



Lan tỏa rủi ro đuôi từ giá dầu thế giới đến thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6

NGÔ THÁI HƯNG ^{*},^a, NGUYỄN KHÁNH AN ^a, LÊ PHẠM THỊ PHƯƠNG TIỀN ^a,
TRẦN KHÁNH VY ^a, NGUYỄN THỊ THANH TRÚC ^a, LÊ NHƯ QUỲNH ^a

^a Trường Đại học Tài chính - Marketing

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 12/04/2024 Ngày nhận lại: 12/05/2024 Duyệt đăng: 15/05/2024 Mã phân loại JEL: Q43; G01. Từ khóa: Dầu thô; Thị trường chứng khoán; Rủi ro hệ thống; ASEAN-6. Keywords: Oil prices; Stock markets; Systemic risks; ASEAN-6.	Nghiên cứu này nhằm đánh giá sự lan truyền rủi ro đuôi của giá dầu đến từng thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 (Việt Nam, Thái Lan, Indonesia, Philippines, Malaysia và Singapore) trong giai đoạn 2017–2023. Mô hình DCC-GARCH được sử dụng để tính toán CoVaR, ΔCoVaR và kiểm định Kolmogorov-Smirnov (K-S) để đánh giá và so sánh lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán ASEAN-6. Kết quả thực nghiệm cho thấy rủi ro từ sụt giảm giá dầu thô có ảnh hưởng đến rủi ro của thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu. Ngoài ra, lan tỏa rủi ro đuôi trong giai đoạn trước COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine là tương đối thấp với hầu hết các quốc gia được nghiên cứu. Trong giai đoạn COVID-19, tất cả thị trường chứng khoán khu vực ASEAN-6 đều chịu lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu thô lớn hơn so với hai giai đoạn còn lại. Đặc biệt, Việt Nam, Thái Lan và Indonesia là ba thị trường phải đối mặt với lan tỏa rủi ro đuôi từ dầu thô nhiều hơn các thị trường khác. Các nhà hoạch định chính sách và cơ quan quản lý nên ban hành các kế hoạch nhận diện, giám sát và hành động để giảm thiểu các tác động tiêu cực của rủi ro giá dầu. Abstract This study aims to assess the tail risk spillovers from crude oil prices to the stock markets in ASEAN-6 countries (Vietnam, Thailand, Indonesia,

^{*} Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Thị Hồng Cẩm.

Email: hung.nt@ufm.edu.vn (Ngô Thái Hưng), khanhann51@gmail.com (Nguyễn Khánh An), lephamthiphuongtien@gmail.com (Lê Phạm Thị Phương Tiên), vykhanhtran264@gmail.com (Trần Khánh Vy), thanhtruocnguyen2955@gmail.com (Nguyễn Thị Thanh Trúc), nhuquynhle249@gmail.com (Lê Như Quỳnh).

Trích dẫn bài viết: Ngô Thái Hưng, Nguyễn Khánh An, Lê Phạm Thị Phương Tiên, Trần Khánh Vy, Nguyễn Thị Thanh Trúc, & Lê Như Quỳnh. (2024). Lan tỏa rủi ro đuôi từ giá dầu thế giới đến thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 35(4), 40-61.

Philippines, Malaysia, and Singapore) during the period 2017–2023. The DCC-GARCH model is employed to estimate CoVaR, ΔCoVaR , and the Kolmogorov-Smirnov test to evaluate and compare the magnitude of oil price risk spillovers on the ASEAN-6 stock markets. Empirical results reveal that tail risks from oil prices reduce the impact of risks on the ASEAN-6 stock markets over the sample period. Additionally, tail risk spillovers during the pre-COVID-19 and Russia-Ukraine conflict periods are relatively low across the selected countries. During the COVID-19 period, the ASEAN-6 stock markets experience higher risk spillovers from decreases in crude oil prices compared to other periods. Specifically, Vietnam, Thailand, and Indonesia are the three markets facing higher risk spillovers from oil prices in comparison to others. Policymakers and regulatory authorities should increase awareness, oversight, and action plans to minimize adverse oil risk effects.

1. Giới thiệu

ASEAN-6 hiện đang là một trong những khu vực tăng trưởng nhanh nhất thế giới (ASEAN & UNCTAD, 2023) và trở thành “điểm đến” hấp dẫn đối với nhiều nhà đầu tư (Lại Minh Khôi & Ngô Thái Hưng, 2022). Theo số liệu World Bank¹, tổng vốn hóa thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 đạt 2.464 tỷ USD vào năm 2018 và tăng trưởng nhanh chóng lên 2.624 tỷ USD vào năm 2022 với mức tăng trưởng 6,5%, cho thấy đây là thị trường tiềm năng nhiều cơ hội. Tuy nhiên, thị trường chứng khoán ASEAN-6 vốn nhạy cảm với các sự kiện kinh tế toàn cầu (Robiyanto, 2018). Ngoài ra, ASEAN-6 có tỷ lệ sử dụng dầu chiếm hơn 30% tổng nhu cầu năng lượng, trong khi sản lượng dầu chiếm chưa đến 10% tổng sản lượng thế giới (Tan & Uprasen, 2023). Hơn nữa, việc xem xét tác động lan tỏa của thị trường dầu thô lên thị trường chứng khoán hiện đang là chủ đề được các nhà đầu tư trên thế giới quan tâm (Mensi và cộng sự, 2021).

Những năm gần đây, hai sự kiện toàn cầu là dịch bệnh COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine đã gây ra sự tàn phá trên thị trường chứng khoán khu vực ASEAN-6 (Chancharat & Sinlapates, 2023). Phần lớn các nghiên cứu đều cho thấy trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế thì mối tương quan động giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán đã tăng lên đáng kể (Zhu và cộng sự, 2014; Robiyanto, 2018). Tuy nhiên, hiện nay các nghiên cứu đa phần tập trung vào mức độ biến động mà ít quan tâm đến rủi ro đuôi (Tail Risks). Ouyang và Xiao (2024) cho rằng việc nghiên cứu về tác động giữa mức độ tổn thất của thị trường tài sản này đối với khả năng tổn thất ở thị trường tài sản khác là cần thiết. Mức độ biến động có thể không phản ánh đầy đủ những biến động cực đoan trên thị trường tài chính. Việc xác định tác động lan tỏa rủi ro đuôi có lợi cho việc cung cấp cái nhìn sâu sắc về mối quan hệ giữa các thị trường với nhau. Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) đã sử dụng mô hình DCC-GARCH để ước tính các thước đo rủi ro: CoVaR, ΔCoVaR , MES nhằm đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán Hội đồng Hợp tác vùng Vịnh (The Gulf Cooperation Council – GCC) trong giai đoạn trước và trong COVID-19, đồng thời so sánh lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu thô giữa các thị trường với nhau bằng kiểm định Kolmogorov-Smirnov (K-S). Kết quả nghiên cứu

¹ Truy cập nguồn từ: <https://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.CD>

cho thấy trong giai đoạn COVID-19, lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán GCC tăng cao. Ngoài ra, kết quả của Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) cũng phù hợp với lập luận rằng rủi ro đuôi chủ yếu liên quan đến các sự kiện tiêu cực (Chevapatrakul và cộng sự, 2019). Xuất phát từ mục đích trên, nhóm tác giả kế thừa nghiên cứu của Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) để tiến hành phân tích lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán ASEAN-6 và so sánh lan tỏa rủi ro đuôi giữa ba giai đoạn: (1) Trước COVID-19, (2) trong COVID-19, và (3) chiến tranh Nga – Ukraine.

Nghiên cứu của nhóm tác giả nhằm đóng góp vào lý thuyết hiện có ở ba khía cạnh:

- *Thứ nhất*, nghiên cứu nhằm mục đích đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô đến thị trường chứng khoán ở các nước ASEAN-6. Việc phân tích lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 và so sánh lan tỏa rủi ro đuôi trong giai đoạn COVID-19 (giai đoạn giá dầu thấp) và giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine (giai đoạn giá dầu cao) có thể mang lại nhiều thông tin hữu ích.

- *Thứ hai*, nghiên cứu sử dụng mô hình DCC-GARCH, CoVaR và Δ CoVaR được phát triển bởi Abuzayed và Al-Fayoumi (2021), Chen và cộng sự (2023), Mba (2024) nhằm mục tiêu đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi. Trong đó, mô hình DCC-GARCH giúp xác định mối tương quan động theo thời gian giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán ASEAN-6 để quan sát sự thay đổi tương quan qua các sự kiện khủng hoảng gần đây, từ đó tạo tiền đề để ước lượng CoVaR và Δ CoVaR nhằm đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu lên thị trường chứng khoán ASEAN-6 theo thời gian.

- *Thứ ba*, một số nghiên cứu như Boako và Alagidede (2017), Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) đã sử dụng kiểm định K-S để đánh giá và kiểm định các giả thuyết về lan tỏa rủi ro đuôi. Vì vậy, việc sử dụng kiểm định K-S để xem xét, kiểm tra sự tồn tại lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán ASEAN-6 và so sánh lan tỏa rủi ro đuôi theo từng cặp giai đoạn và từng cặp thị trường chứng khoán ASEAN-6 là phù hợp với mục tiêu nghiên cứu.

Do đó, đây chính là điểm mới và đồng thời còn là khoảng trống mà nghiên cứu này muốn nhắm đến để bổ sung vào lý thuyết hiện tại. Dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả có thể xác định lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu lên thị trường chứng khoán ASEAN-6 chính xác theo từng giai đoạn. Từ đó, giúp các nhà đầu tư xây dựng chiến lược phòng ngừa rủi ro hiệu quả cũng như hỗ trợ các nhà hoạch định chính sách đưa ra quyết định nhằm ổn định và phát triển thị trường tài chính.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây

Mối quan hệ giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán từ lâu đã được quan tâm và nghiên cứu rộng rãi. Phần lớn nghiên cứu tập trung vào các đối tượng: Thị trường các nước phát triển (Park & Ratti, 2008; Park, 2007; Lee và cộng sự, 2012), thị trường từ các nền kinh tế mới nổi (Masih và cộng sự, 2011; Jiranyakul, 2014), thị trường các nước nhập khẩu (Cong và cộng sự, 2008; Aydoğan và cộng sự, 2017), và các nước xuất khẩu dầu (Kopytin, 2014; Aydoğan và cộng sự, 2017). Tuy nhiên, mối quan hệ giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán có các chiều hướng tác động khác nhau. Một số nghiên cứu cho rằng sự thay đổi của giá dầu có tác động tiêu cực đến lợi nhuận thị trường chứng khoán (Masih và cộng sự, 2011; Lee và cộng sự, 2012; Ziadat và cộng sự, 2023). Một số nghiên cứu khác lại cho rằng sự thay đổi của giá dầu có tác động tích cực đến lợi nhuận thị trường chứng khoán (Robiyanto, 2018; Liu và cộng sự, 2020). Mặt khác, Guesmi và Fattoum (2014) cho rằng mối tương

quan động là như nhau đối với các nước xuất khẩu và nhập khẩu dầu và cho rằng dầu mỏ không phải là nơi trú ẩn an toàn để bảo vệ khỏi những tổn thất trên thị trường chứng khoán trong thời kỳ kinh tế nhiều bất ổn.

Zhu và cộng sự (2014) nghiên cứu về sự phụ thuộc thay đổi theo thời gian giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán tại 10 nước thuộc khu vực Châu Á – Thái Bình Dương từ ngày 04/01/2000 đến ngày 30/3/2012 bằng mô hình Copula có điều kiện và không điều kiện, kết quả cho thấy sự phụ thuộc giữa giá dầu thô và lợi nhuận của thị trường chứng khoán là tương đối thấp. Hơn nữa, sự phụ thuộc này theo thời gian là tích cực và tăng lên đáng kể sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. Benlagha và El Omari (2022) sử dụng phương pháp DCC-GARCH và cung cấp bằng chứng rằng dầu thô là nguồn truyền tải cú sốc lên 5 thị trường chứng khoán lớn (Mỹ, Anh, Nhật, Đức, và Trung Quốc) trong giai đoạn COVID-19. Robiyanto (2018) đã nghiên cứu về mối tương quan động giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán của ASEAN-5 trong giai đoạn từ tháng 1/1999 đến tháng 9/2015 bằng cách sử dụng mô hình DCC-GARCH. Kết quả chỉ ra rằng mối tương quan có điều kiện giữa giá dầu và thị trường chứng khoán ASEAN-5 phần lớn duy trì ở mức tương quan dương. Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) đã nghiên cứu đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu lên thị trường chứng khoán các nước GCC từ ngày 02/01/2017 đến ngày 28/5/2020 và đo lường sự thay đổi của việc lan tỏa này vào hai giai đoạn: trước và trong đại dịch COVID-19. Nghiên cứu sử dụng mô hình DCC-GARCH để ước tính ba thước đo quan trọng về rủi ro phụ thuộc đuôi: (1) Giá trị rủi ro có điều kiện (CoVaR), (2) Delta CoVaR (ΔCoVaR), và (3) mức thiếu hụt dự kiến biên (MES). Kết quả cho thấy, tác động của rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu đối với lợi nhuận của thị trường chứng khoán GCC trong thời kỳ diễn ra dịch bệnh COVID-19 lớn hơn đáng kể so với trước đại dịch.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng chuỗi dữ liệu thời gian theo ngày của thị trường chứng khoán ở 06 nước ASEAN-6 gồm: Việt Nam (VNI), Thái Lan (SET), Philippines (PSE), Indonesia (JCI), Malaysia (KLIC) và Singapore (STI), ngoài ra, nghiên cứu sử dụng giá dầu West Texas Intermediate (WTI) với bộ dữ liệu được thu thập từ ngày 5/1/2017 đến ngày 28/12/2023. Mục đích chính của nghiên cứu là đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô WTI lên thị trường chứng khoán ASEAN-6 giai đoạn COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine. Dữ liệu giá dầu thô WTI và chỉ số thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 được thu thập từ trang web investing.com. Lý do sử dụng chuỗi dữ liệu theo ngày được cho là phù hợp hơn so với dữ liệu tuần, tháng khi đánh giá biến động lan tỏa rủi ro đuôi (Abuzayed & Al-Fayoumi, 2021). Chuỗi tỷ suất lợi nhuận của giá dầu thô WTI và thị trường chứng khoán ASEAN-6 được tính theo công thức:

$$r_t = 100 \cdot \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

Trong đó, P_t : Mức giá của thị trường tại thời điểm t ; và P_{t-1} : Mức giá của thị trường tại thời điểm $t-1$. Hình 1 mô tả về giá (cột phải) và tỷ suất lợi nhuận (cột trái) của dầu thô WTI và chỉ số chứng khoán các nước ASEAN-6.

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả chuỗi tỷ suất lợi nhuận của giá dầu thô WTI và thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 cho cả giai đoạn và 3 giai đoạn cụ thể: Trước COVID-19, trong COVID-19, và giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine. Kết quả cho thấy trong giai đoạn COVID-19, tỷ suất lợi nhuận bình quân theo ngày thấp hơn so với giai đoạn trước COVID-19, ngoại trừ dầu thô WTI, và chỉ số chứng khoán tại Việt Nam và Thái Lan. Trong giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine, tỷ suất lợi nhuận bình quân thấp hơn so với giai đoạn xảy ra COVID-19, ngoại trừ Indonesia. Ngoài ra, kết quả đều chỉ ra rằng giai đoạn trong COVID-19 có biến động lớn nhất trong cả ba giai đoạn. Bên cạnh đó, biến động trong giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine tuy đã thấp hơn so với giai đoạn xảy ra COVID-19, nhưng vẫn cao hơn so với giai đoạn trước COVID-19.



Hình 1. Giá và tỷ suất lợi nhuận của dầu thô WTI và chỉ số chứng khoán ASEAN-6

Các hệ số bất đối xứng, độ nhọn và kiểm định JB trong các giai đoạn đều cho thấy các biến không tuân theo phân phối chuẩn. Bên cạnh đó, kiểm định ADF cũng cho thấy các biến đều dừng với mức ý nghĩa 1%. Cuối cùng, mối tương quan vô điều kiện giữa tỷ suất lợi nhuận của dầu thô WTI và chỉ số chứng khoán ASEAN-6 là tích cực trong tất cả các giai đoạn và đạt cao nhất trong giai đoạn COVID-19.

Bảng 1.

Thống kê mô tả về tỷ suất lợi nhuận của các chỉ số chứng khoán ASEAN-6

Đơn vị tính của tỷ suất lợi nhuận: phần trăm (%)

	Dầu WTI	Việt Nam	Thái Lan	Philippines	Indonesia	Malaysia	Singapore
Bảng A. Cả giai đoạn (5/1/2017 – 28/12/2023)							
Trung bình	0,021	0,036	-0,007	-0,005	0,023	-0,009	0,007
Giá trị lớn nhất	45,084	6,285	7,653	12,345	9,704	6,626	5,597
Giá trị nhỏ nhất	-41,765	-6,482	-11,428	-14,322	-8,211	-5,405	-5,768
Độ lệch chuẩn	3,448	1,341	1,045	1,412	1,051	0,786	0,914
Hệ số bất đối xứng	-0,853	-0,718	-1,750	-0,623	-0,530	-0,225	-0,319
Hệ số nhọn	57,854	7,084	26,837	19,144	14,698	11,778	9,396
Kiểm định JB	178.705,098***	1.112,208***	34.439,193***	15.556,715***	8.185,678***	4.584,205***	2.450,993***
Kiểm định PP	-33,537***	-35,174***	-39,026***	-40,615***	-37,543***	-37,308***	-33,850***
Kiểm định ADF	-33,260***	-35,012***	-19,224***	-40,698***	-19,656***	-37,280***	-33,852***
Kiểm định ARCH	118,301***	25,032***	33,224***	0,902	98,528***	174,115***	142,894***
Tương quan với dầu thô	—	0,097	0,094	0,044	0,126	0,060	0,087
Bảng B. Giai đoạn trước COVID-19 (5/1/2017 – 27/12/2019)							
Trung bình	0,024	0,058	0,002	0,017	0,029	-0,004	0,018
Giá trị lớn nhất	9,537	4,286	2,710	3,989	2,633	1,956	3,578
Giá trị nhỏ nhất	-10,169	-5,750	-3,413	-6,389	-5,281	-3,932	-4,442
Độ lệch chuẩn	1,956	1,086	0,666	1,060	0,865	0,589	0,790
Hệ số bất đối xứng	-0,218	-0,879	-0,385	-0,322	-0,910	-0,992	-0,535

	Dầu WTI	Việt Nam	Thái Lan	Philippines	Indonesia	Malaysia	Singapore
Hệ số nhọn	5,763	7,473	5,877	5,858	7,835	8,467	6,607
Kiểm định JB	198,922***	587,057***	225,441***	218,072***	678,415***	859,763***	359,888***
Kiểm định PP	-24,801***	-23,453***	-23,085***	-26,352***	-25,548***	-23,062***	-25,382***
Kiểm định ADF	-24,784***	-23,453***	-23,090***	-25,909***	-25,161***	-23,110***	-25,374***
Kiểm định ARCH	0,628	17,776***	1,019	2,611	2,581	10,071***	0,216
Tương quan với dầu thô	—	0,110	0,072	0,016	0,015	0,009	0,096

Bảng C. Giai đoạn COVID-19 (2/1/2020 – 29/12/2021)

Trung bình	0,054	0,107	0,011	-0,016	0,010	-0,010	-0,007
Giá trị lớn nhất	45,084	6,285	7,653	12,345	9,704	6,626	5,597
Giá trị nhỏ nhất	-41,765	-6,482	-11,428	-14,322	-8,211	-5,405	-5,768
Độ lệch chuẩn	5,268	1,519	1,573	1,955	1,465	1,073	1,188
Hệ số bất đối xứng	-0,769	-0,773	-1,736	-0,661	-0,284	-0,093	-0,313
Hệ số nhọn	36,833	7,119	17,785	16,944	11,739	9,625	8,793
Kiểm định JB	19.404,038***	327,448***	3.902,044***	3.318,809***	1.297,518***	742,977***	574,330***
Kiểm định PP	-16,954***	-17,776***	-21,436***	-21,973***	-19,229***	-20,035***	-16,426***
Kiểm định ADF	-16,607***	-17,638***	-9,360***	-22,066***	-9,537***	-19,968***	-16,402***
Kiểm định ARCH	32,871***	3,696*	6,038**	0,000	26,757***	59,281***	45,682***
Tương quan với dầu thô	—	0,127	0,111	0,066	0,173	0,082	0,111

Bảng D. Giai đoạn chiến tranh Nga-Ukraina (24/2/2022 – 28/12/2023)

Trung bình	-0,072	-0,077	-0,048	-0,032	0,014	-0,022	-0,016
------------	--------	--------	--------	--------	-------	--------	--------

	Dầu WTI	Việt Nam	Thái Lan	Philippines	Indonesia	Malaysia	Singapore
Giá trị lớn nhất	11,274	6,061	2,708	3,476	2,217	3,965	3,304
Giá trị nhỏ nhất	-12,517	-6,212	-3,866	-4,352	-4,515	-3,060	-2,684
Độ lệch chuẩn	2,931	1,502	0,835	1,217	0,775	0,704	0,759
Hệ số bất đối xứng	-0,396	-0,491	-0,362	-0,280	-0,804	0,147	0,207
Hệ số nhọn	4,526	5,584	5,276	3,915	6,686	6,450	4,955
Kiểm định JB	46,667***	120,635***	90,069***	18,170***	255,329***	189,271***	63,087***
Kiểm định PP	-19,931***	-18,629***	-19,650***	-20,604***	-21,086***	-20,525***	-17,731***
Kiểm định ADF	-19,298***	-18,635***	-19,652***	-20,527***	-21,100***	-20,515***	-17,703***
Kiểm định ARCH	0,195	5,655**	1,626	3,470*	1,502	0,879	0,000
Tương quan với dầu thô	—	0,046	0,054	0,014	0,102	0,049	0,019

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;

Kiểm định JB (Jarque-Bera) là kiểm định về tính phân phối chuẩn của dữ liệu; Kiểm định PP (Phillip-Perron) và ADF (Augmented Dickey – Fuller) là kiểm định về tính dừng của dữ liệu; Kiểm định ARCH là kiểm định hiệu ứng ARCH bậc 1.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Dựa theo nghiên cứu trước đây của Abuzayed và Al-Fayoumi (2021), nhóm tác giả sử dụng DCC–AR(1)–GARCH(1,1) để tiến hành nghiên cứu lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô đến thị trường ASEAN-6.

Bước đầu tiên, mô hình AR(1)–GARCH(1,1) được sử dụng để ước tính giá trị rủi ro không điều kiện (VaR) cho thị trường i. Mô hình AR(1)–GARCH(1,1) đơn biến được trình bày như sau:

$$r_{i,t} = \mu_i + \delta r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \text{ với } \varepsilon_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}} z_{i,t} \quad (1)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} \quad (2)$$

Trong đó, $r_{i,t}$: Tỷ suất lợi nhuận của thị trường i; δ_i : Tham số tự hồi quy bậc 1; μ_i : Hằng số; $\varepsilon_{i,t}$: Phần dư; $z_{i,t}$: Phần dư được chuẩn hóa, tuân theo phân phối Gaussian; $h_{i,t}$: Phương sai có điều kiện của thị trường i; ω_i : Hằng số ($\omega_i > 0$); α_i và β_i : Các tham số cần ước tính với $\alpha_i > 0$, $\beta_i > 0$ và $\alpha_i + \beta_i < 1$.

Sau đó, dựa trên độ lệch chuẩn có điều kiện $\sigma_{i,t}$ ($\sigma_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}}$) từ phương trình (2) để ước tính VaR, theo đó, VaR giúp xác định rằng mức tổn thất tối đa trong khoảng thời gian T (T = 1 ngày trong phạm vi nghiên cứu) với độ tin cậy là 1–q; VaR của thị trường i tại phân vị q được định nghĩa như sau:

$$VaR_{i,t,q} = \phi^{-1}(q)\sigma_{i,t} \quad (3)$$

Bước thứ hai, dựa trên phần dư $\varepsilon_{i,t}$ của thị trường i và phần dư $\varepsilon_{j,t}$ của thị trường j từ mô hình AR(1)–GARCH(1,1) tại phương trình (1), nhóm tác giả sử dụng mô hình DCC–GARCH để ước tính mối tương quan động có điều kiện giữa thị trường i và thị trường j. Mô hình DCC–GARCH hai biến được trình bày như sau:

Ma trận phương sai – hiệp phương sai là:

$$\varepsilon_t = \sqrt{H_t} z_t, H_t = D_t R_t D_t \quad (4)$$

$$H_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{ii,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{jj,t}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{ij,t} \\ \rho_{ij,t} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{h_{ii,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{jj,t}} \end{pmatrix} \quad (5)$$

Trong đó, ε_t : Vector 2x1 của phần dư; $z_{i,t}$: Vector 2x1 của phần dư được chuẩn hóa, tuân theo phân phối Gaussian; D_t : Ma trận đường chéo độ lệch chuẩn có điều kiện ($\sigma_{ii,t} = \sqrt{h_{ii,t}}$); H_t : Ma trận phương sai – hiệp phương sai; R_t : Ma trận tương quan động có điều kiện, với $\rho_{ij,t}$ là tương quan động có điều kiện giữa thị trường i và thị trường j; $h_{ii,t} = h_{i,t}$ và $h_{jj,t} = h_{j,t}$ là phương sai có điều kiện của thị trường i và thị trường j được lấy từ phương trình (2) của mô hình AR(1)–GARCH(1,1) đơn biến.

Ma trận tương quan có điều kiện R_t được xác định như sau:

$$R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1} \quad (6)$$

$$R_t = \begin{pmatrix} \sqrt{q_{ii,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{jj,t}} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} q_{ii,t} & q_{ij,t} \\ q_{ij,t} & q_{jj,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{q_{ii,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{jj,t}} \end{pmatrix}^{-1} \quad (7)$$

$$R_t = \begin{pmatrix} 1 & \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}\sqrt{q_{jj,t}}}} \\ \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}\sqrt{q_{jj,t}}}} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{ij,t} \\ \rho_{ij,t} & 1 \end{pmatrix} \quad (8)$$

Trong đó, Q_t : Ma trận xác định dương được xác định bởi:

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} + \theta_1 z_{i,t-1} z_{j,t-1} + \theta_2 Q_{t-1} \quad (9)$$

với θ_1, θ_2 là tham số dương thỏa mãn điều kiện $\theta_1 + \theta_2 < 1$; $\bar{Q} = Cov[z_{i,t}; z_{j,t}] = E[z_{i,t}; z_{j,t}]$ đề cập đến ma trận hiệp phương sai vô điều kiện của phần dư chuẩn hóa z_t .

Bước cuối cùng, từ kết quả mô hình AR(1)–GARCH và DCC–AR(1)–GARCH(1,1), ta có, $\sigma_{i,t}$ từ phương trình (2) và $\rho_{ij,t}$ từ phương trình (5) và (8), công thức tính toán $CoVaR_{ij,t}^q$ và $\Delta CoVaR_{ij,t}^q$ (Girardi & Ergün, 2013; Tobias & Brunnermeier 2016; Souhir và cộng sự, 2019) được trình bày như sau:

Rủi ro của thị trường chứng khoán i trong điều kiện chịu rủi ro từ thị trường j:

$$CoVaR_{ij,t}^q = \phi^{-1}(q)\sigma_{i,t}\sqrt{1 - \rho_{ij,t}^2} + \phi^{-1}(q)\sigma_{i,t}\rho_{ij,t} \quad (10)$$

Trong trường hợp CoVaR âm hơn VaR, tổn thất ở thị trường j dẫn đến lan tỏa rủi ro đuôi đối với lợi nhuận của mỗi thị trường i.

Đóng góp rủi ro cận biên (Marginal Risk) của thị trường j lên thị trường i được xác định là:

$$\Delta CoVaR_{ij,t}^q = \phi^{-1}(q)\sigma_{i,t}\rho_{ij,t} \quad (11)$$

Giá trị $\Delta CoVaR$ của thị trường chứng khoán i càng âm cho thấy rủi ro đuôi từ việc sụt giảm giá của thị trường j tác động lên thị trường i càng lớn.

Ngoài ra, để đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi của thị trường j lên thị trường chứng khoán i, nhóm tác giả kiểm tra các giả thuyết về $CoVaR_{ij,t}^q$ và $\Delta CoVaR_{ij,t}^q$ cũng như so sánh phân phối lũy kế của $CoVaR_{ij,t}^q$ và $\Delta CoVaR_{ij,t}^q$ theo từng cặp giai đoạn và từng cặp thị trường i với nhau bằng kiểm định K-S theo công thức:

$$KS_{mn} = \sqrt{\frac{mn}{m+n}} \sup_x |F_m(x) - G_n(x)| \quad (12)$$

Trong đó, $F_m(x)$ và $G_n(x)$ biểu thị hai hàm phân phối lũy kế ($CoVaR_{ij,t}^q$ hoặc $\Delta CoVaR_{ij,t}^q$) của thị trường i, m và n biểu thị số quan sát của hai mẫu.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô hình DCC-GARCH hai biến

Bảng 2 trình bày kết quả mô hình DCC–AR(1)–GARCH(1,1) giữa thị trường chứng khoán ASEAN-6 và thị trường dầu thô trên toàn bộ mẫu. Tại phương trình trung bình (Bảng 2A), có sự ổn định ngắn hạn của tỷ suất lợi nhuận ở hầu hết thị trường (ngoại trừ Thái Lan, Malaysia và Singapore) được thể hiện qua tham số tự hồi quy δ_i với mức ý nghĩa thống kê 5%, 10%. Ngoài ra, tại phương trình phương sai (Bảng 2B), ta có $\omega_i > 0$ và các tham số α_i, β_i đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%, 5% và thỏa điều kiện $\alpha_i > 0; \beta_i > 0; \alpha_i + \beta_i < 1$ cho thấy sự tự tương quan đáng kể và có hiệu ứng GARCH tại tất cả thị trường. Đối với kết quả mô hình DCC (Bảng 2C), tham số θ_1 chỉ có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% đối với thị trường chứng khoán Indonesia; tham số θ_2 có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%, 5% đối với phần lớn thị trường, ngoại trừ Indonesia và Malaysia. Đáng chú ý, tại thị trường Malaysia cả tham số θ_1 và θ_2 đều không có ý nghĩa thống kê, từ đó, kết

luận rằng mối tương quan giữa dầu thô WTI và thị trường chứng khoán Malaysia gần như là hằng số. Mặt khác, tổng tham số θ_1 và θ_2 đều nhỏ hơn 1 tại các trường hợp còn lại, cho thấy mối tương quan có điều kiện giữa dầu thô WTI và thị trường chứng khoán ASEAN-6 (ngoại trừ Malaysia) không phải là hằng số. Từ mô hình DCC-GARCH, mối tương quan có điều kiện ρ_{ij} giữa dầu thô WTI và thị trường chứng khoán ASEAN-6 là tương quan dương (trung bình lớn hơn 0) và biến động đáng kể theo thời gian (ngoại trừ Malaysia với độ lệch chuẩn rất thấp).

Bảng 2.

Kết quả mô hình DCC–AR(1)–GARCH(1,1)

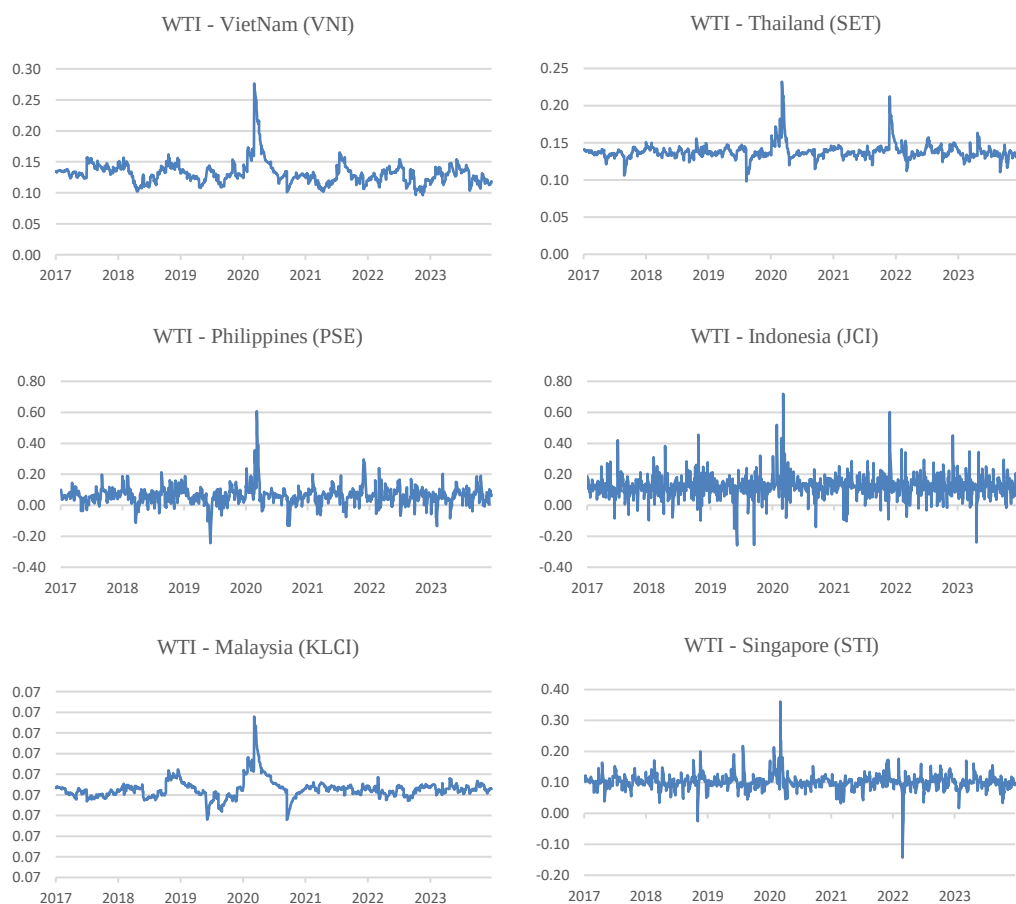
	Việt Nam	Thái Lan	Philippines	Indonesia	Malaysia	Singapore
Bảng A. Phương trình trung bình						
μ_i	0,065** (0,032)	0,006 (0,021)	0,028 (0,029)	0,047** (0,022)	-0,008 (0,016)	0,027 (0,022)
δ_i	0,053* (0,029)	0,034 (0,031)	-0,052* (0,028)	-0,064** (0,029)	0,025 (0,030)	0,044 (0,031)
Bảng B. Phương trình phương sai						
ω_i	0,033** (0,015)	0,021* (0,012)	0,025 (0,021)	0,075 (0,048)	0,003 (0,002)	0,079** (0,032)
α_i	0,083*** (0,014)	0,085*** (0,022)	0,066*** (0,025)	0,144** (0,058)	0,066*** (0,016)	0,123*** (0,037)
β_i	0,902*** (0,018)	0,891*** (0,030)	0,922*** (0,033)	0,778*** (0,098)	0,933*** (0,016)	0,772*** (0,070)
Bảng C. Phương trình DCC						
ρ_{ij}	0,131 (0,019)	0,138 (0,011)	0,063 (0,059)	0,122 (0,068)	0,073 (0,000)	0,101 (0,026)
θ_1	0,004 (0,006)	0,003 (0,007)	0,037 (0,035)	0,073*** (0,027)	0,000 (0,000)	0,017 (0,028)
θ_2	0,951*** (0,026)	0,892*** (0,101)	0,721** (0,288)	0,264 (0,170)	0,965 (0,959)	0,676** (0,332)

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;
Các số trong ngoặc đơn () là độ lệch chuẩn của tham số ước lượng;
 ρ_{ij} : Trung bình của mối tương quan có điều kiện giữa thị trường ASEAN-6 và dầu thô WTI

4.2. Tương quan động có điều kiện

Hình 2 mô tả mối tương quan có điều kiện giữa dầu thô WTI và thị trường chứng khoán ASEAN-6 trong toàn bộ mẫu. Dựa trên kết quả từ mô hình DCC–AR(1)–GARCH(1,1), mối tương quan có điều kiện giữa dầu thô WTI và 6 thị trường luôn duy trì ở mức tương quan dương và biến động rõ ràng theo thời gian (ngoại trừ Malaysia có mối tương quan dương gần như không đổi). Kết

quả này tương tự với nghiên cứu của Robiyanto (2018) về mối tương quan động giữa giá dầu và thị trường chứng khoán ASEAN-5. Nhìn chung, trong giai đoạn bùng phát COVID-19 (tháng 3/2020) thì mối tương quan tích cực giữa giá dầu thô và thị trường các nước ASEAN-6 tăng lên đáng kể. Kết quả này đồng thời ủng hộ kết luận của Guesmi và Fattoum (2014) khi mối tương quan động giữa dầu thô và thị trường xuất/nhập khẩu dầu thô đều là tích cực và dầu mỏ không phải là nơi trú ẩn an toàn trong giai đoạn thị trường gặp tình trạng tiêu cực.



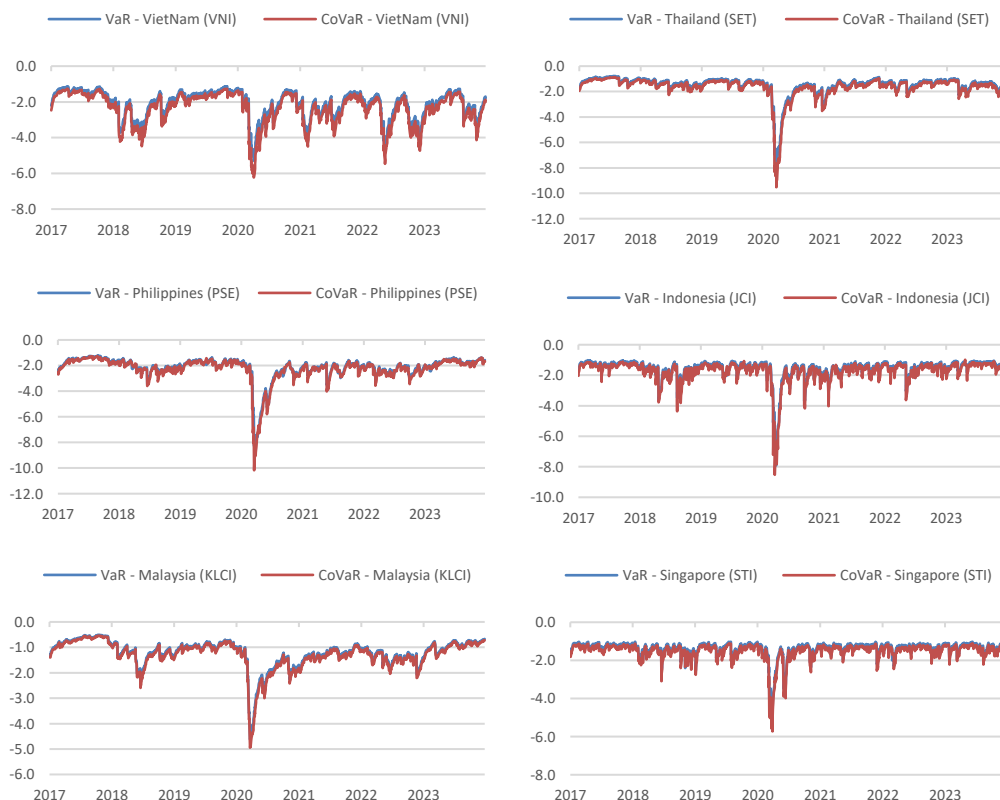
Hình 2. Tương quan động có điều kiện

4.3. VaR, CoVaR và Δ CoVaR của thị trường chứng khoán ASEAN-6

Dựa trên tham số và tương quan động giữa dầu thô và thị trường chứng khoán ASEAN-6 từ mô hình DCC-AR(1)-GARCH(1,1), nhóm tác giả tính toán VaR, CoVaR, Δ CoVaR cho tỷ suất lợi nhuận của thị trường chứng khoán ASEAN-6 với mức ý nghĩa 5% ($q = 0,05$).

Hình 3 mô tả VaR và CoVaR thay đổi theo thời gian cho tỷ suất sinh lời của thị trường chứng khoán ASEAN-6 trong toàn bộ mẫu. Kết quả cho thấy, tại tất cả thị trường chứng khoán ASEAN-6, CoVaR gần như luôn nhỏ hơn giá trị VaR (tức CoVaR rủi ro hơn VaR). Do đó, nhóm tác giả kết luận rằng việc sụt giảm giá dầu thô WTI đã dẫn đến lan tỏa rủi ro đuôi lên thị trường chứng khoán ASEAN-6. Trong giai đoạn bùng phát COVID-19 vào tháng 3/2020, CoVaR đã giảm mạnh và có rủi ro cao

nhất tại tất cả thị trường. Kết quả này là tương tự với kết quả của Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) tại thị trường GCC. Nhìn chung ở cả ba giai đoạn, giai đoạn trong COVID-19 cho thấy thị trường chứng khoán ASEAN-6 có VaR, CoVaR lớn nhất. Ngoài ra, giai đoạn trước COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine phần lớn các thị trường có VaR, CoVaR biến động thấp.



Hình 3. VaR, CoVaR thị trường ASEAN-6

Để đo lường mức đóng góp rủi ro cận biên của giá dầu (The Contribution of Crude Oil Marginal Risk) vào rủi ro của từng thị trường chứng khoán ASEAN-6, nhóm tác giả tính toán ΔCoVaR .

Hình 4 mô tả ΔCoVaR thay đổi theo thời gian cho tỷ suất sinh lời của thị trường chứng khoán ASEAN-6 trong toàn bộ mẫu. Kết quả cho thấy ΔCoVaR có những biến động tương tự với VaR, CoVaR. Giá trị tuyệt đối ΔCoVaR của thị trường chứng khoán ASEAN-6 càng cao cho thấy rủi ro rơi từ việc sụt giảm giá dầu thô WTI tác động lên thị trường chứng khoán ASEAN-6 càng lớn. Trong giai đoạn COVID-19, vào tháng 3/2020 cho thấy có sự sụt giảm mạnh về giá trị ΔCoVaR tại toàn bộ thị trường ASEAN-6, thể hiện sự thay đổi đột ngột về mức đóng góp rủi ro cận biên của giá dầu thô WTI đã tăng lên đáng kể. Kết quả này ủng hộ nghiên cứu của Benlagha và El Omari (2022) cho rằng dầu thô là nguồn truyền cú sốc lên thị trường chứng khoán trong giai đoạn COVID-19.



Hình 4. ΔCoVaR của thị trường ASEAN-6

Để kiểm chứng lại những kết luận tại Hình 3, Hình 4. Nhóm tác giả thực hiện thống kê về giá trị trung bình, độ lệch chuẩn và kiểm định các giả thuyết cho toàn bộ mẫu tại Bảng 3. Sau đó, nhóm tác giả tiếp tục thực hiện thống kê về giá trị trung bình, độ lệch chuẩn chi tiết cho 3 giai đoạn: (1) Trước COVID-19, (2) trong COVID-19, và (3) chiến tranh Nga – Ukraine được trình bày tại Bảng 4.

Bảng 3 trình bày giá trị trung bình, độ lệch chuẩn và kiểm định các giả thuyết về VaR, CoVaR, ΔCoVaR tại thị trường ASEAN-6 trong toàn bộ mẫu. Kiểm định K-S cho các giả thuyết về VaR, CoVaR, ΔCoVaR đều chấp nhận giả thuyết H_1 , cho thấy rủi ro sụt giảm giá dầu gây thêm rủi ro cho thị trường chứng khoán ASEAN-6. Ngoài ra, giá trị trung bình của ΔCoVaR cho thấy mức đóng góp rủi ro cận biên từ việc sụt giảm giá dầu là khác nhau giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6. Trong đó, Việt Nam, Thái Lan và Indonesia là ba thị trường dễ bị ảnh hưởng trước biến động giá dầu hơn Singapore, Philippines và Malaysia.

Bảng 3.

Trung bình, độ lệch chuẩn và kiểm định các giả thuyết về VaR, CoVaR, Δ CoVaR

Đơn vị tính của VaR, CoVaR, Δ CoVaR: phần trăm (%)

Quốc gia	VaR	CoVaR	Δ CoVaR	H_0 : CoVaR = VaR	H_0 : Δ CoVaR = 0
				H_1 : CoVaR < VaR	H_1 : Δ CoVaR < 0
Việt Nam	-2,106	-2,366	-0,279	0,153	1,000
	(0,770)	(0,878)	(0,132)	[0,000]	[0,000]
Thái Lan	-1,484	-1,677	-0,208	0,197	1,000
	(0,813)	(0,938)	(0,140)	[0,000]	[0,000]
Philippines	-2,145	-2,276	-0,140	0,112	1,000
	(0,906)	(0,991)	(0,199)	[0,000]	[0,000]
Indonesia	-1,558	-1,735	-0,194	0,207	0,970
	(0,674)	(0,763)	(0,191)	[0,000]	[0,000]
Malaysia	-1,211	-1,296	-0,088	0,102	1,000
	(0,674)	(0,581)	(0,039)	[0,000]	[0,000]
Singapore	-1,400	-1,534	-0,142	0,279	0,996
	(0,435)	(0,484)	(0,072)	[0,000]	[0,000]

Ghi chú: Các số trong ngoặc đơn () là độ lệch chuẩn cho VaR, CoVaR, Δ CoVaR; Các số trong ngoặc vuông [] là giá trị p-value từ kiểm định Kolmogorov-Smirnov (K-S).

Bảng 4 trình bày giá trị trung bình, độ lệch chuẩn của VaR, CoVaR, Δ CoVaR cho ba giai đoạn mẫu: (1) Trước COVID-19, (2) trong COVID-19, và (3) chiến tranh Nga – Ukraine. Kết quả cho thấy giá trị trung bình của CoVaR đều nhỏ hơn (rủi ro hơn) VaR và giá trị trung bình của Δ CoVaR đều nhỏ hơn 0 tại cả ba giai đoạn. Ngoài ra, tất cả giá trị trung bình của VaR, CoVaR, Δ CoVaR đều giảm mạnh (rủi ro tăng cao) trong giai đoạn COVID-19 và tăng trở lại (rủi ro giảm xuống) trong giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine. Kết quả này phù hợp với những kết quả đã phân tích trước đó của nhóm tác giả.

Bảng 4.

Trung bình, độ lệch chuẩn của VaR, CoVaR, Δ CoVaR trong ba giai đoạn

Đơn vị tính của VaR, CoVaR, Δ CoVaR: phần trăm (%)

Quốc gia	Trước COVID-19			Trong COVID-19			Chiến tranh Nga – Ukraine		
	VaR	CoVaR	Δ CoVaR	VaR	CoVaR	Δ CoVaR	VaR	CoVaR	Δ CoVaR
Việt Nam	-1,807	-2,029	-0,237	-2,323	-2,627	-0,329	-2,356	-2,631	-0,294
	(0,634)	(0,706)	(0,081)	(0,841)	(1,002)	(0,195)	(0,751)	(0,833)	(0,092)
Thái Lan	-1,198	-1,349	-0,163	-2,010	-2,282	-0,294	-1,391	-1,567	-0,189
	(0,243)	(0,272)	(0,033)	(1,321)	(1,528)	(0,234)	(0,290)	(0,326)	(0,041)
Philippines	-1,824	-1,927	-0,108	-2,749	-2,940	-0,210	-2,026	-2,141	-0,121
	(0,387)	(0,423)	(0,099)	(1,397)	(1,531)	(0,325)	(0,423)	(0,454)	(0,109)
Indonesia	-1,449	-1,604	-0,168	-1,909	-2,140	-0,258	-1,370	-1,525	-0,168
	(0,390)	(0,438)	(0,117)	(1,046)	(1,180)	(0,300)	(0,314)	(0,362)	(0,106)
Malaysia	-0,970	-1,037	-0,070	-1,625	-1,739	-0,118	-1,165	-1,247	-0,084
	(0,326)	(0,348)	(0,024)	(0,718)	(0,768)	(0,052)	(0,324)	(0,347)	(0,024)
Singapore	-1,339	-1,466	-0,135	-1,578	-1,736	-0,168	-1,313	-1,432	-0,126
	(0,260)	(0,285)	(0,043)	(0,688)	(0,770)	(0,111)	(0,208)	(0,220)	(0,044)

Ghi chú: Các số trong ngoặc đơn () là độ lệch chuẩn cho VaR, CoVaR, Δ CoVaR.

Để chắc chắn hơn về sự tồn tại của mức đóng góp rủi ro cận biên của giá dầu vào rủi ro của từng thị trường chứng khoán ASEAN-6, nhóm tác giả thực hiện kiểm định K-S cho ba giai đoạn: (1) Trước và (2) trong COVID-19, và (3) chiến tranh Nga – Ukraine (Bảng 5). Kết quả kiểm định cho thấy tại cả ba giai đoạn, thị trường chứng khoán ASEAN-6 đều chịu lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu thô.

Bảng 5.

Kiểm định K-S về ΔCoVaR cho từng giai đoạn

Quốc gia	$H_0: \Delta\text{CoVaR} = 0$ $H_1: \Delta\text{CoVaR} < 0$		
	Trước COVID-19	Trong COVID-19	Chiến tranh Nga – Ukraine
Việt Nam	1,000 [0,000]	1,000 [0,000]	1,000 [0,000]
Thái Lan	1,000 [0,000]	1,000 [0,000]	1,000 [0,000]
Philippines	0,918 [0,000]	0,899 [0,000]	0,900 [0,000]
Indonesia	0,970 [0,000]	0,973 [1,000]	0,971 [0,000]
Malaysia	1,000 [0,000]	1,000 [0,000]	1,000 [0,000]
Singapore	0,998 [0,000]	0,990 [0,000]	0,989 [0,000]

Ghi chú: Các số trong ngoặc vuông [] là giá trị xác suất từ kiểm định K-S.

4.4. So sánh lan tỏa rủi ro đuôi

Bảng 6 trình bày kết quả kiểm định K-S để so sánh mức đóng góp rủi ro cận biên của giá dầu thô lên thị trường ASEAN-6 cho từng cặp giai đoạn. Kết quả kiểm định cho thấy giai đoạn COVID-19 có mức đóng góp rủi ro cận biên từ việc sụt giảm giá dầu lớn nhất. Kết quả này lần nữa ủng hộ kết quả nghiên cứu của Abuzayed và Al-Fayoumi (2021) tại thị trường GCC; Benlagha và El Omari (2022) tại 5 thị trường chứng khoán lớn (Mỹ, Anh, Nhật, Đức, Trung Quốc). Bên cạnh đó, trong giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine, mức đóng góp rủi ro cận biên từ giá dầu thô cao hơn giai đoạn trước COVID-19. Điều này làm nổi bật tầm quan trọng của yếu tố rủi ro địa chính trị đối với lan tỏa rủi ro đuôi của thị trường dầu mỏ lên thị trường chứng khoán ASEAN-6.

Bảng 6.

Kiểm định K-S về ΔCoVaR theo từng cặp giai đoạn

Quốc gia	$H_0: \Delta\text{CoVaR}(\text{giai đoạn a}) = \Delta\text{CoVaR}(\text{giai đoạn b})$ $H_1: \Delta\text{CoVaR}(\text{giai đoạn a}) < \Delta\text{CoVaR}(\text{giai đoạn b})$		
	Trước COVID-19 (a) & Trong COVID-19 (b)	Trước COVID-19 (a) & Chiến tranh Nga – Ukraine (b)	Trong COVID-19 (a) & Chiến tranh Nga – Ukraine (b)
Việt Nam	0,000 [1,000]	0,000 [1,000]	0,093 [0,031]
Thái Lan	0,000 [1,000]	0,000 [1,000]	0,334 [0,000]
Philippines	0,030 [0,621]	0,028 [0,672]	0,220 [0,000]
Indonesia	0,008 [0,960]	0,045 [0,373]	0,261 [0,000]
Malaysia	0,000 [1,000]	0,015 [0,893]	0,329 [0,000]
Singapore	0,014 [0,898]	0,077 [0,057]	0,191 [0,000]

Ghi chú: Các số trong ngoặc vuông [] là giá trị xác suất từ kiểm định K-S.

Bảng 7 trình bày kết quả kiểm định K-S nhằm so sánh mức đóng góp rủi ro cận biên của giá dầu thô của thị trường chứng khoán ASEAN-6 trong giai đoạn COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine. Kết quả cho thấy, trong cả giai đoạn COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine thì Việt Nam, Thái Lan và Indonesia là ba thị trường phải chịu rủi ro lan tỏa cận biên từ sụt giảm giá dầu hơn so với Singapore, Philippines và Malaysia.

Bảng 7.

Kiểm định K-S về ΔCoVaR theo từng cặp thị trường trong giai đoạn COVID-19

$H_0: \Delta\text{CoVaR}(\text{thị trường a}) = \Delta\text{CoVaR}(\text{thị trường b})$ $H_1: \Delta\text{CoVaR}(\text{thị trường a}) < \Delta\text{CoVaR}(\text{thị trường b})$						
a \ b	Việt Nam	Thái Lan	Indonesia	Singapore	Philippines	Malaysia
Bảng 7A. Giai đoạn trong COVID-19						
Việt Nam		0,027 [0,742]	0,017 [0,886]	0,000 [1,000]	0,025 [0,782]	0,000 [1,000]
Thái Lan	0,246 [0,000]		0,012 [0,940]	0,000 [1,000]	0,020 [0,854]	0,000 [1,000]

H ₀ : ΔCoVaR (thị trường a) = ΔCoVaR (thị trường b)							
H ₁ : ΔCoVaR (thị trường a) < ΔCoVaR (thị trường b)							
a \ b	Việt Nam	Thái Lan	Indonesia	Singapore	Philippines	Malaysia	
Indonesia	0,300 [0,000]	0,202 [0,000]		0,052 [0,338]	0,012 [0,940]	0,057 [0,272]	
Singapore	0,677 [0,000]	0,570 [0,000]	0,406 [0,000]		0,158 [0,000]	0,007 [0,978]	
Philippines	0,527 [0,000]	0,431 [0,000]	0,266 [0,000]	0,212 [0,000]		0,145 [0,000]	
Malaysia	0,847 [0,000]	0,761 [0,000]	0,616 [0,000]	0,470 [0,000]	0,377 [0,000]		

Bảng 7B. Giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine						
Việt Nam		0,000 [1,000]	0,005 [0,990]	0,000 [1,000]	0,000 [1,000]	0,000 [1,000]
Thái Lan	0,596 [0,000]		0,066 [0,192]	0,000 [1,000]	0,053 [0,348]	0,000 [1,000]
Indonesia	0,615 [0,000]	0,369 [0,000]		0,106 [0,015]	0,000 [1,000]	0,074 [0,127]
Singapore	0,902 [0,000]	0,704 [0,000]	0,351 [0,000]		0,164 [0,000]	0,018 [0,879]
Philippines	0,752 [0,000]	0,591 [0,000]	0,277 [0,000]	0,277 [0,000]		0,206 [0,000]
Malaysia	1,000 [0,000]	0,950 [0,000]	0,691 [0,000]	0,610 [0,000]	0,417 [0,000]	

Ghi chú: Các số trong ngoặc vuông [] là giá trị xác suất từ kiểm định K-S.

5. Kết luận

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm mục đích đánh giá lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 (Việt Nam, Thái Lan, Indonesia, Philippines, Malaysia và Singapore) trong giai đoạn 2017–2023. Nhóm tác giả sử dụng mô hình DCC–GARCH hai biến để tính toán CoVaR, ΔCoVaR , và kiểm định Kolmogorov-Smirnov (K-S) để đánh giá và so sánh mức đóng góp rủi ro cận biên của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán ASEAN-6, nhằm đưa ra thông tin hữu ích về mức đóng góp rủi ro cận biên giữa các thị trường.

Kết quả thực nghiệm cho thấy rủi ro từ sụt giảm giá dầu thô có ảnh hưởng đến rủi ro của thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu. Ngoài ra, lan tỏa rủi ro đuôi

trong giai đoạn trước COVID-19 và chiến tranh Nga – Ukraine là tương đối thấp với hầu hết các quốc gia được nghiên cứu. Trong giai đoạn COVID-19, tất cả thị trường chứng khoán khu vực ASEAN-6 đều chịu lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu thô lớn hơn so với hai giai đoạn còn lại. Đặc biệt, Việt Nam, Thái Lan và Indonesia là ba thị trường phải đối mặt với lan tỏa rủi ro đuôi từ dầu thô nhiều hơn các thị trường khác.

Kết quả thực nghiệm cho thấy bằng chứng về lan tỏa rủi ro đuôi của giá dầu thô lên thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6 đã tăng lên đáng kể trong giai đoạn đại dịch COVID-19 và tăng nhẹ trong giai đoạn chiến tranh Nga – Ukraine. Phát hiện này đề xuất một số hàm ý quan trọng sau:

- *Thứ nhất*, các nhà đầu tư nên xem xét tầm quan trọng của tác động lan tỏa rủi ro hệ thống từ thị trường dầu thô lên thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6. Kết quả thực nghiệm đã chỉ ra rằng, dầu thô không phải là tài sản phòng ngừa rủi ro trong giai đoạn thị trường chứng khoán gặp những điều kiện bất lợi (COVID-19, chiến tranh Nga – Ukraine) khi lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu thô đã tăng lên đáng kể, kết quả này phù hợp với nhận định của một số nghiên cứu đi trước như: Guesmi và Fattoum (2014), Abuzayed và Al-Fayoumi (2021), Benlagha và El Omari (2022).

- *Thứ hai*, việc giảm thiểu rủi ro danh mục đầu tư là một vấn đề quan trọng ở các thị trường. Trong bối cảnh lan tỏa rủi ro đuôi có khả năng tăng mạnh, các nhà đầu tư có thể giảm rủi ro thông qua điều chỉnh tỷ trọng các tài sản trong danh mục đầu tư. Trong đó, Việt Nam, Thái Lan và Indonesia là ba thị trường phải chịu lan tỏa rủi ro đuôi từ sụt giảm giá dầu thô hơn các thị trường còn lại, do đó, cần chú ý hơn trong việc xây dựng danh mục đầu tư.

- *Thứ ba*, các chính sách năng động là rất cần thiết để giảm thiểu rủi ro hệ thống trên thị trường dầu thô khi nó gia tăng đáng kể cũng như thúc đẩy khả năng phục hồi của thị trường chứng khoán ASEAN-6 sau đại dịch và trong bối cảnh căng thẳng địa chính trị nghiêm trọng Nga – Ukraine. Các nhà hoạch định chính sách cần đưa ra các khuôn khổ quản lý, giám sát đối với dầu thô nhằm duy trì ổn định tài chính, do sự thay đổi của giá dầu có lan tỏa rủi ro đuôi rõ ràng đến thị trường chứng khoán ASEAN-6. Đánh giá chính xác mối quan hệ giữa giá dầu và thị trường chứng khoán của các nước ASEAN-6 có thể giúp các nhà hoạch định chính sách áp dụng các biện pháp linh hoạt và phù hợp với tình hình thị trường, nhằm thúc đẩy sự phát triển bền vững của thị trường tài chính.

Tài liệu tham khảo

- ASEAN, & UNCTAD. (2023). *A Special ASEAN Investment Report 2023*. Retrieved from <https://asean.org/wp-content/uploads/2023/12/AIR-Special-2023.pdf>
- Abuzayed, B., & Al-Fayoumi, N. (2021). Risk spillover from crude oil prices to GCC stock market returns: New evidence during the COVID-19 outbreak. *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, 101476.
- Aydoğan, B., Tunç, G., & Yelkenci, T. (2017). The impact of oil price volatility on net-oil exporter and importer countries' stock markets. *Eurasian Economic Review*, 7, 231-253.
- Benlagha, N., & El Omari, S. (2022). Connectedness of stock markets with gold and oil: New evidence from COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters*, 46, 102373.
- Boako, G., & Alagidede, P. (2017). Examining evidence of 'shift-contagion' in African stock markets: A CoVaR-copula approach. *Review of Development Finance*, 7(2), 142-156.

- Cong, R. G., Wei, Y. M., Jiao, J. L., & Fan, Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, 36(9), 3544-3553.
- Chancharat, S., & Sinlapates, P. (2023). Dependences and dynamic spillovers across the crude oil and stock markets throughout the COVID-19 pandemic and Russia-Ukraine conflict: Evidence from the ASEAN+6. *Finance Research Letters*, 57, 104249.
- Chen, X., Zhou, L., Wang, L., & Zheng, Y. (2023). Risk spillover in China's real estate industry chain: A DCC-EGARCH- Δ CoVaR model. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-01934-1>
- Chevapatrakul, T., Xu, Z., & Yao, K. (2019). The impact of tail risk on stock market returns: The role of market sentiment. *International Review of Economics & Finance*, 59, 289-301.
- Guesmi, K., & Fattoum, S. (2014). Return and volatility transmission between oil prices and oil-exporting and oil-importing countries. *Economic Modelling*, 38, 305-310.
- Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3169-3180.
- Jiranyakul, K. (2014). Does oil price uncertainty transmit to the Thai stock market?. *Journal of Economic and Financial Studies*, 2(6), 16-25. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2450974>
- Kopytin, I. A. (2014). Influence of oil prices on stock market indexes in Russia and Norway. *Studies on Russian Economic Development*, 25, 99-110.
- Lại Minh Khôi, & Ngô Thái Hưng. (2022). Bitcoin và thị trường chứng khoán các nước ASEAN-6: Tiếp cận bằng mô hình hồi quy phân vị. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 304, 2-14.
- Lee, B. J., Yang, C. W., & Huang, B. N. (2012). Oil price movements and stock markets revisited: A case of sector stock price indexes in the G-7 countries. *Energy Economics*, 34(5), 1284-1300.
- Liu, Z., Tseng, H. K., Wu, J. S., & Ding, Z. (2020). Implied volatility relationships between crude oil and the U.S. stock markets: Dynamic correlation and spillover effects. *Resources Policy*, 66, 101637.
- Masih, R., Peters, S., & De Mello, L. (2011). Oil price volatility and stock price fluctuations in an emerging market: Evidence from South Korea. *Energy Economics*, 33(5), 975-986.
- Mba, J. C. (2024). Assessing portfolio vulnerability to systemic risk: A vine copula and APARCH-DCC approach. *Financial Innovation*, 10, 20. <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00559-2>
- Mensi, W., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2021). Precious metals, oil, and ASEAN stock markets: From global financial crisis to global health crisis. *Resources Policy*, 73, 102221.
- Ouyang, M., & Xiao, H. (2024). Tail risk spillovers among Chinese stock market sectors. *Finance Research Letters*, 62, 105233.
- Park, J. W. (2007). *Oil price shocks and stock market behavior: Empirical evidence for the U.S. and European countries* [Doctoral dissertation, University of Missouri – Columbia].
- Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*, 30(5), 2587-2608.
- Robiyanto, R. (2018). The dynamic correlation between ASEAN-5 stock markets and world oil prices. *Jurnal Keuangan dan Perbankan*, 22(2), 198-210.

- Souhir, B. A., Heni, B., & Lotfi, B. (2019). Price risk and hedging strategies in Nord Pool electricity market evidence with sector indexes. *Energy Economics*, 80, 635-655.
- Tan, Y., & Uprasen, U. (2023). Asymmetric effects of oil price shocks on income inequality in ASEAN countries. *Energy Economics*, 126, 107033.
- Tobias, A., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *The American Economic Review*, 106(7), 1705-1741.
- Zhu, H. M., Li, R., & Li, S. (2014). Modelling dynamic dependence between crude oil prices and Asia-Pacific stock market returns. *International Review of Economics & Finance*, 29, 208-223.
- Ziadat, S. A., Al Rababa'a, A. R. A., Rehman, M., & McMillan, D. G. (2023). Oil price shocks and stock-bond correlation. *The North American Journal of Economics and Finance*, 68, 101989.