

DOI:10.22144/ctu.jsi.2019.078

MỐI QUAN HỆ PHỤ THUỘC GIỮA GIÁ VÀNG VÀ TỶ GIÁ NGOẠI TỆ Ở VIỆT NAM

Văn Công Hiền và Phan Đình Khôi*

Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Phan Đình Khôi (email: pdkhoi@ctu.edu.vn)

Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 17/04/2019

Ngày nhận bài sửa: 31/05/2019

Ngày duyệt đăng: 26/07/2019

Title:

Structural dependence between gold price and exchange rate in Vietnam

Từ khóa:

Cấu trúc phụ thuộc, Copula, giá vàng, tỷ giá

Keywords:

Copula, Exchange rate, Gold price, structural dependence

ABSTRACT

The linear relationship between gold price and exchange rate time series data is presumably based on the normal distribution assumption although this relationship is not always valid under the extreme market condition. This paper applied copula method to model the dependent relationship between gold price returns and USD/VND exchange rate under normal and extreme market conditions. The results showed that there was no dependent relationship between gold price and USD/VND exchange rate as well as gold was not a risk hedging mechanism for the fluctuation of USD/VND exchange rate in less volatile market condition. Meanwhile, gold was the safe haven for the USD/VND in the extreme fluctuation market. The results implied that a stable exchange rate and gold markets under highly volatile market conditions gold markets and exchange rate market should be integrated to allow investors to exploit hedging mechanism in one market to avoid risk in another.

TÓM TẮT

Mối tương quan tuyến tính giữa biến động giá vàng và tỷ giá ngoại tệ qua thời gian dựa vào giả định chuỗi thời gian có phân phối chuẩn mặc dù mối quan hệ này có thể bị sai lệch trong điều kiện biến động bất thường. Bài viết này áp dụng phương pháp copula để ước lượng mối quan hệ phụ thuộc giữa tỷ suất sinh lợi của vàng và tỷ giá ngoại tệ USD/VND trong điều kiện nền kinh tế bình thường và cả trong nền kinh tế biến động cực biên. Kết quả cho thấy không có sự phụ thuộc giữa vàng và tỷ giá USD/VND; và vàng không phải là công cụ phòng ngừa rủi ro cho biến động của tỷ giá USD/VND trong điều kiện thị trường ít biến động. Trong khi đó, vàng lại là kênh trú ẩn an toàn đối với biến động tỷ giá USD/VND trong điều kiện thị trường biến động bất thường. Kết quả hàm ý rằng để giao dịch ngoại tệ và vàng ổn định trên hai thị trường trong điều kiện nền kinh tế có nhiều biến động hiện nay, các sàn giao dịch vàng và sàn giao dịch ngoại tệ cần được kết nối để tạo kênh lưu thông và trú ẩn cho nhà đầu tư.

Trích dẫn: Văn Công Hiền và Phan Đình Khôi, 2019. Mối quan hệ phụ thuộc giữa giá vàng và tỷ giá ngoại tệ ở Việt Nam. Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ. 55(Số chuyên đề: Kinh tế): 31-41.

1 GIỚI THIỆU

Giá vàng và đồng đô la Mỹ (USD) không chỉ là những chỉ số kinh tế quan trọng đối với các thị

trường tài chính ở các quốc gia mà biến động giá vàng và tỷ giá USD còn gắn liền với biến động chu kỳ của các chỉ số kinh tế vĩ mô. Trong thời gian gần đây, giá vàng tăng liên tục trong khi đó tỷ giá

USD/VND lại có xu hướng biến động giảm. Dữ liệu của Gold.org cho thấy xu hướng tăng giá vàng trên thế giới ủng hộ quan điểm cho rằng vàng là kênh trú ẩn an toàn trong điều kiện lạm phát tăng do đồng USD mất giá.

Biến động giá vàng thế giới có tác động không nhỏ đến thị trường vàng trong nước. Giá vàng ở thị trường Việt Nam tăng liên tục, đặc biệt là trong giai đoạn 2008 – 2012, giá vàng SJC của Sài Gòn SJC được công bố tại sggp.org.vn giao dịch ở mức 46,65 - 47 triệu đồng/lượng trong ngày 21 tháng 9 năm 2012, đây là mức tăng giá vàng trong nước mạnh hơn rất nhiều so với mức tăng giá vàng trên thế giới. Cũng trong thời điểm đó, tỉ giá USD/VND được Ngân hàng Nhà nước nâng lên cao. Cụ thể, giá USD/VND tại Vietcombank.com ngày 21 tháng 9 được bán ra với giá 20.865 đồng tương ứng với mức đỉnh của USD trong vòng 12 năm. Từ quan sát thực tế, mối quan hệ nghịch chiều giữa đồng USD với vàng có còn chính xác trong điều kiện kinh tế ngày càng khó dự báo. Mối quan hệ này cần phải được kiểm chứng lại khi nền kinh tế có những biến động mạnh đặc biệt là tại thị trường Việt Nam.

Mối quan hệ phụ thuộc giữa giá vàng và tỷ giá USD thường được đo lường dựa vào hệ số tương quan tuyến tính từ các mô hình ước lượng chuỗi thời gian phổ biến như là mô hình định giá thời lượng, mô hình Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH), mô hình nghiên cứu về định giá tài sản vốn (CAPM), mô hình Value at risk (VaR), mô hình Expected Loss (EL). Tuy nhiên, những mô hình trên chỉ phù hợp khi các chỉ số đo lường trong nền kinh tế hoạt động bình thường, ít biến động. Kết quả của các mô hình trên sẽ không còn chính xác khi nền kinh tế dao động cực biên cùng với nhiều biến động bất ổn của thị trường. Bên cạnh đó, các mô hình trên thường được ước lượng dựa vào giả định phân phối chuẩn của lợi suất tài sản. Trong thực tế, các kiểm định cho kết luận lợi suất của tài sản thường có phân phối không chuẩn và thường ở dạng đuôi dày vì thế giả định phân phối sẽ không được thỏa mãn.

Phương pháp copula dựa vào định lý Sklar (1959) cho phép ước lượng mối quan hệ phụ thuộc dựa vào các phân phối biên duyên không có cùng dạng phân phối của các chuỗi số liệu ngày càng được nhiều nhà nghiên cứu quan tâm để giải quyết những hạn chế về phân phối của số liệu mà các phương pháp ước lượng trước đây gặp phải. Mặc dù Copula không phải là thuật ngữ xa lạ, mô hình copula đã được sử dụng nhiều trong lĩnh vực tài chính. Tuy nhiên, ở Việt Nam có ít nghiên cứu sử dụng copula để phân tích mối tương quan trong các điều kiện biến động cực biên của các chuỗi số liệu.

Bài viết này vận dụng phương pháp copula để phân tích mối quan hệ phụ thuộc giá vàng và tỷ giá USD dựa trên chuỗi số liệu lợi suất của vàng và tỷ giá USD/VND ở thị trường Việt Nam. Kết quả phân tích không chỉ cung cấp thông tin về mối quan hệ phụ thuộc của lợi suất của hai chỉ số quan trọng đối với nhà đầu tư khi thị trường vàng và thị trường ngoại hối có những biến động lớn mà còn là cơ sở để điều chỉnh các chính sách ổn định kinh tế vĩ mô trong điều kiện hai thị trường có dấu hiệu biến động cực biên.

2 LƯỢC KHẢO TÀI LIỆU

Nghiên cứu mối quan hệ giữa giá vàng với tỷ giá ngoại tệ nhằm giúp phòng ngừa rủi ro khi xảy ra lạm phát được xem như là quan điểm phổ biến. Vai trò của vàng như là một kênh trú ẩn của các nhà đầu tư từ lâu đã được khẳng định trong lĩnh vực tài chính nói riêng và kinh tế nói chung ở các thị trường phát triển và đang phát triển. Cụ thể, Chua and Woodward (1982) dựa vào số liệu từ sáu nước công nghiệp trong giai đoạn 1975-1980 để xem xét vàng có phải là công cụ hiệu quả cho các nhà đầu tư khi có lạm phát khi mức giá chung của một quốc gia thay đổi. Kết quả chỉ ra rằng trong thời gian đầu tư từ một đến sáu tháng thì vàng chính là công cụ hiệu quả để chống lại rủi ro lạm phát ở Mỹ. Beckers and Soenen (1984) đặt vấn đề tương tự trong điều kiện thị trường bất ổn cho thấy giá vàng có tương quan nghịch USD. Gần đây, Ghosh *et al.* (2004) nghiên cứu mối quan hệ của giá vàng và tỷ giá USD trong ngắn hạn và dài hạn đưa ra kết luận rằng giá vàng tăng cùng với tỷ lệ lạm phát theo thời gian cho phép xem xét vàng như là công cụ phòng ngừa rủi ro. Tiếp đến, Baur and Lucey (2010) xem xét liệu vàng có phải là kênh phòng ngừa rủi ro hay là kênh trú ẩn an toàn cho cổ phiếu và trái phiếu khi giá của nó thay đổi đột ngột. Theo đó, mối quan hệ theo thời gian giữa cổ phiếu, trái phiếu và vàng được xem xét để đi đến kết luận rằng vàng là kênh phòng ngừa rủi ro khi thị trường bình thường và là kênh trú ẩn an toàn khi thị trường chứng khoán biến động ở thị trường chứng khoán Mỹ và Anh.

Mối quan hệ giữa vàng và tỷ giá ngoại tệ còn được nhiều tác giả như Beckers and Soenen (1984), Sjasstad and Scacciavillani (1996), Capie *et al.* (2005), Rool (2011) nghiên cứu nhằm chỉ ra sự hấp dẫn của vàng như là công cụ phòng ngừa rủi ro đối với các nhà đầu tư. Các kết luận quan trọng được rút ra như là: (i) khẳng định vàng là công cụ phòng ngừa rủi ro hữu hiệu đối cho tỷ giá USD; (ii) giá vàng và USD có mối tương quan nghịch khi giá vàng tính theo đô la tăng và giá đô la tính theo các đồng tiền khác giảm; và (iii) giá vàng tăng có sự liên quan trực tiếp đến sự mất giá đồng tiền của chính quốc gia đó.

Các phương pháp để đo lường biến động đồng thời của hai biến thường dựa vào giả định phân phối của chuỗi số liệu. Trong đó, phương pháp copula có những ưu điểm vượt trội hơn so với các phương pháp thông thường bởi vì hàm Copula cho phép xác định cấu trúc phụ thuộc giữa hai biến một cách đầy đủ và linh hoạt dựa vào các thuộc tính: Phụ thuộc đuôi trái và phụ thuộc đuôi phải một cách linh hoạt đối với mô hình tham số, bán tham số và phi tham số. Các ứng dụng quan trọng của copula bao gồm: (i) quản trị rủi ro (Cherubini *et al.*, 2004; Embrechts *et al.*, 2003) và (ii) nghiên cứu sự “lây lan” (contagion) giữa các thị trường tài chính (Rodriguez, 2007; Reboredo, 2011; 2012; 2013; Yang and Hamori, 2014; Tachibana, 2017).

Thực tế ở Việt Nam gần đây cho thấy thị trường vàng đang dịch chuyển về châu Á và sự trỗi dậy của châu Á với tư cách trung tâm giao dịch vàng, dần thay thế thị trường phương Tây; và mối quan hệ giữa tỷ giá USD và giá vàng có nhiều đột biến. Tuy nhiên, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa vàng và tỷ giá USD chỉ ra có mối quan hệ này hầu như không tồn tại. Cụ thể, Huỳnh Thị Thúy Vy (2014) sử dụng phương pháp tiếp cận copula để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc của vàng và các loại tỷ giá ở Việt Nam chỉ ra rằng vàng và USD hầu như không có mối quan hệ phụ thuộc. Mặc dù vậy, dựa vào số liệu theo tuần (weekly data) với khoảng thời gian tương đối ngắn của giá vàng nên kết quả vẫn chưa phản ánh chưa đúng bản chất của thị trường vàng ở Việt Nam. Mục tiêu của bài viết này nhằm xem xét lại mối quan hệ phụ thuộc giữa giá vàng và tỷ giá ngoại tệ dựa vào số liệu quan sát theo ngày (daily data) với khoảng thời gian dài và phương pháp ước lượng copula để củng cố kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đây, từ đó đưa ra các khuyến nghị hợp lý cho nhà đầu tư.

3 LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP PHÂN TÍCH

3.1 Cơ sở lý thuyết

Đầu tư vào các thị trường vàng hay ngoại hối đòi hỏi nhà đầu tư phải dự báo được biến động của thị trường. Bởi vì, giá vàng và tỷ giá thay đổi liên tục không chỉ theo ngày mà theo từng giao dịch thực (real time change) gắn với cung cầu thị trường. Biến động giá vàng và ngoại tệ bị còn ảnh hưởng bởi những thay đổi của nền kinh tế vĩ mô. Mối tương quan nghịch giữa vàng và tỷ giá USD được cho là bắt nguồn từ thực tế vàng được xem như là công cụ hữu hiệu nhất để phòng ngừa lạm phát nhờ vào giá trị ổn định của nó. Ngược lại đồng USD thể hiện vị thế phòng ngừa rủi ro thông qua cơ chế neo theo tỷ giá (pegged exchange rate). Khi thị trường biến động, giá trị trao đổi của đô la giảm làm cho nhà đầu tư phải mất nhiều USD để mua vàng để duy trì giá

trị tài sản, từ đó làm cho giá vàng được nâng lên và ngược lại. Như vậy, không chỉ khi các ngân hàng Trung ương mua vàng làm ảnh hưởng đến tỷ giá USD mà ngay cả khi nhà đầu tư tăng nhu cầu vàng như một công cụ dự trữ cũng sẽ làm ảnh hưởng đến cung cầu tiền nội tệ và ngoại tệ; làm ảnh hưởng đến lạm phát. Điều này phần lớn là vì các ngân hàng trung ương phụ thuộc vào việc in thêm tiền để mua vàng, và do đó tạo ra một nguồn cung dư thừa đồng tiền định danh so với vàng hoặc ngoại tệ.

Mối quan hệ phụ thuộc giữa chuỗi số liệu thời gian theo phương pháp copula dựa vào định lý (Sklar, 1996) với hàm nối Copula có dạng như sau:

$$F_{XY}(x,y)=C(F_X(x),F_Y(y)) \quad (1)$$

Trong đó:

F_{XY} là phân phối kết hợp (joint distribution) của X và Y.

X và Y là biến ngẫu nhiên

$u = F_X(x)$ và $v = F_Y(y)$ là các hàm phân phối biên.

C được xác định một cách duy nhất dựa vào $\text{Rank}F_X \times \text{Rank}F_Y$ khi phân phối biên của X và Y là liên tục. Tương tự như vậy, nếu C là một hàm Copula, hàm số F_{XY} trong phương trình (1) là một hàm phân phối biên liên kết của các hàm phân phối biên F_X và F_Y .

Hàm nối Copula có điều kiện (Patton, 2009) có thể viết như sau:

$$F_{XY|W}(x,y|w) = C(F_{X|W}(x|w), F_{Y|W}(y|w)) \quad (2)$$

Trong đó:

W là biến điều kiện

$F_{X|W}(x|w)$ là phân phối có điều kiện $X|W = w$

$F_{Y|W}(y|w)$ là phân phối có điều kiện $Y|W = w$

$F_{XY|W}(x,y|w)$ là phân phối có điều kiện liên kết $(X,Y)|W = w$

Sklar (1966) chỉ ra phần phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên được xác định bởi một copula có thể được tách rời khỏi phần các biên duyên. Trái lại, nếu kết hợp hai phần lại với nhau sẽ cho phân phối đồng thời. Đặc tính này làm cho copula còn được gọi là hàm cấu trúc phụ thuộc. Do đó, hàm nối copula liên quan đến những điểm phân vị của phân phối biên hơn là với các biến ban đầu. Điều này có nghĩa là hàm nối copula không bị ảnh hưởng bởi sự biến động tăng đơn điệu của các biên.

Đối với phân phối kết hợp của hai biến không phải là phân phối dạng elip, các phương pháp ước lượng sự phụ thuộc truyền thống thông qua hệ số tương quan tuyến tính đôi khi sẽ cho kết quả với độ

tin cậy không cao. Vì vậy, hàm copula có lợi thế hơn trong nghiên cứu xác định mối quan hệ phụ thuộc so với các phương pháp ước lượng truyền thống.

Một đặc điểm đáng chú ý của copula là sự phụ thuộc tiệm cận đuôi (tail dependence) được dùng để đo lường xác suất phân phối của hai biến có cùng đuôi trên hoặc dưới. Đây là một cách đo lường xu hướng vận động của hai biến ngẫu nhiên cùng tăng hoặc cùng giảm. Hệ số của sự phụ thuộc tiệm cận trên (upper tail) và dưới (lower tail) của hai biến ngẫu nhiên X và Y có thể được biểu diễn theo hàm nối copula như sau:

$$\begin{aligned} \lambda_U &= \lim_{u \rightarrow 1} Pr(X \geq F_X^{-1}(u) | Y \geq F_Y^{-1}(u)) \\ &= \lim_{u \rightarrow 1} \left(\frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u} \right) \\ \lambda_L &= \lim_{u \rightarrow 0} Pr(X < F_X^{-1}(u) | Y < F_Y^{-1}(u)) \\ &= \lim_{u \rightarrow 0} \left(\frac{C(u, u)}{u} \right) \end{aligned}$$

Như vậy, yếu tố đầu vào để xác định cấu trúc phụ thuộc giữa các biến chính là phân phối biên của các biến. Mô hình ARMA-TGARCH được áp dụng dựa để xác định phân phối biên dựa vào phần dư từ kết quả ước lượng của mô hình.

Các dạng hàm copula

Các họ Copula thông dụng bao gồm:

a. Gaussian copula

Theo Cherubini *et al.* (2004), đặt $u_i = F(X_i)$, với $i=1,2$; khi đó copula Gaussian được xác định như sau:

$$C_{Gauss}(u_1, u_2; \rho) = \Phi_{\rho}(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2)) \quad (2)$$

Trong đó Φ_{ρ} là hàm phân phối chuẩn hóa đồng thời với hệ số tương quan tuyến tính ρ .

Hàm Copula này cho phép nghiên cứu khi số liệu có phân phối chuẩn với các cấu trúc phụ thuộc đuôi $\lambda_U, \lambda_L = 0$, điều này tương ứng với biến động của các biến được chuẩn hóa với hệ số tương quan (chia hiệp phương sai (covariance) của hai biến với tích độ lệch chuẩn tức phương sai (standard deviation) của chúng)

b. t-Student copula

Hàm Copula t-Student có dạng như sau:

$$C_{ST}(u, v; \rho, \nu) = T(t_{\nu}^{-1}(u), t_{\nu}^{-1}(v)) \quad (3)$$

Trong đó:

T là hàm phân phối tích lũy của hai biến có phân phối t-Student

ρ là hệ số tương quan

$t_{\nu}^{-1}(u), t_{\nu}^{-1}(v)$ là hàm phân vị của phân phối t-Student của từng biến với

ν là bậc tự do.

Theo Embrechts *et al.* (2003), copula t-Student cho phép phụ thuộc đuôi khác 0 đối xứng trong các đuôi, và có khả năng liên kết dương hay âm có cùng một khả năng xảy ra khi đó $\lambda_U = \lambda_L$, khi đó mối quan hệ phụ thuộc đuôi được xác định theo công thức:

$$\lambda_U = \lambda_L = 2t_{\nu+1}(-\sqrt{\nu+1}\sqrt{1-p}/\sqrt{1+p}) > 0 \quad (4)$$

Với $t_{\nu+1}(\cdot)$ là hàm phân phối tích lũy (CDF) của phân phối t-Student. Phụ thuộc đuôi dựa trên cả hệ số tương quan và bậc tự do.

c. Clayton và Gumbel copula

Nelsen (2013) định nghĩa hàm Clayton copula với dạng:

$$C_{CL}(u, v; \alpha) = \max\{(u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-\frac{1}{\alpha}}, 0\} \quad (5)$$

Theo đó, hàm này không đối xứng vì sự phụ thuộc ở đuôi bên trái lớn hơn ở đuôi bên phải và bằng 0 khi $\lambda_L = 2^{-\frac{1}{\alpha}} (\lambda_U = 0)$;

Trong khi đó, hàm Copula Gumbel có dạng:

$$C_G(u, v, \delta) = \exp(-((-\log u)^{\delta} + ((-\log v)^{\delta})^{\frac{1}{\delta}})) \quad (6)$$

Theo đó, hàm này cũng không đối xứng vì sự phụ thuộc đuôi bên phải lớn hơn đuôi bên trái và bằng 0 khi $\lambda_U = 2 - 2^{\frac{1}{\delta}} (\lambda_L = 0)$;

Trường hợp $\delta = 1$ thì hai biến u và v là độc lập.

3.2 Phương pháp phân tích

Các bước để ước lượng được mô hình copula bao gồm: (i) xác định mô hình biên phù hợp để chuẩn ước lượng các yếu tố đầu vào cho mô hình copula; và (ii) ước lượng tham số của copula bằng phương pháp (Inference for the margins - IFM) dựa theo Joe and Xu (1996).

a. Ước lượng mô hình phân phối biên

ARMA(p,q) – TGARCH(p,q)

Đối với mô hình copula với giả định các dữ liệu đầu vào có cùng một dạng phân phối và độc lập với nhau, mô hình ARMA – TGARCH được áp dụng để tìm ra phân phối biên của chuỗi dữ liệu. Mô hình ARMA – TGARCH phù hợp được xác định dựa vào

ma trận là kết quả của 16 mô hình con (Bảng 6a) tương ứng với các độ trễ (p,q) và phân dư theo các phân phối Normal, Student, t-Student, GED. Sau đó, các tiêu chí AIC, BIC, SIC, HQIC được sử dụng để cho phép xác định mô hình biên phù hợp nhất.

b. Kiểm định tính phù hợp của phân phối biên

Ba loại kiểm định để đánh giá sự phù hợp của các mô hình biên bao gồm: (i) kiểm định Anderson–Darling, Cramer–von Mises, và ks-test dựa vào đề xuất của Anderson (2011) và Reboledo (2013).

c. Ước lượng tham số của mô hình Copula

Ước lượng nhằm xác định các tham số copula được thực hiện qua hai giai đoạn: (i) xác định các tham số của từng họ copula riêng lẻ ứng với từng dạng thị trường; và (ii) dựa vào chỉ tiêu chí AIC và BIC để xác định dạng copula phù hợp nhất với sai số ước lượng thấp nhất và phản ánh đúng với biến động của chuỗi số liệu của thị trường nhất.

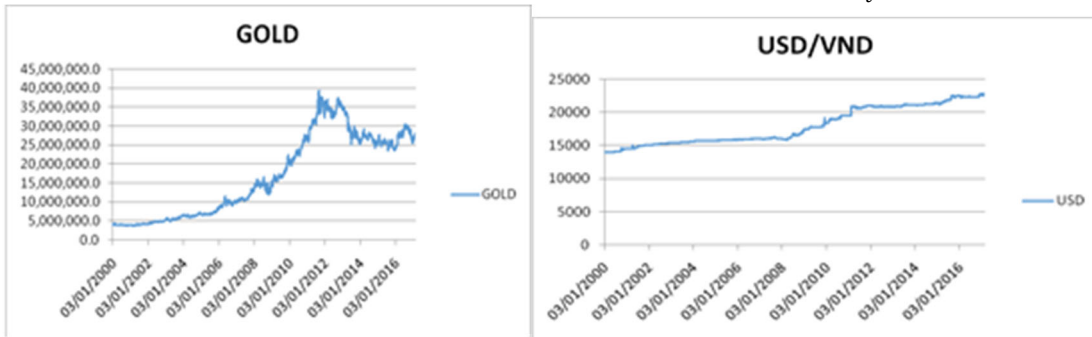
4 KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

4.1 Mô tả dữ liệu

Dữ liệu được sử dụng là tỷ suất lợi tức theo ngày của chuỗi giá vàng và tỷ giá USD trong giai đoạn từ 1/1/2000 đến tháng 24/2/2017. Trong đó, tỷ giá USD được thu thập tại trang web của ngân hàng Vietcombank, và giá vàng được thu thập tại trang web gold.org.

Trong giai đoạn nghiên cứu, giá vàng và tỷ giá USD có xu hướng tăng, đặc biệt là trong hai đợt khủng hoảng tài chính lớn vào năm 2008 và 2012. Điều này thể hiện qua sự mất giá của đồng tiền VND đối với USD (Hình 1). Các biến giá trị của vàng (GOLD) và tỷ giá USD đều được chuyển thành tỷ suất lợi tức theo ngày và được ký hiệu thành RGOLD và RUSD, tương ứng dựa vào công thức (7):

$$R_t = \frac{P_{t-1} - P_t}{P_t} \quad (7)$$



Hình 1: Giá vàng và tỷ giá USD/VND giai đoạn 2000-2017

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Bảng 1: Thống kê mô tả của lợi tức của tỷ giá USD/VND và vàng

| | RUSD | RGOLD |
|------------------|-----------|----------|
| Giá trị cực tiểu | -4,26563 | -9,10655 |
| Giá trị cực đại | 6,72140 | 7,56917 |
| Trung bình | 0,01114 | 0,04968 |
| Trung vị | 0,00000 | 0,02226 |
| Độ lệch chuẩn | 0,22852 | 1,13324 |
| Độ lệch | 7,80167 | -0,02390 |
| Độ nhọn | 281,14652 | 5,50670 |
| Số quan sát | 4.471 | |

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Bảng 1 mô tả các thuộc tính ngẫu nhiên của chuỗi tỷ suất lợi tức của vàng và USD. Giá trị cực trị của RUSD và RGOLD cho thấy biên độ giao động của tỷ giá USD và giá vàng là khá lớn, trong đó biên độ dao động của RGOLD lớn hơn RUSD. Điều đáng chú ý là giá trị lớn nhất và nhỏ nhất của

RUSD đều lớn hơn 3% so với quy định của nhà nước. Chính vì chính sách bình ổn tỷ giá làm cho thị trường trong nước luôn xuất hiện song hành hai loại tỷ giá. Việc xuất hiện giá trị biến động cao là do những lần điều chỉnh bất thường của chính phủ. Tỷ suất sinh lời trung bình vàng và USD đều ở mức lớn hơn 1%; tuy vậy, tỷ suất lợi tức của vàng cao hơn nhiều so với USD. Độ lệch chuẩn biến động gấp đôi mức trung bình với biên độ dao động của vàng lớn hơn so với USD phản ánh chính sách ổn định giá ngoại tệ của chính phủ trong khi thị trường vàng trong nước được thả nổi theo thị trường vàng thế giới. Giá trị của độ lệch (Skewness) và độ nhọn (Kurtosis) cho thấy phân phối của chuỗi lợi tức vàng (RGOLD) và tỷ giá ngoại tệ (RUSD) không đối xứng qua giá trị trung bình và có độ nhọn cao hơn phân phối chuẩn. Cụ thể, các giá trị độ nhọn ở Bảng 1 đều lớn hơn 3 cho thấy hai chuỗi lợi tức đều thuộc loại leptokurtic (đặc biệt là RUSD).

4.2 Chẩn đoán số liệu

Để đảm bảo kết quả hồi quy không bị chệch và mang tính nhất quán, các kiểm định được thực hiện để đảm bảo các chuỗi dữ liệu quan sát điều có tính dừng. Hai loại kiểm định được sử dụng bao gồm: ADF (Augmented Dickey – Fuller) và KPSS (Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin).

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng của chuỗi vàng và USD

| Chỉ số | ADF | KPSS |
|--------|------------|---------|
| RGOLD | -16,738*** | 0,147** |
| RUSD | -16,796*** | 0,110* |

Ghi chú: Dấu ***, **, và * chỉ mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%, tương ứng

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Kết quả kiểm định ở Bảng 2 cho kết luận rằng hai chuỗi giá trị đều có tính dừng. Cụ thể, kiểm định ADF cho phép kết luận tính dừng ở hai chuỗi ở mức ý nghĩa 1%. Tương tự, kiểm định KPSS cho phép kết luận tính dừng ở cả hai chuỗi ở ý nghĩa 5% với vàng và 10% với USD. Kết quả kiểm định đảm bảo các kết quả phân tích hồi quy là nhất quán và không bị hiện tượng hồi quy giả.

Bảng 3 tổng hợp kết quả kiểm định phân phối chuẩn của chuỗi lợi tức vàng và tỷ giá USD. Kết quả kiểm định Jarque-Bera chỉ ra rằng tất cả các chuỗi tỷ suất lợi tức đều không có phân phối chuẩn ở mức ý nghĩa 1%. Bên cạnh đó, kiểm định Ljung-Box nhằm kiểm tra sự tự tương quan và cho thấy độ trễ

K của hai chuỗi quan sát nằm trong khoản từ 1 đến 20 ngày. Cuối cùng, kiểm định ARCH cho thấy có hiệu ứng ARCH ở mức ý nghĩa 1% và 10% tương ứng với vàng và USD.

Bảng 3: Kiểm định phân phối chuẩn của chuỗi lợi tức vàng và tỷ giá USD

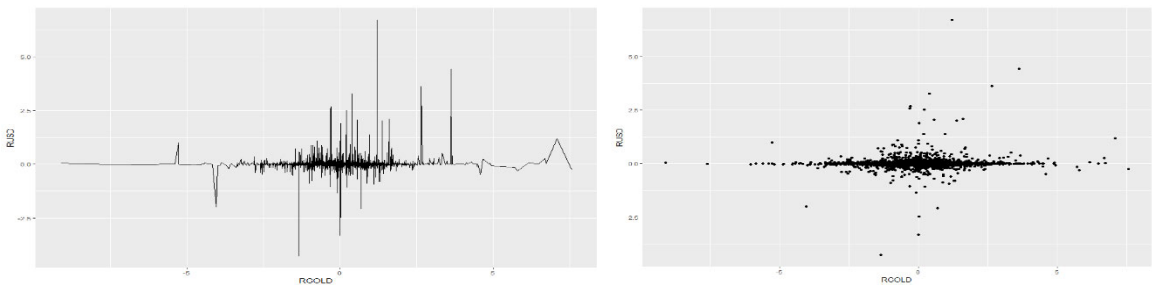
| | Jarque –Bera | Ljung Box | ARCH |
|-------|--------------|-----------|------|
| RGOLD | 5.634,2*** | 34,24** | *** |
| RUSD | 14.737,0*** | 511,04*** | * |

Ghi chú: ***, **, và * chỉ mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%, tương ứng

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

4.3 Hệ số tương quan

Hệ số tương quan Pearson cho phép kiểm định mối tương quan tuyến tính giữa các biến với nhau. Giá trị của P-value là 0,00052 chỉ ra rằng hai biến có mối tương quan tuy vậy mức độ tương quan giữa hai biến yếu, chỉ ở mức 0,05189. Đồng thời, giá trị hệ số tương quan Pearson dương cũng cho thấy sự biến thiên cùng chiều giữa RGOLD và RUSD. Tuy nhiên, đây chỉ là kết luận ban đầu bởi vì các phương pháp kiểm định này thường dựa vào phép biến đổi Fisher nên chỉ số tương quan Pearson chỉ hợp lý nếu biến số RGOLD và RUSD tuân theo luật phân phối chuẩn. Kết quả kiểm định Spearman và Kendall ở Bảng 4 cho thấy hệ số ρ (rho) ở mức 0,01442; và τ (tau) ở mức 0,010057 chỉ ra rằng mối tương quan giữa hai chuỗi là rất yếu và không có ý nghĩa ở mức 10%.



Hình 2: Biểu đồ tán xạ tương quan của RGOLD và RUSD

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Bảng 4: Hệ số tương quan giữa RGOLD với RUSD

| | Pearson | Spearman | Kendall |
|------------------|---------|----------|---------|
| Hệ số tương quan | 0,05189 | 0,01442 | 0,01006 |
| Giá trị P | 0,00057 | 0,33520 | 0,32090 |

Ghi chú: Giả thuyết H_1 : Hệ số tương quan thực khác 0

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

4.4 Kết quả ước lượng mô hình phân phối biên

Kết quả ước lượng mô hình copula dựa vào kết quả của mô hình ARMA (Autoregressive Moving Average) và tiêu chí lựa chọn mô hình phù hợp dựa theo Akaike (1973). Mô hình ARMA được George and Gwilym (1976) phát triển thành mô hình ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average – Tự hồi quy tích hợp Trung bình trượt). Đây là mô hình cốt lõi để xác định độ trễ và bước

nhảy phù hợp nhất cho chuỗi quan sát. Cụ thể, mô hình ARIMA được dùng để xác định bậc AR(p) và bậc MA(q) tối ưu với d bằng 0. Theo đó, mô hình

ARMA được ước lượng với kết quả tối ưu được trình bày ở Bảng 5.

Bảng 5: Kết quả lựa chọn mô hình ARMA phù hợp và các tham số ước lượng của của vàng và USD

| | ARMA(p,q) | MU | ARI | AR2 | MA1 | MA2 |
|--------------|---------------|---------|----------|----------|---------|---------|
| RUSD | ARMA(2,2) | 0,01114 | -0,83659 | -0,23841 | 0,68802 | - |
| RGOLD | ARMA(2,1) | 0,04967 | 0,00000 | -0,93045 | 0,01184 | 0,91980 |

Ghi chú: Mô hình ARMA được lựa chọn theo Akaike Information Criterion (AIC) và ước lượng hợp lý cực đại (LogL).

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Bảng 5 cho thấy cả hai chuỗi tỷ suất sinh lợi đều có giá trị dự báo dựa trên dữ liệu trong quá khứ hay nói cách khác giá trị trong quá khứ có tác động lớn đến giá trị trong tương lai. Tuy nhiên, thị trường vàng do bản chất là loại hàng hóa đặc biệt nên chịu nhiều tác động của yếu tố nên chuỗi này tồn tại cả 2 phần AR và MA.

Tiếp đến, tham số r được xác định dựa vào các mô hình TGARCH với mức thay đổi bậc p và q được xác định ở trên. Cơ sở để xác định mô hình biên được dựa vào các tiêu chí đánh giá bao gồm: AIC, BIC, SIC và HQIC. Ngoài ra, kết quả thông kê mô tả chỉ ra rằng hai chuỗi không có phân phối chuẩn

(độ lệch skewness và độ nhọn Kurtosis có độ lớn) nên hai phân phối dạng t - Student và ged (Generalized Error Distribution - GED) được bổ sung vào mô hình TGARCH. Cụ thể các dạng phần dư trong mô hình bao gồm: phân phối chuẩn, phân phối Student, phân phối sai số tổng quát (GED), và phân phối t - Student lệch (skewed Student). Kết quả ước lượng của bốn dạng phần dư tương ứng với cặp (p,q) giao động từ (1,1), (1,2), (2,1), (2,2) được tổng hợp ở Bảng 7. Tổng cộng có 16 kết quả từ các mô hình và các chỉ tiêu chỉ lựa chọn mô hình AIC, BIC, SIC và HQIC được sử dụng để xác định mô hình tối ưu.

Bảng 6a: Ma trận mô hình biên của USD

| TGARCH(p,q) | (1,1) | (1,2) | (2,1) | (2,2) |
|--------------------|----------|----------|----------|----------|
| Normal | | | | |
| AIC | -1,96207 | -1,76245 | -1,96623 | -1,78096 |
| BIC | -1,95490 | -1,75386 | -1,95620 | -1,76950 |
| SIC | -1,96207 | -1,76246 | -1,96623 | -1,78096 |
| HQIC | -1,95954 | -1,75942 | -1,96269 | -1,77692 |
| Student | | | | |
| AIC | -2,87020 | -2,86899 | -2,86962 | -2,86917 |
| BIC | -2,86160 | -2,85896 | -2,85816 | -2,85628 |
| SIC | -2,87020 | -2,86899 | -2,86962 | -2,86918 |
| HQIC | -2,86717 | -2,86545 | -2,86558 | -2,86462 |
| t - Student | | | | |
| AIC | -2,87118 | -2,86996 | -2,87050 | -2,87005 |
| BIC | -2,86115 | -2,85850 | -2,85761 | -2,85573 |
| SIC | -2,87118 | -2,86997 | -2,87051 | -2,87006 |
| HQIC | -2,86764 | -2,86592 | -2,86596 | -2,86500 |
| GED | | | | |
| AIC | 0,07186 | | 0,07666 | |
| BIC | 0,08046 | | 0,08812 | |
| SIC | 0,07186 | | 0,07665 | |
| HQIC | 0,07489 | | 0,08070 | |

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Tóm lại, kết quả ở Bảng 6a và 6b cho thấy mô hình tối ưu của vàng là GARCH(2,1) với phân phối GED và của USD là GARCH(1,1) với phân phối t-Student, tương ứng với giá trị các tiêu chí chọn lựa nhỏ nhất. Kết quả này cho phép xác định được các tham số tổng quát p, q, r tương ứng với các giá trị

α, β , và γ từ các mô hình ước lượng. Cụ thể, hệ số α của mô hình ARCH chỉ sự thay đổi phương sai của sai số khi tỷ suất sinh lời thay đổi. Hệ số β của mô hình GARCH chỉ biến động của tỷ suất sinh lời được giải thích bởi giá trị trước đó. Nói cách khác, trong giá trị của dãy chỉ số theo thời gian tại

thời điểm t bị tác động bởi giá trị trước đó, $t-1$; đây được gọi là hiện tượng “trí nhớ dài hạn”. Hệ số β

cho phép giải thích phần trăm tác động của giá giai đoạn trước tác động lên giai đoạn hiện tại.

Bảng 6b: Ma trận mô hình biên của GOLD

| GARCH | (1,1) | (1,2) | (2,1) | (2,2) |
|--------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Normal | | | | |
| AIC | 2,93301 | 2,93165 | 2,92851 | 2,92843 |
| BIC | 2,94018 | 2,94025 | 2,93854 | 2,93989 |
| SIC | 2,93301 | 2,93165 | 2,92850 | 2,92843 |
| HQIC | 2,93554 | 2,93468 | 2,93204 | 2,93247 |
| Student | | | | |
| AIC | 2,82027 | 2,82036 | 2,82002 | 2,82047 |
| BIC | 2,82887 | 2,83039 | 2,83148 | 2,83336 |
| SIC | 2,82027 | 2,82036 | 2,82002 | 2,82046 |
| HQIC | 2,82330 | 2,82390 | 2,82406 | 2,82501 |
| t – Student | | | | |
| AIC | 2,82064 | 2,82073 | 2,82038 | 2,82083 |
| BIC | 2,83067 | 2,83219 | 2,83327 | 2,83515 |
| SIC | 2,82064 | 2,82076 | 2,82037 | 2,82082 |
| HQIC | 2,82418 | 2,82477 | 2,82493 | 2,82588 |
| GED | | | | |
| AIC | 2,80979 | 2,81004 | 2,80958 | 2,80999 |
| BIC | 2,81839 | 2,82007 | 2,82104 | 2,82288 |
| SIC | 2,80979 | 2,81003 | 2,80958 | 2,80998 |
| HQIC | 2,81282 | 2,81357 | 2,81362 | 2,81453 |

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Trong khi đó, hệ số γ chỉ ra sự khác biệt của cú sốc tăng giá với cú sốc giảm giá. Hệ số này cho phép giải thích biến động tăng giá hay giảm giá của biến quan sát sẽ chiếm ưu thế khi thị trường thay đổi và cụ thể trong mô hình việc cú sốc tăng hay giảm giá của biến sẽ có ý nghĩa khi giá trị của nó trên mức 5%. Một cách tổng quát, hệ số γ thể hiện tính bất đối xứng hoặc hiệu ứng đòn bẩy của thông tin quá khứ, khi γ bằng 0 thì mô hình TGARCH chuyển về mô hình GARCH chuẩn.

Ngoài ra, khi mô hình gặp cú sốc dương thì có thể kết luận thị trường đang có tính hiệu tốt và ngược lại. Nghĩa là một cú sốc dương tác động lên biến động của tỷ suất sinh lời là α_i ; một cú sốc âm tác động lên biến động tỷ suất sinh lời là $(\alpha_i + \gamma_i)$. Nếu $(\alpha + \beta)$ trong mô hình ARCH(α) và GARCH(β) lớn hơn 1 có nghĩa là phương sai có điều kiện là dễ dao động và tác động của nó là dai dẳng; nếu $(\alpha + \beta)$ nhỏ hơn 1 thì kết quả chỉ đều ngược lại. Kết quả mô hình phù hợp của RGOLD và RUSD để nắm bắt được những biến đổi của thị trường được trình bày ở Bảng 7.

Bảng 7: Kết quả tham số mô hình biên của RGOLD và RUSD

| | μ | α_1 | α_2 | β_1 | γ_1 | γ_2 |
|--------------|---------|------------|------------|-----------|------------|------------|
| RGOLD | 0,01459 | 0,03996 | 0,02100 | 0,93890 | 0,04529 | -0,06650 |
| RUSD | 0,00057 | 0,53485 | - | 0,43960 | 0,04788 | - |

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Bảng 7 cho thấy mô hình phù hợp nhất của vàng có dạng TGARCH (2,1) với phần dư GED. Các tham số ước lượng cho thấy hệ số α_1 và α_2 chỉ ra rằng khi tỉ suất lợi tức tăng thì phương sai thay đổi của chuỗi lợi tức vàng ở thời điểm t sẽ bị tác động bởi 4,0% tại thời điểm $t - 1$ và bị tác động 2,1% ở thời điểm $t - 2$. Trong khi đó, hệ số β_1 cho thấy 93,89% biến động của dãy lợi tức vàng ở thời điểm $t - 1$ sẽ tác động lên sự biến động ở thời điểm t . Kết

quả cho thấy tác động của thông tin thị trường có tác động lớn đến giá vàng và hơn thế nữa sự biến động về giá sẽ trong quá khứ có tính chất quyết định đến giá ở thời điểm t . Hệ số γ_1 mặc dù không có ý nghĩa ở mức 5% tại thời điểm $t - 1$ nhưng tại thời điểm $t - 2$ với $\lambda_2 = -0,0665$ cho thấy cú sốc giảm giá có tác động lớn đến xu thế giá, nói cách khác nếu gặp cú sốc giảm giá thì xu hướng giá giảm sẽ chiếm ưu thế.

Lập luận tương tự, mô hình tốt nhất cho tỷ giá USD có dạng TGARCH(1,1) với phân dư có phân phối t – Student, hệ số ước lượng α_1 chỉ ra rằng lợi tức tăng thì phương sai thay đổi của dãy lợi tức USD ở thời điểm t sẽ bị tác động 53%. Hệ số β_1 cho thấy 43,9% biến động của dãy lợi suất ở thời điểm $t - 1$ có tác động lên sự biến động của tỷ giá USD tại thời điểm t . Điểm đáng lưu ý ở đây là giá trị α lớn thể hiện tính nhạy cảm của chuỗi tỷ suất lợi tức USD tuy nhiên biến động của lợi tức tại thời điểm $t - 1$ lại ít ảnh hưởng đến biến động ở thời điểm t . Kết quả này cho thấy sự biến động của lợi tức USD không chỉ theo quy luật giá mà còn chịu tác động khác như là chính sách kiểm soát tỷ giá ngoại tệ. Hệ số γ_1 không có ý nghĩa cho thấy không có sự khác biệt giữa cú sốc giảm giá và cú sốc tăng giá đối với sự biến động ở thời điểm t đối với tỷ giá USD.

4.5 Kết quả kiểm định mức độ phù hợp mô hình biên

Kết quả của phương pháp copula không chỉ phụ thuộc vào kết quả của mô hình biên mà phụ thuộc vào mức độ phù hợp của mô hình. Xác định các phân phối biên không phù hợp sẽ dẫn đến kết quả các hàm chuyển đổi xác suất về mối quan hệ phụ thuộc không chính xác. Do vậy, kiểm định để xem xét u, v có phải là các biến ngẫu nhiên với phân phối chuẩn tắc phải được thỏa mãn. Để làm điều này, trước tiên kết quả mô hình biên phải được chuyển về phân phối chuẩn tắc cho từng mô hình phù hợp; sau đó, kiểm định Anderson–Darling và Cramer–von Mises được sử dụng để đánh giá mức độ phù hợp của mô kết quả chuyển dạng phân phối dựa vào giả thuyết phân dư có phân phối chuẩn tắc ở mức ý nghĩa 5%.

Bảng 8: Kết quả kiểm định sự phù hợp của mô hình phân phối biên của RGOLD và RUSD

| | GOLD | USD |
|----------------------------|------|-----|
| Kiểm định Anderson–Darling | ✓ | ✓ |
| Kiểm định Cramer–von Mises | ✓ | ✓ |
| Kiểm định KS-test | ✓ | ✓ |

Ghi chú: Giả thuyết H_0 : Dữ liệu có phân phối chuẩn tắc.

Dấu ✓: Chấp nhận H_0 .

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

4.6 Kết quả ước lượng tham số của mô hình copula

Sau khi có được các yếu tố đầu vào cho mô hình

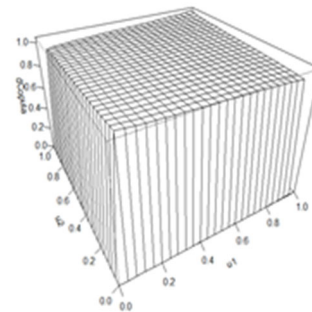
được kiểm định tính phù hợp, kết quả ước lượng mối quan hệ phụ thuộc bằng phương pháp Copula tương ứng với họ phù hợp với các dạng phân phối Normal (Gaussian), t – Student, Clayton, và Gumbel. Từng họ copula cho phép giải thích mối quan hệ trong từng điều kiện cụ thể của thị trường.

Bảng 11: Ước lượng tham số mô hình Copula vàng-USD

| Họ copula | Hệ số | Giá trị ước lượng |
|------------|--------------------------------|--------------------|
| Gaussian | $\hat{\rho}$ | 0,03206 |
| T– Student | $\hat{\rho}$ $\hat{\nu}$ | 0,02824 40 |
| Clayton | $\hat{\alpha}$ $\hat{\tau}$ | 0,01998 0,00989 |
| Gumbel | $\hat{\gamma}$ $\hat{\tau}$ | 1,00701 0,00696 |

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

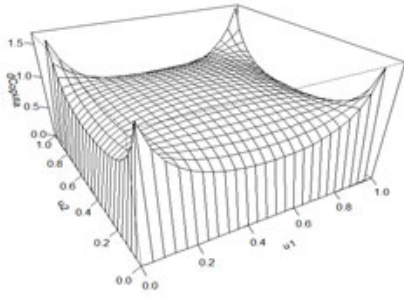
Đầu tiên, họ Gaussian copula có hệ số tương quan $\hat{\rho}$ là 0,03206 so với hệ số tương quan Pearson là 0,05189. Điều này thể hiện mức độ tương quan yếu của cặp biến quan sát. Kết quả này phù hợp với thực tế đồng USD tại Việt Nam còn chịu nhiều tác động của chính sách kiểm soát tỷ giá cứng bên cạnh cơ chế điều tiết cung cầu đối với đồng USD.



Hình 3: Mật độ phân phối của hàm Gaussian copula của vàng-USD

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

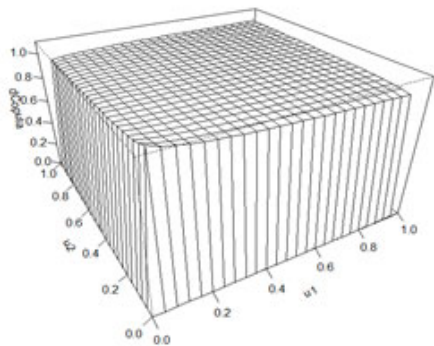
Họ t-Student copula có hệ số tương quan $\hat{\rho}$ là 0,02824 với bậc tự do là 40 cho thấy khi thị trường ít biến động thì mức độ phụ thuộc của chuỗi tỷ suất lợi tức của vàng và tỷ giá USD, với mức độ phụ thuộc yếu tương ứng 2,9%.



Hình 4: Mật độ phân phối của hàm t – student Copula vàng-USD

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

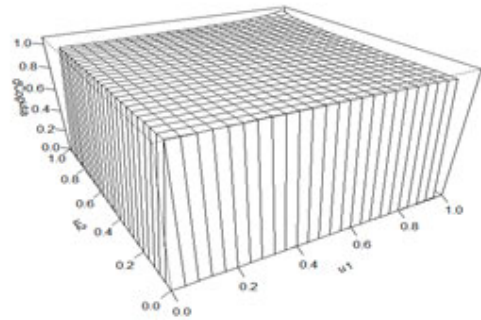
Họ Clayton copula tương ứng với thị trường có biến động giảm cho giá trị $\hat{\alpha}$ là 0,01998, hệ số Kendall $\hat{\tau}$ = 0,0099 thể hiện hiệu số giữa khả năng biến động cùng chiều và khả năng biến động ngược chiều của chuỗi vàng và tỷ giá USD chỉ ra rằng trong một phiên giao dịch khả năng xảy ra tình huống tỷ suất lợi tức của vàng và USD cùng tăng giá hay giảm giá (chuyển động cùng chiều) sẽ cao hơn khả năng xảy ra tình huống tỷ suất lợi tức của vàng và tỷ giá USD biến động ngược chiều là 0,99%.



Hình 5: Mật độ phân phối của hàm Clayton copula vàng-USD

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Ngược lại, họ Gumbel copula thể hiện thị trường có biến động tăng, hệ số ước lượng $\hat{\gamma}$ là 1,00701 cho thấy cho thấy mức độ phụ thuộc là rất thấp. Chỉ số $\hat{\tau}$ bằng 0,00696 cho thấy trong một phiên giao dịch khả năng xảy ra tình huống vàng và USD cùng tăng giá hay giảm giá (chuyển động cùng chiều) sẽ cao hơn khả năng xảy ra tình huống giá vàng và giá USD biến động ngược chiều là 0,6956%.



Hình 6. Mật độ phân phối của hàm Gumbel copula

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu gold.org, vietcombank.com.vn 2017

Kết quả phân tích của các họ Copula cho thấy rằng mối quan hệ phụ thuộc giữa vàng và USD là rất yếu. Yêu cầu chọn lựa họ Copula phù hợp nhất thể hiện xu hướng biến động của thị trường từ 4 họ copula được dựa vào các tiêu chí AIC và BIC. Kết quả cho thấy dạng hàm Gaussian là phù hợp nhất tương ứng với độ tin cậy là 95%. Kết quả này cho thấy giữa vàng và USD tại Việt Nam có mối quan hệ phụ thuộc ở mức thấp. Kết quả này cũng phản ánh rằng thị trường vàng và USD chưa thực sự vận động theo đúng bản chất thị trường mà còn chịu nhiều sự tác động của nhiều yếu tố ngoại vi. Kết luận này khác biệt với kết luận của Beckers and Soenen (1884), Sjasstad (1996 , 2008), Reboredo (2013) rằng giữa vàng và tỷ giá có mối quan hệ nghịch chiều nhưng lại ủng hộ kết quả nghiên cứu của Huỳnh Thị Thúy Vy (2015) ở thị trường Việt Nam.

5 KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

Kết quả phân tích mối quan hệ phụ thuộc giữa lợi tức vàng và tỷ giá USD với chuỗi 4.471 quan sát theo ngày bằng mô hình copula từ 16 dạng mô hình ARMA – TGARCH với các độ trễ và phân phối phần dư khác nhau cho mỗi chuỗi lợi tức để tìm ra mô hình biên tối ưu dựa trên các tiêu chí AIC, BIC, SIC, HQIC cho thấy vàng và USD là hầu như không có mối quan hệ phụ thuộc ở thị trường Việt Nam. Bên cạnh đó, kết quả cũng chỉ ra rằng giá vàng và tỷ giá chuyển động cùng chiều với nhau. Ý nghĩa của điều này cho thấy giá trị của vàng và USD tăng giá so với VND. Hay nói cách khác giá trị của biến quan sát đang tỉ lệ nghịch với VND. Hai chuỗi tỷ suất lợi tức biến động song song và không thể giải thích cho nhau nên vàng không được xem là công cụ phòng ngừa rủi ro cho biến động của VND. Kết quả này là phù hợp với thực tế tại thị trường Việt Nam khi mà thị cả trường vàng và tỷ giá phải chịu sự kiểm soát chặt chẽ của Nhà nước dẫn đến kết quả là cả hai thị trường này chưa thực sự là thị trường luân chuyển

vốn đầu tư hấp dẫn. Kết quả này tuy trái ngược với với những nghiên cứu ở các thị trường nước ngoài nhưng lại phù hợp với thị trường Việt Nam. Mặc dù vậy, trong điều kiện thị trường biến động cực biên kết quả cho thấy vàng lại là kênh trú ẩn an toàn khi tỷ giá USD biến động mạnh.

Kết quả nguyên cứu hàm ý rằng để giao dịch ngoại tệ và vàng ổn định trên hai thị trường trong điều kiện nền kinh tế có nhiều biến động hiện nay, các sản giao dịch vàng và sản giao dịch ngoại tệ cần được kết nối để tạo kênh lưu thông và trú ẩn cho nhà đầu tư. Chính sách kiểm soát thị trường vàng và tỷ giá ở Việt Nam được cho là hữu hiệu để kiểm soát giá vàng và tỷ giá USD để đảm bảo ổn định thị trường vĩ mô là cần thiết, tuy nhiên sự tác động quá mức tạo sẽ ra áp lực lên nền kinh tế đồng thời cũng tốn rất nhiều chi phí cho việc duy trì tỷ giá. Kết quả nguyên cứu còn hàm ý rằng các mô hình ước lượng dựa vào số liệu thời gian thường vi phạm giả định phân phối chuẩn của phần dư. Vì vậy, các nghiên cứu mô hình chuỗi thời gian cần chú ý điều kiện phân phối chuẩn khi phân tích kết quả và đề xuất hàm ý chính sách.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Baur, D. G., and Lucey, B. M., 2010. Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review*. 45(2): 217–229.

Beckers, S., and Soenen, L., 1984. Gold: More attractive to non-US than to US investors?. *Journal of Business Finance & Accounting*. 11(1): 107-112.

Chua, J., and Woodward, R. S., 1982. Gold as an inflation hedge: a comparative study of six major industrial countries. *Journal of Business Finance & Accounting*. 9(2): 191-197.

Cherubini, U., Luciano, E., and Vecchiato, W., 2004. *Copula Methods in Finance*. John Wiley & Sons. Chichester, UK, 310 pages.

Embrechts, P., Lindskog, F., and McNeil, A., 2003. Modelling dependence with copulas and

applications to risk management. In: Rachev, Special Edition, *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*. Elsevier, The Netherlands, 681 pages.

Ghosh, D., Levin, E. J., Macmillan, P., and Wright, R. E., 2004. Gold as an inflation hedge?. *Studies in Economics and Finance*. 22(1): 1-25.

Huỳnh Thị Thúy Vy, 2015. Vai trò của vàng đối với sự biến động Việt Nam đồng: Tiếp cận theo hàm Copula: Kiểm định thị trường hiệu quả. *Tạp chí Công nghệ ngân hàng*. 114: 1-13.

Nelsen, R. B., 2013. *An introduction to copulas*, 2ed, Springer Series in Statistics. Portland, USA

Reboredo, J. C., 2011. How do crude oil prices co-move? A copula approach. *Energy Economics*. 33: 948 – 955.

Reboredo, J. C., 2012. Modelling oil prices and exchange rate co-movements. *Journal of Policy Modelling*. 34(3): 419-440.

Reboredo, J. C., 2013. Is gold a safe haven or a hedge for the US dollar? Implications for risk management. *Journal of Banking & Finance*. 37(8): 2665–2676.

Rodriguez, J.C., 2007. Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of empirical finance*, 14(3): 401-423.

Sklar, A., 1996. Random variables, distribution functions, and copulas: a personal look backward and forward. *Lecture notes-monograph series*. 28:1–14.

Sjaastad, L. A., and Scacciavillani, F., 1996. The price of gold and the exchange rate. *Journal of international money and finance*. 15(6): 879-897.

Tachibana, M., 2018. Safe-haven and hedge currencies for the US, UK, and Euro area stock markets: A copula-based approach. *Global Finance Journal*. 35: 82-96.

Yang, L., and Hamori, S., 2014. Gold prices and exchange rates: a time-varying copula analysis. *Applied Financial Economics*. 24(1): 41-50.