
MỐI QUAN HỆ PHỤ THUỘC GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM VÀ THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN MỸ: TIẾP CẬN BẰNG MÔ HÌNH COPULA-GJR-GARCH

Lê Văn Thứ

Nghiên cứu sinh, Trường Đại học Cần Thơ

Email: lvthu83@gmail.com

Trần Ái Kết

Trường Đại học Cần Thơ

Email: taket@ctu.edu.vn

Mã bài: JED - 308

Ngày nhận: 24/07/2021

Ngày nhận bản sửa: 12/11/2021

Ngày duyệt đăng: 05/02/2022

Tóm tắt:

Mô hình hóa sự phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất chứng khoán là một bài toán khó khi mà các chuỗi lợi suất thường có biên độ dao động lớn. Việc xác định mối quan hệ phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất khi giả định các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn thường cho kết quả sai lệch. Hàm phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất thường có đuôi dày, phản ánh các cú sốc trên thị trường tài chính. Để khắc phục nhược điểm này, bài viết vận dụng mô hình copula có điều kiện (Copula-GJR-GARCH) để mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán Mỹ. Kết quả chỉ ra rằng thị trường chứng khoán Mỹ và thị trường chứng khoán Việt Nam có mối quan hệ phụ thuộc nhưng ở mức độ yếu. Hơn nữa, sự phụ thuộc đuôi dưới giữa hai thị trường cũng được tìm thấy nhưng không đáng kể.

Từ khóa: Copula, thị trường chứng khoán, phụ thuộc đuôi, Việt Nam.

Mã JEL: C58, D53, G15.

The dynamic dependence between the Vietnam Stock Exchange and the US stock market: A Copula-GJR-GARCH approach

Abstract

Modeling the dependence between stock market returns is a difficult task when the returns often fluctuated by a large margin. Determining the dependence between returns when assuming returns have normal distribution often has misleading results. The probability distribution function of returns often has fat-tails, reflecting shocks in financial markets. To overcome this shortcoming, this study applies a conditional copula model (Copula-GJR-GARCH) to specify the dependency structure between the Vietnam stock market and the US stock market. The results show that the US stock market and the Vietnam stock market have a dependent but weak relationship. Furthermore, the lower tail dependence between the two markets is also found but not significant.

Keywords: Copula, stock markets, tail dependence, Vietnam.

JEL Codes: C58, D53, G15.

1. Giới thiệu

Cho đến thời điểm hiện tại, dưới tác động của toàn cầu hóa, nền kinh tế của mỗi quốc gia có sự phát triển lớn mạnh về quy mô và hội nhập sâu rộng với kinh tế thế giới. Mỗi quan hệ thương mại song phương và đa phương tăng về khối lượng, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài tăng mạnh làm cho các nền kinh tế gia tăng phụ thuộc lẫn nhau. Liên kết và tự do hóa thương mại giữa các quốc gia là kênh truyền dẫn các cú sốc giữa các thị trường chứng khoán (Chinn & Forbes, 2004; Moore & Wang, 2014). Sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường chứng khoán có tương quan với lượng vốn FDI và đầu tư gián tiếp mà mỗi quốc gia nhận được (Hasthak, 1995). Hơn nữa, những tiến bộ của cuộc cách mạng công nghệ thông tin và truyền thông giúp cho thông tin thị trường được chuyển tải nhanh hơn cũng thúc đẩy các nền kinh tế liên kết chặt chẽ hơn (Calvo & Mendoza, 1998). Do đó, một cú sốc xảy ra trên thị trường tài chính của một quốc gia sẽ lan tỏa nhanh chóng đến thị trường tài chính của các quốc gia còn lại.

Kể từ khi Hiệp định thương mại Việt – Mỹ có hiệu lực ngày 10 tháng 12 năm 2001, mức độ gắn kết giữa nền kinh tế Việt Nam và nền kinh tế Mỹ ngày càng chặt chẽ và sâu rộng. Theo dữ liệu của Tổng cục Thống kê, kim ngạch thương mại Việt – Mỹ năm 2020 đạt hơn 90 tỷ đô la Mỹ (USD), gấp 90 lần so với năm 2001, trong đó xuất khẩu của Việt Nam sang Mỹ đạt 77 tỷ USD, đưa Việt Nam trở thành nhà cung cấp hàng đầu trong khu vực Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á (ASEAN) và trở thành đối tác thương mại lớn thứ 12 của Mỹ. Vốn FDI lũy kế của Mỹ vào Việt Nam đạt 9,42 tỷ USD xếp thứ 11 các quốc gia đầu tư vào Việt Nam. Hợp tác giữa hai nước về ngoại giao, văn hóa và giáo dục ngày càng gắn kết. Sự liên kết chặt chẽ giữa hai nền kinh tế có tác động đến mối tương quan giữa hai thị trường chứng khoán. Do đó, việc xem xét mối quan hệ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Mỹ và Việt Nam trong bối cảnh kinh tế thế giới gần đây xảy ra nhiều biến động cực biên là cần thiết, giúp cho các nhà đầu tư đánh giá lại danh mục đầu tư và điều chỉnh các chính sách kinh tế vĩ mô đối với các nhà hoạch định chính sách.

Nhiều phương pháp được vận dụng để xác định mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán. Các nghiên cứu ban đầu sử dụng hệ số tương quan tuyến tính (Pearson) như là thước đo sự phụ thuộc (Jeon & Furstenberg, 1990; Zivot & Wang, 2006). Các nghiên cứu khác áp dụng mô hình vectơ tự hồi quy (VAR) và mô hình hiệu chỉnh sai số (VECM) (Bianconi & cộng sự, 2013; Wang, 2014). Tuy nhiên, các mô hình trên được giả định mối tương quan tuyến tính không đổi theo thời gian, do đó không phản ánh chính xác sự phụ thuộc giữa các thị trường. Để khắc phục nhược điểm này, một lượng lớn các nghiên cứu gần đây sử dụng mô hình phương sai sai số thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát (GARCH) đa biến để dự báo độ biến động cho các chuỗi dữ liệu tài chính (Thuan, 2011; Gupta & Guidi, 2012; Wang, 2013; Horvath & Petrovski, 2013; Hồ Thủy Tiên & cộng sự, 2017). Hầu hết các mô hình trên giải thích sự phụ thuộc dựa trên giả định các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn hoặc phân phối student-t, do đó không mô tả chính xác hiện tượng đuôi dày (fat-tail) của phân phối xác suất như thường thấy trong các chuỗi dữ liệu tài chính.

Hiện nay, phương pháp copula dựa vào định lý Sklar (1959) được sử dụng rộng rãi nhằm khắc phục các nhược điểm của tất cả các phương pháp nêu trên. Mô hình copula cho phép mô tả mối quan hệ phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất với các ưu điểm như không giả định phân phối xác suất của chuỗi lợi suất là phân phối chuẩn, cho phép mô hình hóa sự phụ thuộc đuôi của hàm phân phối khi thị trường biến động cực biên. Cụ thể, hàm copula không điều kiện 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 thị trường chứng khoán 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).

Mục tiêu tổng quát của bài viết này nhằm vận dụng phương pháp copula có điều kiện để xác định mối quan hệ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán Mỹ dựa trên chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500. Kết quả phân tích không chỉ cung cấp thông tin quan trọng về mối quan hệ phụ thuộc giữa hai thị trường đối với nhà đầu tư trong việc đa dạng hoá danh mục đầu tư quốc tế và quản lý rủi ro, mà còn là cơ sở cho các nhà chức trách điều chỉnh các chính sách ổn định kinh tế vĩ mô khi thị trường

có dấu hiệu biến động cực biên.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Hàm copula và ứng dụng

Hàm copula được Sklar (1959) đưa ra và lần đầu tiên được Cherubini & cộng sự (2004) áp dụng trong lĩnh vực tài chính vào đầu những năm 2000, chẳng hạn khi nghiên cứu một danh mục đầu tư gồm nhiều tài sản. Hàm copula được sử dụng rộng rãi để xác định cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng giữa các thị trường chứng khoán. Ưu điểm nổi bật của hàm copula là không giả định hàm phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn, cho phép mô hình hóa sự phụ thuộc đuôi. Hàm copula và các thuộc tính cơ bản của nó được trình bày cụ thể trong nghiên cứu của Joe (1997), Nelson (1999) và được Sklar (1959) định nghĩa như sau:

Gọi X_1, X_2, \dots, X_n là các biến ngẫu nhiên, có hàm phân phối biên liên tục lần lượt là F_1, F_2, \dots, F_n và F là hàm phân phối đồng thời. Khi đó, tồn tại một hàm copula duy nhất $C : [0, 1]^d \rightarrow [0, 1]$ sao cho:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)) \quad (1)$$

Ngược lại, nếu C là một copula và F_1, F_2, \dots, F_n là các hàm phân phối biên. Khi đó, hàm F là một hàm phân phối đồng thời với các hàm phân phối biên của nó lần lượt là F_1, F_2, \dots, F_n .

Hệ số phụ thuộc đuôi là thước đo khả năng sụp đổ (bear market) hay bùng nổ (pull market) cùng nhau của hai thị trường, được xác định như sau:

Gọi X_1, X_2 là hai biến ngẫu nhiên với F_1, F_2 là hàm phân phối biên tương ứng. Khi đó, hệ số phụ thuộc đuôi trên (upper tail) và đuôi dưới (lower tail) giữa X_1, X_2 là:

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1^-} P(X_2 > F_2^{-1}(u) | X_1 > F_1^{-1}(u)) \quad (2)$$

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 1^+} P(X_2 \leq F_2^{-1}(u) | X_1 \leq F_1^{-1}(u)) \quad (3)$$

Trong đó, $\lambda_U, \lambda_L \in (0, 1)$, hệ số phụ thuộc đuôi trên (dưới) đo lường xác suất để xảy ra tình huống giá cổ phiếu X_2 sẽ tăng (giảm) mạnh vượt qua một ngưỡng lớn nào đấy khi biết rằng giá cổ phiếu X_1 đã tăng (giảm) mạnh vượt qua một ngưỡng lớn nào đó.

2.2. Mô hình nghiên cứu

Các mô hình được sử dụng để ước lượng mối quan hệ phụ thuộc giữa hai thị trường chứng khoán bằng phương pháp copula có điều kiện bao gồm các mô hình phân phối biên là biến đầu vào của hàm copula và bốn hàm copula phổ biến gồm copula Gaussian, copula student-t, copula Clayton và copula Gumbel để xác định cấu trúc phụ thuộc.

2.2.1. Mô hình phân phối biên của chuỗi lợi suất

Trong nghiên cứu này, mô hình Glisten-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), Glisten & cộng sự (1993). Gán r_t đại diện cho lợi suất chứng khoán tại thời điểm t và σ_t^2 đại diện cho phương sai có điều kiện tại thời điểm t . Mô hình $ARMA(p, q)$ - $GJR-GARCH(r, m)$ có dạng như sau:

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

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^r \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^m \gamma_i s_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 \quad (5)$$

Trong đó, y 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; ε_t đại diện cho sai số. Gọi df đại diện cho độ tự do của phân phối Skewed student-t và Ω_{t-i} đại diện cho tập hợp các thông tin trước đó. Các phần dư chuẩn hóa z_t độc lập và có hàm phân phối xác suất theo dạng phân phối Skewed student-t:

$$z_i | \Omega_{t-i} = \sqrt{\frac{df}{\sigma_i^2 (df - 2)}} \varepsilon_i, \quad z_i \square iid \text{ skewed } -t \quad (6)$$

2.2.2. Mô hình copula hai biến

Gọi X, Y là hai biến ngẫu nhiên với hàm phân phối biên lần lượt là $F_1(x) = Pr(X \leq x) = u$, $F_2(y) = Pr(Y \leq y) = v$ và hàm phân phối đồng thời $F(x, y) = Pr(X \leq x; Y \leq y)$. Theo định lý Sklar (1959), khi đó tồn tại một copula C duy nhất sao cho:

$$F(x, y) = C[F_1(x), F_2(y)] = C(u, v) \quad (7)$$

Bài viết này sử dụng bốn hàm copula gồm hai copula họ Elliptical (Gaussian, Student-t) và hai copula họ Archimedean (Gumbel, Clayton). Các hàm copula hai biến được trình bày sau đây:

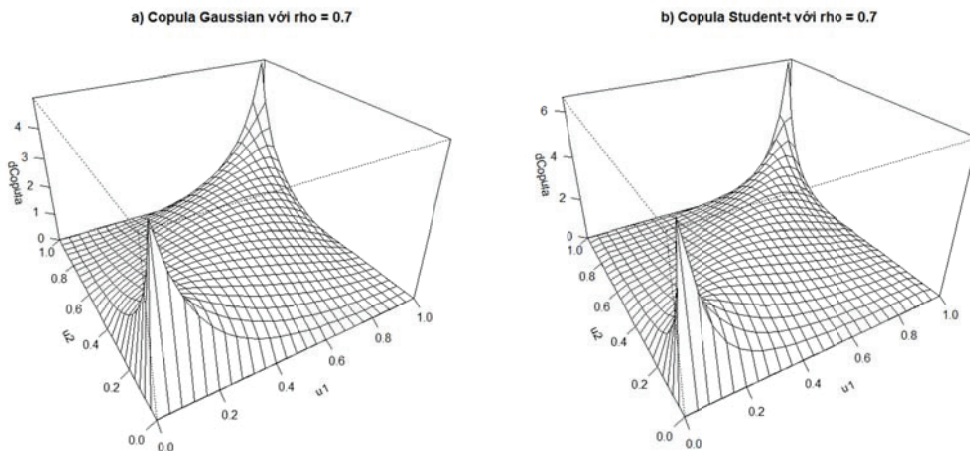
Hàm số copula Gaussian

Theo Cherubini & cộng sự (2004), hàm copula Gaussian có dạng:

$$C_{Gauss} = (u, v, \rho) = \phi_\rho(\phi^{-1}(u), \phi^{-1}(v)), \quad \rho \in (-1, 1) \quad (8)$$

Trong đó, ϕ_ρ là hàm phân phối chuẩn hóa đồng thời, với ρ hệ số tương quan tuyến tính giữa u, v . Copula Gaussian xem xét mối tương quan giữa hai chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn và không có phụ thuộc đuôi ($\lambda_u = \lambda_L = 0$).

Hình 1: Đồ thị hàm mật độ xác suất Copula Gaussian (a) và Copula Student-t (b)



Hàm số copula Student-t

$$C_{ST}(u, v; \rho, d) = T_{d, \rho}(t_d^{-1}(u), t_d^{-1}(v)); \quad \rho \in (-1, 1), d \in (2, \infty) \quad (9)$$

Trong đó, $t_d^{-1}(u), t_d^{-1}(v)$ là hàm ngược của hàm phân phối tích lũy của phân phối Student-t của biến u, v , với độ tự do d . $T_{d, \rho}$ là hàm phân phối tích lũy đồng thời của phân phối Student-t, với ρ là hệ số tương quan. Copula Student-t cho phép mô tả cấu trúc phụ thuộc đuôi đối xứng khác 0 ($\lambda_u = \lambda_L \neq 0$). Hệ số phụ thuộc đuôi được xác định theo công thức sau:

$$\lambda_U = \lambda_L = 2t_{d+1}\left(-\frac{\sqrt{d+1}\sqrt{1-\rho}}{\sqrt{1+\rho}}\right) \quad (10)$$

Không giống như hàm copula họ Elliptical, các copula họ Archimedean (như Gumbel, Clayton) được sử dụng để mô hình hóa sự phụ thuộc bất đối xứng tập trung ở đuôi dưới (lower tail) hoặc đuôi trên (upper tail) của hàm phân phối xác suất. Do đó, copula Clayton và Gumbel thích hợp để mô tả mối quan hệ phụ thuộc

giữa hai chuỗi lợi suất khi thị trường hứng chịu tác động bởi các cú sốc âm hay các cú sốc dương.

Hàm số copula Clayton

Hàm copula Clayton được Clayton (1978) giới thiệu và có dạng:

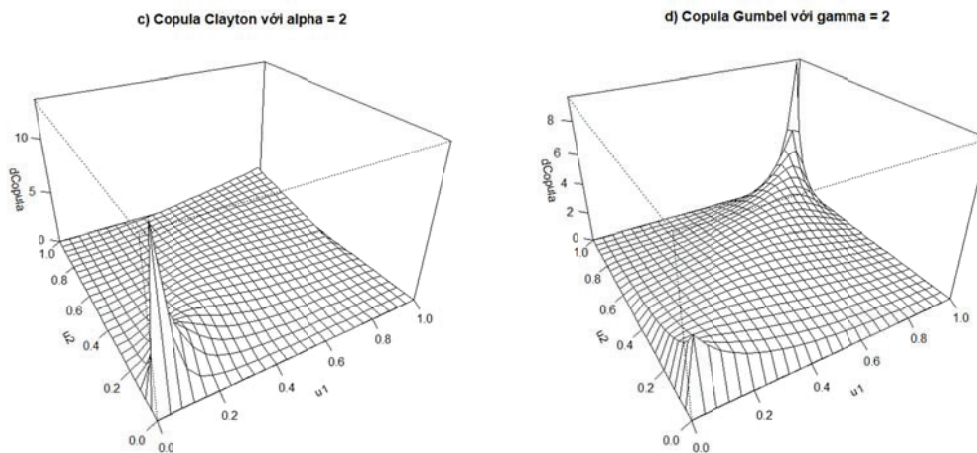
$$C(u, v; \alpha) = (u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-1/\alpha}, \quad \alpha \in (0, \infty) \quad (11)$$

Hàm copula Clayton có phụ thuộc đuôi dưới lớn hơn đuôi trên, với hệ số phụ thuộc đuôi dưới $\lambda_L = 2^{-1/\alpha}$, ($\lambda_U = 0$). Hệ số tương quan Kendall's tau τ đo mức độ phụ thuộc giữa hai biến ngẫu nhiên,

với

$$\tau_K = \frac{\alpha}{\alpha + 2}$$

Hình 2: Đồ thị hàm mật độ xác suất Copula Clayton (c) và Copula Gumbel (d)



Hàm số copula Gumbel

Trái ngược với hàm Clayton, hàm copula Gumbel cũng dùng để mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng nhưng tập trung đuôi trên. Hàm số này được Gumbel (1960) đề xuất có dạng như sau:

$$C(u, v; \gamma) = \exp\left\{-\left[(-\ln u)^\gamma + (-\ln v)^\gamma\right]^{1/\gamma}\right\}, \quad \gamma \in [1, \infty) \quad (12)$$

Mối quan hệ giữa tham số Gumbel copula và Kendall tau (τ) được xác định bởi $\tau_K = 1 - \gamma^{-1}$. Hệ số phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới được xác định lần lượt bởi $\lambda_U = 2 - 2^{-1/\gamma}$, $\lambda_L = 0$.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu bao gồm giá đóng cửa theo tần suất ngày của chuỗi chỉ số chứng khoán Mỹ (S&P500) và Việt Nam (VN-Index) giai đoạn từ ngày 04 tháng 01 năm 2006 đến ngày 30 tháng 12 năm 2020 với 3.636 quan sát, được thu thập từ cơ sở dữ liệu Datastream của Thomson Reuters. Giai đoạn nghiên cứu này là mối quan tâm đặc biệt vì thị trường chứng khoán Mỹ và Việt Nam có khả năng phụ thuộc lẫn nhau không chỉ ở trung tâm mà còn ở phần đuôi của các phân phối xác suất do sự xuất hiện của các sự kiện cực biên như cuộc khủng hoảng nợ vay thế chấp dưới chuẩn dẫn sự sụp đổ của thị trường tài chính tại Mỹ vào tháng 8 năm 2007 và lan ra thành cuộc khủng hoảng tài chính thế giới (2007-2009). Theo sau là cuộc khủng hoảng công châu Âu (2010-2011) với điểm bùng nổ đầu tiên ở Hy Lạp vào đầu năm 2010 khi chi phí cho các khoản nợ chính phủ liên tục tăng lên và gần đây là tác động tiêu cực của dịch covid-19 lên nền kinh tế toàn cầu vào cuối năm 2019 và cả năm 2020. Việc lựa chọn dữ liệu hàng ngày được thúc đẩy bởi thực tế là sự chênh lệch cực biên của các thị trường có nhiều khả năng xảy ra ở mức tần suất cao. Các chuỗi lợi suất chứng khoán được đo lường bởi $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, trong đó, P_t, P_{t-1} đại diện lần lượt cho giá đóng cửa của chỉ số chứng khoán tại thời điểm t và t-1.

3.2. Phương pháp phân tích

Để ước lượng mô hình copula, về cơ bản, có bốn bước: (i) lựa chọn mô hình biên phù hợp và ước lượng tham số mô hình biên để xác định các tham số đầu vào cho mô hình copula; (ii) kiểm định tính phù hợp của mô hình phân phối biên; (iii) ước lượng tham số mô hình copula và (iv) lựa chọn mô hình copula phù hợp nhất với dữ liệu đầu vào. Các bước lần lượt được trình bày như sau:

3.2.1. Xác định mô hình phân phối biên

Đầu tiên, tác giả kiểm tra sự tồn tại của hiệu ứng ARCH bằng cách sử dụng kiểm định Lagrange Multiplier (LM). Xác định bậc p, q trong mô hình ARMA dựa vào tiêu chuẩn thông tin Akaike Information Criterion (AIC) và Bayesian Information Criterion (BIC). Mô hình biên ARMA(p, q)-GJR-GARCH($r; m$) với tham số r, m phù hợp được xác định dựa vào các mô hình biên cụ thể tương ứng với độ trễ p, q và phần dư theo các phân phối Normal, Student-t, Skewed student-t và Generalized Error Distribution (GED). Sau đó, căn cứ vào các tiêu chí AIC, BIC, Schwarz criterion of information (SIC) và Hannan-Quinn information criterion (HQIC) để xác định mô hình biên phù hợp nhất. Mô hình biên ARMA(p, q)-GJR-GARCH($r; m$) với phân phối phù hợp dùng mô tả tốt nhất các đặc tính quan trọng của các chuỗi lợi suất như đuôi dày, hiệu ứng đòn bẩy.

3.2.2. Kiểm định tính phù hợp của mô hình phân phối biên

Dựa vào mô hình biên được chọn, tiến hành trích xuất phần dư chuẩn hóa z_{1t} . Trước khi ước lượng tham số copula, các biến $u = F(z_t)$ được giả định độc lập và có phân phối đồng nhất trong khoảng (0,1). Có ba loại kiểm định được dùng để kiểm định giả thuyết trên: kiểm định Anderson-Darling (A-D); kiểm định Cramer-von Mises (Cv-M) và kiểm định Kolmogorov-Smornov (K-S).

3.2.3. Ước lượng tham số mô hình copula

Nghiên cứu này sử dụng hàm suy luận cận biên (Inference function of margins - IFM) theo đề xuất của Joe & Xu (1996) để ước lượng các tham số trong hàm copula.

Phương pháp IFM được thực hiện qua hai bước sau:

Bước 1: Tham số của hàm phân phối biên được ước lượng bằng cách sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Maximum likelihood estimation - MLE).

$$\hat{\theta}_i = \arg \max l(\theta_i) = \arg \max \sum_{i=1}^T \log f_i(x_i, \theta_i), i = \overline{1, n} \quad (13)$$

Trong đó, l là hàm log-likelihood của hàm phân phối biên F_i .

Bước 2: Tham số hàm copula δ được ước lượng dựa vào tham số hàm phân phối biên $\hat{\theta}_i$ có được từ Bước 1.

$$\hat{\delta} = \arg \max l^c(\delta) = \arg \max \sum_{i=1}^T \log (c(F_1(x_i, \hat{\theta}_1), \dots, F_n(x_i, \hat{\theta}_n)); \delta) \quad (14)$$

Trong đó, l^c là hàm log-likelihood của hàm copula; $C(\cdot)$ là hàm copula.

3.2.4. Lựa chọn mô hình copula

Cho đến nay, vẫn chưa có sự thống nhất về một tiêu chí thống kê nhằm lựa chọn hàm copula phù hợp nhất với dữ liệu đầu vào. Genest & cộng sự (2006) đã sử dụng tiêu chí AIC để chọn hàm copula phù hợp nhất. Tuy nhiên, một số nghiên cứu chỉ ra rằng tiêu chuẩn thông tin BIC ưu việt hơn trong trường hợp cỡ mẫu lớn, trong khi AIC có xu hướng vượt trội hơn đối với các mẫu nhỏ (Shumway & Stoffer, 2016). Trong bài viết này, cả hai tiêu chí AIC, BIC đều được thực hiện và mô hình copula phù hợp nhất được chọn tương ứng với giá trị thấp nhất của hai tiêu chí này. AIC và BIC có thể được định nghĩa như sau:

$$AIC = -2\log(\text{likelihood}) + 2k$$

$$BIC = -2\log(\text{likelihood}) + k.\log(n)$$

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả dữ liệu

Các đặc điểm của phân phối và đặc tính ngẫu nhiên của chuỗi lợi suất VN-Index (RVNI) và chuỗi S&P500 (RSP500) được trình bày qua một số thống kê mô tả trong Bảng 1.

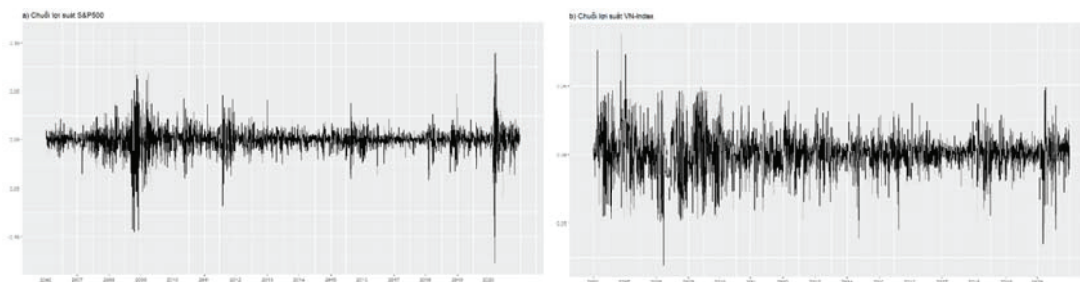
Bảng 1: Thống kê mô tả chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500

	RVNI	RSP500
Giá trị cực tiểu	-0,08062	0,12765
Giá trị cực đại	0,08686	0,10957
Trung bình	0,00035	0,00030
Trung vị	0,00078	0,00074
Độ lệch chuẩn	0,01493	0,01299
Độ lệch (skewness)	-0,19047	-0,54072
Độ nhọn (kurtosis)	2,52279	13,16204
Số quan sát		3.636

Nguồn: Dữ liệu từ Datastream.

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả và các thuộc tính ngẫu nhiên của chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500. Tỷ suất lợi nhuận trung bình của hai chuỗi đều dương, gần bằng không và có giá trị rất nhỏ khi so với độ lệch chuẩn. Điều này chỉ ra rằng cả hai thị trường có sự biến động cao. Giá trị độ lệch của cả hai chuỗi lợi suất là âm, độ nhọn của chuỗi lợi suất S&P500 lớn hơn 3, điều này cho thấy phân phối của cả hai chuỗi lợi suất không có dạng phân phối chuẩn.

Hình 3: Biến động của chuỗi lợi suất S&P500 và VN-Index



Nguồn: Dữ liệu từ Datastream.

Hình 3 cho thấy chuỗi lợi suất của thị trường chứng khoán Mỹ và Việt Nam có dấu hiệu biến động cực biên trong giai đoạn 2007-2009, 2010-2011 dưới tác động của cuộc khủng hoảng tài chính thế giới và khủng hoảng nợ công châu Âu. Hơn nữa, dưới tác động lây lan nhanh chóng của dịch Covid-19 ra toàn thế giới vào tháng 12 năm 2019 và trong năm 2020, gây ra sự suy thoái kinh tế nghiêm trọng dẫn đến sự dao động mạnh ở cả hai thị trường Mỹ và Việt Nam.

4.2. Chuẩn đoán số liệu

Các kiểm định tính dừng sẽ được thực hiện đối với chuỗi lợi suất S&P500 và VN-Index nhằm đảm bảo kết quả hồi quy không bị chệch và mang tính nhất quán. Kết quả kiểm định Augmented Dickey–Fuller (ADF) và kiểm định Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) trong Bảng 2 cho thấy cả hai chuỗi lợi suất đều có tính dừng.

Bảng 2: Kiểm định tính dừng của chuỗi RVNI và RSP500

Chỉ số	ADF	KPSS
RVNI	-13,421***	0,095418*
RSP500	-15,116***	0,042134*

Ghi chú: * và *** chỉ các mức ý nghĩa 10% và 1%.

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định phân phối chuẩn của chuỗi lợi suất S&P500, VN-Index. Cụ thể, kiểm định Jarque-Beta có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở cả hai chuỗi lợi suất. Điều này chứng tỏ giả định phân phối chuẩn của cả hai chuỗi lợi suất này bị bác bỏ. Hơn nữa, kiểm định Ljung Box (độ trễ 20) cho thấy có sự tồn tại sự tự tương quan ở cả hai chuỗi lợi suất. Cuối cùng, kết quả của kiểm định ARCH-LM chỉ ra rằng có sự hiện diện của hiệu ứng ARCH cho cả hai chuỗi lợi suất chứng khoán S&P500 và VN-Index.

Bảng 3: Kiểm định phân phối chuẩn của chuỗi RVNI và RSP500

	Jarque - Bera	Ljung Box	ARCH-LM
RVNI	988,54 ^{***}	308,71 ^{***}	649,19 ^{***}
RSP500	26,459 ^{***}	265,33 ^{***}	1,149 ^{***}

Ghi chú: ^{***} chỉ mức ý nghĩa 1%.

4.3. Hệ số tương quan

Cả ba hệ số tương quan trong Bảng 4 có ý nghĩa thống kê và cho thấy chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500 có mối tương quan yếu. Hệ số tương quan tuyến tính Pearson dựa trên giả định chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn, điều này trái ngược kết quả trong Bảng 3. Do đó, hệ số Pearson có thể không phù hợp để giải thích mối tương quan giữa hai chuỗi lợi suất này. Trái lại, hệ số tương quan hạng Spearman và Kendall không đòi hỏi các chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn. Cả ba hệ số tương quan này chưa phản ánh các thông tin hay cú sốc trong từng chuỗi lợi suất, chưa phản ánh sự phụ thuộc đuôi. Để khắc phục nhược điểm này, phương pháp copula có điều kiện sẽ được vận dụng để xem xét chính xác hơn mối tương quan giữa hai chuỗi lợi suất này trong phần tiếp theo của bài viết này.

Bảng 4: Hệ số tương quan giữa RVNI và RSP500

	Pearson	Spearman	Kendall
Hệ số tương quan	0,05093	0,02786	0,01888
Giá trị p	0,00213	0,09299	0,08793

4.4. Kết quả ước lượng mô hình phân phối biên

Để ước lượng mô hình Copula, trước tiên cần ước lượng mô hình phân phối biên $ARMA(p,q)$ - GJR - $GARCH(r,m)$. Việc xác định bậc p , q của mô hình ARMA dựa vào tiêu chuẩn AIC và phương pháp MLE.

Bảng 5: Kết quả ước lượng tham số mô hình biên của RVNI và RSP500

	RVNI	RSP500
Mô hình ARMA:		
c	0,000399	0,000416 ^{***}
φ_1	1,026277 ^{***}	0,480134 ^{***}
φ_2	-0,058932 ^{***}	-
θ_1	-0,883433 ^{***}	-0,553140 ^{***}
θ_2	-0,059364 ^{***}	-
Mô hình GJR-GARCH-Skewed-t:		
ω	0,000004	0,000004 ^{***}
α_1	0,141198 ^{***}	0,000000
α_2	-	0,000001
β_1	0,822151 ^{***}	0,052847
β_2	-	0,703837 ^{***}
γ_1	0,062879 ^{**}	0,175789 ^{***}
γ_2	-	0,248718 ^{***}

Ghi chú: ^{***}, ^{**} chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% tương ứng.

Đây là mô hình xác định độ trễ và bước nhảy tối ưu cho chuỗi dữ liệu. Kết quả ước lượng mô hình ARMA được cho thấy cả hai chuỗi lợi suất S&P500 và VN-Index đều có giá trị dự báo dựa trên dữ liệu trong quá khứ. Cụ thể, bậc của mô hình trung bình của chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500 lần lượt có dạng ARMA(2,2) và ARMA(1,1).

Tiếp đến, việc xác định các mô hình biên $GJR-GARCH(r,m)$ phù hợp nhất dựa vào bậc p, q được xác định ở phần trên, các dạng hàm phân phối của chuỗi phần dư (gồm phân phối chuẩn (normal), phân phối student-t, phân phối skewed-student-t và phân phối GED) và tiêu chuẩn thông tin AIC, BIC, SIC và HQIC. Kết quả chỉ ra rằng mô hình biên tối ưu của chuỗi lợi suất VN-Index có dạng ARMA(2,2)-GJR-GARCH(1,1) skewed-t và mô hình biên tối ưu của chuỗi lợi suất S&P500 có dạng ARMA(1,1)-GJR-GARCH(2,2) skewed-t.

Kết quả ước lượng tham số mô hình biên của chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500 được trình bày trong Bảng 5. Hệ số ước lượng γ_1, γ_2 đại diện cho hiệu ứng đòn bẩy, chỉ ra sự khác biệt giữa cú sốc giảm giá và cú sốc tăng giá chứng khoán đối với độ biến động của lợi suất. Hệ số γ_1 của chuỗi VN-Index có ý nghĩa ở mức 5%, chỉ ra rằng tồn tại sự biến động bất đối xứng của lợi suất chứng khoán trước các cú sốc làm giảm giá hoặc tăng giá chứng khoán tại thời điểm $t-1$. Cụ thể, khi giá chứng khoán chịu một cú sốc bất lợi tại thời điểm $t-1$, độ biến động lợi suất tại thời điểm t sẽ cao hơn 6,29% so với cú sốc tăng giá. Tương tự, đối với mô hình biên của chuỗi lợi suất S&P500, cả hai hệ số γ_1 và γ_2 có ý nghĩa ở mức cao, các cú sốc làm giảm giá chứng khoán tại thời điểm $t-1$ ($t-2$) sẽ gây ra sự biến động của lợi suất S&P500 cao hơn 17,58% (24,87%) so với các cú sốc làm tăng giá.

Bảng 6: Kiểm định sự phù hợp của mô hình phân phối biên của RVNI và RSP500

	VN - Index	S&P500
Kiểm định A-D	√	√
Kiểm định Cv-M	√	√
Kiểm định K-S	√	√

Ghi chú: Giả thuyết H_0 của cả ba kiểm định: Biến Z_t độc lập và hàm phân phối xác suất có dạng đồng nhất. Dấu √ biểu thị cho giả thuyết H_0 được chấp nhận.

Dựa vào mô hình biên tối ưu đã được xác định cho mỗi chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500, tiến hành trích xuất phần dư chuẩn hóa z_{1t}, z_{2t} của mỗi chuỗi lợi suất. Sau đó, sử dụng hàm phân phối biên thực nghiệm để chuyển đổi z_{1t}, z_{2t} sang giá trị xác suất hay giá trị tích phân $u_t = F_1(z_{1t} | \Omega_{t-1})$ và $v_t = F_2(z_{2t} | \Omega_{t-1})$. Kết quả các kiểm định A-D, Cv-M và K-S trình bày trong Bảng 6 chỉ ra rằng, giả thuyết biến u_t, v_t là độc lập và có phân phối đồng nhất trong khoảng (0,1) được thỏa mãn.

Bảng 7: Kết quả ước lượng tham số mô hình ARMA-GJR-Copula VN-Index - S&P500

Hàm Copula	Hệ số	Giá trị ước lượng
Gaussian	ρ	0,07132*** (0,01648)
T - Student	ρ	0,05267** (0,01811)
	$\lambda_L = \lambda_U$	0,00153
	d	15,11
Clayton	α	0,09895*** (0,01833)
	λ_L	0,00098
	τ_{KC}	0,05000
Gumbel	γ	1,03351*** (0,01059)
	λ_U	0,04445
	τ_{KG}	0,03000

Ghi chú: ***, ** chỉ mức ý nghĩa 1%, 5% tương ứng; sai số chuẩn (SE) được trình bày trong dấu ngoặc đơn.

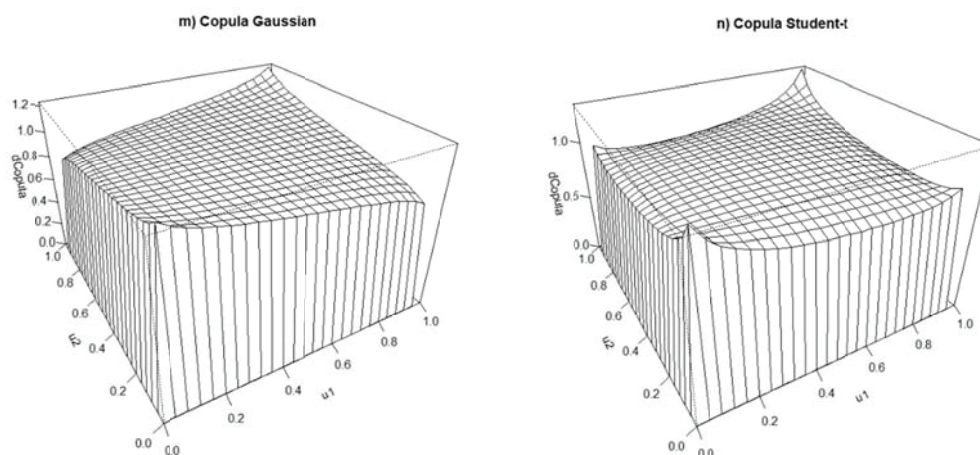
Kế đến, các biến đồng nhất u, v của mỗi chuỗi lợi suất được xác định dựa vào các tham số ước lượng của hàm phân phối biên thực nghiệm. Biến u, v là vector các giá trị xác suất tương ứng với mỗi biến phân dư chuẩn hóa (z_t) của mỗi chuỗi lợi suất, là hai biến của hàm Copula được sử dụng để ước lượng hệ số phụ thuộc và phụ thuộc đuôi.

4.5. Ước lượng tham số mô hình Copula

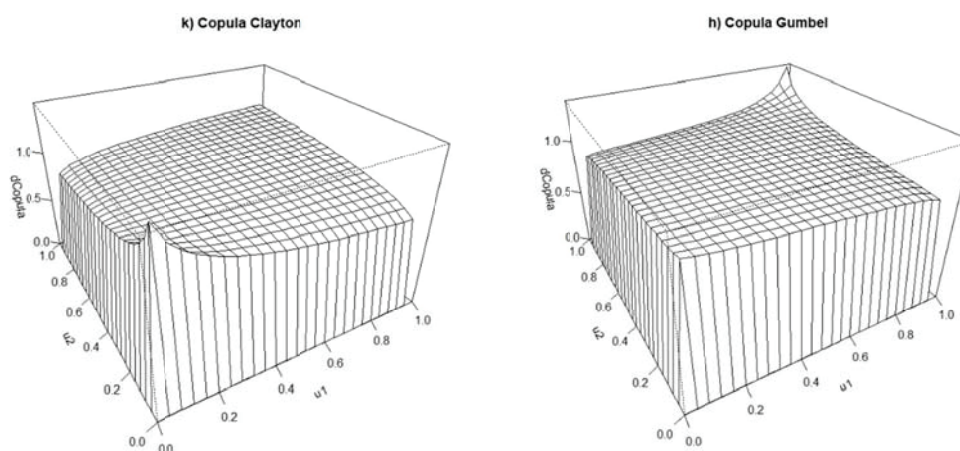
Tham số ước lượng của các hàm số Copula và hệ số phụ thuộc đuôi biểu thị cấu trúc phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500 được trình bày trong Bảng 7.

Các hàm copula họ Elliptical đối xứng (Gaussian, Student-t) và hai copula họ Archimedean bất đối xứng

Hình 4: Đồ thị hàm mật độ xác suất Copula Gaussian (m) và Copula Student-t (n)



Hình 5: Đồ thị hàm mật độ xác suất Copula Clayton (k) và Copula Gumbel (h)



(Gumbel, Clayton) được sử dụng để xác định cấu trúc phụ thuộc giữa hai chuỗi lợi suất được xem xét. Kết quả chỉ ra rằng, hai chuỗi lợi suất VN-Index và S&P500 có mối quan hệ phụ thuộc. Hơn nữa, hệ số phụ thuộc đuôi dưới (λ_L) và đuôi trên (λ_U) chỉ ra rằng cả hai thị trường có mối quan hệ phụ thuộc với nhau khi một trong hai thị trường sụp đổ hoặc bùng nổ. Tuy nhiên, mối quan hệ phụ thuộc đuôi này là rất yếu. Ứng với các tham số ước lượng, đồ thị hàm mật độ xác suất của các hàm copula được biểu thị trong Hình 4 và Hình 5.

Dựa vào giá trị của AIC và BIC được trích xuất từ phương pháp MLE được trình bày trong Bảng 8, trong bốn mô hình copula được xem xét, mô hình copula Clayton là mô hình phù hợp nhất với dữ liệu đầu vào. Như vậy, tồn tại sự phụ thuộc đuôi dưới giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán Mỹ khi xảy ra sự sụt giảm giá mạnh tại một trong hai thị trường, nhưng sự phụ thuộc này là yếu. Hệ số Kendall $\tau_{KC} = 0,05000$ của hàm copula Clayton với tham số $\alpha = 0,09895$ chỉ ra rằng, trong một phiên giao dịch, khả năng hai thị trường cùng giảm giá hoặc cùng tăng giá sẽ cao hơn khả năng giá tại hai thị trường biến động ngược chiều nhau là 5%.

Bảng 8: Lựa chọn hàm Copula phù hợp qua Tiêu chuẩn thông tin AIC, BIC

Hàm Copula	Tiêu chuẩn thông tin	
	AIC	BIC
Gaussian	-16,52	-10,32
T - Student	-30,30	-17,90
Clayton	-35,01	-28,81
Gumbel	-9,44	-3,24

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 thị trường chứng khoán phát triển, tương tự như mối quan hệ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường Mỹ. Cụ thể, các nghiên cứu vận dụng một số mô hình GARCH kết quả cho thấy rằng một số thị trường cận biên tại Châu Âu, Châu Mỹ Latin và Châu Á không có quan hệ phụ thuộc với thị trường Mỹ, trong đó có Việt Nam (Samarakoon, 2011; Thuan, 2011). Tương tự, khi vận dụng mô hình GARCH-Copula, mối quan hệ phụ thuộc yếu hoặc không có mối quan hệ phụ thuộc cũng được tìm thấy giữa thị trường cận biên và thị trường phát triển (Yang & cộng sự, 2015; Mensah & Alagidede, 2017).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này vận dụng mô hình copula có điều kiện (ARMA-GJR-GARCH-skewed-student-t - Copula) để xem xét cấu trúc phụ thuộc và sự phụ thuộc đuôi giữa thị trường chứng khoán Mỹ và Việt Nam cho mẫu số liệu theo ngày bao gồm 3.636 quan sát từ ngày 04 tháng 01 năm 2006 đến ngày 30 tháng 12 năm 2020. Lợi thế của phương pháp này là nó có thể mô hình hóa sự phụ thuộc đuôi giữa hai thị trường và không dựa trên giả định chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn, phản ánh sự biến động bất đối xứng (Jondeau & Rockinger, 2006). Kết quả chỉ ra rằng thị trường chứng khoán Mỹ và Việt Nam có mối quan hệ phụ thuộc nhưng ở mức độ yếu. Hơn nữa, sự phụ thuộc đuôi dưới giữa hai thị trường cũng được tìm thấy nhưng không đáng kể. Hay nói cách khác, khả năng khi một sự kiện gây ra sự sụt giảm giá mạnh vượt qua ngưỡng nào đó tại thị trường này ít có khả năng gây ra sự sụt giảm vượt ngưỡng nào đó ở thị trường còn lại.

Vì vậy, kết quả của nghiên cứu này có ý nghĩa đối với các nhà hoạch định chính sách và các nhà quản lý rủi ro. Ví dụ, thông tin này có thể giúp các nhà đầu tư xây dựng lòng tin, gia tăng lợi nhuận tiềm năng và tìm kiếm cơ hội đa dạng hóa rủi ro khi nắm giữ các chứng khoán Việt Nam. Nhìn chung, nghiên cứu này đóng góp đáng kể vào tài liệu liên quan đến sự phụ thuộc lẫn nhau giữa thị trường cận biên và thị trường phát triển dưới góc độ cực biên. Tuy nhiên, việc xem xét mối quan hệ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường phát triển và thị trường mới nổi ở Đông Á có quan hệ thương mại và vị trí địa lý gần gũi vẫn chưa được xem xét. Đây cũng là gợi ý cho 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.
- Bianconi, M., Yoshino, J.A. & Sousa, M.O.M. (2013), 'BRIC and the U.S. financial crisis: An empirical investigation of stock and bond markets', *Emerging Markets Review*, 14, 76-109.
- Calvo, G. A & Mendoza, E.G. (1998), 'Rational contagion and the globalization of securities markets', *Journal of International Economics*, 51(1), 79-113.
- 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.

- Clayton, D.G. (1978), 'A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence', *Biometrika*, 65(1), 141-151.
- Engle, R.F. & Ng, V.K. (1993), 'Measuring and testing the impact of news on volatility', *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Genest, C., Quessy, J.F. & Rémillard, B. (2006), 'Goodness of fit procedures for copula models based on the probability integral transformation', *Scandinavian Journal of Statistics*, 33(2), 337-366.
- 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.
- Gumbel, E.J. (1960), 'Bivariate exponential distributions', *Journal of the American Statistical Association*, 55(292), 698-707.
- 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.
- Hasthak, N. (1995), 'The effect of nations' economic linkages on the co- movement of their stock markets', *Honors Projects*, p.55.
- Horvath, R. & Petrovski, D. (2013), 'International stock market integration: Central and South Eastern Europe compared', *Economic Systems*, 37, 81-91.
- Hồ Thủy Tiên, Hồ Thu Hoài & Ngô Văn Toàn (2017), 'Mô hình hóa biến động thị trường chứng khoán: Thực nghiệm từ Việt Nam', *Tạp chí Khoa học đại học Quốc gia Hà Nội: Kinh tế và Kinh doanh*, 33, 31-11.
- 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.
- Joe, H. (1997), *Multivariate Models and Multivariate Dependence Concepts*, Chapman and Hall/CRC, London.
- Joe, H. & Xu, J.J. (1996), 'The estimation method of inference functions for margins for multivariate models', *Technical Report No. 166*, Department of Statistics, University of British Columbia, Vancouver.
- 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.
- Moore, T. & Wang, P. (2014), 'Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets', *International Review of Economics & Finance*, 29, 1-11.
- Nelsen, 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.
- Rockinger, M. & Jondeau, E. (2001), 'Conditional dependency of financial series: An application of Copulas', *HEC Department of Finance Working Paper No. 723*, HEC Department of Finance.
- Samarakoon, L.P. (2011), 'Stock market interdependence, contagion, and the U.S. financial crisis: The case of emerging

-
- and frontier markets’, *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*, 21, 724-742.
- Shumway, R.H. & Stoffer, D.S. (2016), *Time Series Analysis and Its Applications with R Examples*, Springer, Berlin.
- 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.