

# **LÝ THUYẾT COPULA VÀ ỨNG DỤNG TRONG TÀI CHÍNH: XÁC ĐỊNH CẤU TRÚC PHỤ THUỘC GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM VÀ THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CHÂU Á**

**Lê Văn Thứ<sup>1</sup>, Trần Ái Kết<sup>2</sup>**

*Ngày nhận bài: 18/01/2022*

*Ngày nhận bản sửa: 20/02/2022*

*Ngày duyệt đăng: 25/03/2022*

**Tóm tắt.** Bài viết này ứng dụng lý thuyết copula để xem xét cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam với các TTCK châu Á gồm Trung Quốc, Hồng Kông, Hàn Quốc, Nhật Bản và Singapore dưới góc độ biến động cực biên. Nghiên cứu này sử dụng mô hình GJR-GARCH Skewed Student-*t* để mô hình hóa phân phối biên của các chuỗi lợi suất chứng khoán và vận dụng các hàm copula Gaussian, Student-*t*, Gumbel và Rotated Gumbel để mô tả cấu trúc phụ thuộc đối xứng và bất đối xứng giữa hai thị trường. Sử dụng mẫu dữ liệu theo tần suất ngày giai đoạn 2006-2020, kết quả chỉ ra rằng, tồn tại sự phụ thuộc đuôi dưới giữa TTCK Việt Nam với TTCK Trung Quốc, Hồng Kông, Hàn Quốc và Singapore nhưng ở mức độ yếu. Tồn tại sự phụ thuộc đối xứng ở mức độ yếu giữa TTCK Việt Nam và TTCK Nhật Bản. Điều này cho thấy, TTCK Việt Nam có vẻ ít nhạy cảm trước các cú sốc lan tỏa đến từ các TTCK phát triển và mới nổi.

**Từ khóa:** Copula; Phụ thuộc đuôi; Thị trường chứng khoán; Việt Nam.

## **1. Giới thiệu**

Nắm bắt đúng bản chất của sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các TTCK đóng vai trò quan trọng trong việc định giá tài sản, phân bổ danh mục đầu tư và xây dựng chính sách. Dưới tác động của toàn cầu hóa, một sự sụp đổ tại một thị trường gây ra sự lây lan đến các thị trường còn lại thông qua các liên kết thương mại, đầu tư (Chinn & Forbes, 2004). Tuy nhiên, mô hình hóa sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các TTCK là một công việc thách thức do đặc tính biến động của các thị trường tài chính. Trước đây, các nghiên cứu sử dụng hệ số tương quan tuyến tính Pearson để giải thích mối tương quan giữa các TTCK (Jeon & Furstenberg, 1990; Zivot & Wang, 2006). Tuy nhiên, hệ số Pearson chỉ đại diện cho giá trị trung bình của độ lệch chuẩn, bỏ qua sự khác biệt giữa giá trị lợi

<sup>1</sup> Nghiên cứu sinh, Đại học Cần Thơ, email: lvthu83@gmail.com

<sup>2</sup> Đại học Cần Thơ

nhuận lớn và nhỏ hoặc giữa lợi nhuận dương và lợi nhuận âm. Do đó, không thể giải thích mối tương quan bất đối xứng giữa các thị trường tài chính khi thị trường sụp đổ hoặc bùng nổ cùng nhau.

Gần đây, nhiều nghiên cứu vận dụng mô hình GARCH đa biến, với phân phối Leptokurtic, để dự báo độ biến động cho các chuỗi lợi suất tài chính như Thuan (2011), Gupta & Guidi (2012), Wang (2013), Horvath & Petrovski (2013). Tuy nhiên, hạn chế của GARCH đa biến là thường giả định các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn hay phân phối Student-*t* (Patton, 2006). Điều này trái với thực tế là các chuỗi lợi suất thường có phân phối bất đối xứng và đuôi dày. Sự phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thường trả về mối quan hệ phi tuyến và bất đối xứng (Embrechts & cộng sự, 2002). Do đó, mô hình GARCH chưa mô tả chính xác mối quan hệ phụ thuộc khi thị trường biến động cực biên.

Hiện nay, phương pháp copula dựa vào định lý Sklar (1959) được sử dụng rộng rãi nhằm khắc phục các phương pháp trên. Hàm số copula cho phép mô tả mối quan hệ phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất bao gồm phụ thuộc đối xứng, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi. Cụ thể, hàm copula không điều kiện lần đầu tiên được Rockinger & Jondeau (2001), Yang & cộng sự (2015), Nguyen & cộng sự (2017) vận dụng. Tuy nhiên, một số nghiên cứu cho rằng copula không điều kiện là không thích hợp vì không xem xét đến sự thay đổi theo thời gian của các chuỗi lợi suất tài chính. Do đó, Jondeau & Rockinger (2006) đi tiên phong trong việc ứng dụng các hàm copula có điều kiện (GARCH-copula) để khắc phục vấn đề trên. Từ nghiên cứu mang tính nền tảng này, một loạt các nghiên cứu vận dụng mô hình GARCH-copula để xem xét mối quan hệ phụ thuộc giữa các TTCK phát triển với các thị trường mới nổi và cận biên như Ning (2010), Wang & cộng sự (2011), Aloui & cộng sự (2011), Ghorbel & Trabelsi (2013), Chebbi & Hedhli (2014), Mensah & Alagidede (2017), Mokni & Mansouri (2017), Hussain & Li (2017).

Nền kinh tế Việt Nam ngày càng liên kết chặt chẽ với kinh tế thế giới thông qua thương mại và vốn đầu tư trực tiếp và gián tiếp, đặc biệt là với các quốc gia, vùng lãnh thổ thuộc châu Á như Trung Quốc, Hồng Kông, Hàn Quốc, Nhật Bản và Singapore. Các quốc gia này có vị trí địa lý gần gũi và văn hóa tương đồng với Việt Nam. Hơn nữa, nền kinh tế Việt Nam hiện nay có độ mở lớn. Một biến động mạnh xuất phát từ TTCK các nước và vùng lãnh thổ này sẽ tác động ít nhiều đến TTCK Việt Nam. Do đó, việc hiểu biết chính xác mức độ phụ thuộc và cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK này với TTCK Việt Nam bằng phương pháp copula giúp cho các nhà đầu tư quản lý rủi ro khi thị trường biến động cực biên. Đây cũng chính là mục tiêu tổng quát của bài viết này.

## 2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

### 2.2. Lý thuyết copula

Lý thuyết copula lần đầu tiên được Sklar (1959) giới thiệu và được Cherubini & cộng sự (2004) ứng dụng trong lĩnh vực tài chính vào đầu những năm 2000. Hàm copula được sử dụng như là hàm nối để xây dựng các hàm phân phối đa biến nhằm mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên. Lý thuyết copula được trình bày như sau:

*Định lý Sklar:* Gọi  $Z_1$  và  $Z_2$  là hai biến ngẫu nhiên, có hàm phân phối biên có điều kiện lần lượt là  $F_1(z_1|\Omega_{t-1})=u$ ,  $F_2(z_2|\Omega_{t-1})=v$  và hàm phân phối đồng thời có điều kiện  $H(z_1, z_2|\Omega_{t-1})$ , trong đó  $\Omega_{t-1}$  đại diện cho tập hợp các thông tin tại thời điểm  $t-1$ . Khi đó, tồn tại một copula có điều kiện duy nhất  $C:[0,1]^2 \rightarrow [0,1]$  sao cho:

$$H(z_1, z_2|\Omega_{t-1}) = C[F_1(z_1|\Omega_{t-1}), F_2(z_2|\Omega_{t-1})] = C(u, v) \quad (1)$$

Ngược lại, nếu  $C$  là một copula và  $F_1(\cdot)$ ,  $F_2(\cdot)$  là hai hàm phân phối đơn biến có điều kiện. Khi đó, hàm  $H$  là hàm phân phối đồng thời với các hàm phân phối biên lần lượt là  $F_1(\cdot), F_2(\cdot)$ .

Copula không giả định các biến ngẫu nhiên có phân phối chuẩn, cho phép mô hình hóa sự phụ thuộc bất đối xứng và phụ thuộc đuôi. Hệ số phụ thuộc đuôi đo lường xu hướng của hai thị trường sụp đổ hoặc bùng nổ cùng nhau. Hệ số phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới được xác định như sau:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u}; \quad \lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} \frac{C(u, u)}{u} \quad (2)$$

### 2.3. Mô hình nghiên cứu

#### 2.3.1. Mô hình phân phối biên

Trong nghiên cứu này, mô hình Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH ( $GJR-GARCH(r, m)$ ) với lợi nhuận trung bình theo quy trình tự hồi quy  $ARMA(p, q)$  được sử dụng để mô hình hóa cho mỗi chuỗi lợi suất, đề xuất bởi Engle & Ng (1993), Glosten & cộng sự (1993). Thay vì chỉ giả định sai số của mô hình có phân phối chuẩn hay phân phối Student- $t$ , nghiên cứu này bổ sung thêm phân phối bất đối xứng Skewed Student- $t$  và phân phối GED (Generalized Error Distribution) để nắm bắt đặc tính đuôi dày của

hàm phân phối của mỗi chuỗi lợi suất. Gán  $r_t$ ,  $\sigma_t^2$  lần lượt đại diện cho lợi suất chứng khoán và phương sai có điều kiện tại thời điểm  $t$ . Mô hình biên cho mỗi chuỗi lợi suất  $ARMA(p,q)$ - $GJR$ - $GARCH(r,m)$  có dạng như sau:

$$r_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^r \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^m \gamma_i s_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 \quad (4)$$

Trong đó,  $\gamma$  thể hiện hiệu ứng đòn bẩy;  $s_{t-i} = 1$  khi  $\varepsilon_{t-i} < 0$  và  $s_{t-i} = 0$  trong trường hợp ngược lại;  $\varepsilon_t$  đại diện cho sai số. Gọi  $df$  đại diện cho độ tự do của phân phối Skewed Student- $t$  và  $\Omega_{t-i}$  đại diện cho tập hợp các thông tin trước đó. Các phần dư chuẩn hóa của mỗi chuỗi lợi suất  $z_t$  tuân theo dạng phân phối Skewed Student- $t$  hoặc phân phối GED:

$$z_t | \Omega_{t-i} = \sqrt{\frac{df}{\sigma_t^2(df-2)}} \varepsilon_t, \quad z_t \sim \text{skewed } -t \text{ hoặc } z \sim \text{GED} \quad (5)$$

### 2.3.2. Mô hình copula hai biến

Các hàm copula được sử dụng trong bài viết này bao gồm hai copula họ Elliptical (Gaussian, Student- $t$ ) và copula họ Archimedean (Gumbel, Rotated Gumbel). Copula và các thuộc tính cơ bản được trình bày chi tiết trong Joe (1997) và Nelson (1999). Cụ thể, các hàm copula của hai biến ngẫu nhiên  $u, v$  được trình bày khái quát như sau:

#### *Copula Gaussian*

$$C_{Gauss} = (u, v, \rho) = \phi_\rho(\phi^{-1}(u), \phi^{-1}(v)), \quad \rho \in (-1, 1) \quad (6)$$

Copula Gaussian xem xét mối tương quan giữa hai chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn và không có phức thuộc đuôi ( $\lambda_u = \lambda_L = 0$ ).

#### *Copula Student- $t$*

$$C_{ST}(u, v; \rho, d) = T_{d,p}(t_d^{-1}(u), t_d^{-1}(v); \rho \in (-1, 1), d \in (2, \infty)) \quad (7)$$

Copula Student- $t$  cho phép mô tả cấu trúc phụ thuộc đuôi đối xứng khác 0 ( $\lambda_u = \lambda_L \neq 0$ ).

### Copula Gumbel

$$C(u, v; \gamma) = \exp \left\{ - \left[ (-\ln u)^\gamma + (-\ln v)^\gamma \right]^{1/\gamma} \right\}, \quad \gamma \in [1, \infty) \quad (8)$$

Copula Gumbel dùng để mô hình hóa sự phụ thuộc đuôi trên,  $\lambda_U = 2 - 2^{-1/\gamma}$ .

Trái ngược với hàm copula Gumbel, hàm copula Rotated Gumbel (hay Survival copula) cho phép mô tả cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng ở đuôi dưới khi hai thị trường sụp đổ cùng nhau. Mối quan hệ giữa hàm copula và Rotated copula được biểu thị qua phương trình sau:

$$\hat{C}(u, v) = u + v - 1 + C(1-u, 1-v)$$

trong đó,  $\hat{C}(u, v)$  là hàm Rotated copula. Dựa vào công thức này, hàm copula Rotated Gumbel được xác định như sau:

$$\hat{C}(u, v; \gamma) = u + v - 1 + \exp \left\{ - \left[ (-\ln(1-u))^\gamma + (-\ln(1-v))^\gamma \right]^{1/\gamma} \right\}, \quad \gamma \in [1, \infty) \quad (9)$$

## 2.4. Phương pháp ước lượng và tiêu chuẩn lựa chọn mô hình

### 2.4.1. Ước lượng tham số mô hình copula

Để ước lượng tham số của mô hình copula có điều kiện, hàm suy luận cận biên (Inference Function of Margins - IFM) được vận dụng (Joe & Xu, 1996). Phương pháp IFM được thực hiện theo tiến trình hai bước sau:

**Bước 1:** Tham số của hàm phân phối biên được ước lượng bằng phương pháp MLE.

$$\hat{\theta}_1 = \arg \max l^1(\theta_1) = \arg \max \sum_{t=1}^T \log f_1(z_{1t} | \Omega_{t-1}, \theta_1) \quad (10)$$

$$\hat{\theta}_2 = \arg \max l^2(\theta_2) = \arg \max \sum_{t=1}^T \log f_2(z_{2t} | \Omega_{t-1}, \theta_2) \quad (11)$$

**Bước 2:** Dựa vào tham số  $\hat{\theta}_i$  ước lượng được từ phương trình (18) và (19), tham số hàm copula được ước lượng như sau:

$$\hat{\theta}_c = \arg \max l^c(\theta_c) = \arg \max \sum_{t=1}^T \log c_t \left( F_1(z_{1t} | \Omega_{t-1}; \hat{\theta}_1), F_2(z_{2t} | \Omega_{t-1}; \hat{\theta}_2), \theta_c \right) \quad (12)$$

trong đó,  $l^c$  là hàm log-likelihood của hàm mật độ xác suất của copula  $c(\cdot)$ ;  $l^1, l^2$  là hàm log-likelihood của phân phối biên  $F_1, F_2$ .

#### 2.4.2. Lựa chọn mô hình copula

Trong bài viết này, cả hai tiêu chí AIC (Akaike information criterion), BIC (Bayesian information criterion) đều được sử dụng để lựa chọn mô hình copula phù hợp nhất với dữ liệu đầu vào. Copula tốt nhất mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường tương ứng với giá trị thấp nhất của hai tiêu chí này. AIC và BIC có thể được xác định như sau:

$$AIC = -2LL + 2k$$

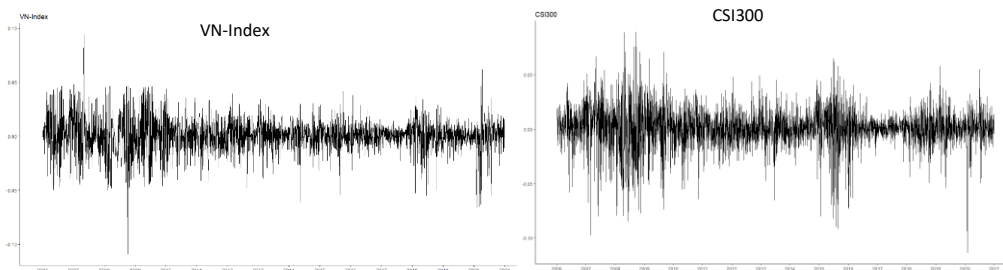
$$BIC = -2LL + k \cdot \log(n)$$

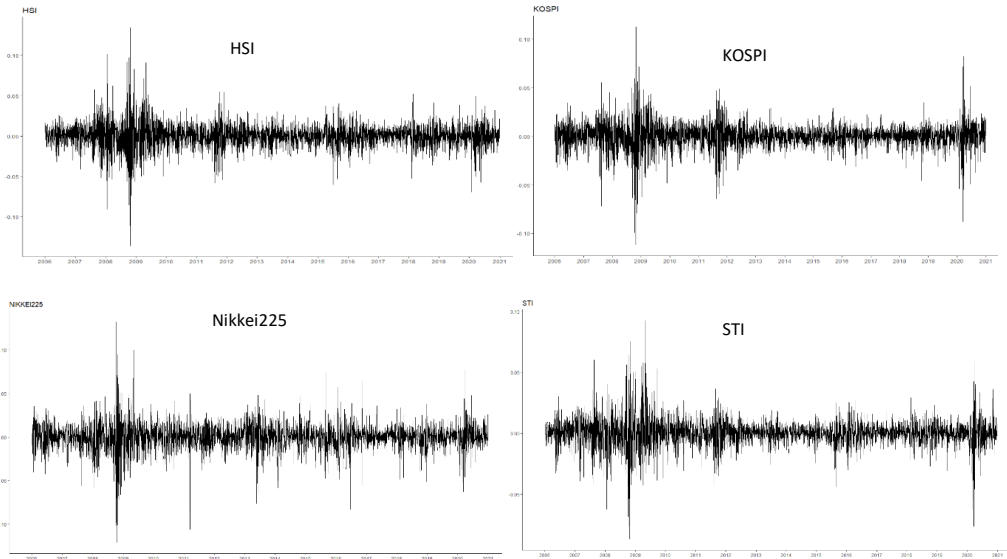
trong đó,  $LL$  là hàm log-likelihood,  $N$  là cỡ mẫu và  $k$  số lượng tham số của mô hình.

### 3. Dữ liệu và các thuộc tính của dữ liệu

#### 3.1. Dữ liệu

Bài viết này xem xét mối quan hệ phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam (VN-Index) với năm TTCK châu Á gồm Trung Quốc (CSI300), Hồng Kông (HSI), Hàn Quốc (KOSPI), Nhật Bản (Nikkei225) và Singapore (STI). Dữ liệu được thu thập từ Datastream theo tần suất ngày giai đoạn 2006-2020, cỡ mẫu dao động từ 3.529 quan sát đến 3.723 quan sát. Khi đối sánh dữ liệu theo ngày giữa hai TTCK, một số dữ liệu bị loại ra do rơi vào kỳ nghỉ của một trong hai thị trường. Các chuỗi lợi suất được đo lường bởi  $R_t = \ln(P_t / P_{t-1})$ , trong đó,  $P_t, P_{t-1}$  là giá đóng cửa tại thời điểm  $t$  và  $t-1$ . Giai đoạn này là mối quan tâm đặc biệt do sự xuất hiện của các sự kiện cực biên như cuộc khủng hoảng tài chính thế giới (2007-2009), theo sau là cuộc khủng hoảng công châu Âu (2010-2011) và gần đây là tác động tiêu cực của dịch covid-19. Lịch sử dao động của các chuỗi lợi suất được biểu thị qua Hình 1 dưới đây.





**Hình 1: Biến động của các chuỗi lợi suất chứng khoán**

*Nguồn: Dữ liệu từ Datastream*

### 3.2. Các thuộc tính của dữ liệu

Thông kê mô tả của các chuỗi lợi suất được trình bày trong Bảng 1. Độ lệch âm, độ nhọn vượt quá 3 (trừ VNI), kiểm định Jarque-Bera cho thấy các chuỗi lợi suất không tuân theo phân phối chuẩn. Tính dừng của mỗi chuỗi lợi suất được thể hiện qua kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF). Kiểm định Ljung-Box bậc 2 xác nhận sự hiện diện tương quan chuỗi của phần dư và phần dư bình phương của mỗi chuỗi lợi suất. Cuối cùng, kiểm định Lagrange Multiplier (LM) khẳng định sự tồn tại của hiệu ứng ARCH, do đó mô hình GJR-GARCH được vận dụng để mô hình hóa sự biến động cho chuỗi lợi suất.

Cả ba hệ số tương quan trong Bảng 2 đều có giá trị thấp và đều có ý nghĩa thống kê mức 1%. Hệ số Pearson không phù hợp để giải thích mối quan tương quan do dựa trên giả định phân phối chuẩn. Ngược lại, hệ số tương quan hạng Spearman và Kendall không giả định các chuỗi lợi suất phải có phân phối chuẩn, nhưng chưa phản ánh đầy đủ các thông tin hay các cú sốc thị trường. Do đó, để giải quyết vấn đề còn tồn tại trên, mô hình copula có điều kiện sẽ được vận dụng.

**Bảng 1: Thống kê mô tả các chuỗi lợi suất**

| <b>Phần A: Thống kê mô tả</b> | <b>VNI</b> | <b>CSI300</b> | <b>HSI</b> | <b>KOSPI</b> | <b>Nikkei225</b> | <b>STI</b> |
|-------------------------------|------------|---------------|------------|--------------|------------------|------------|
| Giá trị cực tiểu              | -0,0648    | -0,1136       | -0,1358    | -0,1117      | -0,1211          | -0,0870    |
| Giá trị cực đại               | 0,0835     | 0,0893        | 0,1341     | 0,1128       | 0,1323           | 0,0924     |

|                    |         |         |         |         |         |         |
|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Giá trị trung bình | 0,0003  | 0,0005  | 0,0002  | 0,0002  | 0,0001  | 0,0001  |
| Độ lệch chuẩn      | 0,0146  | 0,0175  | 0,0151  | 0,0128  | 0,0153  | 0,0113  |
| Skewness           | -0,2346 | -0,6085 | -0,0032 | -0,5469 | -0,3882 | -0,1203 |
| Kurtosis           | 1,9237  | 4,1524  | 8,9839  | 9,3595  | 7,9254  | 8,1958  |

**Phần B: Các kiểm định thống kê**

|                    |         |           |         |         |           |         |
|--------------------|---------|-----------|---------|---------|-----------|---------|
| ADF                | -13,38* | -15,12*   | -14,74* | -15,07* | -14,56*   | -14,81* |
| Jarque-Beta        | 609,78* | 2.798,10* | 12.148* | 13.306* | 9.339,20* | 10.444* |
| Q(2)               | 106,28* | 5,67*     | 34,75*  | 15,14*  | 7,83**    | 840,97* |
| Q <sup>2</sup> (2) | 640,90* | 137,54*   | 715,10* | 505,40* | 642,10*   | 642,10* |
| ARCH(2)            | 650,39* | 162,21*   | 718,14* | 520,68* | 610,88*   | 840,97* |

Ghi chú: Q(2) and Q<sup>2</sup>(2) lần lượt là kiểm định Ljung-Box Q2 cho tương quan chuỗi bậc 2 của phần dư và bình phương phần dư của lợi suất. \*, \*\* chỉ mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%.

Nguồn: Dữ liệu từ Datastream

**Bảng 2: Hệ số tương quan giữa các chuỗi lợi suất chứng khoán**

| Tương quan    | Pearson | Spearman | Kendall |
|---------------|---------|----------|---------|
| VNI-CSI300    | 0,1360* | 0,1011*  | 0,0696* |
| VNI-HSI       | 0,1886* | 0,1751*  | 0,1212* |
| VNI-KOSPI     | 0,1915* | 0,1695*  | 0,1175* |
| VNI-Nikkei225 | 0,2446* | 0,2041*  | 0,1406* |
| VNI-STI       | 0,1802* | 0,1426*  | 0,0993* |

Ghi chú: \* chỉ mức ý nghĩa thống kê 1%.

Nguồn: Xử lý dữ liệu từ Datastream

## 4. Kết quả ước lượng

### 4.1. Ước lượng mô hình phân phối biên

Đầu tiên, xác định các tham số của mô hình biên  $ARMA(p,q)$ - $GJR$ - $GARCH(r,m)$  Bậc  $p$  và  $q$  của mô hình  $ARMA$  được xác định bởi phương pháp MLE và tiêu chuẩn thông tin AIC. Kiểm định LM cho mỗi chuỗi phần dư chỉ ra rằng, tồn tại hiệu ứng ARCH. Tiếp đến, mô hình biên  $GJR$ - $GARCH(r,m)$  phù hợp nhất được xác định dựa vào bậc  $p$ ,  $q$  được xác định ở phần trên, các dạng hàm phân phối của chuỗi phần dư chuẩn hóa (gồm phân phối chuẩn, Student- $t$ , Skewed-Student- $t$  và GED) và tiêu chuẩn thông tin AIC, BIC.



**Bảng 3: Kết quả ước lượng tham số mô hình biên của mỗi chuỗi lợi suất**

|                                           | VNI                  | CSI300               | HSI                   | KOSPI                 | Nikkei225              | STI                  |
|-------------------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| <b>Phần A: Mô hình ARMA</b>               |                      |                      |                       |                       |                        |                      |
| $c$                                       | 0,0003<br>(0,0003)   | 0,0006*<br>(0,0002)  | 0,0003<br>(0,0002)    | 0,0001<br>(0,0002)    | 0,0003<br>(0,0002)     | 0,0001<br>(0,0001)   |
| $\varphi_1$                               | 0,9712*<br>(0,0047)  | -1,6612*<br>(0,0109) | -0,0157<br>(0,0159)   | 0,7313*<br>(0,0867)   | -0,0292***<br>(0,0173) | 0,8777*<br>(0,0876)  |
| $\varphi_2$                               | -<br>(0,0107)        | -0,7233*<br>(0,0107) | -<br>(0,0745)         | -0,8248*<br>(0,0745)  | -<br>(0,0173)          | -<br>(0,0876)        |
| $\theta_1$                                | -0,8222*<br>(0,0033) | 1,6742*<br>(0,0001)  | -<br>(0,0792)         | -0,7352*<br>(0,0792)  | -<br>(0,0173)          | -0,8654*<br>(0,0913) |
| $\theta_2$                                | -0,1225*<br>(0,0058) | 0,7256*<br>(0,0008)  | -<br>(0,0693)         | 0,8521*<br>(0,0693)   | -<br>(0,0173)          | -<br>(0,0876)        |
| <b>Phần B: Mô hình GJR-GARCH Skewed-t</b> |                      |                      |                       |                       |                        |                      |
| $\omega$                                  | 0,0000<br>(0,0000)   | 0,0000<br>(0,0000)   | 0,0000<br>(0,0000)    | 0,0000<br>(0,0000)    | 0,0000<br>(0,0000)     | 0,0000<br>(0,0000)   |
| $\alpha_1$                                | 0,1430*<br>(0,0180)  | 0,0000<br>(0,0265)   | 0,0000<br>(0,0219)    | 0,0181***<br>(0,0099) | 0,0000<br>(0,0263)     | 0,0278*<br>(0,0052)  |
| $\alpha_2$                                | -<br>(0,0246)        | 0,0647*<br>(0,0246)  | 0,0331<br>(0,0306)    | -<br>(0,0274)         | 0,0289<br>(0,0274)     | -<br>(0,0274)        |
| $\beta_1$                                 | 0,8170 *<br>(0,0174) | 0,9347*<br>(0,0084)  | 0,9103*<br>(0,0743)   | 0,9029*<br>(0,0195)   | 0,8621*<br>(0,0111)    | 0,9126*<br>(0,0116)  |
| $\gamma_1$                                | 0,0631*<br>(0,0227)  | 0,0409<br>(0,0344)   | 0,0587***<br>(0,0346) | 0,1212*<br>(0,0285)   | 0,2102*<br>(0,0488)    | 0,1023*<br>(0,0123)  |
| $\gamma_2$                                | -<br>(0,0345)        | -0,0416<br>(0,0345)  | 0,0261<br>(0,0473)    | -<br>(0,0478)         | -0,0465<br>(0,0478)    | -<br>(0,0478)        |

Ghi chú: \*, \*\*\* lần lượt đại diện cho mức ý nghĩa thống kê 1% và 10%. Sai số chuẩn trình bày trong dấu ngoặc đơn.

Nguồn: Xử lý dữ liệu từ Datastream

Kết quả cho thấy rằng, mô hình biên tối ưu cho mỗi chuỗi lợi suất có dạng: mô hình ARMA(1,2)-GJR-GARCH(1,1)-skewed-t cho chuỗi lợi suất VN-Index; ARMA(2,2)-GARCH(2,1)-skewed-t cho CSI300; ARMA(1,0)-GARCH(2,1) skewed-t cho HSI; ARMA(2,2)-GARCH(1,1)-skewed-t cho KOSPI; ARMA(1,0)-GARCH(2,1)-skewed-t cho Nikkei225; ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1) skewed-t cho STI.

Bảng 3 trình bày kết quả tham số ước lượng mô hình phân phối biên của mỗi chuỗi lợi suất. Hệ số của phương sai có điều kiện  $\beta_1$  của mỗi mô hình biên có giá trị khá cao, điều này phản ánh biên lợi suất chứng khoán tại thời điểm  $t$  chịu tác động mạnh bởi biến động của lợi suất tại thời điểm  $t-1$ . Hiệu ứng đòn bẩy ( $\gamma_1$ ), phản ánh sự khác biệt của lợi suất trước cú sốc âm và dương, có ý nghĩa thống kê, ngụ ý rằng lợi suất chịu tác động mạnh đối với thông tin xấu hơn là đối với thông tin tốt.

Kết quả các kiểm định Anderson-Darling (A-D), Cramér-von Mises (Cv-M) và Kolmogorov-Smirnov (K-S) trình bày trong Bảng 4 chỉ ra rằng, giả thuyết biến  $u_t, v_t$  là độc lập và có phân phối đồng nhất trong đoạn  $[0,1]$  được thỏa. Do đó,  $u_t = F_1(z_{1t} | \Omega_{t-1})$ ,  $v_t = F_2(z_{2t} | \Omega_{t-1})$  là hai biến đầu vào phù hợp của hàm copula.

**Bảng 4: Kiểm định sự phù hợp của các mô hình phân phối biên**

|                | VN-Index | CSI300 | HSI | KOSPI | Nikkei225 | STI |
|----------------|----------|--------|-----|-------|-----------|-----|
| Kiểm định A-D  | ✓        | ✓      | ✓   | ✓     | ✓         | ✓   |
| Kiểm định Cv-M | ✓        | ✓      | ✓   | ✓     | ✓         | ✓   |
| Kiểm định K-S  | ✓        | ✓      | ✓   | ✓     | ✓         | ✓   |

Ghi chú: Giả thuyết  $H_0$  của cả ba kiểm định: Biến  $u_t, v_t$  độc lập và có phân phối đồng nhất trên đoạn. Dấu ✓ biểu thị cho giả thuyết  $H_0$  được chấp nhận.

Nguồn: Xử lý dữ liệu từ Datastream

#### 4.2. Ước lượng tham số hàm copula và lựa chọn mô hình phù hợp

Tham số ước lượng của copula Gaussian và Student- $t$  trong Bảng 5 đều có ý nghĩa thống kê và có giá trị khá nhỏ. Điều này cho thấy, trong điều kiện bình thường, TTCK Việt Nam với các TTCK châu Á có mối quan hệ phụ thuộc yếu. Khi thị trường biến động cực biên,  $\lambda_L > \lambda_U$ , điều này chỉ ra rằng, sự phụ thuộc tăng lên khi hai thị trường sụp đổ cùng nhau cao hơn là khi thị trường cùng bùng nổ. Tuy nhiên, sự phụ thuộc đuôi dưới là yếu. Điều này cho thấy khả năng miễn nhiễm của TTCK Việt Nam trước các cú sốc lan truyền từ các TTCK được xem xét.

Kết quả trong Bảng 6 cho thấy, copula Rotated Gumbel là copula tốt nhất để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với TTCK Trung Quốc, Hồng Kông, Hàn Quốc và Singapore; còn lại, sự phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Nhật Bản được biểu thị bởi copula Student- $t$ . Hay nói cách khác, tồn tại khả năng phụ thuộc đuôi dưới giữa TTCK Việt Nam và TTCK các nước, ngoại trừ Nhật Bản. Điều này chỉ ra

rằng, TTCK Việt Nam có xu hướng phụ thuộc lẫn nhau trong tình huống một trong hai thị trường giảm giá (thị trường con gấu) hơn là tình huống tăng giá (thị trường con bò), đặc biệt trong thời kỳ khủng hoảng tài chính. Tuy nhiên, xác suất phụ thuộc đuôi dưới là thấp ( $\lambda_L \leq 0,16$ ). Đồ thị hàm mật độ xác suất của copula phù hợp nhất, mô tả sự phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với các TTCK châu Á, được biểu thị trong Hình 2.

**Bảng 5: Kết quả ước lượng tham số mô hình GJR-GARCH copula**

| Họ Copula         | Tham số                 | CSI300 | HSI    | KOSPI  | Nikkei225 | STI    |
|-------------------|-------------------------|--------|--------|--------|-----------|--------|
| Gaussian          | $\rho$                  | 0,13   | 0,19   | 0,18   | 0,22      | 0,17   |
|                   |                         | (0,02) | (0,02) | (0,02) | (0,02)    | (0,02) |
| Student- <i>t</i> | $\rho$                  | 0,11   | 0,19   | 0,18   | 0,21      | 0,16   |
|                   |                         | (0,02) | (0,02) | (0,02) | (0,02)    | (0,02) |
|                   | $\lambda_L = \lambda_U$ | 0,01   | 0,01   | 0,11   | 0,02      | 0,01   |
|                   | $d$                     | 12,19  | 14,36  | 14,56  | 9,60      | 11,17  |
| Gumbel            | $\gamma$                | 1,07   | 1,10   | 1,10   | 1,14      | 1,09   |
|                   |                         | (0,01) | (0,01) | (0,01) | (0,01)    | (0,01) |
|                   | $\lambda_U$             | 0,09   | 0,16   | 0,12   | 0,16      | 0,12   |
|                   | $\tau_G$                | 0,07   | 0,12   | 0,09   | 0,12      | 0,09   |
| Rotated-Gumbel    | $\gamma$                | 1,08   | 1,13   | 1,12   | 1,14      | 1,11   |
|                   |                         | (0,01) | (0,01) | (0,01) | (0,01)    | (0,01) |
|                   | $\lambda_L$             | 0,10   | 0,16   | 0,14   | 0,17      | 0,14   |
|                   | $\tau_{RG}$             | 0,08   | 0,12   | 0,10   | 0,13      | 0,10   |

Ghi chú: Sai số chuẩn được trình bày trong dấu ngoặc đơn. Các hệ số ước lượng trên được trình bày trong phương trình (10)-(13).

Nguồn: Xử lý dữ liệu từ Datastream

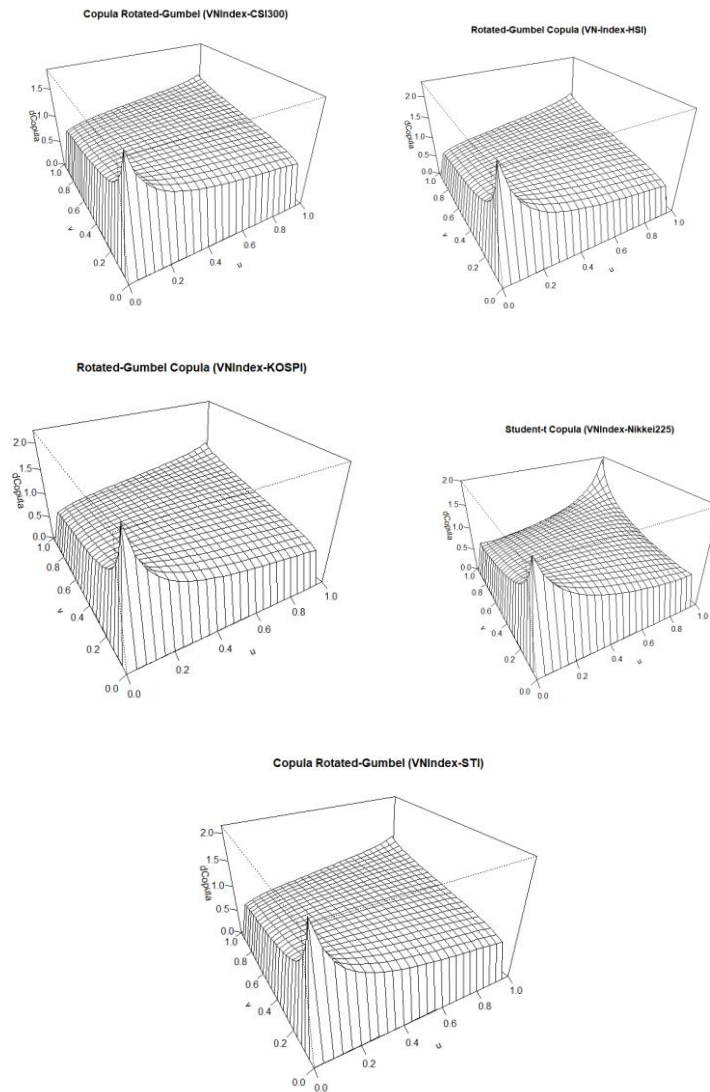
**Bảng 6: Lựa chọn hàm Copula phù hợp**

| Chỉ số    | Gaussian |      | Student-t |      | Gumbel |      | Rotated Gumbel |      |
|-----------|----------|------|-----------|------|--------|------|----------------|------|
|           | AIC      | BIC  | AIC       | BIC  | AIC    | BIC  | AIC            | BIC  |
| CSI300    | -60      | -54  | -81       | -68  | -42    | -36  | -89            | -83  |
| HSI       | -130     | -123 | -144      | -131 | -79    | -73  | -162           | -156 |
| KOSPI     | -114     | -107 | -127      | -114 | -79    | -73  | -131           | -124 |
| Nikkei225 | -167     | -161 | -201      | -189 | -159   | -152 | -160           | -154 |
| STI       | -103     | -96  | -129      | -117 | -75    | -69  | -143           | -136 |

Nguồn: Xử lý dữ liệu từ Datastream

Sự phụ thuộc yếu hoặc không có mối quan hệ phụ thuộc thường được tìm thấy trong các nghiên cứu xem xét giữa thị trường cận biên với TTCK phát triển và mới nổi,

tương tự như mối quan hệ phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với các TTCK được xem xét. Cụ thể, vận dụng mô hình GARCH, Samarakoon (2011), Thuan (2011) cho rằng TTCK Việt Nam không có mối quan hệ phụ thuộc với TTCK Mỹ. Tương tự, khi vận dụng mô hình copula có điều kiện, mối quan hệ phụ thuộc yếu hoặc không có mối quan hệ phụ thuộc cũng được tìm thấy giữa TTCK cận biên và TTCK mới nổi và phát triển (Wang & cộng sự, 2011; Yang & cộng sự, 2015; Mensah & Alagidede, 2017, Jiang & cộng sự, 2017). Điều này cho thấy, TTCK cận biên có vẻ ít nhạy cảm trước các cú sốc lan tỏa đến từ các TTCK mới nổi và phát triển.



**Hình 2: Đồ thị hàm mật độ xác suất của các copula phù hợp với mỗi cặp lợi suất**

*Nguồn: Xử lý dữ liệu từ Datastream*

Sự phụ thuộc yếu hoặc không có mối quan hệ phụ thuộc thường được tìm thấy trong các nghiên cứu xem xét giữa thị trường cận biên với TTCK phát triển và mới nổi, tương tự như mối quan hệ phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với các TTCK được xem xét. Cụ thể, vận dụng mô hình GARCH, Samarakoon (2011), Thuan (2011) cho rằng TTCK Việt Nam không có mối quan hệ phụ thuộc với TTCK Mỹ. Tương tự, khi vận dụng mô hình copula có điều kiện, mối quan hệ phụ thuộc yếu hoặc không có mối quan hệ phụ thuộc cũng được tìm thấy giữa TTCK cận biên và TTCK mới nổi và phát triển (Wang & cộng sự, 2011; Yang & cộng sự, 2015; Mensah & Alagidede, 2017, Jiang & cộng sự, 2017). Điều này cho thấy, TTCK cận biên có vẻ ít nhạy cảm trước các cú sốc lan tỏa đến từ các TTCK mới nổi và phát triển.

## 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này vận dụng mô hình copula có điều kiện (GJR-GARCH-skewed-t copula) để xem xét khả năng phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với năm TTCK châu Á gồm Trung Quốc, Hồng Kông, Hàn Quốc, Nhật Bản và Singapore, giai đoạn 2006-2020, dưới góc độ cực biên. Phương pháp copula cho phép mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường khi hàm phân phối của các chuỗi lợi suất có tính phức tạp và không dễ dàng để mở rộng thành phân tích đa biến (Jondeau & Rockinger, 2006). Hơn nữa, hàm copula không giả định các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn, cho phép mô hình hóa sự phụ thuộc bất đối xứng khi thị trường hứng chịu các cú sốc lớn. Kết quả chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ phụ thuộc yếu giữa TTCK Việt Nam với các TTCK châu Á. Copula Rotated Gumbel là copula phù hợp nhất để mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với TTCK Trung Quốc, Hồng Kông, Hàn Quốc và Singapore. Điều này cho thấy, các cặp thị trường này có mối quan hệ phụ thuộc đuôi dưới, nhưng không đáng kể. Hay nói cách khác, TTCK Việt Nam có vẻ ít nhạy cảm trước các tác động lan tỏa đến từ các TTCK này. Riêng TTCK Việt Nam và Nhật Bản có cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được biểu thị qua copula Student-t.

Kết quả này giúp cho các nhà đầu tư xây dựng lòng tin, gia tăng lợi nhuận và tìm kiếm cơ hội đa dạng hóa danh mục đầu tư khi nắm giữ các chứng khoán Việt Nam. Nghiên cứu này bổ sung vào tập hợp các tài liệu tham khảo về mối quan hệ phụ thuộc giữa TTCK cận biên và TTCK phát triển. Tuy nhiên, bài viết này vẫn còn tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ phụ thuộc giữa các TTCK vẫn chưa được xem xét đầy đủ trong bài viết này. Thứ hai, các hàm số copula được mô tả trong bài viết này được xây dựng là hàm copula hai chiều. Do đó, việc xây dựng hàm copula nhiều chiều để xem xét mối quan hệ phụ thuộc giữa các TTCK cần được thực

hiện trong các nghiên cứu tiếp theo. Cuối cùng, phương pháp luận được sử dụng trong bài báo này có thể được áp dụng để tính toán giá trị rủi ro (VaR) và trọng số danh mục đầu tư tối ưu.

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aloui, R., Aïssa, M. S. B., & Duc, K. N. (2011), 'Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: The role of economic structure?', *Journal of Banking & Finance*, 35, 130-141.
- Chebbi, A. & Hedhli, A. (2014), 'Dynamic dependencies between the Tunisian stock market and other international stock markets: GARCH-EVT- Copula approach', *Applied Financial Economics*, 18, 1215-1228.
- Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004), *Copula Methods in Finance*, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Chinn, M.D. & Forbes, K.J. (2004), 'A decomposition of global linkages in financial markets over time', *The Review of Economics and Statistics*, 86, 705-722.
- Embrechts, P., McNeil, A. & Straumann, D. (2002), 'Correlation and Dependence in Risk Management: Properties and Pitfalls. Risk Management: Value at Risk and Beyond', *Cambridge University Press*, 1, 176-223.
- Engle, R. F. & Ng, V. K. (1993), 'Measuring and Testing the Impact of News on Volatility', *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Ghorbel, A. & Trabelsi, A. (2013), 'The impact of global financial crisis on the dependence structure of equity markets and on risk management', *International Journal of Managerial and Financial Accounting*, 5 (1), 1-32.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. & Runkle, D. E. (1993), 'On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks', *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Gupta, R. & Guidi, F. (2012), 'Cointegration relationship and time varying co-movements among Indian and Asian developed stock markets', *International Review of Financial Analysis*, 21, 10-22.
- Horvath, R. & Petrovski, D. (2013), 'International stock market integration: Central and South Eastern Europe compared', *Economic Systems*, 37, 81-91.
- Hussain, S. I. & Li, S. (2017), 'The dependence structure between Chinese and other major stock markets using extreme values and copulas', *International Review of Economics and Finance*, 56, 421-437.
- Jeon, B. N. & von Furstenberg, G. M. (1990), 'Growing international co-movement in stock price indexes', *Quarterly Review of Economics and Business*, 30, 15-31.

- Jiang Y., Nie, H. & Monginsidi, J.Y. (2017), 'Co-movement of ASEAN stock markets: New evidence from wavelet and VMD-based copula tests', *Economic Modelling*, 64, 384–398.
- Joe, H. & J. J. Xu (1996), 'The estimation method of inference functions for margins for multivariate models', Department of Statistics, University of British Columbia, *Technical Report*, 166.
- Joe, H. (1997), *Multivariate Models and Multivariate Dependence Concepts*, Chapman and Hall/CRC, London.
- Jondeau, E. & Rockinger, M. (2006), 'The Copula-GARCH model of conditional dependencies: An international stock market application', *Journal of International Money and Finance*, 25, 827-853.
- Mensah, J. O. & Alagidede, P. (2017), 'How are Africa's emerging stock markets related to advanced markets? Evidence from copulas', *Economic Modelling*, 60, 1-10.
- Mokni, K. & Mansouri, F. (2017), 'Conditional dependence between international stock markets: A long memory GARCH-copula model approach', *Journal of Multinational Financial Management*, 42-43, 116-131.
- Nelson, R. B. (1999), *An Introduction to Copulas*, Springer, New York.
- Nguyen, C., Bhatti, M. I. & Henry, D. (2017), 'Are Vietnam and Chinese stock markets out of the US contagion effect in extreme events?', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 480, 10-21.
- Ning, C. (2010), 'Dependence structure between the equity market and the foreign exchange market—A copula approach', *Journal of International Money and Finance*, 29, 743-759.
- Patton, A. J. (2006), 'Modelling asymmetric exchange rate dependence', *International Economic Review*, 47, 527-56.
- Patton, A. (2012), *Copula methods for forecasting multivariate time series*, In: Elliot, G., Timmermann, A. (Eds.), *Handbook of Economic Forecasting Vol. II*. Elsevier, Oxford.
- Rockinger, M. & Jondeau, E. (2001), 'Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas', *HEC Department of Finance Working Paper*, No. 723.
- Samarakoon, Lalith P. (2011), 'Stock market interdependence, contagion, and the U.S. financial crisis: The case of emerging and frontier markets', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(5), 724-742.
- Sklar, A. (1959), *Fonctions de Répartition à n Dimensions et Leurs Marges*, Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris, 8, 229-231.

- Thuan, L. T. (2011), 'The relationship between the United States and Vietnam stock market', *The International Journal of Business and Finance Research*, 5 (1), 77-89.
- Wang, K., Chen, Y. H. & Huang, S. W. (2011), 'The dynamic dependence between the Chinese market and other international stock markets: A time-varying copula approach', *International Review of Economics and Finance*, 20, 654–664.
- Wang, K.M. (2013), 'Did Vietnam stock market avoid the "contagion risk" from China and the U.S.? The contagion effect test with dynamic correlation coefficients', *Quality & Quantity*, 47(4), 2143–2161.
- Wang, L. (2014), 'Who moves East Asian stock markets? The role of the 2007–2009 global financial crisis', *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 28, 182-203.
- Yang, L., Cai, X. J., Li, M. & Hamori, S. (2015), 'Modeling dependence structures among international stock markets: evidence from hierarchical Archimedean copulas', *Economic Modelling*, 51, 308-314.
- Zivot, E. & Wang, J. (2006), *Modelling Financial Time Series with S- plus*, Springer, New York.

## **COPULA THEORY AND ITS APPLICATION IN FINANCE: THE DETERMINATION OF DEPENDENCE STRUCTURE BETWEEN VIETNAM AND SINGAPORE STOCK MARKETS**

**Tran Ai Ket, Le Van Thu**

**Abstract.** This paper applies the copula theory to examine the dependency structure between Vietnam and stock markets in Asia, including China, Hong Kong, Korea, Japan, and Singapore, from the perspective of extreme volatility. This study uses the GJR-GARCH Skewed Student-*t* model to capture the univariate marginal distributions of stock returns and applies the Gaussian, Student-*t*, Gumbel, and Rotated Gumbel copula functions to describe the symmetric and asymmetry dependency structure between the two markets. Using the daily data from 2006 to 2020, there exists a weak lower-tail dependence between the Vietnamese stock market and the stock markets of China, Hong Kong, Korea and Singapore. There is a weak symmetric dependence between the Vietnamese stock market and the Japanese stock market. Therefore, Vietnamese stock market seems less sensitive to spillover shocks from developed and emerging markets.

**Keywords:** Copula; Stock markets; Tail dependence; Vietnam.