence of return and volatility between BRICS stock markets based on TV-Copula-X model[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2020, 50(5): 612-628.

## Dynamic dependence of return and volatility between BRICS stock markets based on TV-Copula-X model

YE Wuyi<sup>1,2</sup>, DING Yalin<sup>1</sup>, JIAO Shoukun<sup>2</sup>

(1. School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China;

2. International Institute of Finance, University of Science and Technology of China, Hefei 230601, China)

**Abstract:** The TV-Copula-X model was constructed with the addition of an exogenous variable the dynamic Copula function. Based on the definition of ‘volatility surprise’, the dependence structures of the BRICS were studied from the perspectives of mean spillover and volatility spillover, and whether the structures would be affected by the US stock market. The data of the BRICS and the US stock markets was selected for empirical research. The results show that the BRICS have significant dependence from the aspects of return and volatility. There are asymmetric dependent structures between the volatility of the BRICS but only some countries of BRICS have asymmetric dependent structures between their yields. The US stock market has a certain impact on the interdependence of some BRICS countries, and the correlation between the BRICS stock markets will increase when a financial crisis or positive events occurs.

**Key words:** BRICS; ‘volatility surprise’; the TV-Copula-X model; mean spillover; volatility spillover

收稿日期: 2019-04-22; 修回日期: 2019-05-22

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71973133, 71671171), 国家自然科学基金重点项目(71631006)资助.

作者简介: 叶五一(通讯作者), 男, 1979年生, 博士/副教授. 研究方向: 金融风险. E-mail: wyye@ustc.edu.cn

## 0 引言

2001年,美国高盛公司首席经济师吉姆·奥尼尔首次提出了“金砖四国”这一概念,四国为巴西、俄罗斯、印度和中国,2010年南非加入后,其英文名称变为“BRICS”,并改称为“金砖国家”。金砖国家的合作机制旨在加强新兴发展中国家的经济贸易合作,推动自由贸易和全球化进程,为发展中国家在国际政治经济舞台上争取一席之地。为防范全球性金融危机给社会经济发展带来的风险,通过对金砖国家股市间相关性进行研究,可以为金砖国家共同抵御金融风险提供理论参考。

国内外关于金砖国家股票市场联动性的研究主要分为三类。第一类是金砖国家股市之间相关性的研究。王海龙<sup>[1]</sup>、王雅<sup>[2]</sup>和欧阳敏华<sup>[3]</sup>使用不同的实证模型研究了金砖国家间的相依关系。陈鼎玉等<sup>[4]</sup>基于 DCC-GARCH 模型,研究了以中国、俄罗斯和印度为代表的金砖国家股市间的联动性。张延良等<sup>[5]</sup>的研究则指出金砖国家股票市场的发展依然不够成熟,波动率较为剧烈,系统性风险较大,更容易受到金融危机的冲击。第二类研究则关注全球因素对金砖国家股市收益率的影响,学者们选择了不同的全球因素进行了研究。Mensi 等<sup>[6]</sup>通过分位数回归方法,分别对金砖四国股票市场与全球要素(如股市、大宗商品市场、股市和政策的不确定性等)的相关关系进行了研究。结果表明,金砖四国和美国股市之间呈现非对称的相依结构,并且在金融危机前后保持一致;从大宗商品市场来看,石油价格与金砖国家股市之间并无明显的相依结构,但是黄金价格和部分金砖国家股市在尾部具有联动效应,并在金融危机发生时减弱;VIX 指数仅和在处于熊市时的金砖国家股市之间存在相关性,而政策的不确定性因素与金砖国家之间不存在关联。第三类研究则关注全球因素对金砖国家股票市场间相关性的影响。王璐等<sup>[7]</sup>从因果关系角度描述了以美国股市为代表的全球金融市场对金砖国家股市间因果关系的影响,并运用 Granger 因果检验方法,探究了金砖国家股市收益率之间存在的条件与非条件、线性与非线性的四种类型的 Granger 因果关系。

目前尚未有文献系统地分别从相依结构的角度,研究全球金融市场对金砖国家股票市场之间相依结构的影响,因此本文着重研究以美国为代表的金融市场对金砖国家股票市场之间相依结构的影响,并且

从收益率和波动率相关性的两个方向进行分析。

关于股票市场间溢出效应研究的文章,一般分为对均值溢出和波动溢出效应的研究。溢出效应是指金融市场间可以被观测到的信息传导现象。关于均值溢出效应研究的文献相对较多,学者们通常更加关注金融市场价格收益率之间的相关性。Ross<sup>[19]</sup>提出,资产价格的波动率与市场的信息传递率直接相关,因此关于金融市场波动溢出效应的研究更重要。在波动溢出效应的研究中,学者通常将关注点放在可预测的波动率上,或者称为条件方差和隐含波动率。Engle<sup>[8]</sup>指出,波动率中不可预测的部分更加值得研究,即残差平方项和条件方差间的差值,定义为“波动率惊喜”。Hamao 等<sup>[9]</sup>率先对“波动率惊喜”进行了量化,通过 MA(1)-GARCH(1,1)模型估计外国股票市场的“波动率惊喜”,并以外生变量的形式探讨其对本国股票市场的波动溢出效应,结果显示,作为外生变量的“波动率惊喜”对本国股票市场产生显著的影响;Chan-Lau 等<sup>[10]</sup>基于 TGARCH 模型和“波动率惊喜”,研究了美国和亚洲部分股票市场间均值和波动溢出效应;Aboura 等<sup>[11]</sup>将“波动率惊喜”的概念进一步标准化,讨论美国金融跨市场间的波动溢出效应,并指出在研究金融资产风险传导途径时,尽管“波动率惊喜”经常被资产管理者忽视,但恰恰是这一部分影响更重要。本文在金砖国家股市波动率相关性的研究中将考虑“波动率惊喜”间的相依关系。

早期关于金融变量间相关性的研究中,Pearson 线性相关系数和 Granger 因果检验是较为常用的方法,但这两种方法存在很大的局限性。Pearson 相关系数忽略了变量间可能存在的非线性相关关系,Granger 因果检验无法对变量间的相关关系给出定量的描述。近年来,动态条件相关系数(dynamic conditional correlation, DCC)模型和 Copula 函数在相关性的研究中应用较多。Bollerslev<sup>[12]</sup>首先提出了常数条件相关系数(constant conditional correlation, CCC)模型,随后 Engle<sup>[13]</sup>在其基础上,假定线性相关系数可以时变,提出了 DCC 模型。DCC 模型无法直接、定量地给出具体的尾部相依系数,而 Copula 在相依关系的研究中,可以弥补这个问题。Sklar<sup>[14]</sup>最早提出 Copula 的概念,指出存在一个连接函数 Copula,可以将多元分布函数的边缘分布连接起来。Embrechts 等<sup>[15]</sup>把 Copula 函数引入金融领域,张尧庭<sup>[16]</sup>进一步证实了 Copula 函数在

金融领域上应用的可行性. Patton<sup>[17]</sup> 提出了动态 Copula 函数, 给出了可以同时考虑对称和非对称相依结构的动态 Copula 函数. 时变的 Copula 模型可以更加准确地描述多元时间序列的统计特征, 同时动态的相依系数也是判断变量间联动性的重要指标. Reboredo 等<sup>[18]</sup> 通过构建二元动态 Copula, 对欧盟几个主要国家风险传递的相依关系进行了研究.

本文在动态 Copula 模型参数的演化过程中, 考虑外生变量的影响, 提出时变加外生变量变量的 time varying-Copula-X 模型 (TV-Copula-X 模型), 对金砖国家股市之间的相依关系以及美国股市作为外生变量对金砖国家股市间相依关系的影响进行了研究, 并综合考虑均值溢出和波动溢出效应. 在波动溢出效应的研究中, 本文将波动率中不能被隐含波动率解释的“波动率惊喜”部分剥离, 并对其相依关系进行了实证研究.

## 1 “波动率惊喜”与 TV-Copula-X 模型

### 1.1 “波动率惊喜”

Engle<sup>[8]</sup> 提出了“波动率惊喜”的概念, 认为“波动率惊喜”是波动率中不可预测的部分, 代表波动中的不确定性, 可以根据金融市场的收益率得到. “波动率惊喜”在金融市场的研究中十分重要, 但是却经常被学者忽视. Aboura 等<sup>[11]</sup> 根据“波动率惊喜”的定义, 给出了其估计过程.

首先, 考虑一个标准 GARCH(1, 1) 的均值方程:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中,  $r_t$  是所研究金融市场的收益率,  $\mu$  是均值,  $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$  代表新息.  $z_t$  是一个强白噪声序列, 具有  $E(z_t) = 0$ ,  $E(z_t^2) = 1$  的性质.  $V(r_t | r_{t-1}) = \sigma_t^2$ ,  $\sigma_t^2$  表示条件方差, 或称为隐含波动率. 通过 GARCH(1, 1) 过程, 得到隐含波动率  $\sigma_t^2$  的表达式为

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

其次, 根据“波动率惊喜”的定义, “波动率惊喜”为残差序列的平方项  $\varepsilon_t^2$  与条件方差  $\sigma_t^2$  的差值, 用  $\zeta_t$  表示, 即

$$\zeta_t = (\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2) \quad (3)$$

Aboura 等<sup>[11]</sup> 指出, 为了去除规模化的影响, 可以通过除以  $\sigma_t^2$  对  $\zeta_t$  进行标准化. 标准化的“波动率惊喜” $\tilde{\zeta}_t$  为

$$\tilde{\zeta}_t = \frac{(\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2)}{\sigma_t^2} \quad (4)$$

基于金融市场股票收益率的时间序列, 可以通过上述方法得到与其对应的标准化后的“波动率惊喜”的序列.

### 1.2 Copula 函数相关理论

很多金融变量的统计性质都与某些条件有关, 以  $I_{t-1}$  表示所有条件变量的信息集. 由于本文主要分析两个随机变量时间序列之间的动态相依关系, 下面以二元随机变量为例, 给出二元条件 Copula 函数的定义.

**定义 1.1** (二元条件 Copula 函数) 在给定  $I_{t-1}$  的条件下,  $X_t | I_{t-1} \sim F_t$ ,  $Y_t | I_{t-1} \sim G_t$  表示随机序列  $(X_t, Y_t)$  的条件边缘分布, 因此  $(X_t, Y_t) | I_{t-1}$  的条件 Copula 函数为  $U_t \equiv F_t(x | I_{t-1})$  与  $V_t \equiv G_t(y | I_{t-1})$  的条件联合分布.

由定义 1.1 可以看出, 二元条件 Copula 函数是时间序列  $X_t$  和  $Y_t$  的边缘分布函数  $F_t$  与  $G_t$  的条件联合分布函数. 条件分布 Sklar 定理指出, 条件联合分布可以分解为条件边缘分布和条件 Copula 函数两个部分.

**定理 1.1** (条件分布 Sklar 定理) 令  $F_t$  表示  $X_t | I_{t-1}$  给定  $I_{t-1}$  条件下的边缘分布,  $G_t$  表示  $Y_t | I_{t-1}$  给定  $I_{t-1}$  条件下的边缘分布,  $H_t$  表示二元随机时间序列  $(X_t, Y_t) | I_{t-1}$  给定  $I_{t-1}$  条件下的联合分布. 假定  $F_t$  与  $G_t$  为连续的分函数, 则存在唯一的条件 Copula 函数  $C_t$  满足

$$H_t(x, y | I_{t-1}) = C_t(F_t(x | I_{t-1}), G_t(y | I_{t-1}) | I_{t-1}) \quad (5)$$

相反地, 如果令  $F_t$  与  $G_t$  为随机变量  $X_t$  与  $Y_t$  的条件联合分布函数,  $C_t$  为连续的 Copula 函数, 那么由式(5)定义的函数  $H_t$  为边缘分布分别为  $F_t$  与  $G_t$  的条件联合分布函数.

尾部相依系数是基于 Copula 函数研究相依性的一个重要测度, 下面分别给出上下尾部相依系数的定义.

上尾相依系数定义为

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} P\{Y > G(u)^{-1} | X > F^{-1}(u)\} \quad (6)$$

下尾相依系数定义为

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 1^-} P\{Y < G(u)^{-1} | X < F^{-1}(u)\} \quad (7)$$

从相依系数的定义可以看出, 相依系数是表示当变量  $X$  在发生极端事件时, 变量  $Y$  同时发生极端事件的极限概率测度. 其中, 上尾相依系数是指当变

量  $X$  在发生正向极端事件时,变量  $Y$  同时发生正向极端事件的概率;而下尾相依系数是指当变量  $X$  在发生负向极端事件时,变量  $Y$  同时发生负向极端事件的概率.通过 Copula 模型估计出的上下尾部相依系数,在运用到研究股票市场收益率之间的相依结构时,可以非常直观地判断出,当一个国家股票市场收益率发生大幅变动时,是否会引起另一个国家股票市场发生同样的变动以及变动的大小和方向.

Copula 函数包括椭圆 Copula 和阿基米德 Copula 等,椭圆 Copula 中比较常见的有 Gaussian Copula 和 student t-Copula.

### 1.3 TV-Copula-X 模型

静态的 Copula 函数不能很好地描述金融变量间复杂的动态相依关系,于是 Patton<sup>[17]</sup> 提出了动态 Copula 模型.已有的研究很少考虑外生变量在动态的 Copula 模型中对参数的影响,本文借鉴 Reboredo 等<sup>[18]</sup> 和 Aboura 等<sup>[11]</sup> 的思想,在动态演化方程中加入外生变量,提出 TV-Copula-X 模型.作为示例,下面给出 Gaussian Copula 和 symmetrized Joe-Clayton(SJC) Copula 的动态演化过程.

假定动态相关系数参数  $\rho_t$  满足 1 阶自回归项,  $q$  阶移动平均项,即 ARMA(1,  $q$ ) 过程.参考文献<sup>[17]</sup> 的做法,选择 10 阶移动平均项的 ARMA(1, 10) 过程,则动态 Gaussian Copula 的参数  $\rho_t$  可以表达为

$$\rho_t = \tilde{\Lambda}(\omega_G + \beta_G \cdot \rho_{t-1} + \alpha_G \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \Phi^{-1}(u_{t-j}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-j})) \quad (8)$$

式中,  $\tilde{\Lambda}$  为转换函数,

$$\tilde{\Lambda}(x) \equiv (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1} = \tanh\left(\frac{x}{2}\right).$$

上述变换的目的是为了保证参数  $\rho_t$  在区间  $(-1, 1)$  内.同时,考虑到外生变量的影响,假定参数  $\rho_t$  的动态演化过程与外生变量  $X_{t-1}$  之间也呈现线性关系,即可得到

$$\rho_t = \tilde{\Lambda}(\omega_G + \beta_G \cdot \rho_{t-1} + \alpha_G \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \Phi^{-1}(u_{t-j}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-j}) + \gamma_G X_{t-1}) \quad (9)$$

在参数  $\rho_t$  的动态演化过程中,共需要估计  $\omega_G, \beta_G, \alpha_G, \gamma_G$  四个参数.本文将运用极大似然方法对其进行估计.对于 Student Copula,只需要将上式

中的标准正态分布函数  $\Phi(\cdot)$  改为自由度为  $\nu$  的  $T$  分布函数  $t_\nu(\cdot)$  即可.

对于阿基米德 Copula 函数族,相依结构类型以及 Copula 函数表达式等都有所不同,不能直接对参数进行设定,因此文献<sup>[17]</sup> 对上下尾相依系数进行动态演化设定.这里,将继续沿用参考文献<sup>[17]</sup> 的思路,对上下尾相依系数的演化过程进行设定,并加入对外生变量的考虑.

参照文献<sup>[17]</sup> 的做法,假定二元静态 SJC Copula 的上下尾相依系数  $\lambda_t^U$  和  $\lambda_t^L$  满足 ARMA(1, 10) 过程,则按照如下的方程演变:

$$\lambda_t^U = \Lambda(\omega_U + \beta_U \cdot \lambda_{t-1}^U + \alpha_U \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{t-j} - v_{t-j}|) \quad (10)$$

$$\lambda_t^L = \Lambda(\omega_L + \beta_L \cdot \lambda_{t-1}^L + \alpha_L \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{t-j} - v_{t-j}|) \quad (11)$$

式中,  $\Lambda(x)$  为经典的 Logistic 转换函数,  $\Lambda(x) \equiv (1 + e^{-x})^{-1}$ .上述转换的目的是为了保证上下尾相依系数  $\lambda_t^U$  和  $\lambda_t^L$  在区间  $(0, 1)$  内.同时,考虑到外生变量的影响,假定上下尾相依系数  $\lambda_t^U$  和  $\lambda_t^L$  的动态演化过程与外生变量  $X_{t-1}$  之间也呈现线性关系,即可得到

$$\lambda_t^U = \Lambda(\omega_U + \beta_U \cdot \lambda_{t-1}^U + \alpha_U \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{t-j} - v_{t-j}| + \gamma_U X_{t-1}) \quad (12)$$

$$\lambda_t^L = \Lambda(\omega_L + \beta_L \cdot \lambda_{t-1}^L + \alpha_L \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{t-j} - v_{t-j}| + \gamma_L X_{t-1}) \quad (13)$$

在上下尾相依系数  $\lambda_t^U$  和  $\lambda_t^L$  动态演化过程中,共需要估计  $\omega_U, \beta_U, \alpha_U, \gamma_U, \omega_L, \beta_L, \alpha_L, \gamma_L$  八个参数.

### 1.4 参数估计方法

本文采用极大似然的估计方法估计 Copula 模型中的参数.由上文提到的条件联合分布 Copula 函数表达式(3),可以得到如下的二元条件 Copula 联合密度函数为

$$h_t(x, y | I_t; \theta_h) \equiv \frac{\partial^2 [C_t(F_t(x | I_t; \theta_f), G_t(y | I_t; \theta_g) | I_t)]}{\partial F_t(x | I_t; \theta_f) \partial G_t(y | I_t; \theta_g)} \cdot \frac{\partial F_t(x | I_t; \theta_f)}{\partial x} \frac{\partial G_t(y | I_t; \theta_g)}{\partial y} \equiv c_t(u, v | I_t; \theta_c) f_t(x | I_t; \theta_f) g_t(y | I_t; \theta_g) \quad (14)$$

式中,  $u \equiv F_t(x | I_t; \theta_f)$ ,  $v \equiv G_t(y | I_t; \theta_g)$ ,  $\theta_h, \theta_f, \theta_g, \theta_c$  分别为联合密度函数、边缘密度函数以及 Copula 函数的参数向量, 且  $\theta_h \equiv [\theta'_f, \theta'_g, \theta'_c]$ . 其中, 参数  $\theta_c$  为随时间变化的动态参数, 满足上述动态方程, 因此对数似然函数可以写为

$$L_{xy}(\theta_h) = L_x(\theta_f) + L_y(\theta_g) + L_c(\theta_f, \theta_g, \theta_c) \tag{15}$$

式中,

$$\begin{aligned} L_{xy}(\theta_h) &\equiv \log h_t(x, y | I_t; \theta_h), \\ L_x(\theta_f) &\equiv \log f_t(x | I_t; \theta_f), \\ L_y(\theta_g) &\equiv \log g_t(y | I_t; \theta_g), \\ L_c(\theta_f, \theta_g, \theta_c) &\equiv \log c_t(u, v | I_t; \theta_c). \end{aligned}$$

根据极大似然估计中的常用方法, 基于 IFM 方法对参数进行估计, 将边缘分布函数的参数  $\theta_f$  与  $\theta_g$  和 Copula 函数的参数  $\theta_c$  分开估计, 因此估计的过程可以分成如下的两步进行.

第一步, 基于极大似然方法估计出边缘分布函数  $F_t$  和  $G_t$  的参数  $\theta_f$  与  $\theta_g$ , 得到

$$\hat{\theta}_f = \arg \max L(\theta_f) = \arg \max \sum_{t=1}^T \log f_t(x_t; \theta_f) \tag{16}$$

$$\hat{\theta}_g = \arg \max L(\theta_g) = \arg \max \sum_{t=1}^T \log g_t(y_t; \theta_g) \tag{17}$$

第二步, 在第一步的基础上, 得到  $u \equiv F_t(x | I_{t-1}; \theta_f)$  和  $v \equiv G_t(y | I_{t-1}; \theta_g)$  的估计, 由此估计 Copula 函数中的参数  $\theta_c$ , 进而得到

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_c &= \arg \max L(\theta_c) = \\ \arg \max \sum_{t=1}^T \log [c_t(F_t(x_t; \hat{\theta}_f), G_t(y_t; \hat{\theta}_g); \theta_c)] \end{aligned} \tag{18}$$

与一般的极大似然估计的性质相同, 上述极大似然估计也满足渐近正态性, 但是协方差矩阵需要进行一些调整. 具体调整如下:

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_h - \theta_0) \rightarrow N(0, V^{-1}(\theta_0)) \tag{19}$$

式中,  $V(\theta_0) = D^{-1}M(D^{-1})'$  为 Godambe 信息矩阵,  $D = E[\partial g(\theta)^\top / \partial \theta]$ ,  $M = E[g(\theta)^\top, g(\theta)]$ ,  $g(\theta) = (\partial L_x / \partial \theta_f, \partial L_y / \partial \theta_g, \partial L_c / \partial \theta_c)$  为得分方程 (score function).

本文在实证部分将运用两大类 Copula 函数, 包括研究对称相依结构的 Gaussian Copula、Student Copula 和研究非对称相依结构的 Gumbel Copula、Rotated Gumbel Copula、Symmetrized Joe-Clayton Copula 以及本文提出的 TV-Copula-X 模型, 研究金砖国家收益率和“波动率惊喜”之间的相依结构是否存在时变性和非对称性以及是否受到外生变量的影响.

## 2 数据和描述性分析

为了样本数据时间的统一性, 仅考虑金砖四国的股票市场. 本文选取俄罗斯莫斯科指数 (RTS)、中国上证综合指数 (SH)、巴西圣保罗指数 (BVSP)、印度孟买 SENSEX 指数 (BSESN) 以及美国标准普尔 500 指数 (GSPC) 每日的收盘价  $P_t$  作为各国股票市场价格的代表. 数据来自于 Wind 数据库和雅虎金融. 时间从 2006 年 1 月 10 日至 2018 年 12 月 28 日, 剔除了不同国家节假日造成的影响, 选取了样本中五个国家相匹配日期的收益率作为研究对象, 总计 2703 个观测值. 收益率的计算公式为

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}.$$

表 1 列出了金砖四国与美国股市收益率序列的描述性统计结果.

表 1 金砖四国和美国股票市场收益率的描述性统计

Tab. 1 Descriptive statistics of yields in BRIC and US stock markets

股票市场	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B	ADF
俄罗斯 (RTS)	-0.000025	0.08775	-1.71349	0.01001	-2.05638	41.67100	170329.6***	-49.16152***
巴西 (BVSP)	0.000053	0.059397	-0.052532	0.007340	-0.083918	8.299445	3166.147***	-53.92540***
中国 (SH)	0.000045	0.039236	-0.040199	0.007209	-0.617678	7.473763	2426.016***	-51.14637***
印度 (BSESN)	0.000158	0.069444	-0.050397	0.006186	0.232934	13.42550	12265.78***	-38.27254***
美国 (GSPC)	0.000050	0.047587	-0.041126	0.005146	-0.466312	12.74931	10802.85***	-55.69450***

[注] J-B 表示 Jarque-Bera 正态性检验; ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller 单位根平稳性检验; \*\*\* 表示在 1% 水平上显著.

从 ADF 检验可以看出,样本收益率的时间序列是平稳的,均显著拒绝存在单位根的原假设.从收益和风险的角度看,除了俄罗斯之外,其他金砖国家和美国平均收益率均为正数.其中,巴西、中国和美国股市的平均收益率接近,在 0.00005 附近;印度股市的平均收益率最高,是美国的两倍多.美国股市相比于金砖四国股市波动幅度最小,风险相对较低;金

砖国家中俄罗斯股市波动率最高,风险相对更高.从收益率序列的偏度来看,各国均呈现出不对称的特征.根据 Jarque-Bera 统计量,各国的股市收益率序列均不服从正态分布,呈现出尖峰厚尾的特征,存在一定的尾部相依关系.表 2 给出了金砖国家和美国股市收益率之间的 Pearson 线性相关系数, Pearson 相关系数能够描述时间序列之间的线性相关关系.

表 2 金砖四国和美国股票市场收益率的 Pearson 线性相关系数  
Tab. 2 Pearson linear correlation coefficient of yields in BRIC and US stock markets

	俄罗斯(RTS)	巴西(BVSP)	中国(SH)	印度(BSESN)
巴西(BVSP)	0.4003***			
中国(SH)	0.2111***	0.1504***		
印度(BSESN)	0.3887***	0.2902***	0.2254***	
美国(GSPC)	0.3348***	0.6328***	0.0829***	0.2781***

[注] \*\*\*表示在 1%水平上显著.

由表 2 可以看出, Pearson 相关系数均是显著的,不同金砖国家之间差异较大,范围在 0 到 0.5 之间.俄罗斯与巴西以及印度股市收益率之间的相关性最高,相关系数在 0.4 附近;中国与其他金砖国家股市收益率之间的相关性相对较低.美国与金砖国家股市之间也具有一定的相关性,因此,将美国股市收益率作为外生变量加入金砖国家股市间收益率相依结构的研究是有意义的.

作为外生变量,目的是研究美国股市收益率是否会对金砖国家股市收益率之间的相关性产生溢出效应.

表 3 和表 4 给出了不同 Copula 函数的参数估计结果.根据 AIC 准则,选择拟合效果最优的 Copula 函数,作为最佳拟合模型进行后续分析.从参数估计结果来看,金砖国家股市收益率之间的尾部相依结构各不相同.大部分金砖国家股市收益率之间的尾部相依关系用动态的 Copula 模型能够得到更好的拟合结果.其中,俄罗斯与巴西、中国与印度股票收益率之间存在非对称的相依结构, TV-SJC Copula 模型可以较好地刻画上下尾部的相依关系;俄罗斯与中国、俄罗斯与印度、巴西与印度股票收益率之间存在对称的相依结构, TV-Student Copula 模型可以很好地刻画尾部的相依关系;巴西与中国股市收益率之间的上下尾部相依关系可以被常数 Student-t Copula 拟合.

### 3 实证结果

#### 3.1 金砖国家股市收益率相依的实证结果

本节对金砖四国股票市场收益率两两之间进行实证研究,一共六种组合:俄罗斯与巴西(RTS + BVSP)、俄罗斯与中国(RTS + SH)、俄罗斯与印度(RTS + BSESN)、巴西与中国(BVSP + SH)、巴西与印度(BVSP + BSESN)以及中国与印度(SH + BSESN).选择美国股市收益率(GSPC)的滞后一期

表 3 椭圆 Copula 函数的参数估计结果(金砖国家收益率)  
Tab. 3 Parameter estimation of elliptical Copula function(BRICs yields)

	RTS+BVSP	RTS+SH	RTS+BSESN	BVSP+SH	BVSP+BSESN	SH+BSESN	
Gaussian	$\rho$	0.3964 (0.0146)***	0.1991 (0.0207)***	0.3874 (0.0158)***	0.1358 (0.0169)***	0.2623 (0.0155)***	0.2276 (0.0233)***
	AIC	-456.2625	-106.2692	-427.2760	-47.8488	-188.9650	-140.3655

续表 3

	RTS+BVSP	RTS+SH	RTS+BSESN	BVSP+SH	BVSP+BSESN	SH+BSESN	
TV-Gaussian	$\omega$	1.7750 (0.1036)***	0.0006 (0.0049)	-0.0071 (0.0157)	0.5311 (0.0895)***	0.9599 (0.0841)***	0.4681 (0.4532)
	$\beta$	1.8730 (0.1967)***	2.0408 (0.0228)***	2.1638 (0.0365)***	-2.0339 (0.0245)***	-2.1267 (0.0189)***	0.1475 (1.9613)
	$\alpha$	-0.2893 (0.0725)***	-0.0078 (0.0034)***	-0.0112 (0.0027)***	0.1806 (0.0946)***	0.1979 (0.0751)***	-0.0898 (0.0681)***
	AIC	-469.0813	-106.6205	-449.3620	-46.4586	-192.6804	-138.6260
TV-Gaussian-X	$\omega$	1.7897 (0.0948)***	0.4777 (0.2231)**	0.5797 (1.1662)	0.2040 (0.1288)	0.9788 (0.0868)***	0.4469 (0.2457)*
	$\beta$	-1.9079 (0.1518)***	-0.3877 (1.1219)	0.6387 (3.3899)	0.4769 (0.9057)	-2.1108 (0.0530)***	0.2174 (0.9920)
	$\alpha$	-0.2981 (0.0711)***	0.0025 (0.0688)	-0.0144 (0.0571)*	0.0045 (0.0507)	0.1859 (0.0684)***	-0.0864 (0.0735)
	$\gamma$	-3.1835 (2.9084)	-4.9999 (4.6431)	-5.0000 (6.6201)	-4.9998 (5.1818)	0.6978 (1.9513)	-4.9996 (5.2246)
	AIC	-468.4281	-104.7407	-426.6697	-45.0675	-191.0133	-138.6589
Student-t	$\rho$	0.3946 (0.0179)***	0.1967 (0.0209)***	0.3857 (0.0182)***	0.1268 (0.0209)***	0.2529 (0.0195)***	0.2287 (0.0205)***
	$\nu$	5.1157 (0.6439)***	5.4465 (0.6371)***	5.2690 (0.5914)***	7.6272 (1.3305)***	4.2640 (0.4816)***	6.2342 (1.4394)***
	AIC	-546.1949	-177.5379	-516.1204	-85.7944	-299.6474	-194.7677
TV-Student	$\omega$	1.7169 (0.1235)***	0.0016 (0.0053)	1.1860 (0.3744)***	0.0915 (0.2220)	0.9694 (0.0984)***	0.5511 (0.2546)**
	$\beta$	-0.1394 (0.0448)***	-0.0034 (0.0021)	0.0062 (0.0246)	0.0091 (0.0640)	0.0644 (0.0334)*	-0.0594 (0.0549)
	$\alpha$	-1.8594 (0.2290)***	2.0324 (0.0253)	-0.9734 (0.9942)	1.2713 (1.7438)	-2.1137 (0.0372)***	-0.2159 (1.0538)
	$\nu$	5.2268 (0.6441)***	5.4812 (1.9202)***	5.2778 (0.6870)***	7.6133 (2.3221)***	4.3225 (0.4048)***	6.2900 (0.4235)***
AIC	-552.9104	-178.2850	-512.1672	-82.0162	-300.9014	-192.1967	
TV-Student-X	$\omega$	1.7107 (0.1069)***	0.4190 (0.1121)***	0.5735 (0.2866)**	0.1760 (0.0965)*	0.8920 (0.1292)***	0.3723 (0.1644)**
	$\beta$	-0.1445 (0.0458)***	-0.0107 (0.0407)	-0.0016 (0.0170)	0.0081 (0.0357)	0.0653 (0.0293)**	-0.0389 (0.0396)
	$\alpha$	-1.8351 (0.1673)***	-0.0965 (0.5192)	0.6276 (0.7432)	0.5583 (0.7327)	-1.7150 (0.3750)***	0.4907 (0.6693)
	$\nu$	5.2511 (0.6512)***	5.5037 (0.6672)***	5.3476 (0.6670)***	7.7585 (0.8864)***	4.2944 (0.4333)***	6.2455 (0.9314)***
	$\gamma$	-3.4364 (3.9081)	-14.4929 (5.7688)**	-15.2706 (5.7923)***	-9.5265 (6.5049)	4.6774 (3.7425)	-11.9430 (6.1575)*
	AIC	-551.7872	-177.5514	-516.9339	-82.3503	-300.2501	-193.9571

[注] \*\*\*表示在 1%水平上显著,\*\*表示在 5%水平上显著,\*表示在 10%水平上显著.

表 4 阿基米德 Copula 函数的参数估计结果(金砖国家收益率)  
 Tab. 4 Parameter estimation results of Archimedes Copula function(BRICs yields)

		RTS+BVSP	RTS+SH	RTS+BSES	BVSP+SH	BVSP+BSES	SH+BSES
Gumbel	$\delta$	1.3168 (0.0194)***	1.1359 (0.0155)***	1.3056 (0.0195)***	1.1000 (0.0141)***	1.1919 (0.0166)***	1.1574 (0.0158)***
	AIC	-430.5569	-118.7736	-400.4582	-66.8292	-209.3290	-144.2562
TV-Gumbel	$\omega$	0.7698 (0.3458)**	2.1660 (0.0822)***	1.1501 (0.5012)**	-2.1457 (0.0838)***	0.9846 (0.9507)	-0.2363 (0.0631)**
	$\beta$	0.0255 (0.2227)	-0.9410 (0.0563)***	-0.2719 (0.3380)	1.5869 (0.1231)***	-0.2483 (0.7017)	0.6860 (0.0346)***
	$\alpha$	-0.9005 (0.2642)***	-2.2758 (0.3312)***	-0.90266 (0.3246)***	0.3281 (0.1598)*	-0.8158 (0.4094)**	-0.5382 (0.0842)***
	AIC	-448.0629	-139.8116	-410.7752	-64.8566	-220.0848	-170.3918
	$\gamma$	0.4841 (2.0846)	-4.9999 (2.2649)*	-5.0000 (2.2503)*	-3.5267 (3.5901)	-0.5334 (3.1710)	-2.3137 (1.7575)
TV-Gumbel-X	$\omega$	0.7283 (0.3597)	0.8623 (0.8639)	1.2069 (2.3642)**	0.0109 (0.5267)	1.0346 (0.9394)	-0.2127 (0.0898)**
	$\beta$	0.0521 (0.2303)	-0.1052 (0.5753)	-0.3084 (1.5684)	0.2809 (0.4553)	-0.2851 (0.6894)	0.6744 (0.0462)***
	$\alpha$	-0.8769 (0.2634)***	-1.1463 (0.7764)***	-0.9196 (1.3967)**	-0.0515 (0.2522)	-0.8355 (0.4225)**	-0.5760 (0.1329)***
	AIC	-446.0984	-138.5179	-420.8639	-62.7570	-218.1364	-169.9494
	$\gamma$	0.4841 (2.0846)	-4.9999 (2.2649)*	-5.0000 (2.2503)*	-3.5267 (3.5901)	-0.5334 (3.1710)	-2.3137 (1.7575)
Rotated Gumbel	$\delta$	1.3452 (0.0192)***	1.1461 (0.0152)***	1.3290 (0.0190)***	1.1000 (0.0143)***	1.2028 (0.0166)***	1.1666 (0.0155)***
	AIC	-518.9229	-129.8641	-485.3301	-52.2291	-242.5866	-163.8921
TV-Rotated Gumbel	$\omega$	0.6007 (0.2413)***	2.0725 (0.1612)***	0.2196 (0.6601)	-2.1189 (0.1679)***	1.0017 (0.3683)***	-0.3294 (0.1048)***
	$\beta$	0.1583 (0.1560)	-0.8549 (0.1191)***	0.3557 (0.4330)	1.5508 (0.2277)***	-0.2236 (0.2540)	0.7331 (0.0596)***
	$\alpha$	-0.8497 (0.1848)***	-2.2616 (0.3541)***	-0.4516 (0.3117)	0.4220 (0.3237)	-0.9438 (0.4327)**	-0.3888 (0.1248)***
	AIC	-542.8311	-155.5851	-495.9502	-52.0358	-256.2829	-184.2449
	$\gamma$	4.9998 (1.9187)	-0.4872 (4.4609)	-2.0122 (3.6418)	-4.3309 (2.9916)	3.9783 (2.7089)	-1.6466 (1.7001)
TV-Rotated Gumbel-X	$\omega$	0.3622 (0.3296)	2.0438 (0.2877)	0.8965 (6.4277)	-0.4048 (0.5338)	0.7161 (0.5714)	-0.3138 (0.1038)
	$\beta$	0.3019 (0.1925)	-0.8349 (0.2138)	-0.0889 (3.2760)	0.6805 (0.4649)	-0.0106 (0.4007)	0.7255 (0.0584)
	$\alpha$	-0.6736 (0.2859)	-2.2465 (0.3665)	-0.7738 (5.6080)	-0.1447 (0.1959)	-0.8351 (0.3439)	-0.4177 (0.1269)
	AIC	-548.2714	-153.6195	-494.3992	-50.3299	-256.6421	-183.1368
	$\gamma$	4.9998 (1.9187)	-0.4872 (4.4609)	-2.0122 (3.6418)	-4.3309 (2.9916)	3.9783 (2.7089)	-1.6466 (1.7001)
SJC	$\lambda_U$	0.1591 (0.0266)***	0.0486 (0.0212)***	0.1485 (0.0276)***	0.0394 (0.0189)**	0.0903 (0.0243)***	0.0614 (0.0213)***
	$\lambda_L$	0.2879 (0.0222)***	0.0863 (0.0236)***	0.2731 (0.0225)***	0.0142 (0.0138)	0.1537 (0.0238)***	0.1091 (0.0240)***
	AIC	-538.8831	-140.7875	-500.6816	-70.5846	-261.5105	-173.8644

续表 4

	RTS+BVSP	RTS+SH	RTS+BSES	BVSP+SH	BVSP+BSES	SH+BSES		
TV-SJC	$\omega_U$	-0.4082 (14.6698)	-0.9498 (0.1508)***	-0.1753 (0.7241)	-5.6580 (1.8078)***	0.9492 (0.4838)**	-0.8564 (0.4089)**	
	$\alpha_U$	-4.6065 (40.3201)	-7.1283 (1.1283)***	-4.4344 (0.8029)***	4.9712 (3.6832)	-7.8351 (1.7339)***	-6.6247 (1.7227)***	
	$\beta_U$	-0.3161 (0.6669)	4.2424 (0.1561)***	-2.5362 (1.6123)	8.7270 (3.3673)***	-9.3318 (1.9316)***	3.6423 (0.5344)***	
	$\omega_L$	-0.3288 (7.1607)	2.9927 (1.1243)***	-1.4337 (0.5190)***	-0.2532 (0.4947)	1.0545 (0.9212)	-1.5747 (0.6132)**	
	$\alpha_L$	-3.7802 (13.4316)	-15.9792 (4.9890)***	-1.4823 (1.0464)	-13.4774 (4.9632)***	-8.1510 (2.8319)***	-3.3090 (1.7933)*	
	$\beta_L$	1.3964 (0.3225)***	-5.1741 (1.2015)***	3.0348 (0.9213)***	4.4037 (0.6029)***	-2.8104 (1.7394)	4.1154 (1.1329)***	
	AIC	-558.7355	-170.9467	-509.0576	-70.4812	-275.4823	-197.0243	
	TV-SJC-X	$\omega_U$	-0.5271 (0.5363)	-0.9619 (1.0046)	0.4637 (0.4609)	-4.8334 (2.4943)*	-2.3496 (0.5480)***	-0.7443 (0.4883)
		$\beta_U$	0.2493 (0.5494)	4.2288 (0.4498)***	-3.6500 (15.3041)	0.4534 (5.8881)	5.0982 (1.2408)***	3.5221 (0.6269)***
		$\alpha_U$	-4.6424 (1.8912)**	-7.0024 (7.2457)	-6.5959 (4.0428)	4.3558 (6.1452)	-1.4569 (2.6428)	-6.9195 (1.9223)***
$\gamma_U$		13.7588 (6.9638)**	-3.8489 (20.3992)	-41.9268 (80.0146)	-13.0136 (43.9747)	17.0197 (25.3389)	-17.0364 (20.7415)	
$\omega_L$		-0.9219 (0.3428)***	3.2072 (2.6802)	-1.8744 (0.1070)***	-0.1820 (0.5523)	1.2691 (1.2824)	-0.9160 (1.0546)	
$\beta_L$		2.3652 (0.4880)***	-5.2505 (1.5294)***	4.0154 (2.2351)*	4.4835 (0.4993)***	-2.9809 (1.7070)*	1.6094 (3.1429)	
$\alpha_L$		-2.4846 (0.9177)***	-16.5391 (10.6837)	-0.7698 (5.8663)	-14.2346 (5.0862)***	-8.6807 (2.9480)***	-4.8333 (2.6555)*	
$\gamma_L$		22.6692 (9.6463)**	12.8765 (11.4318)	9.3748 (1.3558)***	-34.6586 (36.0814)	2.1185 (10.1975)	-38.9003 (25.0661)	
AIC		-561.1739	-168.0553	-513.0910	-65.7755	-269.2867	-195.6601	

[注] \*\*\*表示在 1%水平上显著, \*\*表示在 5%水平上显著, \*表示在 10%水平上显著。

图 1~6 分别给出了六组金砖国家股市收益率之间的尾部相依结构,蓝色波动实线表示由拟合最优的 Copula 模型得到的尾部相依系数。

图 1 中,俄罗斯与巴西之间相关性最强,存在非对称的动态相依结构,并且受到美国股市的影响显著。上尾相依系数波动幅度相对较小,维持在 0 到 0.3 之间;下尾相依系数波动幅度较大,并且在样本期间,有两次明显的上升,其余时刻在 0.3 附近小幅波动。第一次是从 2008 年底至 2009 年初,下尾相依系数增加至 0.6。第二次是从 2012 年下旬至 2013 年初,下尾相关系数再次增强至 0.6。

图 2 中,俄罗斯与中国之间相关性较弱,存在对称的动态相依关系,受美国股市影响。在样本期间,相依系数有两次明显的下降,其余时刻主要维持在 0.06 附近。第一次是从 2008 年 8 月至 2008 年底,

相依系数从 0.065 急剧下降至 0.03 附近。第二次是从 2015 年 7 月至 2015 年 9 月,相依系数从 0.065 缓慢下降至 0.05。

图 3 中,俄罗斯与印度之间同样存在对称的动态相依关系,并且受美国股市的影响显著。在样本期间,相依系数有四次剧烈的波动,其余时刻维持在 0.1 附近。第一次是从 2008 年 8 月至 2008 年底,相依系数的波动非常剧烈,范围扩大到 0.04 至 0.18。第二次是从 2011 年 2 月至 2011 年 6 月,相关性增强,相依系数增加至 0.16。第三次是从 2015 年 7 月至 2015 年 9 月,相依性再次增强,相依系数接近 0.14。第四次是在 2018 年 3 月,相依系数小幅上升,突破 0.13。

图 4 中,巴西与中国的尾部相依系数不受时间和外生变量的影响,并且相依性最弱,相依系数在样

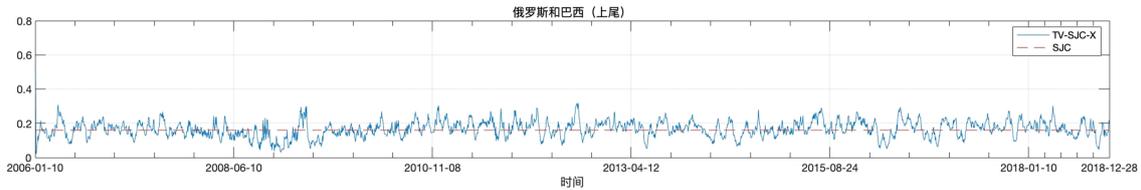
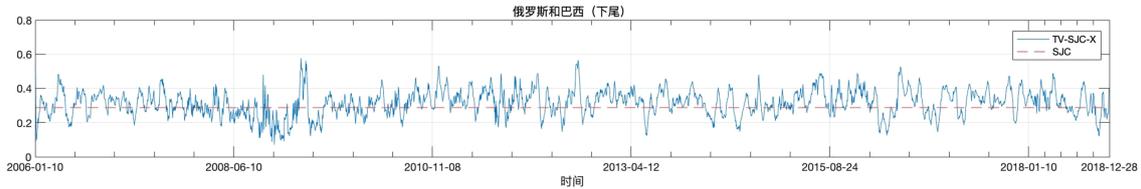


图 1 俄罗斯与巴西 (RTS+BVSP) 尾部相依系数  
 Fig. 1 Tail dependence coefficient of Russia and Brazil (RTS+BVSP)

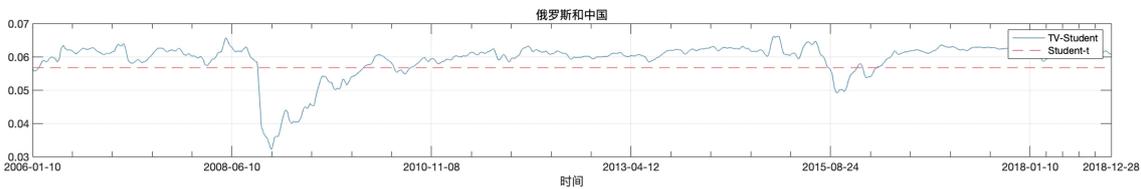


图 2 俄罗斯与中国 (RTS+SH) 尾部相依系数  
 Fig. 2 Tail dependence coefficient of Russia and China (RTS+SH)

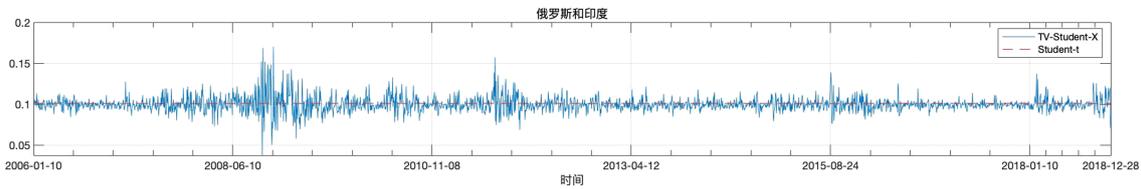


图 3 俄罗斯与印度 (RTS+BSESN) 尾部相依系数  
 Fig. 3 Tail dependence coefficient of Russia and India (RTS+BSESN)

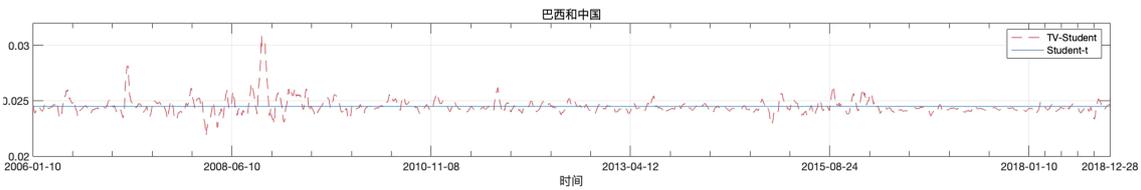


图 4 巴西与中国 (BVSP+SH) 尾部相依系数  
 Fig. 4 Tail dependence coefficient of Brazil and China (BVSP+SH)

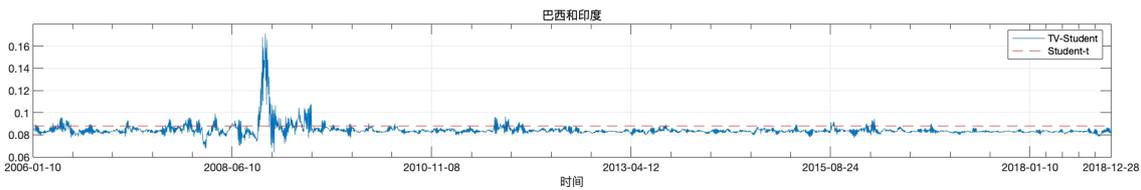


图 5 巴西与印度 (BVSP+BSESN) 尾部相依系数  
 Fig. 5 Tail dependence coefficient of Brazil and India (BVSP+BSESN)

本期间一直维持在 0.025 水平附近。

图 5 中,巴西与印度之间存在对称的动态尾部相依关系,但美国股市对其相依结构影响不明显。在

样本期间,相依系数仅有一次明显的上升,其余时刻主要维持在 0.08 的水平上。从 2008 年 8 月至 2008 年年底相关性显著增加,相依系数从 0.08 急剧上升并

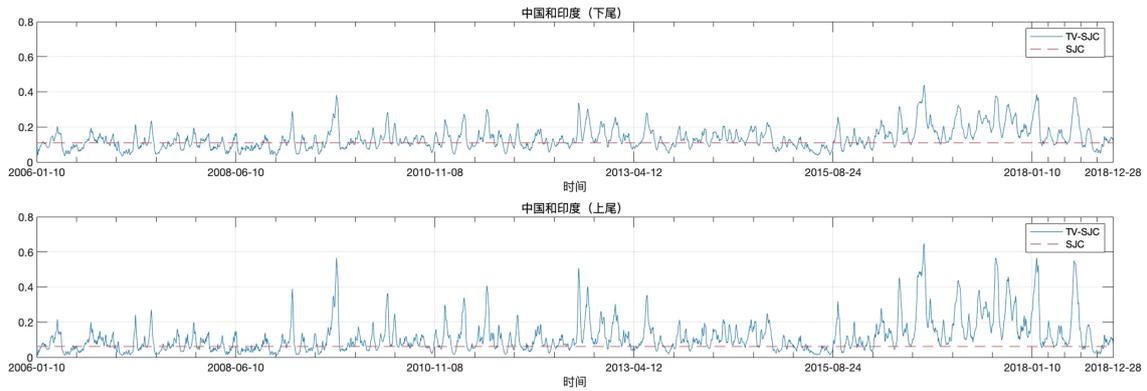


图 6 中国与印度(SH+BSESN)尾部相依系数  
Fig. 6 Tail dependence coefficient of China and India (SH+BSESN)

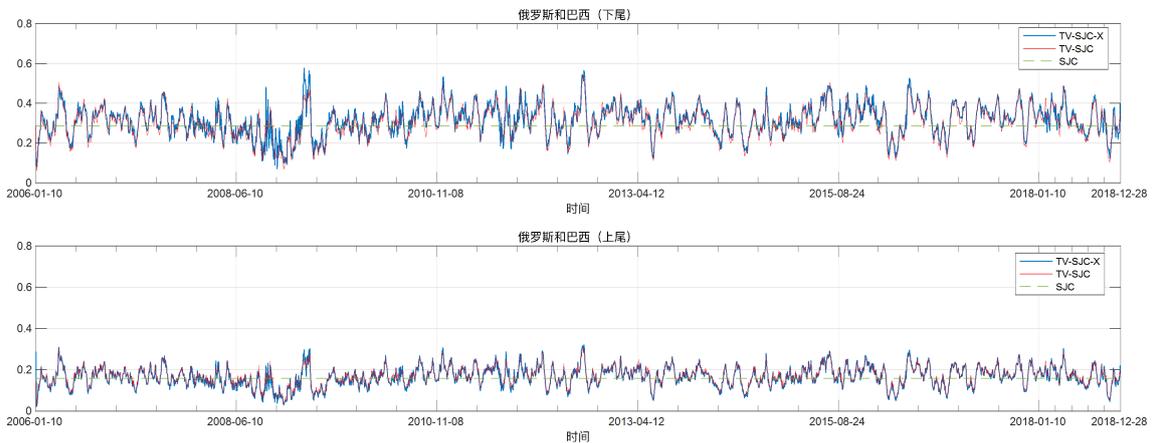


图 7 俄罗斯与巴西尾部相依系数(有/无外生变量)  
Fig. 7 Tail dependence coefficient of Russia and Brazil (with / without exogenous variables)

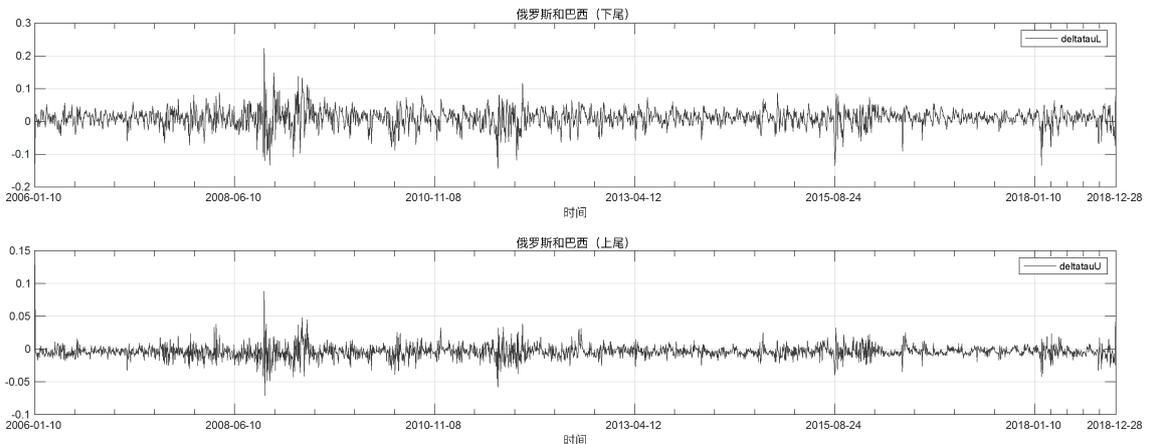


图 8 俄罗斯与巴西尾部相依系数差值  
Fig. 8 D-value of tail dependence coefficient between Russia and Brazil

突破 0.17, 随后一个月, 相依系数重新降低至 0.07.

图 6 中, 中国与印度之间相关性较强, 存在非对

称的动态相依结构, 但是上下尾部均受美国股市的影响不显著. 上下尾相依系数在样本期间内均有三次明显的上升, 其中上尾波动幅度相对更大. 第一次

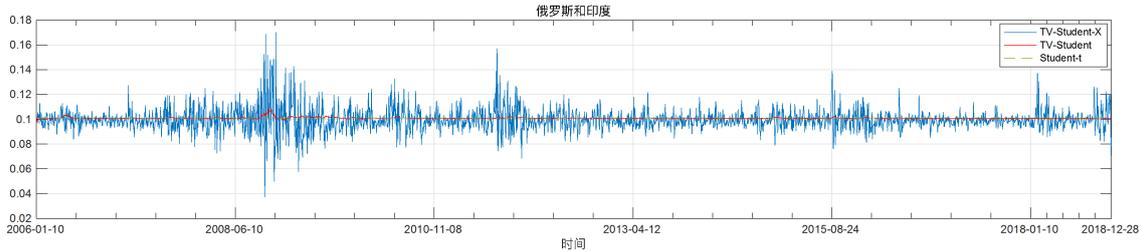


图 9 俄罗斯与印度尾部相依系数(有/无外生变量)

Fig. 9 Tail dependence coefficient of Russia and India (with / without exogenous variables)

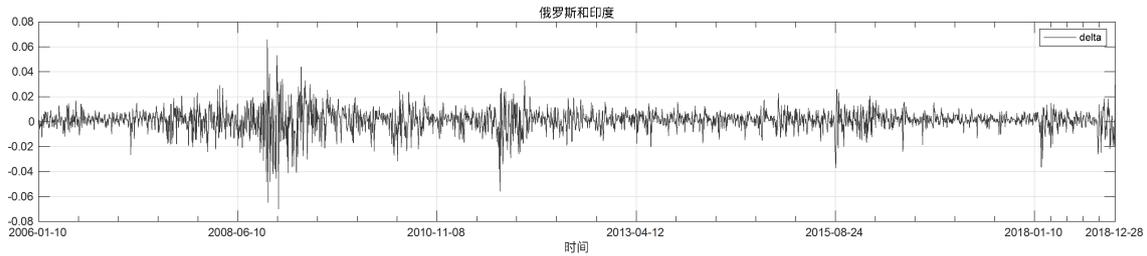


图 10 俄罗斯与印度尾部相依系数差值

Fig. 10 D-value of tail dependence coefficient between Russia and India

是从 2009 年初开始,上下尾相关性同时大幅增大,上尾相依系数增加至 0.55,下尾相依系数增加至 0.4;第二次是在 2012 年下半年,上下尾相关性再次同时增加,上尾相依系数增加至 0.5,下尾相依系数增加至 0.35;第三次是从 2016 年后期至 2018 年间,上下尾部相依性同步显著增加,并且波动加剧。

综合以上结果,从尾部相依性强弱来看,俄罗斯与巴西之间最强,中国与印度之间较强,印度与巴西、俄罗斯之间相依性接近,中国与巴西、俄罗斯之间最弱。从外生变量影响来看,美国股市收益率仅对部分金砖国家间的相依关系有影响。俄罗斯与巴西、印度之间的相依结构均受美国股市的影响显著,俄罗斯与中国之间的相关性受到美国股市影响。值得一提的是,美国对金砖国家间相依性的溢出方向并不完全相同。其中,对俄罗斯与中国、俄罗斯与印度间相依性产生负向的影响,而对俄罗斯与巴西则呈现显著的正向冲击。这意味着当美国股市收益率降低时,俄罗斯与巴西股市收益率在下尾部相依性也会降低,而俄罗斯与中国、俄罗斯与印度股市收益率间的相关性会随之增加。由此可见,当美国股市出现收益率下降时,部分金砖国家之间会加强合作联系,共同抵御金融危机的传染。

下面以受到美国影响显著的两组金砖国家为例,对外生变量的影响进行详细分析,图 7 和图 9 分别展现出两组金砖国家间尾部相依系数在有、无外

生变量情况下的动态过程。为了更加直观地分析出外生变量的影响,图 8 和图 10 分别给出了加入外生变量前后相依系数差值的动态变化,以 delta 命名(delta 等于加入外生变量后的相依系数减去加入外生变量前的相依系数)。

根据图 8 和图 10,外生变量对两组金砖国家间相依性的影响表现出一定的时变特征。总体上看,外生变量的加入对俄罗斯与巴西下尾的影响程度大于其对上尾的影响,并大于其对俄罗斯与印度尾部相关性的影响。外生变量的影响主要集聚在四个时间段内,分别是 2008 年底、2011 年中、2015 年中和 2018 年初。其中,在 2008 年金融危机期间,美国对金砖国家间相关性的影响最剧烈,具体表现为俄罗斯和巴西、俄罗斯和印度之间的相关性显著增加。

### 3.2 金砖国家股市“波动率惊喜”相依的实证结果

本节对金砖四国股票市场波动率中不可预测的部分——“波动率惊喜”两两之间进行实证研究,一共六种组合,选择美国股票市场“波动率惊喜”(VS-A)的滞后一期作为外生变量。

根据模型拟合的结果,金砖国家股市“波动率惊喜”之间仅存在上尾相依部分。从“波动率惊喜”和上尾相依系数的定义来看,这里上尾部分是指当波动率中不确定性部分  $\tilde{\zeta}$  极大的情况,即  $\epsilon_t^2$  远大于  $\sigma_t^2$ 。即当实际偏误远大于可预测的波动率时,其经济意义是:一国股市实际收益率的波动幅度远远超过预

期波动幅度,这部分超出预期的波动率增加,也被理解为风险的增加,因此金砖国家“波动率惊喜”之间上尾相依性的研究是很有意义的.表 5 给出了

Gumbel Copula 和 SJC Copula 对金砖国家“波动率惊喜”的模型拟合结果和上尾对应的参数估计值.

表 5 Gumbel Copula 和 SJC Copula 参数估计结果(金砖国家“波动率惊喜”)

Tab. 5 Parameter estimation results (BRICs “volatility surprise”) between Gumbel Copula and SJC Copula

		VS-R+VS-B	VS-R+VS-C	VS-R+VS-I	VS-B+VS-C	VS-B+VS-I	VS-C+VS-I
Gumbel	$\delta$	1.1062 (0.0140)***	1.0684 (0.0116)***	1.0839 (0.0130)***	1.0252 (0.0100)***	1.0657 (0.0140)***	1.0377 (0.0116)***
	AIC	-80.9314	-40.6122	-58.0782	-8.1779	-31.7857	-14.0147
TV-Gumbel	$\omega$	-0.7661 (1.5884)	-0.7373 (2.6020)	-2.3822 (0.1655)***	1.3516 (0.2782)***	-2.3489 (0.1872)***	2.3911 (0.3451)***
	$\beta$	0.3267 (1.3852)	0.4966 (2.4142)	1.6730 (0.1255)***	-1.2921 (0.3948)***	1.6704 (0.2160)***	-2.4410 (0.3418)***
	$\alpha$	0.2552 (0.3743)	-0.1735 (0.4554)	0.9377 (0.4621)**	-0.5171 (0.3960)	1.0154 (0.4394)**	0.9908 (0.2793)***
	AIC	-77.4957	-36.5691	-57.4931	-8.8184	-33.0314	-14.9042
	$\omega$	-2.5683 (0.0953)**	0.2243 (1.5189)	-0.8580 (0.2766)***	0.8174 (0.5413)	1.9617 (0.6518)***	2.7343 (0.4315)***
TV-Gumbel-X	$\beta$	1.5756 (0.1116)***	-0.0138 (1.4841)	1.0663 (0.2283)***	-0.3577 (0.5451)	-1.3480 (0.5563)**	-2.7911 (0.4241)***
	$\alpha$	1.7510 (0.1767)***	0.1531 (0.4258)	-0.0328 (0.1856)	-1.5432 (0.4603)***	-0.8502 (0.5286)	0.9400 (0.2615)***
	$\gamma$	0.0094 (0.0016)***	0.0058 (0.0056)	0.0077 (0.0041)*	-0.0045 (0.0066)	-0.0056 (0.0064)	-0.0134 (0.0027)***
	AIC	-89.9130	-35.5223	-57.2655	-5.8438	-31.1007	-13.2868
	$\lambda_U$	0.0920 (0.0212)***	0.0429 (0.0177)**	0.0649 (0.0197)***	0.0003 (0.0013)	0.0258 (0.0156)*	0.0055 (0.0077)
TV-SJC	AIC	-82.5898	-40.2545	-55.4926	-1.8212	-34.2500	-8.6645
	$\omega_U$	-1.3507 (2.2061)	-4.1288 (2.6805)	0.7207 (0.4173)*	-14.4634 (102.4329)	0.5166 (1.7901)	-15.3460 (466.8314)
	$\alpha_U$	-2.3094 (3.6500)	3.0633 (7.0921)	-8.3219 (1.1834)***	-0.2464 (3.9805)	-10.7008 (7.2967)	24.9991 (942.6334)
	$\beta_U$	-2.4905 (15.7562)	0.3207 (28.1559)	-19.2935 (5.2340)***	-0.0090 (1.0100)	-24.6378 (13.0032)	4.3017 (70.7849)
	AIC	-78.9999	-36.3926	-58.7930	2.2997	-33.6247	-5.5326
TV-SJC-X	$\omega_U$	1.4933 (0.2870)***	-4.8846 (1.5176)***	0.5925 (0.3024)	-18.7034 (83.0951)*	0.6371 (2.7920)	-17.3969 (7.0263)**
	$\alpha_U$	-12.1663 (1.8907)***	5.3926 (1.7521)***	-16.3975 (3.3623)**	0.1019 (9.6427)***	-15.5808 (14.0164)	3.7106 (1.6855)**
	$\beta_U$	-9.2641 (0.5960)***	4.4403 (3.8579)	-7.4051 (0.1529)***	2.5522 (51.1999)***	-12.1605 (10.6913)	29.2587 (14.1997)**
	$\gamma_U$	-0.0552 (0.0113)***	0.0382 (0.0373)	-0.0167 (0.0096)	-14.8465 (61.6643)*	-0.0479 (0.1501)	0.1424 (0.0296)***
	AIC	-94.7070	-36.3926	-58.8379	-0.0135	-31.1192	-8.7144

[注] \*\*\*表示在 1%水平上显著,\*\*表示在 5%水平上显著,\*表示在 10%水平上显著.

图 11 至图 16 分别给出了六组金砖国家股市的“波动率惊喜”之间的尾部相依结构,蓝色锯齿状实线表示由最优拟合的 Copula 模型得到的上尾部相依系数.俄罗斯与中国、巴西与印度这两组,它们的

上尾相依结构不随时间变化,也不受外生变量的影响,常数形的 Copula 函数能够更好地刻画尾部相依关系.这两组金砖国家间上尾的相关性很弱,相依系数分别在 0.08 和 0.025 附近.



图 11 俄罗斯与巴西 (VS-R+VS-B) 上尾相依系数

Fig. 11 Upper tail dependence coefficient of Russia and Brazil (VS-R+VS-B)

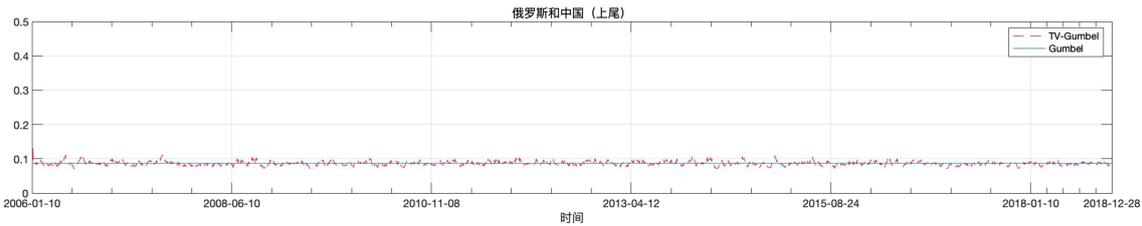


图 12 俄罗斯与中国 (VS-R+VS-C) 上尾相依系数

Fig. 12 Upper tail dependence coefficient of Russia and China (VS-R+VS-C)

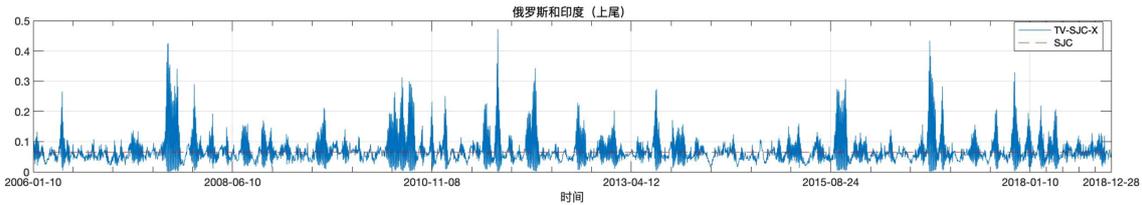


图 13 俄罗斯与印度 (VS-R+VS-I) 上尾相依系数

Fig. 13 Upper tail dependence coefficient of Russia and India (VS-R+VS-I)

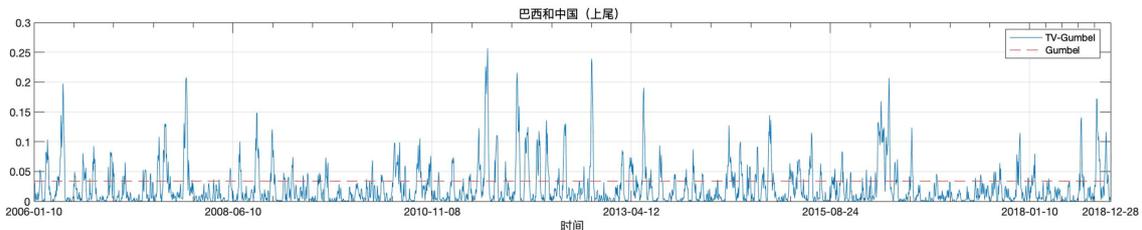


图 14 巴西与中国 (VS-B+VS-C) 上尾相依系数

Fig. 14 Upper tail dependence coefficient of Brazil and China (VS-B+VS-C)

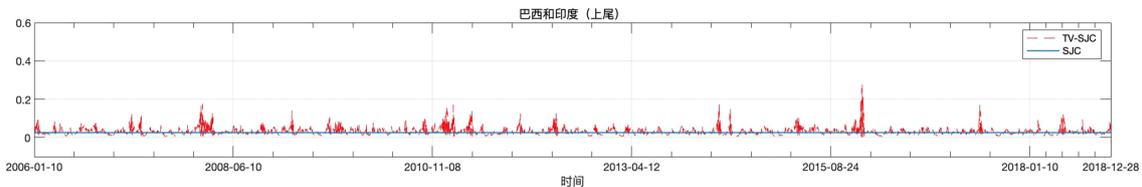


图 15 巴西与印度 (VS-B+VS-I) 上尾相依系数

Fig. 15 Upper tail dependence coefficient of Brazil and India (VS-B+VS-I)

中国与巴西、中国与印度这两组的尾部相依关系呈现出时变性,但均不受美国股市波动的影响.图 14 中,巴西与中国的上尾相依系数在 2011 年上旬的时候剧烈增强,突破了 0.3;另外两次相关性显著地增加分别发生在 2008 年初至 2008 年中和 2012

年底,相依系数从低于 0.05 上升至 0.2.图 16 中,中国与印度之间上尾相依系数大部分时刻在 0.05 附近波动,但是整体上波动幅度依然较大,有三次急剧增加.第一次是在 2007 年初,相依系数达到 0.2;第二次是在 2015 年 7 月,上尾相依性增强,相依系

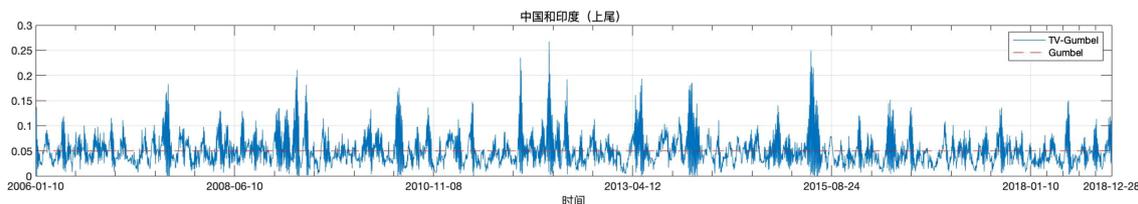


图 16 中国与印度 (VS-C+VS-D) 上尾相依系数

Fig. 16 Upper tail dependence coefficient of China and India (VS-C+VS-D)

数突破 0.2;第三次是在 2018 年底,相依系数高达 0.3.

俄罗斯与巴西、印度之间均受外生变量的影响显著.图 11 中,俄罗斯与巴西之间的相关性较强,整体上波动幅度相对较大,范围在 0 至 0.6 之间.其中,上尾相依系数在三个时间段超过了 0.5.第一次是从 2008 年底至 2009 年初,第二次是从 2011 年至 2012 年,第三次是在 2013 年期间.图 13 中,俄罗斯与印度之间的相关性相对较强,整体波动幅度依然较大,期间内上尾相依系数共有三次突破 0.4.第一次是从 2007 年底至 2008 年初,第二次是在 2011 年 1 月上旬,第三次是从 2016 年中旬开始.

综合以上结果,俄罗斯与中国、巴西与印度之间上尾相依性最弱,其余四组相依性的大部分时候围绕 0.1 水平上下小幅波动,偶尔出现大幅增长.其中,俄罗斯与巴西之间波动幅度最大,俄罗斯与印度之间波动幅度次之,中国与印度、中国与巴西之间波动幅度较小,几乎在同一水平上.从外生变量前的系数来看,美国股市的“波动率惊喜”仅对部分金砖国家之间的相依关系产生一定影响,并且美国对俄罗斯与巴西、俄罗斯与印度之间的相依关系均产生了显著的负向影响,意味着当美国股市波动率的不确定性增加时,俄罗斯与巴西、印度股市波动率不确定性之间的相关性会降低.

同样以受美国影响显著的两组金砖国家为例,对外生变量的影响进行详细分析,图 17 和图 19 分别展现了两组金砖国家间波动率的尾部相依系数在有、无外生变量时的动态过程.为了更加直观地分析出外生变量的影响,图 18 和图 20 分别画出了加入外生变量前后相依系数差值的动态变化,以  $\Delta$  命名( $\Delta$  等于加入外生变量后的相依系数减去加入外生变量前的相依系数).

从图 18 和图 20 可以看出,美国股市波动率作为外生变量,对部分金砖国家间股市波动率相关性的影响很大,并依然呈现出时变特征.外生变量对俄罗斯和巴西之间的影响较为剧烈且变化幅度较大,

对俄罗斯和印度间波动率相关性的影响主要集中在 2008 年和 2018 年底.这主要是由于 2008 年美国金融危机的爆发瞬间席卷全球,导致各国金融市场波动加剧,金融危机扩散现象频繁发生,以及自 2017 年,由于美国特朗普总统推动贸易战和推行单边主义所带来的一系列政策不稳定性,导致部分金砖国家股市不稳定性增强,波动率相关性也相应地发生变化.

### 3.3 实证结果总结

不同金砖国家股市收益率和波动率之间的相依结构在样本期间内相差很大,呈现出不同的变化,受美国股市的影响也各不相同.主要研究结果有以下三点:

(I)金砖国家股市均存在相关性,但是相依结构各不相同,总体上收益率之间的相关性要大于波动率之间的相关性.其中,金砖国家波动率之间全部呈现出非对称的相依结构,然而仅部分金砖国家收益率之间存在非对称的相依结构.

(II)美国股市对部分金砖国家间相依关系产生一定的影响.俄罗斯与巴西、俄罗斯与印度之间,无论在收益率还是波动率的相关性上,均受到美国的影响显著.

(III)在某些特定的时间段内,金砖国家股市间收益率和波动率的相依系数均会发生显著变化.当金融危机发生或者当金砖国家发生正向积极事件时,金砖国家股市间相关性都会增强,但是收益率相关性的变化具有一定的滞后性.主要集中在以下四个时间段内:

第一段:2008 年初至 2009 年底.自 2007 年开始,次贷危机的苗头已经显现出来.在 2008 年期间,美国财政部相继接管房利美和房地美两家公司,紧接着,投资银行贝尔斯登、美林和雷曼兄弟的相继倒下,宣布了次贷危机的全面爆发.从实证结果可以看出,金砖国家股市收益率和波动率之间的相依系数在此次危机期间几乎全部增加,说明当金融危机发生时,危机可以更加快速地在金砖国家之间扩散.尤

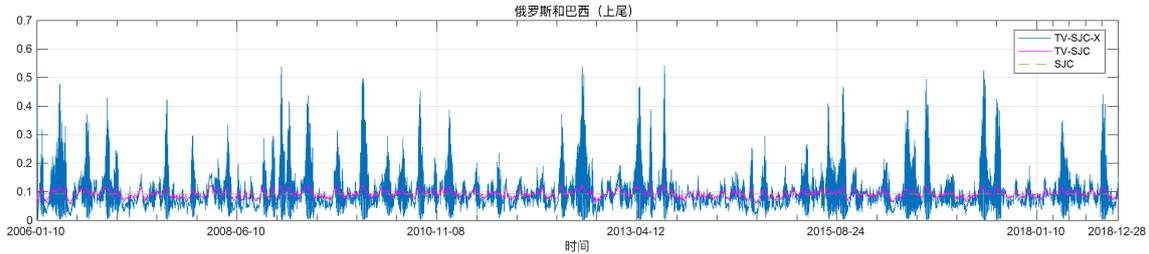


图 17 俄罗斯与巴西上尾相依系数(有/无外生变量)

Fig. 17 Upper tail dependence coefficient of Russia and Brazil (with / without exogenous variables)

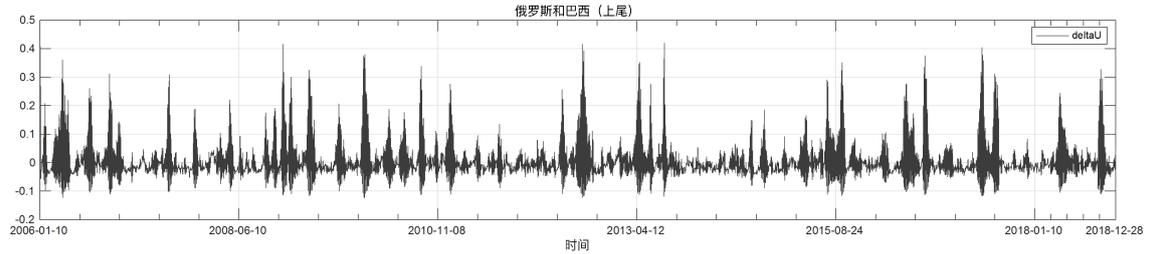


图 18 俄罗斯与巴西上尾相依系数差值

Fig. 18 D-value of upper tail dependence coefficient between Russia and Brazil

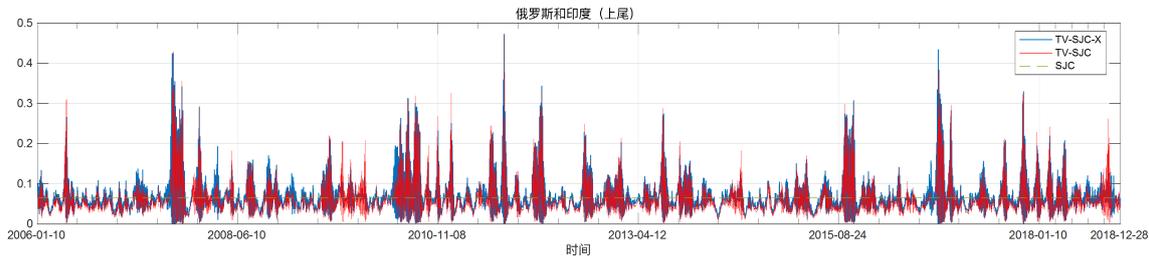


图 19 俄罗斯与印度上尾相依系数(有/无外生变量)

Fig. 19 Upper tail dependence coefficient of Russia and India (with / without exogenous variables)

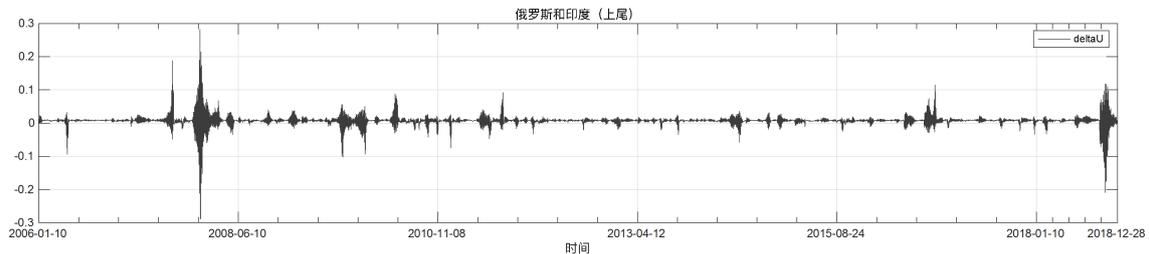


图 20 俄罗斯与印度上尾相依系数差值

Fig. 20 D-value of uppertail dependence coefficient between Russia and India

其是受美国影响显著的俄罗斯与巴西、印度这两组金砖国家,在这期间内相依系数变动更加剧烈。

第二段:2011年初至2012年底。在这段时间内,金砖国家举行了第三届和第四届峰会,分别发布了《三亚宣言》和《新德里宣言》。会议指出,全球经济刚刚从2008年的金融危机中苏醒,又在一定程度上受到了欧债危机的波及,各国的金融市场都面临着很多不确定性因素和风险。从实证结果可以看出,大部

分金砖国家股市收益率和波动率的相关性在这期间内均有显著地增强,由此可见,各国在会议召开之后更加团结,积极加强经济贸易联系,共同抵御风险。

第三段:2015年中期至2016年初。2015年间,中俄双边贸易出现下滑,这可能与2015年8月人民币汇率制度改革有一定关系。央行调整了人民币对美元汇率的中间价报价机制,导致人民币汇率大幅下跌。实证结果显示,中国与俄罗斯股市收益率之间

的相关性在这段时间内出现小幅下降. 2014 年, 习主席与印度莫迪总理多次会晤, 会晤中提出加强“一带一路”的建设, 不断深化经济合作联系, 加强其他各领域的沟通交流. 在会晤之后, 中国与印度股市波动率的相关性也相应地增强.

第四段: 2017 至 2018 年. 2017 年美国总统特朗普执政以来, 他的一举一动备受全球各界的密切关注. 特朗普在联合国大会上再次主张单边主义, 对各国发动贸易战, 增加进口关税, 一时激起了各国的反对, 本就疲软的全球经济形势变得更为严峻. 金砖国家领导人在 2017 年的厦门会晤和 2018 年的南非峰会中确定“金砖+”的合作机制, 提出发展中国家要更加团结, 积极深化“金砖+”国家之间经济贸易的合作与交流, 倡导和维护自由贸易和经济全球化. 在这段期间内, 受到美国股市影响显著的俄罗斯与巴西、俄罗斯与印度股市收益率和波动率之间的相关性均发生一定程度的增强.

## 4 结论

本文对动态 Copula 函数进行改进, 在原有模型中加入外生变量, 提出 TV-Copula-X 模型. 从均值溢出和波动溢出两个角度对金砖国家间的相关性是否受美国的影响进行研究. 不同金砖国家股市收益率和波动率之间的相依结构在样本期间内相差很大, 呈现出不同的变化, 受美国股市的影响也各不相同. 研究发现, 在某些特定的时间段内, 不同金砖国家股市之间收益率和波动率的相依系数均会发生显著变化.

从本文的研究结果可以分析出金砖国家金融市场之间相关性分别在受到外部金融危机和以美国为代表的全球金融市场影响以及金砖国家之间开展重要事件时的变化, 这项研究结果对基金经理在国际投资组合配置时有一定的帮助, 使其可以根据金砖国家股市呈现的不同特征以及金砖国家股市间相依结构的变化对资产组合进行合理地调整. 本文对金砖国家制定金融市场相关的政策以及共同抵御金融风险上, 也有一定的启示.

### 参考文献 (References)

- [1] 王海龙. 金砖国家股市联动性实证分析 [D]. 沈阳: 辽宁大学, 2016.
- [2] 王雅. 中国与其他金砖国家股市的联动效应研究 [D]. 吉林: 吉林财经大学, 2016.
- [3] 欧阳敏华. “金砖四国”股票市场间相依结构分析 [J]. 技术经济与管理研究, 2012, (8): 111-115.
- [4] 陈鼎玉, 谢梦洁, 唐德丽. 金砖国家股票市场联动性的实证分析 [J]. 产业与科技论坛, 2018, 17(17): 145-146.
- [5] 张延良, 赵晓琦, 胡晓燕. 金砖国家股票市场收益波动性比较研究 [J]. 南亚研究, 2014, (3): 97-103.
- [7] 王璐, 黄登仕, 乔高秀, 等. 美国股市会影响金砖国家股市之间的相关性吗? ——线性和非线性条件 Granger 因果检验 [J]. 系统工程, 2018, 36 (5): 13-22.
- [8] ENGLE R. Technical note: Statistical models for financial volatility [J]. Financial Analysts Journal, 1993, 49:72-78.
- [9] HAMA O Y, MASULIS R W, NG V. Correlations in price changes and volatility across international stock markets [J]. The Review of Financial Studies, 1990, 3 (2): 281-307.
- [10] CHAN-LAU J A, IVASCHENKO I. Asian flu or Wall Street virus? Tech and non-tech spillovers in the United States and Asia [J]. Multinational Financial Management, 2003, 13(4-5): 303-322.
- [11] ABOURA S, CHEVALLIER J. Cross-market spillovers with ‘volatility surprise’ [J]. Review of Financial Economics, 2014, 23(4): 194-207.
- [12] BOLLERSLEV T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model [J]. The Review of Economics and Statistics, 1990, 72(3): 498-505.
- [13] ENGLE R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(3): 339-350.
- [14] SKLAR M. Fonctions de répartition an dimensions et leurs marges [J]. Publications de l’Institut de Statistique de l’Université de Paris, 1959, 8: 229-231.
- [15] EMBRECHTS P, McNeil A J, Straumann D. Correlation and dependence in risk management: Properties and pitfalls [C]//Risk Management: Value at Risk and Beyond. Cambridge University Press, 1999: 176-223.
- [16] 张尧庭. 连接函数 (Copula) 技术与金融风险分析 [J]. 统计研究, 2002(4): 48-51.
- [17] PATTON A J. Modelling asymmetric exchange rate dependence [J]. International Economic Review, 2006, 47(2): 527-555.
- [18] REBOREDO J C, UGOLINI A. Systemic risk in European sovereign debt markets: A CoVaR-copula approach [J]. International Money and Finance, 2015, 51: 214-244.
- [19] ROSS S A. Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy [J]. The Journal of Finance, 1989, 44(1): 1-17.