BỘ TÀI CHÍNH

TRƯỜNG ĐẠI HỌC TÀI CHÍNH - MARKETING

ĐẶNG THỊ PHƯƠNG THẢO

NGHIÊN CỨU CẤU TRÚC PHỤ THUỘC PHI TUYẾN VÀ LAN TỎA RỦI RO GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM VỚI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN, VÀNG, NĂNG LƯỢNG QUỐC TẾ

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Thành phố Hồ Chí Minh - 2026

BỘ TÀI CHÍNH

TRƯỜNG ĐẠI HỌC TÀI CHÍNH - MARKETING

ĐẶNG THỊ PHƯƠNG THẢO

NGHIÊN CỨU CẤU TRÚC PHỤ THUỘC PHI TUYẾN VÀ LAN TỎA RỦI RO GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM VỚI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN, VÀNG, NĂNG LƯỢNG QUỐC TẾ

NGÀNH: TÀI CHÍNH - NGÂN HÀNG

MÃ SỐ: 9340201

NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC:

PGS.TS. PHẠM TIẾN ĐẠT

PGS.TS. PHAN THỊ HẰNG NGA

Thành phố Hồ Chí Minh - 2026

LỜI CAM ĐOAN

Tôi tên là Đặng Thị Phương Thảo, nghiên cứu sinh của trường Đại học Tài chính - Marketing.

Tôi xin cam đoan, đề tài luận án này là công trình nghiên cứu của cá nhân tác giả. Kết quả nghiên cứu là trung thực và chưa có ai công bố trong bất kỳ công trình khoa học nào khác, ngoại trừ một số kết quả được công bố trong các công trình khoa học của chính tác giả. Các dữ liệu cũng như kết quả nghiên cứu được trình bày trong luận án có nguồn gốc rõ ràng và tin cậy. Những nội dung được kế thừa, tham khảo từ nguồn tài liệu khác đều được tác giả trích dẫn đầy đủ và ghi nguồn cụ thể.

Tác giả xin hoàn toàn chịu trách nhiệm về lời cam đoan danh dự của mình.

TP. HCM, ngày … tháng … năm 2026

Nghiên cứu sinh

Đặng Thị Phương Thảo

LỜI CẢM ƠN

Trong suốt quá trình thực hiện luận án, tôi đã luôn nhận được sự hướng dẫn tận tình và sự đồng hành sát sao của Thầy PGS.TS. Phạm Tiến Đạt và Cô PGS.TS. Phan Thị Hằng Nga. Từ những định hướng ban đầu cho đến quá trình hoàn thiện, Thầy Cô đã kiên nhẫn chỉ bảo và luôn động viên tôi vượt qua những giai đoạn khó khăn nhất. Nếu không có sự dìu dắt ấy, tôi đã không thể đi trọn hành trình này. Là một học trò còn nhiều thiếu sót, khiến Thầy Cô phải nhiều lần bận lòng nhắc nhở, tôi xin gửi đến Thầy Cô lòng biết ơn sâu sắc nhất.

Tôi cũng xin chân thành cảm ơn Quý Thầy, Cô của Trường Đại học Tài chính - Marketing, đặc biệt là Quý Thầy, Cô của Viện Đào tạo Sau đại học và Khoa Tài chính - Ngân hàng, đã tận tình giảng dạy, truyền đạt những kiến thức quý báu và tạo mọi điều kiện thuận lợi về thủ tục trong suốt thời gian tôi học tập, nghiên cứu tại Trường.

Cuối cùng, tôi xin bày tỏ lòng biết ơn tới Gia đình, Ban Lãnh đạo và các Đồng nghiệp tại cơ quan công tác đã luôn hỗ trợ, chia sẻ và tạo điều kiện thuận lợi để tôi hoàn thành luận án này.

Tôi xin chân thành cảm ơn!

TP. HCM, ngày … tháng … năm 2026

Nghiên cứu sinh

Đặng Thị Phương Thảo

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN ..... **i**
LỜI CẢM ƠN ..... **ii**
MỤC LỤC ..... **iii**
DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT ..... **viii**
DANH MỤC BẢNG BIỂU ..... **x**
DANH MỤC HÌNH ..... **xi**
CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU NGHIÊN CỨU **1**
1.1. LÝ DO CHỌN ĐỀ TÀI 1
1.2. MỤC TIÊU NGHIÊN CỨU 5
1.2.1. Mục tiêu chung 5
1.2.2. Mục tiêu cụ thể 5
1.3. CÂU HỎI NGHIÊN CỨU 7
1.4. ĐỐI TƯỢNG VÀ PHẠM VI NGHIÊN CỨU 8
1.5. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU 10
1.6. ĐÓNG GÓP CỦA LUẬN ÁN 12
1.7. BỐ CỤC CỦA LUẬN ÁN 13
TÓM TẮT CHƯƠNG 1 15
CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM **16**
2.1. CÁC KHÁI NIỆM LIÊN QUAN 16
2.1.1. Thị trường chứng khoán, thị trường vàng và thị trường năng lượng 16
2.1.2. Cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro tài chính 21
2.1.3. Phân biệt hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau trong tài chính 25
2.2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VỀ HIỆU ỨNG LÂY LAN VÀ CÁC KÊNH TRUYỀN DẪN 27
2.2.1. Lý thuyết về hiệu ứng lây lan 27
2.2.2. Các kênh truyền dẫn của hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc giữa các thị trường 29

2.3. VAI TRÒ CỦA VÀNG VÀ DẦU TRONG THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH....33
2.3.1. Vai trò trú ẩn và lan tỏa rủi ro của vàng trong thị trường tài chính 33
2.3.2. Vai trò của dầu trong hệ thống tài chính 34
2.3.3. Mối quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán.....36
2.4. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM 39
2.4.1. Cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi.....40
2.4.2. Hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau 41
2.4.3. Mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong hệ thống tài chính.....42
2.4.4. Các nghiên cứu thực nghiệm về quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán 43
2.4.5. Các nghiên cứu liên quan đến thị trường Việt Nam.....45
2.5. TỔNG HỢP PHƯƠNG PHÁP VÀ XÁC ĐỊNH KHOẢNG TRỐNG NGHIÊN CỨU 46
2.5.1. Tổng hợp các phương pháp nghiên cứu 46
2.5.2. Khoảng trống nghiên cứu 47
TÓM TẮT CHƯƠNG 2 54
CHƯƠNG 3: PHƯƠNG PHÁP VÀ DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU 55
3.1. QUY TRÌNH NGHIÊN CỨU 55
3.2. CƠ SỞ XÂY DỰNG KHUNG PHÂN TÍCH VÀ THỰC NGHIỆM 57
3.2.1. Cơ sở xây dựng khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán quốc tế 57
3.2.2. Cơ sở xây dựng khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và vàng quốc tế 58
3.2.3. Cơ sở xây dựng khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường năng lượng quốc tế.....59
3.3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU 60
3.3.1. Phương pháp GJR-GARCH và mô hình hóa phân phối biên 60
3.3.2. Phương pháp copula có điều kiện 62
3.3.3. Phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold - Yilmaz 71
3.4. DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU 83
3.4.1. Phạm vi thời gian và không gian nghiên cứu.....83

3.4.2. Nguồn dữ liệu nghiên cứu 86
3.4.3. Xử lý dữ liệu và xây dựng biến nghiên cứu 87
3.5. QUY TRÌNH ƯỚC LƯỢNG VÀ TIÊU CHÍ ĐÁNH GIÁ MÔ HÌNH 92
TÓM TẮT CHƯƠNG 3 94
CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN 95
4.1. THỐNG KÊ MÔ TẢ VÀ PHÂN TÍCH TƯƠNG QUAN 95
4.1.1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu 95
4.1.2. Phân tích tương quan 99
4.2. KẾT QUẢ MÔ HÌNH COPULA CÓ ĐIỀU KIỆN 104
4.2.1. Kết quả mô hình biên 104
4.2.2. Kiểm định Kolmogorov-Smirnov (KS-test) cho phần dư chuẩn hóa 112
4.2.3. Kết quả ước lượng mô hình Copula có điều kiện 113
4.2.4. Phân tích giá trị rủi ro VaR từ mô hình Copula có điều kiện 124
4.3. KẾT QUẢ CHỈ SỐ LAN TỎA DIEBOLD-YILMAZ (DY) 125
4.3.1. Kiểm định tính dừng của các chuỗi VaR đầu vào mô hình DY 126
4.3.2. Kết quả lan tỏa rủi ro trước COVID-19 127
4.3.3. Kết quả lan tỏa rủi ro trong COVID-19 132
4.3.4. Kết quả lan tỏa rủi ro sau COVID-19 135
4.3.5. Phân tích kết quả Diebold-Yilmaz gắn với các giả thuyết nghiên cứu 138
4.4. THẢO LUẬN KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU 140
4.4.1. Tính nhất quán giữa hai phương pháp 140
4.4.2. Giá trị bổ sung của hai cách tiếp cận 141
4.4.3. Điểm chưa hoàn toàn nhất quán và diễn giải nguyên nhân 142
4.4.4. Hàm ý tổng hợp: Ba đặc điểm cốt lõi về vị thế Việt Nam 142
TÓM TẮT CHƯƠNG 4 144
CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH 145
5.1. KẾT LUẬN VỀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU CHÍNH CỦA LUẬN ÁN 145
5.1.1. Kết luận về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế 145

5.1.2. Kết luận về lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế 149
5.1.3. Kết luận tổng hợp về hệ thống thị trường tài chính 153
5.2. ĐÓNG GÓP CỦA LUẬN ÁN 155
5.2.1. Đóng góp về mặt lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm 155
5.2.2. Đóng góp về phương pháp nghiên cứu 157
5.2.3. Đóng góp về mặt thực tiễn 158
5.3. HÀM Ý CHÍNH SÁCH VÀ HÀM Ý QUẢN TRỊ 159
5.3.1. Hàm ý trực tiếp từ kết quả nghiên cứu 159
5.3.2. Khuyến nghị mở rộng trong bối cảnh Việt Nam 161
5.4. HẠN CHẾ VÀ HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO 163
5.4.1. Hạn chế nghiên cứu 163
5.4.2. Hướng nghiên cứu tiếp theo 165
TÓM TẮT CHƯƠNG 5 167

DANH MỤC CÔNG TRÌNH ĐÃ CÔNG BỐ LIÊN QUAN ĐẾN LUẬN ÁN

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

PHỤ LỤC

PHỤ LỤC A: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TỪ PHẦN MỀM

PHỤ LỤC 1. DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU

PL1.1. Danh mục biến nghiên cứu

PL1.2. Nguồn dữ liệu nghiên cứu

PL1.3. Công thức tính chuỗi lợi suất

PL1.4. Quy trình đồng bộ dữ liệu

PHỤ LỤC 2. THỐNG KÊ MÔ TẢ VÀ KIỂM ĐỊNH SƠ BỘ

PHỤ LỤC 3. KẾT QUẢ MÔ HÌNH BIÊN GJR-GARCH, ARMA

PHỤ LỤC 4. KẾT QUẢ COPULA CÓ ĐIỀU KIỆN

PHỤ LỤC 5 . Ước lượng VaR và kiểm định Kupiec

PHỤ LỤC 6 . Kết quả chỉ số lan tỏa rủi ro Diebold-Yilmaz

PHỤ LỤC B: TÓM TẮT CÁC NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM CÓ LIÊN QUAN

Tóm tắt các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc, phụ thuộc đuôi, sự lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường chứng khoán

Tóm tắt các nghiên cứu về mối quan hệ giữa vàng, dầu, thị trường chứng khoán và cơ chế lan tỏa rủi ro

Tổng hợp nghiên cứu trước và cơ sở lựa chọn phương pháp nghiên cứu

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

STT	Viết tắt	Tiếng Việt	Tiếng Anh
1.	FDI	Đầu tư trực tiếp nước ngoài	Foreign direct investment
2.	VNIndex	Chỉ số VNIndex	Vietnam Stock Index
3.	S&P 500	Chỉ số chứng khoán Mỹ	Standard và Poor's 500 Index
4.	Nikkei 225	Chỉ số chứng khoán Nhật Bản	Nikkei 225 Index
5.	KOSPI	Chỉ số chứng khoán Hàn Quốc	Korea Composite Stock Price Index
6.	STI	Chỉ số chứng khoán Singapore	Straits Times Index
7.	SSEC	Chỉ số chứng khoán Thượng Hải	Shanghai Stock Exchange Composite Index
8.	TWII	Chỉ số chứng khoán Đài Loan	Taiwan Weighted Index
9.	WTI	Giá dầu thô	West Texas Intermediate
10.	XAU	Giá vàng quốc tế	Gold price (USD/ounce)
11.	GARCH	Mô hình phương sai có điều kiện tổng quát	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
12.	GJR-GARCH	Mô hình GARCH bất đối xứng	Glosten Jagannathan Runkle GARCH

13.	Copula	Hàm liên kết	Copula function
14.	CC	Copula có điều kiện	Conditional Copula
15.	VaR	Giá trị rủi ro	Value at Risk
16.	ADF	Kiểm định nghiệm đơn vị	Augmented Dickey-Fuller test
17.	JB	Kiểm định Jarque-Bera	Jarque-Bera test
18.	VAR	Mô hình tự hồi quy vector	Vector Autoregression
19.	DCC	Tương quan có điều kiện động	Dynamic Conditional Correlation
20.	λL	Phụ thuộc đuôi dưới	Lower tail dependence
21.	λU	Phụ thuộc đuôi trên	Upper tail dependence
22.	τ	Hệ số Kendall	Kendall's tau
23.	DY	Chỉ số lan tỏa	Diebold Yilmaz spillover index

DANH MỤC BẢNG BIỂU

Bảng 2.1: Tổng hợp một số nghiên cứu tiêu biểu về đối tượng nghiên cứu, bối cảnh phân tích và phương pháp tiếp cận.....49
Bảng 4.1: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình Copula có điều kiện....95
Bảng 4.2: Bảng tổng hợp tương quan VNIndex với các thị trường.....102
Bảng 4.3: Kết quả ước lượng mô hình GJR-GARCH giai đoạn trước COVID-19 (NHÓM CÓ HIỆU ỨNG ARCH(2)).....104
Bảng 4.4: Kết quả ước lượng mô hình ARMA THUẦN TÚY (NHÓM KHÔNG CÓ ARCH(2)).....105
Bảng 4.5: Kết quả ước lượng mô hình GJR-GARCH giai đoạn trong COVID-19 107
Bảng 4.6: Kết quả ước lượng mô hình ARMA THUẦN TÚY (NHÓM KHÔNG CÓ ARCH(2)).....108
Bảng 4.7: Kết quả ước lượng mô hình GJR-GARCH giai đoạn sau COVID-19 ...110
Bảng 4.8: Kết quả ước lượng mô hình ARMA THUẦN TÚY (NHÓM KHÔNG CÓ ARCH(2)).....110
Bảng 4.9: Kết quả kiểm định Kolmogorov-Smirnov.....112
Bảng 4.10: Kết quả ước lượng họ Elliptical Copula.....114
Bảng 4.11: Kết quả hệ số phụ thuộc đuôi qua 3 giai đoạn đối với họ Elliptical Copula 116
Bảng 4.12: Kết quả ước lượng mô hình Archimedean Copula-GJR-GARCH.....118
Bảng 4.13: Kết quả kiểm định Backtesting VaR bằng Kupiec POF 124
Bảng 4.14: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF đối với các chuỗi VaR 95% qua ba giai đoạn nghiên cứu 126
Bảng 4.15: Ma trận chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz tại mức VaR 95% giai đoạn trước COVID-19 127
Bảng 4.16: Ma trận chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz tại mức VaR 95% giai đoạn trong COVID-19 132
Bảng 4.17: Ma trận chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz tại mức VaR 95% giai đoạn sau COVID-19.....135

DANH MỤC HÌNH

Hình 4.1: Ma trận tương quan các biến trong mô hình copula có điều kiện giai đoạn trước COVID-19 99
Hình 4.2: Ma trận tương quan các biến trong mô hình copula có điều kiện giai đoạn trong COVID-19 100
Hình 4.3: Ma trận tương quan các biến trong mô hình copula có điều kiện giai đoạn sau COVID-19 101
Hình 4.4: Diễn biến mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt, giai đoạn trước COVID-19 (2015-2019).....130
Hình 4.5: Diễn biến mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt, giai đoạn trong COVID-19 (2020-2022).....134
Hình 4.6: Diễn biến mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt, giai đoạn sau COVID-19 (2023-2025).....137

CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU NGHIÊN CỨU

1.1. LÝ DO CHỌN ĐỀ TÀI

Trong tiến trình tái cấu trúc và mở cửa nền kinh tế, mức độ gắn kết của Việt Nam với hệ thống kinh tế toàn cầu ngày càng gia tăng, qua đó vừa tạo động lực tăng trưởng, vừa làm xuất hiện những rủi ro mới đối với phát triển bền vững. Thực tiễn những năm gần đây cho thấy sự đan xen của nhiều dạng khủng hoảng như xung đột địa chính trị, bất ổn an ninh năng lượng và lương thực, dịch bệnh, khủng hoảng tài chính, nợ công và biến đổi khí hậu. Giai đoạn 2015-2025 ghi nhận nhiều biến động lớn của kinh tế và tài chính quốc tế, nổi bật là căng thẳng thương mại, đại dịch COVID-19, xung đột địa chính trị, biến động mạnh của giá năng lượng và sự thay đổi của điều kiện tiền tệ toàn cầu. Các cú sốc này không chỉ làm gia tăng biến động của từng thị trường riêng lẻ mà còn thúc đẩy quá trình truyền dẫn rủi ro giữa các quốc gia và các nhóm tài sản. Trong điều kiện các thị trường tài chính ngày càng liên kết chặt chẽ, một cú sốc phát sinh tại thị trường lớn có thể lan truyền sang các thị trường khác thông qua dòng vốn, thương mại, thanh khoản và kỳ vọng của nhà đầu tư. Các nghiên cứu nền tảng cho thấy mối liên kết giữa các thị trường có thể gia tăng trong giai đoạn biến động mạnh và biểu hiện rõ hơn tại các trạng thái cực trị (King và Wadhwani, 1990; Longin và Solnik, 2001). Tuy nhiên, sự gia tăng đồng biến động không nên mặc nhiên được xem là lây lan tài chính, bởi cần phân biệt giữa phụ thuộc vốn có và sự gia tăng liên kết do khủng hoảng (Forbes và Rigobon, 2002). Các nghiên cứu tiếp theo cho thấy mức độ kết nối tài chính có tính động và khác biệt theo thời gian cũng như tần suất (Diebold và Yilmaz, 2012; Baruník và Křehlík, 2018). Vì vậy, nhận diện cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa các thị trường có ý nghĩa quan trọng đối với các nền kinh tế có mức độ mở cao.

Đối với Việt Nam, vấn đề này có ý nghĩa đặc biệt khi thị trường chứng khoán ngày càng chịu tác động từ dòng vốn và biến động tài chính quốc tế. Quá trình mở cửa thị trường tạo thêm điều kiện huy động vốn, thu hút nhà đầu tư nước ngoài và mở rộng cơ hội đầu tư, nhưng đồng thời làm gia tăng mức độ nhạy cảm trước sự đảo chiều

dòng vốn và các cú sốc bên ngoài. Bằng chứng quốc tế cho thấy tự do hóa và hội nhập tài chính có thể làm thay đổi đặc điểm vận động và mức độ đồng biến của các thị trường mới nổi (Bekaert và Harvey, 2000; Beine và Candelon, 2011; Chambet và Gibson, 2008). Đối với Việt Nam, đặc điểm này đặt ra yêu cầu phải đánh giá không chỉ mức độ liên kết trung bình mà cả khả năng đồng biến mạnh trong các trạng thái cực đoan, khi lợi ích đa dạng hóa có thể suy giảm và rủi ro bên ngoài dễ lan truyền vào thị trường trong nước.

Bằng chứng quốc tế cho thấy mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán khó được phản ánh đầy đủ bằng hệ số tương quan tuyến tính. Longin và Solnik (2001) chỉ ra rằng tương quan giữa các thị trường cổ phiếu quốc tế có thể thay đổi đáng kể trong các trạng thái cực trị; Forbes và Rigobon (2002) nhấn mạnh yêu cầu phân biệt giữa phụ thuộc thông thường và lây lan tài chính; Chen và cộng sự (2014) cho thấy quá trình hội nhập của các thị trường cận biên chịu ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính toàn cầu. Các nghiên cứu sử dụng Copula tiếp tục cung cấp bằng chứng về cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và sự khác biệt của mối liên kết tại các vùng đuôi phân phối (Hussain và Li, 2018; Mohti và cộng sự, 2019). Gần đây, Chancharat và Chancharat (2024) ghi nhận lan tỏa bất đối xứng và liên kết theo phân vị giữa thị trường chứng khoán Hoa Kỳ và các thị trường chứng khoán thuộc nhóm ASEAN+6. Những kết quả này cho thấy nghiên cứu mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán quốc tế cần xem xét đồng thời tính động, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi.

Đối với vàng, vai trò phòng ngừa rủi ro không cố định trong mọi điều kiện thị trường. Baur và Lucey (2010) cho thấy vàng có thể đóng vai trò phòng hộ và trú ẩn an toàn trong những điều kiện nhất định, trong khi Baur và McDermott (2010) chỉ ra rằng vai trò này khác biệt giữa các quốc gia và khu vực. Các nghiên cứu gần đây tiếp tục cho thấy mối liên kết giữa vàng, dầu và chứng khoán thay đổi trong các giai đoạn bất ổn. Mensi, Reboredo và Ugolini (2021) ghi nhận sự chuyển đổi trong cơ chế lan tỏa giá giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán Hoa Kỳ và Trung Quốc trong đại dịch COVID-19; Mensi, Vo và Kang (2022) cho thấy sự thay đổi đáng kể của lan tỏa biến

động nội ngày giữa các thị trường trong cùng giai đoạn. Hung và Vo (2021) tiếp tục cung cấp bằng chứng rằng lan tỏa giữa dầu, vàng và chứng khoán khác biệt theo thời gian và tần suất trước và trong COVID-19. Những kết quả này cho thấy mối liên kết của vàng với thị trường chứng khoán không ổn định, qua đó đặt ra yêu cầu phân tích theo trạng thái thị trường thay vì chỉ dựa trên tác động trung bình.

Tương tự, dầu thô là hàng hóa chiến lược có khả năng truyền dẫn cú sốc đến thị trường chứng khoán thông qua chi phí sản xuất, lạm phát, dòng tiền doanh nghiệp và kỳ vọng tăng trưởng. Các nghiên cứu nền tảng cho thấy tác động kinh tế của cú sốc dầu phụ thuộc vào bản chất của cú sốc cung, cầu và điều kiện thị trường (Hamilton, 1983, 2009; Kilian, 2009). Kilian và Park (2009) chỉ ra rằng phản ứng của thị trường chứng khoán khác nhau theo từng loại cú sốc dầu, trong khi các nghiên cứu tiếp theo ghi nhận mối liên hệ dầu và chứng khoán có tính động, khác biệt giữa các quốc gia và có thể biểu hiện bất đối xứng (Filis và cộng sự, 2011; Basher và cộng sự, 2012; Kang và cộng sự, 2015; Salisu và Oloko, 2015). Do đó, tác động của dầu thô đến thị trường chứng khoán khó được mô tả đầy đủ bằng một quan hệ tuyến tính cố định.

Tại Việt Nam, một số nghiên cứu đã bước đầu xem xét tác động của các cú sốc bên ngoài và sự lan truyền rủi ro trên thị trường chứng khoán. Narayan và Narayan (2010) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa giá dầu và thị trường chứng khoán Việt Nam, trong khi Wang (2013) trực tiếp xem xét rủi ro lây lan đối với thị trường này. Ở phạm vi nội thị trường, Dang, Nguyen và Vo (2023) ghi nhận sự thay đổi của mức độ kết nối giữa các ngành trong giai đoạn COVID-19, cho thấy rủi ro có thể lan truyền mạnh hơn khi thị trường chịu cú sốc lớn. Nhìn chung, các nghiên cứu hiện có đã xác nhận tính cần thiết của việc phân tích rủi ro đối với thị trường chứng khoán Việt Nam, nhưng bằng chứng vẫn phân tán theo từng nguồn cú sốc, từng phạm vi thị trường và từng phương pháp tiếp cận.

Từ tổng quan nghiên cứu có thể nhận diện một số khoảng trống. Thứ nhất, đối với mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán quốc tế, các nghiên cứu hiện có chủ yếu tập trung vào tương quan, đồng biến, lây lan hoặc

lan tỏa, trong khi cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và sự thay đổi của mức độ phụ thuộc qua các giai đoạn thị trường chưa được xem xét đồng thời trong một khuôn khổ thống nhất. Thứ hai, đối với vàng và dầu thô, các bằng chứng quốc tế cho thấy tác động đến thị trường chứng khoán phụ thuộc vào trạng thái thị trường, nhưng tại Việt Nam vẫn thiếu phân tích đồng thời trạng thái của biến tác động và trạng thái của thị trường chứng khoán trong nước. Thứ ba, phần lớn nghiên cứu xem xét riêng từng cặp thị trường hoặc tập trung vào một dạng lan tỏa, nên chưa làm rõ đồng thời cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường và sự thay đổi của tác động theo trạng thái. Khoảng trống này càng có ý nghĩa trong giai đoạn 2015-2025, khi các cú sốc COVID-19, địa chính trị và năng lượng tạo điều kiện quan sát sự thay đổi của mối liên kết tài chính giữa các trạng thái bình thường và cực đoan.

Để giải quyết khoảng trống trên, luận án sử dụng mô hình Copula có điều kiện nhằm phân tích cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế. Phương pháp này cho phép tách riêng phân phối biên của từng thị trường và mô hình hóa linh hoạt cấu trúc phụ thuộc, qua đó nhận diện tính phi tuyến, phụ thuộc đuôi, tính đối xứng hoặc bất đối xứng và sự thay đổi theo thời gian. Nhánh Copula trả lời câu hỏi: thị trường chứng khoán Việt Nam phụ thuộc với từng thị trường quốc tế như thế nào, đặc biệt khi xuất hiện các biến động cực đoan hoặc nguy cơ cùng giảm sâu.

Đồng thời, luận án sử dụng phương pháp Diebold-Yilmaz (DY), dựa trên mô hình VAR và phân rã phương sai sai số dự báo, để đo lường lan tỏa rủi ro trong toàn hệ thống (Diebold và Yilmaz, 2009, 2012, 2014). Phương pháp này cho phép xác định mức độ kết nối tổng thể, mức rủi ro mỗi thị trường truyền sang các thị trường khác, mức rủi ro nhận từ hệ thống và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng. Nhờ đó, nghiên cứu có thể xác định thị trường nào là nguồn truyền cú sốc chủ yếu, thị trường chứng khoán Việt Nam giữ vai trò truyền hay nhận rủi ro, và mạng lưới lan tỏa thay đổi như thế nào qua từng giai đoạn nghiên cứu.

Việc kết hợp Copula có điều kiện và DY được xây dựng trên một logic thống nhất và áp dụng cho cùng hệ thống gồm thị trường chứng khoán Việt Nam, các thị trường chứng khoán quốc tế, vàng quốc tế và dầu thô quốc tế. Copula cung cấp góc nhìn song phương về hình thái và cường độ phụ thuộc, đặc biệt tại các vùng cực trị; trong khi DY cung cấp góc nhìn đa biến về mức độ, chiều và mạng lưới lan tỏa rủi ro. Sự kết hợp này cho phép xác định những thị trường vừa có mức phụ thuộc cực trị cao với thị trường chứng khoán Việt Nam, vừa giữ vai trò truyền rủi ro ròng lớn trong hệ thống, qua đó nâng cao giá trị giải thích và khả năng ứng dụng của kết quả nghiên cứu.

Trên cơ sở đó, luận án lựa chọn đề tài "*Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán, vàng, năng lượng quốc tế*". Nghiên cứu kỳ vọng bổ sung bằng chứng thực nghiệm về mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường quốc tế trong giai đoạn 2015-2025, đồng thời cung cấp cơ sở khoa học cho giám sát rủi ro liên thị trường, quản trị danh mục đầu tư và nâng cao khả năng ứng phó trước các cú sốc bên ngoài.

1.2. MỤC TIÊU NGHIÊN CỨU

1.2.1. Mục tiêu chung

Mục tiêu tổng quát của luận án là phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và đo lường mức độ, chiều hướng lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế trong giai đoạn 2015-2025, thông qua việc kết hợp mô hình Copula có điều kiện và phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz (DY). Trên cơ sở kết quả thực nghiệm, luận án đề xuất các hàm ý chính sách và chiến lược đầu tư nhằm nâng cao hiệu quả quản trị rủi ro trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế.

1.2.2. Mục tiêu cụ thể

Để thực hiện được mục tiêu chung nói trên, luận án hướng tới thực hiện các mục tiêu cụ thể như sau:

Mục tiêu 1: Phân tích và lượng hóa cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính đối xứng hoặc bất đối xứng giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế bằng mô hình GJR-GARCH kết hợp Copula có điều kiện, đồng thời xem xét sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc qua các giai đoạn nghiên cứu.

Mục tiêu 2: Đo lường mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong toàn bộ hệ thống thị trường giai đoạn 2015-2025 bằng phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz, qua đó xác định mức lan tỏa tổng thể, chiều truyền-nhận và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng của từng thị trường, đồng thời so sánh sự thay đổi trước, trong và sau COVID-19.

Mục tiêu 3: Trên cơ sở kết quả thực nghiệm từ mô hình Copula có điều kiện và phương pháp Diebold-Yilmaz, đề xuất các hàm ý chính sách, hàm ý quản trị rủi ro và khuyến nghị đầu tư nhằm tăng cường năng lực giám sát rủi ro liên thị trường, hỗ trợ phân bổ tài sản và nâng cao hiệu quả quản trị danh mục trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế.

Các mục tiêu nghiên cứu được xây dựng theo trình tự từ nhận diện cấu trúc phụ thuộc, đo lường lan tỏa rủi ro trong toàn hệ thống đến đề xuất hàm ý chính sách và quản trị. Cụ thể, mục tiêu thứ nhất tập trung lượng hóa cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính đối xứng hoặc bất đối xứng giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế. Qua đó, luận án xác định khả năng các thị trường cùng biến động mạnh, đặc biệt trong những trạng thái cực đoan. Mục tiêu thứ hai mở rộng phân tích sang cấp độ hệ thống nhằm đo lường mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền-nhận và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng của từng thị trường, đồng thời xem xét sự thay đổi của lan tỏa rủi ro qua các giai đoạn nghiên cứu. Mục tiêu thứ ba kế thừa các kết quả định lượng để đề xuất các hàm ý chính sách, quản trị rủi ro và khuyến nghị đầu tư phù hợp với đặc điểm của thị trường chứng khoán Việt Nam.

Việc thiết kế mục tiêu theo trình tự này bảo đảm tính nhất quán giữa vấn đề nghiên cứu, phương pháp nghiên cứu và kết quả kỳ vọng của luận án. Mô hình Copula có điều kiện trả lời câu hỏi các thị trường phụ thuộc với nhau như thế nào và khả năng cùng biến động cực đoan ra sao; trong khi phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz làm rõ mức độ kết nối, chiều truyền nhận và vai trò của từng thị trường trong mạng lưới lan tỏa rủi ro. Sự kết hợp này giúp luận án không chỉ xác định thị trường nào có quan hệ phụ thuộc chặt chẽ với thị trường chứng khoán Việt Nam, mà còn nhận diện thị trường nào là nguồn truyền rủi ro, thị trường nào là bên nhận rủi ro và cấu trúc lan tỏa thay đổi như thế nào giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.

1.3. CÂU HỎI NGHIÊN CỨU

Từ mục tiêu nghiên cứu nêu trên, luận án đặt ra các câu hỏi nghiên cứu sau:

Câu hỏi 1: Cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế có mang tính phi tuyến, có phụ thuộc đuôi và có tính đối xứng hoặc bất đối xứng hay không; đồng thời cấu trúc phụ thuộc này thay đổi như thế nào giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19?

Câu hỏi 2: Mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong hệ thống gồm thị trường chứng khoán Việt Nam, các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế trong giai đoạn 2015-2025 được thể hiện như thế nào; thị trường nào giữ vai trò truyền rủi ro ròng, thị trường nào là bên nhận rủi ro ròng, và các vai trò này thay đổi ra sao giữa các giai đoạn nghiên cứu?

Câu hỏi 3: Từ kết quả phân tích cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro, những hàm ý chính sách, hàm ý quản trị rủi ro và khuyến nghị đầu tư nào có thể được đề xuất nhằm tăng cường giám sát rủi ro liên thị trường, hỗ trợ phân bổ tài sản và nâng cao hiệu quả quản trị danh mục trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế?

Ba câu hỏi nghiên cứu nêu trên tương ứng với ba mục tiêu cụ thể và được trả lời bằng hai nhánh phương pháp bổ sung cho nhau. Câu hỏi thứ nhất được trả lời bằng mô hình GJR-GARCH kết hợp Copula có điều kiện ở cấp độ từng cặp thị trường, qua

dạng phụ thuộc phi tuyến, hệ số phụ thuộc đuôi và sự khác biệt giữa các giai đoạn. Câu hỏi thứ hai được trả lời bằng chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz ước lượng trên chuỗi giá trị rủi ro VaR 95% của hệ thống chín thị trường, qua mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền - nhận và vị thế ròng của từng thị trường. Câu hỏi thứ ba được trả lời ở bước thảo luận, khi kết quả của hai nhánh được đối chiếu để rút ra hàm ý chính sách, hàm ý quản trị rủi ro và khuyến nghị đầu tư. Cách đặt vấn đề theo trình tự này bảo đảm mỗi câu hỏi đều gắn với một nhóm kết quả thực nghiệm cụ thể tại Chương 4 và được tổng hợp lại tại Chương 5.

1.4. ĐỐI TƯỢNG VÀ PHẠM VI NGHIÊN CỨU

Đối tượng nghiên cứu:

- Đối tượng nghiên cứu của luận án là cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế. Thị trường chứng khoán Việt Nam được đại diện bởi chỉ số VNIndex. Các thị trường chứng khoán quốc tế được xem xét gồm thị trường chứng khoán Mỹ (S&P 500), thị trường chứng khoán Trung Quốc (đại diện bởi thị trường chứng khoán Thượng Hải-SSEC), thị trường chứng khoán Nhật Bản (Nikkei 225), thị trường chứng khoán Hàn Quốc (KOSPI), thị trường chứng khoán Đài Loan (TWII), thị trường chứng khoán Singapore (STI).
- Thị trường vàng quốc tế: được xét là chỉ số giá vàng (XAU).
- Thị trường năng lượng quốc tế: được xét là chỉ số giá dầu thô (WTI).

Việc lựa chọn các chỉ số này dựa trên các lý do sau:

(1) Thị trường Mỹ (S&P 500) được lựa chọn do đây là một trong những thị trường chứng khoán lớn và có ảnh hưởng hàng đầu thế giới, giữ vai trò quan trọng đối với dòng vốn quốc tế, kỳ vọng của nhà đầu tư và biến động tài chính toàn cầu.

(2) Thị trường Nhật Bản (Nikkei 225) được đưa vào do Nhật Bản là một trung tâm tài chính lớn tại châu Á, đồng thời có quan hệ đầu tư và thương mại lâu dài với Việt Nam.

(3) Thị trường Hàn Quốc (KOSPI) được lựa chọn do Hàn Quốc là một trong những đối tác đầu tư trực tiếp nước ngoài quan trọng của Việt Nam, với sự hiện diện lớn của các doanh nghiệp Hàn Quốc trong nhiều ngành sản xuất và công nghiệp.

(4) Thị trường Đài Loan (TWII) được đưa vào do Đài Loan là một đối tác đầu tư quan trọng của Việt Nam, đặc biệt trong các lĩnh vực sản xuất và công nghiệp.

(5) Thị trường Singapore (STI) được lựa chọn do Singapore giữ vai trò trung tâm tài chính của khu vực và là một đối tác đầu tư quan trọng của Việt Nam.

(6) Thị trường Trung Quốc (SSEC) được xem xét do Trung Quốc là đối tác thương mại lớn của Việt Nam, đồng thời giữ vai trò quan trọng trong chuỗi cung ứng và hoạt động kinh tế của khu vực.

Bên cạnh các chỉ số chứng khoán, giá vàng quốc tế XAU được sử dụng làm đại diện cho thị trường vàng quốc tế do vàng vừa là tài sản đầu tư, vừa có vai trò phòng hộ và trú ẩn an toàn trong một số điều kiện thị trường. XAU có tính thanh khoản cao, phản ánh biến động của giá vàng trên thị trường quốc tế và được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu về mối liên hệ giữa vàng và thị trường chứng khoán. Việc lựa chọn XAU cho phép đánh giá liệu tác động của vàng đến thị trường chứng khoán Việt Nam có thay đổi theo từng trạng thái thị trường hay không, đồng thời bảo đảm khả năng đối chiếu với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây.

Giá dầu thô WTI được sử dụng làm đại diện cho thị trường năng lượng quốc tế do đây là một trong những chuẩn giá dầu quan trọng trên thị trường toàn cầu, có tính thanh khoản cao, dữ liệu liên tục và được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu về mối liên hệ giữa dầu thô và thị trường chứng khoán. Việc lựa chọn WTI cho phép phân tích sự thay đổi của tác động từ biến động giá dầu đến thị trường chứng khoán Việt Nam, đồng thời bảo đảm tính kế thừa và khả năng so sánh với các nghiên cứu trước.

Phạm vi nghiên cứu:

Về không gian, luận án xem xét mức độ phản ứng của thị trường chứng khoán Việt Nam trước biến động của sáu thị trường chứng khoán quốc tế gồm S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI và TWII, thị trường vàng quốc tế đại diện bởi XAU và thị trường năng lượng quốc tế đại diện bởi dầu thô WTI.

Về thời gian, dữ liệu được thu thập theo tần suất ngày từ tháng 01/2015 đến tháng 12/2025 và được chia thành ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Giai đoạn này bao quát tiến trình hội nhập ngày càng sâu của thị trường chứng khoán Việt Nam cùng các cú sốc lớn gồm đại dịch COVID-19, biến động mạnh của giá năng lượng và chu kỳ thắt chặt tiền tệ toàn cầu, nên cho phép so sánh cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa giữa các trạng thái thị trường khác nhau. Chi tiết về nguồn dữ liệu, quy tắc đồng bộ ngày giao dịch và cách tính chuỗi lợi suất logarit được trình bày tại mục 3.4.

1.5. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Luận án tập trung đo lường cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế thông qua hai phương pháp chính:

- Phương pháp Copula có điều kiện (*Conditional copula model*)
- Phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz (*Diebold-Yilmaz Spillover Index*).

Để bảo đảm sự phù hợp giữa mục tiêu nghiên cứu và phương pháp phân tích, luận án tiếp cận mối quan hệ giữa các thị trường ở hai cấp độ bổ trợ. Ở cấp độ song phương, mô hình Copula có điều kiện được sử dụng để phân tích cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường quốc tế. Ở cấp độ hệ thống, phương pháp Diebold-Yilmaz được sử dụng để đo lường mức độ kết nối và chiều lan tỏa rủi ro giữa toàn bộ các thị trường. Cách tiếp cận này vừa làm rõ đặc điểm riêng của từng mối quan hệ, vừa xác định vai trò của mỗi thị trường trong mạng lưới truyền dẫn rủi ro chung.

Các thị trường được lựa chọn gồm: thị trường chứng khoán Việt Nam, đại diện bởi chỉ số VNIndex; các thị trường chứng khoán quốc tế, đại diện bởi S&P 500 của Hoa Kỳ, SSEC của Trung Quốc, Nikkei 225 của Nhật Bản, KOSPI của Hàn Quốc, TWII

(TAIEX) của Đài Loan và STI của Singapore; thị trường vàng quốc tế, đại diện bởi giá vàng XAU; và thị trường năng lượng quốc tế, đại diện bởi giá dầu thô WTI. Việc lựa chọn các thị trường này nhằm phản ánh những kênh truyền dẫn rủi ro quan trọng từ bên ngoài đến thị trường chứng khoán Việt Nam, bao gồm kênh tài chính, kênh giá hàng hóa, kênh chi phí sản xuất, kênh lạm phát và kênh tâm lý nhà đầu tư.

Về quy trình nghiên cứu, luận án trước hết thu thập và xử lý dữ liệu giá đóng cửa của các chỉ số và tài sản đại diện. Các chuỗi giá sau đó được chuyển đổi thành chuỗi lợi suất logarit và được kiểm định các đặc tính thống kê cơ bản, bao gồm phân phối dữ liệu, tính dừng và hiệu ứng ARCH. Kết quả kiểm định là cơ sở để lựa chọn mô hình biên phù hợp cho từng chuỗi dữ liệu trước khi tiến hành ước lượng cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro.

Đối với mô hình Copula có điều kiện, luận án sử dụng mô hình GJR-GARCH để mô hình hóa phương sai có điều kiện của các chuỗi lợi suất có biểu hiện cụm biến động và phản ứng bất đối xứng trước các cú sốc âm và dương. Phần dư chuẩn hóa thu được từ các mô hình biên được chuyển đổi thành các biến phân phối đều và sử dụng làm đầu vào cho mô hình Copula. Quy trình này cho phép tách biệt đặc điểm biến động riêng của từng thị trường khỏi cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường, qua đó nhận diện phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi, tính đối xứng hoặc bất đối xứng và sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc qua các giai đoạn nghiên cứu.

Bên cạnh đó, phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz được sử dụng để phân tích mối liên kết giữa các thị trường trong một hệ thống đa biến. Trên cơ sở mô hình VAR và phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát, phương pháp này cho phép lượng hóa mức độ biến động của từng thị trường được giải thích bởi các cú sốc từ những thị trường khác. Các chỉ tiêu được xem xét bao gồm chỉ số kết nối tổng thể, mức lan tỏa truyền sang các thị trường khác, mức lan tỏa nhận từ hệ thống, vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng và lan tỏa ròng theo từng cặp thị trường. Qua đó, luận án xác định thị trường nào giữ vai trò nguồn truyền rủi ro, thị trường nào chủ yếu tiếp nhận rủi ro và cấu trúc lan tỏa thay đổi như thế nào qua các giai đoạn nghiên cứu.

Sự kết hợp giữa mô hình Copula có điều kiện và phương pháp Diebold-Yilmaz tạo thành một khung phân tích thống nhất. Copula có điều kiện làm rõ hình thái và mức độ phụ thuộc, đặc biệt là khả năng các thị trường cùng biến động tại các vùng cực trị; trong khi phương pháp Diebold-Yilmaz làm rõ mức độ kết nối, chiều truyền-nhận và vai trò ròng của từng thị trường trong toàn hệ thống. Nhờ đó, luận án không chỉ xác định thị trường nào có quan hệ phụ thuộc chặt chẽ với thị trường chứng khoán Việt Nam, mà còn nhận diện thị trường nào là nguồn truyền rủi ro quan trọng và thị trường chứng khoán Việt Nam giữ vị thế truyền hay nhận rủi ro trong mạng lưới tài chính quốc tế.

1.6. ĐÓNG GÓP CỦA LUẬN ÁN

Khi thực hiện đầy đủ các mục tiêu nghiên cứu, luận án đóng góp trên cả phương diện khoa học và thực tiễn. Về mặt khoa học, thứ nhất, luận án mở rộng khung phân tích mối quan hệ giữa các thị trường tài chính theo hướng phi tuyến, đa trạng thái và thay đổi theo thời gian, vượt ra ngoài các thước đo tương quan tuyến tính và mô hình tương quan có điều kiện truyền thống. Thứ hai, luận án sử dụng chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz để mở rộng phân tích từ cấp độ song phương sang cấp độ toàn hệ thống, qua đó xác định mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền - nhận và vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro ròng của từng thị trường. Thứ ba, dữ liệu giai đoạn 2015-2025 bao quát các cú sốc toàn cầu hiện đại gồm đại dịch COVID-19, chu kỳ thắt chặt tiền tệ và khủng hoảng năng lượng, giúp phản ánh rõ hơn cơ chế phụ thuộc và lan tỏa rủi ro trong các trạng thái thị trường khác nhau.

Về mặt thực tiễn, kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng định lượng cho công tác giám sát rủi ro liên thị trường, cảnh báo sớm và quản trị danh mục trong bối cảnh thị trường chứng khoán Việt Nam hội nhập ngày càng sâu. Trên cơ sở đó, luận án đề xuất các nhóm hàm ý chính sách đối với cơ quan quản lý và các khuyến nghị đối với nhà đầu tư về phân bổ tài sản và phòng ngừa rủi ro.

Các đóng góp về lý thuyết, phương pháp và thực tiễn được trình bày chi tiết tại mục 5.2 sau khi đã có đầy đủ kết quả thực nghiệm.

Luận án có kế thừa một phần kết quả từ các công trình đã công bố của chính tác giả, do đó phạm vi kế thừa và phạm vi mở rộng được xác định rõ như sau. Dang, Hoang và Phan (2025) phân tích cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán quốc tế, trong khi Dang và Liu (2026) tập trung vào hiệu ứng lan tỏa giữa giá vàng và giá dầu trong quan hệ với thị trường Việt Nam và thị trường toàn cầu. Những kết quả được kế thừa từ hai công trình này được trích dẫn trực tiếp tại các nội dung tương ứng của luận án. Phần mở rộng của luận án so với các công trình đã công bố thể hiện ở ba điểm: (i) đặt đồng thời chín thị trường gồm VNIndex, sáu thị trường chứng khoán quốc tế, vàng quốc tế và dầu thô quốc tế trong cùng một hệ thống phân tích, thay vì chỉ xem xét quan hệ song phương hoặc quan hệ giữa hai tài sản hàng hóa; (ii) kết hợp Copula có điều kiện ở cấp độ từng cặp với chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz ước lượng trên chuỗi VaR 95% ở cấp độ hệ thống; và (iii) so sánh một cách nhất quán ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19 trên cùng một bộ dữ liệu 2015-2025.

1.7. BỐ CỤC CỦA LUẬN ÁN

Luận án được tổ chức theo các chương như sau:

Chương 1: Giới thiệu nghiên cứu

Chương 1 trình bày bối cảnh và tính cấp thiết của đề tài, khoảng trống nghiên cứu, mục tiêu, câu hỏi, đối tượng và phạm vi nghiên cứu, phương pháp tiếp cận, đóng góp dự kiến và bố cục của luận án.

Chương 2: Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm

Chương 2 trình bày các khái niệm liên quan, cơ sở lý thuyết về hiệu ứng lây lan và các kênh truyền dẫn, vai trò của vàng và dầu trong thị trường tài chính, tổng quan nghiên cứu thực nghiệm theo chủ đề, từ đó xác định khoảng trống nghiên cứu mà luận án hướng tới.

Chương 3: Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu

Chương này trình bày quy trình nghiên cứu, hệ thống biến, nguồn dữ liệu, phương pháp thu thập, đồng bộ và xử lý dữ liệu. Các chuỗi giá được chuyển đổi thành lợi suất logarit và kiểm định các đặc tính thống kê cần thiết trước khi tiến hành ước lượng. Về phương pháp, luận án sử dụng mô hình GJR-GARCH kết hợp Copula có điều kiện để phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính đối xứng hoặc bất đối xứng giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế. Đồng thời, phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz được sử dụng để đo lường mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền-nhận, vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng và lan tỏa ròng theo từng cặp trong toàn bộ hệ thống thị trường. Chương này cũng trình bày các tiêu chí lựa chọn mô hình, các kiểm định chẩn đoán và phương pháp đánh giá độ tin cậy của kết quả nghiên cứu.

Chương 4: Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Chương 4 trình bày thống kê mô tả và phân tích tương quan, kết quả mô hình biên và Copula có điều kiện, kết quả chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz theo ba giai đoạn nghiên cứu, sau đó thảo luận kết quả của hai nhánh phương pháp.

Chương 5: Kết luận và hàm ý chính sách

Chương 5 tổng hợp kết luận về cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro, nêu các đóng góp của luận án, hàm ý chính sách và hàm ý quản trị, đồng thời trình bày hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo.

TÓM TẮT CHƯƠNG 1

Chương 1 đã trình bày bối cảnh và tính cấp thiết của đề tài, xuất phát từ mức độ hội nhập ngày càng sâu của thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế, trong khi các thước đo tuyến tính truyền thống chưa phản ánh đầy đủ mối liên kết tại các trạng thái thị trường cực đoan. Từ tổng quan ban đầu, chương xác định ba khoảng trống nghiên cứu: các nghiên cứu về thị trường Việt Nam chủ yếu tiếp cận theo từng cặp quan hệ hoặc từng nhóm tài sản riêng lẻ; cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi chưa được phân tích hệ thống theo từng trạng thái thị trường; và còn thiếu nghiên cứu kết hợp phân tích ở cấp độ từng cặp với đo lường kết nối ở cấp độ toàn hệ thống. Trên cơ sở đó, chương xác định mục tiêu tổng quát cùng ba mục tiêu cụ thể và ba câu hỏi nghiên cứu tương ứng.

Chương cũng làm rõ đối tượng nghiên cứu là cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế; phạm vi gồm chín thị trường với dữ liệu theo ngày giai đoạn 2015 đến 2025, chia thành ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Về phương pháp, luận án sử dụng mô hình GJR-GARCH cho phân phối biên, Copula có điều kiện để nhận diện phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi theo từng cặp, cùng chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz ước lượng trên chuỗi VaR 95% để đo mức độ kết nối và chiều truyền dẫn rủi ro trong toàn hệ thống. Cuối cùng, chương nêu các đóng góp dự kiến về khoa học và thực tiễn, phân định phần kế thừa từ các công trình đã công bố của tác giả, đồng thời trình bày bố cục của luận án làm cơ sở cho các chương tiếp theo.

CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

2.1. CÁC KHÁI NIỆM LIÊN QUAN

2.1.1. Thị trường chứng khoán, thị trường vàng và thị trường năng lượng

Thị trường chứng khoán

Thị trường chứng khoán là nơi diễn ra các hoạt động mua bán, chuyển nhượng và định giá các loại chứng khoán như cổ phiếu, trái phiếu, chứng chỉ quỹ, chứng quyền và các sản phẩm phái sinh. Đây là một thiết chế tài chính trung gian, kết nối các nhà phát hành, bao gồm doanh nghiệp và chính phủ, với các nhà đầu tư là tổ chức hoặc cá nhân. Thị trường chứng khoán không chỉ là nơi trao đổi các hàng hóa tài chính mà còn là cơ chế định giá tập trung, phản ánh thông tin và kỳ vọng của thị trường vào giá chứng khoán, từ đó ảnh hưởng đến toàn bộ nền kinh tế.

Theo Fabozzi, Modigliani và Jones (2009), thị trường chứng khoán "là thị trường nơi các công cụ tài chính như cổ phiếu và trái phiếu được mua bán, góp phần cung cấp vốn cho nền kinh tế và mang lại cơ hội đầu tư cho các bên tham gia." Ngoài ra, các học giả như Charles Dow, thông qua các nguyên lý nền tảng của Dow Theory được tổng hợp bởi Hamilton (1922), nhấn mạnh rằng thị trường chứng khoán phản ánh thông tin về cung cầu và tâm lý nhà đầu tư, qua đó hình thành cơ chế định giá công khai và hiệu quả. Ở Việt Nam, Luật Chứng khoán và nhiều tài liệu nghiên cứu đều xác nhận thị trường chứng khoán là kênh huy động và phân bổ nguồn vốn trung và dài hạn, đóng góp quan trọng vào phát triển kinh tế và nâng cao hiệu quả sử dụng vốn xã hội. Qua đó, thị trường chứng khoán được nhìn nhận là trung gian huy động vốn, kênh định giá tài sản và là nơi truyền dẫn tín hiệu kinh tế vĩ mô cũng như kỳ vọng của nhà đầu tư đến doanh nghiệp và toàn nền kinh tế.

Hệ thống pháp luật quản lý thị trường chứng khoán

Thị trường chứng khoán đóng vai trò là một thành phần thiết yếu của các nền kinh tế hiện đại, tạo điều kiện cho việc hình thành vốn, cơ hội đầu tư và tính thanh khoản trên thị trường. Việc hiểu biết toàn diện về khung pháp lý điều chỉnh thị trường chứng

khoán là rất cần thiết nhằm đảm bảo hoạt động hiệu quả và ổn định của chúng, điều này ảnh hưởng trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế.

Trong hệ thống tài chính hiện đại, khung pháp lý quản lý thị trường chứng khoán giữ vai trò quan trọng trong việc bảo đảm tính minh bạch, duy trì trật tự thị trường và bảo vệ quyền lợi của nhà đầu tư. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã khẳng định rằng chất lượng thể chế và mức độ bảo vệ nhà đầu tư là những yếu tố quan trọng thúc đẩy sự phát triển của thị trường tài chính. La Porta và cộng sự (1997) cho rằng các quốc gia có hệ thống pháp luật bảo vệ nhà đầu tư tốt hơn thường có thị trường tài chính phát triển hơn. Bên cạnh đó, Beck và cộng sự (2003) cũng chỉ ra rằng chất lượng thể chế và khuôn khổ pháp lý có ảnh hưởng trực tiếp đến sự phát triển và hiệu quả của hệ thống tài chính. Tại Việt Nam, khuôn khổ pháp lý hiện hành được quy định bởi Luật Chứng khoán (Quốc hội, 2019), Nghị định số 155/2020/NĐ-CP (Chính phủ, 2020) và Thông tư số 96/2020/TT-BTC về công bố thông tin (Bộ Tài chính, 2020).

Ở cấp độ quốc tế, các báo cáo của Quỹ Tiền tệ Quốc tế nhấn mạnh vai trò của khuôn khổ giám sát và quản lý hiệu quả trong việc nhận diện các điểm dễ tổn thương, duy trì ổn định tài chính và hạn chế rủi ro hệ thống, đặc biệt trong điều kiện các thị trường ngày càng liên kết chặt chẽ. Trong bối cảnh đó, khung pháp lý không chỉ cần bảo đảm tính minh bạch và kỷ luật thị trường trong nước mà còn phải phù hợp với sự phát triển của các giao dịch xuyên biên giới và các chuẩn mực quản lý quốc tế. Bên cạnh đó, sự phát triển của thị trường chứng khoán còn gắn với việc hoàn thiện cấu trúc và cơ chế vận hành thị trường. Tại Hoa Kỳ, Ủy ban Chứng khoán và Giao dịch đã ban hành Regulation NMS năm 2005 nhằm hiện đại hóa và củng cố hệ thống giao dịch cổ phiếu, cải thiện khả năng tiếp cận báo giá, thực thi lệnh và phân phối thông tin thị trường. Trường hợp này cho thấy cơ quan quản lý cần thường xuyên điều chỉnh khuôn khổ pháp lý để đáp ứng sự phát triển của công nghệ và cấu trúc thị trường, được trình bày trong Báo cáo ổn định tài chính toàn cầu của International Monetary Fund (2008).

Ngoài ra, các nghiên cứu về khung pháp lý tài chính cũng nhấn mạnh rằng việc thiếu vắng hoặc yếu kém trong hệ thống pháp luật có thể làm gia tăng rủi ro thị trường và

dẫn đến các hành vi lạm dụng. Theo Emilios Avgouleas (2005), một hệ thống giám sát và thực thi không hiệu quả có thể tạo điều kiện cho các hành vi thao túng thị trường và gian lận tài chính, từ đó làm suy giảm niềm tin của nhà đầu tư và cản trở sự phát triển bền vững của thị trường. Ở các thị trường phát triển, yêu cầu về cấu trúc thị trường và thực thi lệnh cũng được chuẩn hóa, chẳng hạn quy định Regulation NMS của U.S. Securities and Exchange Commission (2005).

Tổng hợp các bằng chứng lý thuyết và thực nghiệm cho thấy rằng khung pháp lý không chỉ đóng vai trò bảo vệ nhà đầu tư mà còn là yếu tố nền tảng quyết định mức độ phát triển, hiệu quả và ổn định của thị trường chứng khoán. Trong bối cảnh toàn cầu hóa và đổi mới công nghệ, yêu cầu hoàn thiện khung pháp lý ngày càng trở nên cấp thiết nhằm đảm bảo khả năng thích ứng của thị trường trước các cú sốc và rủi ro mới phát sinh. Khung pháp lý điều chỉnh thị trường chứng khoán đóng vai trò then chốt trong việc tạo ra điều kiện cho tăng trưởng tài chính bền vững. Khi pháp luật tiếp tục được cải tiến để đáp ứng các áp lực nội bộ và bên ngoài, thì việc nhấn mạnh tính minh bạch, chất lượng quy định và khả năng thích ứng sẽ là yếu tố hàng đầu trong việc thúc đẩy hiệu suất thị trường chứng khoán trên các vùng lãnh thổ khác nhau.

Vốn đầu tư nước ngoài trên thị trường chứng khoán

Trong bối cảnh hội nhập tài chính quốc tế, vốn đầu tư nước ngoài, bao gồm đầu tư trực tiếp nước ngoài và đầu tư gián tiếp nước ngoài, đóng vai trò quan trọng đối với sự phát triển của thị trường chứng khoán tại các nền kinh tế mới nổi. Về mặt lý thuyết, đầu tư trực tiếp nước ngoài được xem là nguồn vốn dài hạn có khả năng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế thông qua chuyển giao công nghệ, nâng cao năng suất và cải thiện hiệu quả phân bổ nguồn lực. Nghiên cứu của Eduardo Borensztein và cộng sự (1998) cho thấy đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế, đặc biệt trong các quốc gia có mức độ phát triển tài chính đủ cao. Tương tự, Laura Alfaro và cộng sự (2004) nhấn mạnh rằng tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài phụ thuộc

đáng kể vào sự phát triển của thị trường tài chính nội địa, qua đó ảnh hưởng gián tiếp đến hiệu quả hoạt động của thị trường chứng khoán.

Bên cạnh đó, đầu tư trực tiếp nước ngoài còn góp phần ổn định thị trường thông qua việc cung cấp nguồn vốn bền vững và giảm thiểu sự phụ thuộc vào các dòng vốn ngắn hạn. Theo Joshua Aizenman và cộng sự (2007), nguồn vốn nước ngoài có thể hỗ trợ tài trợ cho đầu tư trong nước và giảm áp lực tài chính, từ đó góp phần ổn định hệ thống tài chính. Điều này đặc biệt quan trọng đối với các nền kinh tế đang phát triển, nơi thị trường vốn nội địa còn hạn chế. Ngược lại, đầu tư gián tiếp nước ngoài thường mang tính linh hoạt cao và có thể gây ra biến động đáng kể đối với thị trường chứng khoán trong ngắn hạn. Nghiên cứu của Geert Bekaert và Campbell R. Harvey (2000) cho rằng sự tham gia của nhà đầu tư nước ngoài và quá trình mở cửa thị trường có thể làm thay đổi đặc điểm biến động của thị trường chứng khoán tại các nền kinh tế mới nổi, đặc biệt trong giai đoạn đầu của quá trình tự do hóa tài chính. Ngoài ra, quá trình tự do hóa tài chính, mặc dù mang lại lợi ích về tăng trưởng dài hạn, cũng có thể làm gia tăng biến động trong ngắn hạn do sự thay đổi nhanh chóng của dòng vốn và phản ứng của nhà đầu tư. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy rằng tác động của vốn đầu tư nước ngoài đến thị trường chứng khoán mang tính hai mặt. Trong khi đầu tư trực tiếp nước ngoài có xu hướng hỗ trợ tăng trưởng và ổn định thị trường trong dài hạn, thì đầu tư gián tiếp nước ngoài lại có thể làm gia tăng biến động trong ngắn hạn, đặc biệt trong bối cảnh tự do hóa tài chính và hội nhập quốc tế. Do đó, việc quản lý hiệu quả các dòng vốn nước ngoài, kết hợp với phát triển thị trường tài chính nội địa, đóng vai trò then chốt trong việc nâng cao tính ổn định và hiệu quả của thị trường chứng khoán tại các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam. Bekaert, Harvey và Lundblad (2005) cho thấy tự do hóa tài chính gắn với cải thiện tăng trưởng kinh tế, trong khi Ferreira và Matos (2008) nhấn mạnh vai trò của nhà đầu tư tổ chức nước ngoài đối với cấu trúc sở hữu và vận động giá trên thị trường. Đối với Việt Nam, quy mô và diễn biến thị trường được công bố định kỳ trong báo cáo thường niên của Ủy ban Chứng khoán Nhà nước (2024) và Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (2024).

Thị trường vàng

Thị trường vàng là nơi diễn ra hoạt động mua bán vàng dưới các hình thức vàng vật chất, hợp đồng giao ngay, hợp đồng tương lai và các sản phẩm tài chính có gốc vàng. Trên phạm vi quốc tế, giá vàng thường được tham chiếu theo giá giao ngay XAU/USD, yết bằng USD trên một ounce. Khác với cổ phiếu, vàng không tạo ra dòng tiền định kỳ; giá trị của vàng chủ yếu đến từ vai trò lưu giữ giá trị, phòng ngừa lạm phát và nhu cầu nắm giữ trong các giai đoạn bất ổn (World Gold Council, 2023).

Trong tài chính hiện đại, vàng được nghiên cứu chủ yếu ở ba vai trò được Baur và Lucey (2010) hệ thống hóa gồm công cụ phòng ngừa (hedge), tài sản đa dạng hóa (diversifier) và tài sản trú ẩn (safe haven). Baur và McDermott (2010) cho thấy các vai trò này không đồng nhất giữa các quốc gia và giữa các giai đoạn, trong khi Reboredo (2013) chỉ ra mức độ phụ thuộc giữa vàng và các tài sản khác thay đổi theo trạng thái thị trường. Vì vậy, trong luận án, thị trường vàng quốc tế được xem là một kênh liên kết mang tính điều kiện với thị trường chứng khoán, thay vì một tài sản luôn vận động ngược chiều với cổ phiếu.

Thị trường năng lượng

Thị trường năng lượng bao gồm nhiều phân khúc như dầu thô, khí đốt, than đá và năng lượng tái tạo, trong đó dầu thô là phân khúc có quy mô giao dịch và mức độ tài chính hóa cao nhất. Giá dầu thô quốc tế thường được tham chiếu theo hai chuẩn giá là WTI và Brent, giao dịch chủ yếu dưới hình thức hợp đồng tương lai. Trong luận án, thị trường năng lượng quốc tế được tiếp cận qua thị trường dầu thô quốc tế, đại diện bởi giá WTI.

Dầu thô được xem là hàng hóa chiến lược vì biến động giá dầu ảnh hưởng đồng thời tới chi phí sản xuất, lạm phát và kỳ vọng tăng trưởng (Hamilton, 1983). Kilian (2009) và Kilian và Park (2009) nhấn mạnh rằng tác động của cú sốc giá dầu tới thị trường chứng khoán phụ thuộc vào nguồn gốc của cú sốc, còn Filis, Degiannakis và Floros (2011) cho thấy tương quan giữa giá dầu và giá cổ phiếu thay đổi theo thời gian và theo việc quốc gia là bên xuất khẩu hay nhập khẩu dầu. Những đặc điểm này là cơ sở

để luận án xem thị trường dầu thô như một nguồn rủi ro bên ngoài có khả năng truyền dẫn tới thị trường chứng khoán Việt Nam.

2.1.2. Cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro tài chính

Sự biến động của thị trường chứng khoán

Theo Gregoriou (2009), sự biến động của thị trường chứng khoán (stock market volatility) phản ánh mức độ dao động của giá hoặc lợi suất chứng khoán trong một khoảng thời gian nhất định. Đây là chỉ tiêu quan trọng thể hiện mức độ không chắc chắn và rủi ro của thị trường, đồng thời phản ánh mức độ phân tán của lợi suất quanh giá trị trung bình. Xét về mặt thống kê, biến động thường được đo lường thông qua độ lệch chuẩn của chuỗi lợi suất theo các tần suất như ngày, tuần, tháng hoặc năm. Mức biến động càng lớn cho thấy giá hoặc lợi suất của tài sản thay đổi mạnh theo thời gian, đồng nghĩa với mức độ rủi ro của thị trường càng cao; ngược lại, mức biến động thấp phản ánh sự ổn định tương đối của thị trường.

Sự phụ thuộc

Trong tài chính, sự phụ thuộc phản ánh mức độ và hình thức liên kết giữa các biến hoặc các thị trường thông qua phân phối xác suất đồng thời của chúng. Khái niệm này rộng hơn tương quan tuyến tính vì cho phép xem xét cả quan hệ phi tuyến, bất đối xứng và sự phụ thuộc tại các vùng đuôi của phân phối. Longin và Solnik (2001) cho thấy mức độ đồng biến giữa các thị trường chứng khoán quốc tế gia tăng rõ rệt tại vùng đuôi âm của phân phối, đặc biệt trong các giai đoạn thị trường suy giảm mạnh, trong khi hiện tượng tương tự không được ghi nhận rõ ở vùng đuôi dương. Patton (2006) tiếp tục chỉ ra rằng cấu trúc phụ thuộc giữa các biến tài chính có thể mang tính bất đối xứng và thay đổi theo thời gian. Những kết quả này cho thấy hệ số tương quan tuyến tính truyền thống khó phản ánh đầy đủ bản chất của quan hệ phụ thuộc tài chính.

Về nền tảng phương pháp, Sklar (1959) đặt cơ sở lý thuyết cho Copula thông qua định lý liên kết phân phối đồng thời với các phân phối biên; Joe (1997) hệ thống hóa các khái niệm và mô hình phụ thuộc đa biến; trong khi Cherubini, Luciano và

Vecchiato (2004) phát triển và hệ thống hóa việc ứng dụng Copula trong tài chính. Nhờ khả năng tách riêng phân phối biên khỏi cấu trúc phụ thuộc, Copula cho phép mô hình hóa linh hoạt phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc bất đối xứng và phụ thuộc đuôi. Trên cơ sở đó, trong luận án này, cấu trúc phụ thuộc được hiểu là mức độ và hình thức liên kết giữa lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường tài chính quốc tế, bao gồm mức độ phụ thuộc tổng thể, tính phi tuyến, tính đối xứng hoặc bất đối xứng và phụ thuộc tại các trạng thái cực trị.

Sự đồng biến động (co-movement)

Sự đồng biến động giữa các thị trường tài chính phản ánh xu hướng các thị trường cùng biến động theo thời gian dưới tác động của các yếu tố chung hoặc quá trình truyền dẫn cú sốc. Forbes và Rigobon (2002) cho thấy mức độ đồng biến quan sát được có thể gia tăng trong khủng hoảng do phương sai thị trường tăng lên, vì vậy cần thận trọng khi diễn giải sự gia tăng tương quan là lây lan tài chính. Theo đó, đồng biến động phản ánh mức độ vận động cùng nhau giữa các thị trường, trong khi cấu trúc phụ thuộc là khái niệm rộng hơn, cho phép mô tả cả hình thức liên kết phi tuyến, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi.

Phụ thuộc đuôi và bất đối xứng

Phụ thuộc đuôi (tail dependence) phản ánh xác suất hai thị trường cùng rơi vào trạng thái cực đoan, chẳng hạn cùng giảm mạnh hoặc cùng tăng mạnh, ngay cả khi mức độ phụ thuộc trung bình giữa chúng ở mức thấp. Longin và Solnik (2001) cho thấy mức độ đồng biến giữa các thị trường chứng khoán quốc tế gia tăng rõ rệt tại vùng đuôi âm của phân phối, trong khi hiện tượng tương tự không được ghi nhận rõ ở vùng đuôi dương, hàm ý cấu trúc phụ thuộc mang tính bất đối xứng (asymmetry) giữa trạng thái thị trường tăng và giảm. Patton (2006) tiếp tục chỉ ra rằng cấu trúc phụ thuộc giữa các biến tài chính có thể thay đổi theo thời gian và điều kiện thị trường. Do các thước đo tương quan tuyến tính truyền thống không phản ánh đầy đủ đặc điểm này, cách tiếp cận Copula, khởi nguồn từ Sklar (1959), cho phép tách biệt cấu trúc phụ thuộc

khỏi phân phối biên và đo lường trực tiếp phụ thuộc đuôi cũng như tính bất đối xứng giữa các thị trường.

Lây lan (contagion)

Lây lan được hiểu là sự gia tăng bất thường của mức độ truyền dẫn cú sốc giữa các thị trường, vượt quá mức có thể giải thích bởi các yếu tố nền tảng kinh tế (Forbes và Rigobon, 2002). Khái niệm này khác với sự phụ thuộc lẫn nhau (interdependence), vốn phản ánh mối liên kết mang tính cấu trúc và tương đối bền vững giữa các thị trường. Ranh giới giữa hai khái niệm này có ý nghĩa quan trọng đối với việc diễn giải kết quả thực nghiệm của luận án và được trình bày chi tiết tại mục 2.1.3.

Kết nối và lan tỏa (connectedness/spillover)

Kết nối, hay lan tỏa, mô tả mức độ mà một cú sốc phát sinh tại một thị trường đóng góp vào biến động của các thị trường khác trong một hệ thống nhiều thị trường. Khác với cấu trúc phụ thuộc theo cặp, kết nối được xem xét ở cấp độ toàn hệ thống, cho phép xác định mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền và tiếp nhận cú sốc, cũng như vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro ròng của từng thị trường (Diebold và Yilmaz, 2009, 2012, 2014). Phương pháp phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát trên nền tảng mô hình VAR là công cụ phổ biến để lượng hóa mức độ kết nối này.

Rủi ro hệ thống (systemic risk)

Rủi ro hệ thống phản ánh khả năng một cú sốc cục bộ lan rộng và gây bất ổn cho toàn bộ hệ thống tài chính, thay vì chỉ tác động đến một thị trường hoặc định chế riêng lẻ. Rủi ro hệ thống có quan hệ chặt chẽ với cả phụ thuộc đuôi và mức độ kết nối: xác suất đồng biến động cực đoan cao giữa các thị trường (Patton, 2006; Patton, 2012) cùng với mức độ kết nối tổng thể gia tăng (Diebold và Yilmaz, 2012) đều là những biểu hiện của rủi ro hệ thống tiềm ẩn. Tuy nhiên, mức độ kết nối cao không tự động đồng nghĩa với rủi ro hệ thống hiện hữu; nhận định này chỉ có cơ sở khi đi kèm bằng chứng về sự gia tăng bất thường của kết nối trong giai đoạn khủng hoảng so với giai đoạn ổn định. Adrian và Brunnermeier (2016) đề xuất thước đo CoVaR nhằm lượng

hóa phần rủi ro mà một định chế hoặc một thị trường đóng góp vào rủi ro của toàn hệ thống khi rơi vào trạng thái căng thẳng.

Khủng hoảng tài chính

Khủng hoảng tài chính có thể được hiểu là trạng thái mất ổn định nghiêm trọng của hệ thống tài chính, thường đi kèm với sự sụt giảm mạnh của giá tài sản, suy giảm thanh khoản và gia tăng nguy cơ truyền dẫn cú sốc giữa các định chế hoặc thị trường. Allen và Gale (2000) nhấn mạnh cơ chế lây lan tài chính thông qua các liên kết giữa các định chế, trong khi Goldstein (1998) phân tích tính chất hệ thống và các kênh lan truyền của cuộc khủng hoảng tài chính châu Á. Các đặc điểm này cho thấy khủng hoảng tài chính không chỉ là sự suy giảm riêng lẻ của một thị trường mà có thể tạo ra tác động lan rộng đến toàn bộ hệ thống tài chính và nền kinh tế.

Sự kiện cực biên

Theo Longin (2016), sự kiện cực biên (extreme events) trong tài chính là những biến động có xác suất xảy ra rất thấp nhưng gây ra mức thay đổi rất lớn của giá hoặc lợi suất tài sản, thường xuất hiện trong các giai đoạn khủng hoảng hoặc cú sốc tài chính. Các sự kiện này chủ yếu tập trung ở phần đuôi của phân phối xác suất và có ý nghĩa đặc biệt trong nghiên cứu rủi ro tài chính.

Sự sụp đổ của thị trường chứng khoán

Sự sụp đổ của thị trường chứng khoán là hiện tượng giá cổ phiếu hoặc chỉ số thị trường giảm mạnh trong một khoảng thời gian ngắn, vượt xa mức biến động thông thường và gây ra tổn thất đáng kể cho nhà đầu tư cũng như hệ thống tài chính. Hiện tượng này có thể gắn với các cú sốc kinh tế, khủng hoảng tài chính, sự vỡ của bong bóng đầu cơ hoặc các sự kiện bất định quy mô lớn. Hirshleifer và Teoh (2009) nhấn mạnh rằng tương tác xã hội, sự bắt chước và sự lan truyền của niềm tin hoặc hành vi giữa các nhà đầu tư có thể khuếch đại biến động thị trường. Trong thực tế, các đợt sụt giảm nghiêm trọng thường xuất hiện trong những giai đoạn thị trường giá xuống và có thể gây tác động tiêu cực đến hệ thống tài chính và nền kinh tế. Những sự kiện tiêu biểu gồm cuộc khủng hoảng năm 1929, Thứ Hai Đen năm 1987, sự sụp đổ của

bong bóng dot-com giai đoạn 2000-2001, khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 và cú sốc thị trường trong đại dịch COVID-19.

Mối quan hệ giữa các thị trường tài chính

Mối quan hệ giữa các thị trường tài chính được hiểu là mức độ liên kết và tương tác giữa các thị trường thông qua sự đồng biến của lợi suất, biến động và quá trình truyền dẫn cú sốc. King và Wadhwani (1990) nhấn mạnh vai trò của quá trình truyền dẫn thông tin giữa các thị trường, trong khi Bekaert và Harvey (2000) cho thấy quá trình tự do hóa thị trường vốn có thể làm thay đổi mức độ hội nhập và tương quan của các thị trường mới nổi với thị trường thế giới. Forbes và Rigobon (2002) tiếp tục nhấn mạnh sự cần thiết phải phân biệt giữa mức độ phụ thuộc lẫn nhau vốn có và sự gia tăng bất thường của mối liên kết trong các giai đoạn khủng hoảng. Trong bối cảnh toàn cầu hóa tài chính, sự lưu chuyển nhanh của thông tin và dòng vốn làm gia tăng khả năng các cú sốc tại một thị trường được truyền dẫn sang các thị trường khác. Vì vậy, việc nhận diện mối quan hệ giữa các thị trường là cơ sở để phân tích cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro trong luận án.

2.1.3. Phân biệt hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau trong tài chính

Sự khác biệt trọng yếu giữa lây lan (contagion) và sự phụ thuộc lẫn nhau (interdependence) dựa trên việc liệu sự truyền dẫn các cú sốc giữa các thị trường có thể giải thích bằng các nguyên tắc cơ bản hay không.

Sự lây lan được định nghĩa là sự gia tăng lan truyền các cú sốc vượt quá mức giải thích được bởi các yếu tố nền tảng kinh tế (Rigobon, 2002; Forbes và Rigobon, 2002). Trong thực nghiệm, sự lây lan được xác định khi mối tương quan giữa các thị trường tăng đáng kể trong thời kỳ khủng hoảng so với thời kỳ ổn định. Điều này nghĩa là khi một thị trường bị cú sốc lớn, sự đồng biến động tăng lên đột ngột với các thị trường khác, vượt ra ngoài mối liên hệ lịch sử. Dungey và cộng sự (2005) hệ thống hóa các cách đo lường lây lan và cho thấy kết luận thực nghiệm phụ thuộc đáng kể vào phương pháp kiểm định được lựa chọn.

Sự phụ thuộc lẫn nhau thể hiện mối quan hệ bền vững, lâu dài giữa các thị

trường, thể hiện qua các mức tương quan cao ổn định trong cả thời kỳ bình thường và khủng hoảng. Nói cách khác, nếu hai thị trường có mức tương quan cao trước đó và duy trì tương quan cao sau sự kiện cú sốc, điều này phản ánh sự phụ thuộc lẫn nhau, được giải thích dựa trên nguyên tắc cơ bản kinh tế và tài chính (Forbes và Rigobon, 2002). Sự phụ thuộc lẫn nhau còn được hiểu là đồng biến động (co-movement), tức là các thị trường có xu hướng biến động cùng chiều, cùng lúc vượt qua các sự kiện biến động trong tương quan mật thiết. Sự phụ thuộc lẫn nhau (Dependence) hay đồng biến động (Co-movement) có thể hiểu như là sự biến động giống nhau, cùng chiều tăng hoặc cùng chiều giảm.

Trong các nghiên cứu tài chính hiện đại, khái niệm phụ thuộc lẫn nhau không còn bị giới hạn trong khuôn khổ tương quan tuyến tính truyền thống, mà được mở rộng sang các dạng phụ thuộc phi tuyến và đặc biệt là phụ thuộc đuôi. Các thước đo tương quan như hệ số Pearson chỉ phản ánh mức độ liên kết trung bình giữa các biến, do đó có thể đánh giá sai bản chất mối quan hệ trong những giai đoạn thị trường biến động mạnh. Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng các thị trường tài chính thường biểu hiện sự phụ thuộc mạnh hơn trong các trạng thái cực đoan, đặc biệt là khi thị trường suy giảm (Longin và Solnik, 2001; Ang và Bekaert, 2002).

Trong bối cảnh đó, cách tiếp cận dựa trên copula, khởi nguồn từ Abe Sklar (1959), cho phép tách biệt cấu trúc phụ thuộc khỏi phân phối biên, từ đó mô tả linh hoạt các dạng phụ thuộc phi tuyến và bất đối xứng giữa các thị trường. Một điểm quan trọng của phương pháp này là khả năng đo lường phụ thuộc đuôi, tức là xác suất hai thị trường cùng rơi vào trạng thái cực đoan, chẳng hạn cùng giảm mạnh. Thực nghiệm cho thấy, ngay cả khi tương quan trung bình giữa hai thị trường ở mức thấp, xác suất đồng biến động ở đuôi dưới vẫn có thể rất cao, hàm ý rủi ro hệ thống tiềm ẩn mà các mô hình tuyến tính không thể phát hiện (Patton, 2006; Patton, 2012).

Ngoài ra, các nghiên cứu thực nghiệm gần đây cũng nhấn mạnh rằng mức độ phụ thuộc không cố định mà thay đổi theo trạng thái thị trường. Cụ thể, mối quan hệ giữa các thị trường thường trở nên chặt chẽ hơn trong các giai đoạn khủng hoảng so

với giai đoạn bình thường, phản ánh tính bất đối xứng trong cơ chế truyền dẫn cú sốc (Mensi và cộng sự, 2014; Bouri và cộng sự, 2017). Điều này đặc biệt quan trọng trong phân tích rủi ro hệ thống, khi các cú sốc tiêu cực có xu hướng lan truyền mạnh hơn và đồng thời giữa các thị trường, làm gia tăng xác suất xảy ra các sự kiện "cùng giảm".

Từ góc độ phương pháp luận, việc mở rộng khái niệm phụ thuộc từ tương quan tuyến tính sang phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi tạo nền tảng cho các cách tiếp cận hiện đại như copula có điều kiện và phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz. Những phương pháp này cho phép đánh giá mối quan hệ giữa các thị trường không chỉ theo cấu trúc phụ thuộc tĩnh mà còn theo mức độ kết nối và lan tỏa cú sốc thay đổi theo thời gian, qua đó cung cấp cái nhìn toàn diện hơn về cơ chế lan tỏa rủi ro.

Tóm lại, lây lan và phụ thuộc lẫn nhau khác nhau ở bản chất của mối liên kết: phụ thuộc lẫn nhau phản ánh mối quan hệ mang tính cấu trúc và bền vững, có thể tồn tại trong toàn bộ phân phối của lợi suất, trong khi lây lan thể hiện sự gia tăng bất thường của mức độ phụ thuộc, đặc biệt ở các trạng thái cực đoan trong giai đoạn khủng hoảng. Do đó, việc phân biệt rõ hai khái niệm này, đồng thời sử dụng các công cụ đo lường phù hợp với đặc tính phi tuyến và phụ thuộc đuôi, là điều kiện cần thiết để đánh giá chính xác mức độ lan tỏa rủi ro giữa các thị trường tài chính.

2.2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VỀ HIỆU ỨNG LÂY LAN VÀ CÁC KÊNH TRUYỀN DẪN

2.2.1. Lý thuyết về hiệu ứng lây lan

2.2.1.1. Nguồn gốc lý thuyết về sự lây lan (Contagion Theory)

Khái niệm sự lây lan (contagion) ban đầu được sử dụng trong lĩnh vực y học để mô tả quá trình truyền bệnh giữa các cá thể, sau đó được mở rộng sang lĩnh vực xã hội học nhằm giải thích sự lan truyền của ý tưởng, cảm xúc và hành vi trong các nhóm xã hội. Trong nghiên cứu về hành vi tập thể, Blumer (1939) cho rằng sự tương tác giữa các cá nhân trong đám đông có thể tạo ra quá trình lan truyền thông tin, cảm

xúc và hành vi, từ đó hình thành các phản ứng tập thể trước những sự kiện hoặc tác động từ môi trường bên ngoài. McPhail (1989) tiếp tục phát triển quan điểm này khi nhấn mạnh rằng hành vi tập thể được hình thành thông qua quá trình tương tác, trao đổi thông tin và điều chỉnh hành vi giữa các cá nhân, thay vì hoàn toàn mang tính phi lý. Những nền tảng lý thuyết này đã tạo cơ sở để khái niệm contagion được vận dụng trong kinh tế và tài chính nhằm giải thích sự lan truyền của thông tin, tâm lý nhà đầu tư và các cú sốc giữa các thị trường tài chính.

2.2.1.2. Lý thuyết lây lan trong tài chính

Nhiều nghiên cứu cho thấy các cú sốc tài chính phát sinh tại một quốc gia hoặc một khu vực có thể nhanh chóng lan truyền sang các thị trường khác thông qua các mối liên kết về thương mại, đầu tư, tài chính và tâm lý nhà đầu tư. Hiện tượng này được gọi là sự lây lan tài chính (financial contagion). Theo Forbes và Rigobon (2002), sự lây lan tài chính xảy ra khi mức độ liên kết giữa các thị trường gia tăng đáng kể sau một cú sốc, vượt quá mức phụ thuộc vốn có giữa các thị trường. Bên cạnh đó, Kaminsky và Reinhart (2000) cùng Dornbusch và cộng sự (2000) cho rằng các cú sốc tài chính có thể được truyền dẫn qua nhiều kênh khác nhau như thương mại quốc tế, dòng vốn, hệ thống ngân hàng, kỳ vọng và tâm lý nhà đầu tư, khiến các quốc gia khác chịu ảnh hưởng ở những mức độ khác nhau.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về hiện tượng lây lan tài chính, nguyên nhân, thời điểm xuất hiện và cơ chế truyền dẫn của các cú sốc vẫn chưa đạt được sự đồng thuận trong giới học thuật. Pericoli và Sbracia (2003) cho rằng việc xác định các kênh truyền dẫn và phân biệt giữa sự lây lan với mối quan hệ phụ thuộc vốn có giữa các thị trường vẫn là một trong những vấn đề trọng tâm của nghiên cứu tài chính quốc tế. Do đó, việc phân tích cơ chế lan tỏa rủi ro giữa các thị trường tài chính tiếp tục là chủ đề có ý nghĩa cả về lý luận và thực tiễn.

2.2.2. Các kênh truyền dẫn của hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc giữa các thị trường

2.2.2.1. Kênh truyền dẫn dựa trên các liên kết thực

Các liên kết thực (real linkages) là một trong những cơ chế quan trọng giải thích sự lây lan và phụ thuộc giữa các nền kinh tế. Các liên kết này được hình thành thông qua hoạt động thương mại quốc tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), tỷ giá hối đoái, lãi suất và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác. Khi các quốc gia có mức độ liên kết kinh tế cao, một cú sốc phát sinh tại một quốc gia có thể nhanh chóng lan truyền sang các quốc gia đối tác thông qua sự suy giảm thương mại, đầu tư hoặc thay đổi trong các điều kiện tài chính quốc tế. Dornbusch, Park và Claessens (2000) cho rằng các liên kết kinh tế thực là kênh truyền dẫn cơ bản giải thích sự lan truyền của các cú sốc tài chính giữa các quốc gia.

Thứ nhất, các cú sốc chung và phá giá cạnh tranh

Những biến động lớn của môi trường kinh tế quốc tế như giá hàng hóa, tỷ giá hối đoái, lãi suất hoặc chính sách tiền tệ tại các nền kinh tế lớn có thể tạo ra các cú sốc chung đối với nhiều quốc gia. Masson (1998) gọi hiện tượng này là "hiệu ứng gió mùa" (monsoonal effects), trong đó các thay đổi của môi trường kinh tế toàn cầu đồng thời ảnh hưởng đến nhiều nền kinh tế, đặc biệt là các thị trường mới nổi. Mức độ tổn thương của các quốc gia càng lớn khi tồn tại nợ nước ngoài cao, dự trữ ngoại hối thấp, thâm hụt cán cân vãng lai hoặc phụ thuộc nhiều vào nguồn vốn quốc tế.

Bên cạnh đó, biến động tỷ giá có thể làm thay đổi khả năng cạnh tranh thương mại giữa các quốc gia. Eichengreen và Rose (1999) cho rằng sự mất giá của đồng tiền tại một quốc gia có thể tạo áp lực điều chỉnh tỷ giá đối với các quốc gia cạnh tranh xuất khẩu nhằm duy trì lợi thế cạnh tranh. Goldstein (1998) cũng chỉ ra rằng sự phá giá liên tiếp của đồng tiền trong một khu vực có thể làm gia tăng áp lực đầu cơ đối với các quốc gia chưa điều chỉnh tỷ giá. Ngoài ra, Calvo và Reinhart (1996) cho thấy sự thay đổi lãi suất tại Hoa Kỳ có ảnh hưởng đáng kể đến dòng vốn quốc tế vào khu vực Mỹ Latinh, qua đó tạo ra sự đồng biến động của dòng vốn và giá tài sản giữa các quốc gia.

Thứ hai, thương mại quốc tế và cầu hàng hóa

Thương mại quốc tế là một trong những kênh quan trọng truyền dẫn các cú sốc kinh tế giữa các quốc gia. Khi nền kinh tế của một quốc gia suy giảm, nhu cầu nhập khẩu hàng hóa giảm sẽ tác động trực tiếp đến hoạt động xuất khẩu và tăng trưởng của các quốc gia đối tác, từ đó làm lan truyền tác động của chu kỳ kinh tế. Eichengreen, Rose và Wyplosz (1996) cho rằng các liên kết thương mại đóng vai trò quan trọng trong việc truyền dẫn các cuộc khủng hoảng tiền tệ giữa các quốc gia. Beine và Candelon (2011) cũng tìm thấy bằng chứng thực nghiệm cho thấy tự do hóa thương mại và thương mại song phương làm gia tăng mức độ đồng biến giữa các thị trường chứng khoán tại các nền kinh tế mới nổi. Bên cạnh đó, Kaminsky và Reinhart (2000) cho rằng các cú sốc có thể lan truyền từ một quốc gia sang quốc gia khác thông qua các mối liên kết trực tiếp về thương mại và tài chính song phương. Về mặt lý thuyết, mô hình lực hấp dẫn thương mại của Tinbergen (1962) cho thấy quy mô dòng thương mại giữa hai quốc gia tỷ lệ thuận với quy mô kinh tế của hai bên.

Thứ ba, khoảng cách địa lý

Khoảng cách địa lý cũng là một yếu tố ảnh hưởng đến mức độ liên kết giữa các thị trường tài chính. Các quốc gia có vị trí địa lý gần nhau thường có mối quan hệ thương mại, đầu tư và tài chính chặt chẽ hơn, từ đó làm gia tăng khả năng truyền dẫn các cú sốc kinh tế. Fazio (2007) và Fernández-Avilés, Montero và Orlov (2012) cho rằng yếu tố không gian và khoảng cách địa lý có vai trò quan trọng trong việc giải thích sự phụ thuộc giữa các thị trường tài chính. Đồng thời, Portes và Rey (2005) cùng Flavin, Hurley và Rousseau (2002) chỉ ra rằng khoảng cách địa lý làm gia tăng chi phí thông tin, chi phí giao dịch và hạn chế dòng vốn quốc tế, qua đó ảnh hưởng đến mức độ hội nhập và đồng biến động giữa các thị trường. Linnemann (1966) cung cấp bằng chứng kinh tế lượng cho thấy dòng thương mại giảm dần theo khoảng cách địa lý, qua đó gián tiếp ảnh hưởng tới mức độ liên kết tài chính giữa các thị trường.

2.2.2.2. Các kênh truyền dẫn giải thích sự lây lan

Các nghiên cứu lý thuyết về lây lan tài chính thường quy về bốn kênh truyền dẫn chủ yếu gồm: (i) tính thanh khoản thị trường (Kyle và Xiong, 2001); (ii) thông tin bất cân xứng và thông tin dị biệt (King và Wadhwani, 1990; Pasquariello, 2007); (iii) nhiều điểm cân bằng (multiple equilibria) (Masson, 1998); và (iv) giao dịch theo động lượng (momentum trading) (Calvo và Mendoza, 2000).

Thứ nhất, tính thanh khoản của thị trường

Tính thanh khoản của thị trường là một trong những cơ chế quan trọng giải thích sự lây lan tài chính. Kyle và Xiong (2001) xây dựng mô hình thời gian liên tục và chỉ ra rằng khi các nhà đầu tư chịu thua lỗ, họ có xu hướng thanh lý danh mục đầu tư để đáp ứng các ràng buộc về thanh khoản. Quá trình bán tài sản này làm suy giảm tính thanh khoản của thị trường, gia tăng biến động giá và tăng mức độ đồng biến giữa các thị trường, từ đó thúc đẩy sự lây lan của các cú sốc tài chính.

Thứ hai, thông tin bất cân xứng và thông tin dị biệt

Thông tin bất cân xứng và thông tin dị biệt được xem là một trong những nguyên nhân quan trọng dẫn đến sự lây lan tài chính. King và Wadhwani (1990) cho rằng do không thể phân biệt đầy đủ giữa các cú sốc mang tính riêng biệt và cú sốc mang tính hệ thống, các nhà đầu tư có thể diễn giải sai tín hiệu từ biến động giá và điều chỉnh kỳ vọng không phù hợp. Khi cấu trúc thông tin trở nên phức tạp, giá tài sản không phản ánh đầy đủ thông tin cơ bản, làm gia tăng sự đồng biến giữa các thị trường vượt quá mức được giải thích bởi các yếu tố kinh tế nền tảng. Trên cơ sở dữ liệu tần suất cao, King và Wadhwani (1990) tìm thấy bằng chứng về sự lan truyền giữa các thị trường chứng khoán New York, Luân Đôn và Tokyo sau sự kiện sụp đổ thị trường tháng 10 năm 1987. Bên cạnh đó, Pasquariello (2007) cho thấy mức độ đồng biến quá mức giữa các thị trường có xu hướng gia tăng khi mức độ dị biệt trong thông tin của các nhà đầu tư tăng lên.

Thứ ba, nhiều điểm cân bằng (Multiple Equilibria)

Theo Pericoli và Sbracia (2003), sự lây lan có thể xảy ra khi một cú sốc tại một quốc gia làm thay đổi trạng thái cân bằng của các quốc gia khác. Diamond và Dybvig (1983) chỉ ra rằng hệ thống ngân hàng có thể tồn tại nhiều trạng thái cân bằng, trong đó sự thay đổi kỳ vọng của người gửi tiền có thể khiến nền kinh tế chuyển từ trạng thái ổn định sang trạng thái hoảng loạn. Trên thị trường tài chính quốc tế, cơ chế tương tự có thể khiến các cú sốc làm thay đổi kỳ vọng của nhà đầu tư và thúc đẩy sự lan truyền của khủng hoảng giữa các quốc gia.

Thứ tư, giao dịch theo động lượng (Momentum Trading)

Giao dịch theo động lượng (momentum trading) được xem là một cơ chế góp phần khuếch đại sự lây lan thông qua hành vi bầy đàn của nhà đầu tư. Calvo và Mendoza (2000) cho rằng khi chi phí thu thập và xử lý thông tin cao, các nhà quản lý danh mục có xu hướng mô phỏng hoặc bắt chước các danh mục đầu tư trên thị trường thay vì dựa hoàn toàn vào thông tin riêng. Điều này làm gia tăng mức độ đồng biến giữa các tài sản và thị trường vốn không có mối liên hệ trực tiếp. Hirshleifer và Teoh (2009) cũng cho thấy trong điều kiện bất định gia tăng, nhà đầu tư có xu hướng dựa nhiều hơn vào hành vi của đám đông thay vì thông tin riêng, qua đó làm gia tăng mức độ đồng biến và khuếch đại sự lây lan của các cú sốc tài chính.

Tổng hợp lại, bốn kênh truyền dẫn nêu trên - thanh khoản thị trường, thông tin bất cân xứng, nhiều điểm cân bằng và giao dịch theo động lượng - tuy khác nhau về cơ chế nhưng cùng dẫn tới một hệ quả có thể kiểm chứng bằng dữ liệu: mức độ đồng biến động giữa các thị trường không cố định mà mạnh lên trong các trạng thái căng thẳng, đặc biệt ở vùng đuôi của phân phối lợi suất, đồng thời có thể thay đổi cả về cường độ lẫn chiều truyền dẫn giữa các giai đoạn. Tuy nhiên, các lý thuyết này chỉ giải thích cơ chế mà không xác định trước dạng hàm của cấu trúc phụ thuộc, cũng không chỉ ra thị trường nào giữ vai trò truyền hay tiếp nhận rủi ro trong một hệ thống gồm nhiều thị trường. Đây chính là điểm nối giữa cơ sở lý thuyết và thiết kế thực nghiệm của luận án: các giả thuyết GT1 đến GT3 của nhánh Copula có điều kiện đối chiếu hệ quả thứ nhất ở cấp độ từng cặp thị trường, thông qua dạng phụ thuộc phi

tuyến, phụ thuộc đuôi và sự khác biệt giữa các giai đoạn; trong khi các giả thuyết H1 đến H4 của nhánh Diebold-Yilmaz đối chiếu hệ quả thứ hai ở cấp độ hệ thống, thông qua mức độ kết nối tổng thể và vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro ròng của thị trường chứng khoán Việt Nam. Cần lưu ý rằng trong phạm vi dữ liệu của luận án, các kênh truyền dẫn nêu trên được sử dụng để giải thích bối cảnh cho kết quả thực nghiệm, chứ không được kiểm định trực tiếp như những cơ chế riêng biệt.

2.3. VAI TRÒ CỦA VÀNG VÀ DẦU TRONG THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH

2.3.1. Vai trò trú ẩn và lan tỏa rủi ro của vàng trong thị trường tài chính

Khái niệm tài sản trú ẩn (safe haven) được hệ thống hóa bởi Baur và Lucey (2010), theo đó một tài sản được coi là trú ẩn nếu duy trì tương quan âm hoặc không đáng kể với các tài sản rủi ro trong các giai đoạn thị trường biến động mạnh. Các tác giả đồng thời phân biệt ba vai trò của tài sản trong quản trị danh mục đầu tư gồm: hedge, diversifier và safe haven, tương ứng với khả năng phòng ngừa rủi ro trong điều kiện bình thường, đa dạng hóa danh mục và bảo vệ danh mục trong các giai đoạn khủng hoảng. Khung phân loại này đã trở thành nền tảng cho nhiều nghiên cứu về vai trò của vàng trong tài chính hiện đại. Trước đó, Solt và Swanson (1981) đã xem xét mức độ hiệu quả của thị trường vàng và bạc, còn Tully và Lucey (2007) sử dụng mô hình GARCH lũy thừa và cho thấy biến động giá vàng chịu ảnh hưởng đáng kể từ các yếu tố vĩ mô, đặc biệt là đồng đô la Mỹ.

Trên cơ sở đó, Baur và McDermott (2010) cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy vàng có thể đóng vai trò là tài sản trú ẩn tại nhiều thị trường chứng khoán phát triển, đặc biệt trong các giai đoạn khủng hoảng tài chính. Capie, Mills và Wood (2005) cũng chỉ ra rằng vàng có khả năng phòng ngừa rủi ro lạm phát và mất giá tiền tệ, trong khi World Gold Council (2023) nhấn mạnh vai trò của vàng như một tài sản đầu tư toàn cầu có tính thanh khoản cao và được sử dụng rộng rãi trong đa dạng hóa danh mục đầu tư.

Tuy nhiên, các nghiên cứu gần đây cho thấy vai trò của vàng không mang tính cố định mà phụ thuộc vào trạng thái thị trường. Shahzad, Bouri, Roubaud và

Kristoufek (2020) chứng minh rằng vàng chỉ thể hiện rõ vai trò trú ẩn trong các điều kiện thị trường cực đoan, trong khi ở các giai đoạn bình thường vàng chủ yếu đóng vai trò là tài sản đa dạng hóa. Kết quả này cho thấy mối quan hệ giữa vàng và thị trường tài chính mang tính phi tuyến, bất đối xứng và phụ thuộc vào trạng thái thị trường, thay vì duy trì ổn định theo thời gian.

Từ góc độ phương pháp luận, việc mở rộng phân tích từ tương quan tuyến tính sang phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và mức độ kết nối hệ thống tạo cơ sở cho việc kết hợp Copula có điều kiện với phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz. Copula có điều kiện được sử dụng để nhận diện hình thức, mức độ và đặc điểm phụ thuộc giữa từng cặp thị trường, đặc biệt tại các vùng đuôi phân phối. Trong khi đó, phương pháp Diebold-Yilmaz, dựa trên mô hình VAR và phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát, cho phép đo lường mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền-nhận và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng của từng thị trường trong toàn hệ thống. Sự kết hợp này giúp phân biệt rõ hơn giữa việc các thị trường cùng biến động và việc một thị trường truyền cú sốc sang các thị trường khác..

Tóm lại, vai trò của vàng đối với thị trường chứng khoán không cố định mà thay đổi theo trạng thái thị trường: vàng có thể là công cụ phòng ngừa, tài sản đa dạng hóa hoặc tài sản trú ẩn tùy theo giai đoạn và mức độ căng thẳng của thị trường. Vàng và dầu cùng chịu ảnh hưởng của các cú sốc kinh tế vĩ mô toàn cầu như lạm phát, tăng trưởng kinh tế và rủi ro địa chính trị, song giá dầu phản ánh chủ yếu các yếu tố cung - cầu năng lượng và chu kỳ kinh tế, trong khi vàng chịu ảnh hưởng mạnh hơn từ tâm lý nhà đầu tư và nhu cầu trú ẩn. Vì vậy, mối liên kết của vàng với thị trường chứng khoán và với dầu cần được phân tích theo từng trạng thái thị trường, tạo cơ sở cho việc kết hợp Copula có điều kiện và phương pháp Diebold-Yilmaz trong luận án.

2.3.2. Vai trò của dầu trong hệ thống tài chính

Trong tài chính hiện đại, dầu được xem là một hàng hóa chiến lược và là một trong những nguồn phát sinh các cú sốc vĩ mô có ảnh hưởng sâu rộng đến nền

kinh tế và hệ thống tài chính toàn cầu. Hamilton (1983) là một trong những nghiên cứu tiên phong khi chỉ ra rằng phần lớn các cuộc suy thoái kinh tế tại Hoa Kỳ trong giai đoạn hậu chiến đều gắn liền với các đợt tăng giá dầu mạnh. Tiếp đó, Hamilton (2009) khẳng định giá dầu không chỉ phản ánh diễn biến của thị trường năng lượng mà còn là một trong những nhân tố quan trọng chi phối tăng trưởng kinh tế, lạm phát và chu kỳ kinh doanh. Những kết quả này đặt nền tảng cho quan điểm xem dầu như một biến số kinh tế vĩ mô có khả năng tác động mạnh đến hoạt động của thị trường tài chính. Sadorsky (2001) cho thấy lợi suất cổ phiếu của các doanh nghiệp dầu khí phản ứng trực tiếp với biến động giá dầu, trong khi Kang, Ratti và Vespignani (2017) chỉ ra rằng tác động của cú sốc giá dầu còn phụ thuộc vào mức độ bất định chính sách kinh tế.

Bổ sung cho quan điểm trên, Ferderer (1996) cho rằng tác động của dầu đối với nền kinh tế không chỉ đến từ sự thay đổi của mức giá mà còn từ sự bất ổn của giá dầu. Theo tác giả, biến động giá dầu làm gia tăng mức độ bất định của nền kinh tế, ảnh hưởng đến quyết định đầu tư, làm suy giảm sản lượng công nghiệp và tác động tiêu cực đến thị trường lao động. Phát triển hướng nghiên cứu này, Kilian (2009) cho rằng biến động giá dầu không phải là kết quả của một cú sốc đơn lẻ mà được hình thành từ ba nhóm cú sốc gồm cú sốc nguồn cung dầu, cú sốc cầu toàn cầu và cú sốc cầu mang tính phòng ngừa hoặc đầu cơ. Mỗi loại cú sốc tạo ra phản ứng khác nhau đối với tăng trưởng kinh tế, lạm phát và điều kiện tài chính, hàm ý rằng tác động của dầu đến nền kinh tế và thị trường tài chính mang tính phi tuyến và phụ thuộc vào nguồn gốc của cú sốc.

Trên thị trường tài chính, nhiều nghiên cứu tiếp tục khẳng định dầu không chỉ là đầu vào của nền kinh tế mà còn là một tài sản hàng hóa mang tính chu kỳ, có khả năng truyền dẫn các cú sốc sang thị trường chứng khoán. Kilian và Park (2009) chỉ ra rằng phản ứng của thị trường chứng khoán phụ thuộc vào bản chất của cú sốc giá dầu. Cụ thể, các cú sốc cầu xuất phát từ tăng trưởng kinh tế toàn cầu thường làm giá dầu và giá cổ phiếu cùng tăng, trong khi các cú sốc cung bất lợi lại làm gia tăng lạm phát, suy giảm tăng trưởng và tác động tiêu cực đến thị

trường chứng khoán. Bên cạnh đó, Elder và Serletis (2010) chứng minh rằng sự bất định của giá dầu là một nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến hoạt động kinh tế và điều kiện tài chính thông qua kênh kỳ vọng và rủi ro, chứ không chỉ thông qua bản thân mức giá dầu.

Ở phạm vi quốc tế, Filis, Degiannakis và Floros (2011) cho thấy mối quan hệ giữa giá dầu và thị trường chứng khoán không cố định mà thay đổi theo thời gian và trạng thái của nền kinh tế. Trong các giai đoạn tăng trưởng, tương quan giữa giá dầu và thị trường chứng khoán có xu hướng gia tăng do chịu tác động của các cú sốc cầu tích cực; ngược lại, trong các giai đoạn bất ổn hoặc khi xuất hiện các cú sốc mang tính phòng ngừa, mối quan hệ này có thể suy yếu hoặc đảo chiều. Gần đây, Salisu, Demirer và Gupta (2022) tiếp tục cung cấp bằng chứng rằng các cú sốc bất định về giá dầu có khả năng lan tỏa sang nhiều thị trường chứng khoán trên thế giới, làm gia tăng rủi ro hệ thống và khẳng định vai trò của dầu như một mắt xích quan trọng trong mạng lưới tài chính toàn cầu.

Các kết quả nghiên cứu trên cho thấy vai trò của dầu trong hệ thống tài chính không mang tính cố định mà thay đổi theo nguồn gốc của cú sốc, điều kiện kinh tế và trạng thái của thị trường. Điều này hàm ý rằng mối quan hệ giữa dầu với các thị trường tài chính, bao gồm thị trường chứng khoán và thị trường vàng, khó có thể được mô tả đầy đủ chỉ bằng các thước đo tương quan tuyến tính truyền thống. Vì vậy, các nghiên cứu hiện đại có xu hướng kết hợp nhiều phương pháp nhằm xem xét đồng thời cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro. Trong đó, mô hình Copula có điều kiện được sử dụng để phân tích phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính đối xứng hoặc bất đối xứng giữa từng cặp thị trường; còn phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz được sử dụng để đo lường mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền-nhận và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng của từng thị trường trong toàn hệ thống.

2.3.3. Mối quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán

Mối quan hệ giữa vàng và dầu đã được nghiên cứu rộng rãi trong tài chính

quốc tế, với nhiều bằng chứng cho thấy đây là mối quan hệ mang tính phi tuyến, thay đổi theo thời gian và trạng thái của thị trường. Hai loại tài sản này đều thuộc nhóm hàng hóa quốc tế, được định giá bằng đồng USD và cùng chịu ảnh hưởng của các yếu tố vĩ mô như lạm phát, tăng trưởng kinh tế và bất ổn tài chính. Tuy nhiên, do khác biệt về bản chất kinh tế và vai trò trong hệ thống tài chính, mối quan hệ giữa vàng và dầu không ổn định mà phụ thuộc vào điều kiện thị trường cũng như nguồn gốc của các cú sốc.

Về mặt lý thuyết, mối quan hệ giữa vàng và dầu có thể được giải thích thông qua ba kênh truyền dẫn chủ yếu. Thứ nhất là kênh lạm phát, theo đó sự gia tăng của giá dầu làm tăng chi phí sản xuất và mặt bằng giá, từ đó làm gia tăng nhu cầu nắm giữ vàng như một công cụ phòng ngừa lạm phát. Quan điểm này phù hợp với nghiên cứu của Ghosh, Levin, MacMillan và Wright (2004), khi các tác giả cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy giá vàng có xu hướng vận động cùng chiều với mức lạm phát trong dài hạn, qua đó củng cố vai trò của vàng như một công cụ phòng ngừa lạm phát. Thứ hai là kênh tỷ giá, khi cả vàng và dầu đều được định giá bằng đồng USD, do đó sự suy yếu của đồng USD thường kéo theo sự gia tăng đồng thời của giá hai loại tài sản, phù hợp với bằng chứng của Capie, Mills và Wood (2005) về vai trò của vàng như một công cụ phòng ngừa rủi ro mất giá của đồng USD. Thứ ba là kênh tâm lý thị trường, trong đó vàng thường đóng vai trò tài sản trú ẩn, còn dầu phản ánh kỳ vọng về tăng trưởng kinh tế, dẫn đến mối quan hệ giữa hai thị trường có thể thay đổi hoặc đảo chiều trong các giai đoạn bất ổn. Liên quan đến kênh lạm phát, Ely và Robinson (1997) cung cấp bằng chứng quốc tế về khả năng phòng ngừa lạm phát của cổ phiếu, còn Abuzayed, Al-Fayoumi và Bouri (2022) cho thấy vàng và dầu có thể được sử dụng đồng thời để phòng ngừa rủi ro cho danh mục cổ phiếu.

Các nghiên cứu thực nghiệm ban đầu ghi nhận mối liên hệ giữa vàng và dầu chủ yếu thông qua các yếu tố kinh tế vĩ mô và tài chính. Sadorsky (1999) cho thấy giá dầu có mối quan hệ chặt chẽ với các biến kinh tế vĩ mô và thị trường tài chính, qua đó gián tiếp ảnh hưởng đến các tài sản khác như vàng. Hammoudeh, Yuan,

McAleer và Thompson (2010) tiếp tục chỉ ra sự lan tỏa biến động giữa các thị trường hàng hóa, trong đó vàng và dầu tương tác thông qua các cú sốc kinh tế và tài chính. Tuy nhiên, các nghiên cứu này chủ yếu dựa trên các mô hình tuyến tính nên chưa phản ánh đầy đủ tính động và đặc điểm phi tuyến của mối quan hệ giữa hai thị trường.

Các nghiên cứu sau đó chuyển sang các phương pháp linh hoạt hơn nhằm làm rõ tính phi tuyến và bất đối xứng của mối quan hệ này. Zhang và Wei (2010) cho thấy giá vàng và giá dầu tồn tại mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn, nhưng mức độ liên kết thay đổi đáng kể theo từng giai đoạn của thị trường. Đặc biệt, Reboredo (2013) sử dụng mô hình Copula để phân tích cấu trúc phụ thuộc giữa vàng và dầu và phát hiện hiện tượng phụ thuộc đuôi, trong đó mức độ liên kết giữa hai thị trường gia tăng đáng kể trong các giai đoạn biến động cực đoan. Kết quả này cho thấy các cú sốc lớn có thể làm suy giảm lợi ích đa dạng hóa danh mục giữa vàng và dầu do sự gia tăng đồng biến động trong các trạng thái rủi ro cao.

Các nghiên cứu gần đây tiếp tục khẳng định tính chất phụ thuộc theo trạng thái của mối quan hệ giữa vàng và dầu. Shahzad, Bouri, Roubaud và Kristoufek (2020) chỉ ra rằng trong các giai đoạn khủng hoảng, vàng có xu hướng phát huy vai trò tài sản trú ẩn, trong khi dầu lại trở thành nguồn phát sinh và lan truyền cú sốc, làm thay đổi đáng kể cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường. Những kết quả này cho thấy mối quan hệ giữa vàng và dầu không cố định mà thay đổi theo điều kiện kinh tế và mức độ bất ổn của thị trường.

Bên cạnh mối quan hệ giữa vàng và dầu, nhiều nghiên cứu cũng tập trung phân tích mối liên kết giữa hai loại tài sản này với thị trường chứng khoán. Baur và Lucey (2010) cùng Baur và McDermott (2010) cho thấy vàng có khả năng đóng vai trò tài sản phòng ngừa rủi ro và tài sản trú ẩn đối với thị trường chứng khoán trong các giai đoạn biến động mạnh. Trong khi đó, Kilian và Park (2009) cùng Filis, Degiannakis và Floros (2011) chứng minh rằng giá dầu có mối liên hệ chặt chẽ với lợi nhuận thị trường chứng khoán và mức độ liên kết này thay đổi theo nguồn gốc của cú sốc dầu cũng như trạng thái của nền kinh tế. Những kết quả này

cho thấy thị trường chứng khoán chịu ảnh hưởng đồng thời từ các cú sốc trên thị trường vàng và thị trường năng lượng, làm cho cấu trúc phụ thuộc giữa ba thị trường trở nên phức tạp và biến đổi theo thời gian.

Từ góc độ hệ thống, mối liên kết giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán không chỉ thể hiện qua mức độ đồng biến động mà còn thông qua chiều truyền dẫn và cường độ lan tỏa cú sốc giữa các thị trường. Một thị trường có thể đóng vai trò là nguồn truyền rủi ro trong một giai đoạn nhưng trở thành bên nhận rủi ro trong giai đoạn khác. Vì vậy, việc chỉ xem xét tương quan hoặc quan hệ phụ thuộc từng cặp chưa đủ để phản ánh đầy đủ vị thế và vai trò của từng thị trường trong toàn bộ mạng lưới tài chính. Phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz cho phép khắc phục hạn chế này thông qua việc đo lường mức độ kết nối tổng thể, lan tỏa theo chiều đến và chiều đi, cũng như vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng của từng thị trường trong hệ thống (Diebold và Yilmaz, 2009, 2012, 2014).

Vì vậy, luận án kết hợp mô hình Copula có điều kiện với phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz để phân tích mối liên kết giữa thị trường vàng, thị trường năng lượng và thị trường chứng khoán Việt Nam. Trong đó, Copula có điều kiện được sử dụng để nhận diện cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính đối xứng hoặc bất đối xứng giữa từng cặp thị trường; còn Diebold-Yilmaz được sử dụng để đo lường mức độ kết nối toàn hệ thống, xác định chiều truyền-nhận và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro ròng của từng thị trường. Sự kết hợp này cho phép phân biệt rõ hơn giữa hiện tượng các thị trường cùng biến động và quá trình một thị trường truyền dẫn cú sốc sang các thị trường khác, qua đó cung cấp cơ sở đầy đủ hơn cho việc đánh giá rủi ro hệ thống và quản trị danh mục đầu tư.

2.4. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM

Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa vàng, dầu thô và thị trường chứng khoán chủ yếu tập trung vào hai nhóm bối cảnh lớn: (i) mối quan hệ và hiệu ứng lan tỏa giữa các nhóm tài sản trên phạm vi quốc tế, đặc biệt trong các giai đoạn khủng hoảng; và (ii) các bằng chứng thực nghiệm trong bối cảnh thị trường mới nổi và thị

trường Việt Nam. Bên cạnh đó, sự phát triển của các phương pháp hiện đại như Copula có điều kiện và chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz cho phép xem xét đồng thời cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi, mức độ kết nối toàn hệ thống, mức độ rủi ro mà mỗi thị trường truyền sang và tiếp nhận từ các thị trường khác, cũng như vị thế lan tỏa ròng của từng thị trường. Qua đó, các nghiên cứu có thể phản ánh đầy đủ hơn sự thay đổi của mối liên kết giữa vàng, dầu thô và thị trường chứng khoán theo từng điều kiện và giai đoạn của thị trường. Trên cơ sở đó, phần tổng quan dưới đây được tổ chức theo năm chủ đề: (i) cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi; (ii) hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau; (iii) mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong hệ thống tài chính; (iv) mối quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán; và (v) các nghiên cứu liên quan đến thị trường Việt Nam.

2.4.1. Cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi

Bên cạnh hướng tiếp cận theo tương quan và lây lan, các nghiên cứu sử dụng mô hình Copula để phân tích phụ thuộc đuôi như Reboredo (2013), Hussain và Li (2018) và Mohti và cộng sự (2019) cho thấy phụ thuộc giữa các thị trường cổ phiếu gia tăng đáng kể ở vùng đuôi phân phối trong các giai đoạn bất ổn, khiến lợi ích đa dạng hóa danh mục suy giảm đáng kể. Wang, Chen và Huang (2011) cũng sử dụng Copula để mô tả phụ thuộc động giữa thị trường Trung Quốc và các thị trường lớn, cho thấy mức phụ thuộc thay đổi theo thời gian.

Nền tảng của hướng nghiên cứu này là việc mở rộng thước đo phụ thuộc từ tương quan tuyến tính sang hàm Copula. Patton (2006) phát triển khuôn khổ Copula có điều kiện cho phép tham số phụ thuộc thay đổi theo tập thông tin sẵn có, còn Patton (2012) hệ thống hóa các điều kiện xây dựng, ước lượng và đánh giá Copula cho chuỗi thời gian kinh tế. Rodriguez (2007) vận dụng Copula chuyển trạng thái để đo lường phụ thuộc trong khủng hoảng và cho thấy cấu trúc phụ thuộc thay đổi rõ giữa các chế độ thị trường.

Bằng chứng về phụ thuộc đuôi còn được củng cố từ hướng lý thuyết giá trị cực trị. Longin và Solnik (2001) chỉ ra rằng mức đồng biến giữa các thị trường chứng khoán

quốc tế tăng rõ ở vùng đuôi dưới nhưng không tăng tương ứng ở đuôi trên, hàm ý tính bất đối xứng của phụ thuộc cực trị. Aloui, Ben Aïssa và Nguyen (2011) ghi nhận phụ thuộc đuôi mạnh và bất đối xứng giữa các thị trường mới nổi trong giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu, trong khi Ando, Greenwood-Nimmo và Shin (2022) cho thấy mức độ kết nối tại vùng đuôi phân phối khác biệt đáng kể so với vùng trung tâm. Các kết quả này cho thấy phụ thuộc giữa các thị trường mang tính phi tuyến và cần được đo lường bằng công cụ cho phép tách cấu trúc phụ thuộc khỏi phân phối biên.

2.4.2. Hiệu ứng lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau

Các nghiên cứu về sự phụ thuộc giữa các thị trường chứng khoán tập trung vào đo lường mức độ liên thông, lan tỏa và phân biệt giữa "phụ thuộc cấu trúc dài hạn" (interdependence) với "lan truyền cú sốc" (contagion) trong các giai đoạn khủng hoảng. Nhóm nghiên cứu theo hướng Forbes và Rigobon (2002), Longin và Solnik (2001), King và Wadhwani (1990) cho thấy tương quan và phụ thuộc giữa các thị trường cổ phiếu có xu hướng tăng mạnh trong các giai đoạn bất ổn, đặc biệt trong thời kỳ khủng hoảng.

Tranh luận về phân biệt lây lan và phụ thuộc lẫn nhau bắt nguồn từ vấn đề đo lường. Forbes và Rigobon (2002) cho rằng tương quan tăng trong khủng hoảng có thể bị phóng đại do phương sai gia tăng; sau khi điều chỉnh, phần lớn bằng chứng phù hợp với phụ thuộc lẫn nhau hơn là lây lan. King và Wadhwani (1990) giải thích cơ chế truyền dẫn thông qua thông tin bất cân xứng, còn Masson (1998) nhấn mạnh khả năng dịch chuyển giữa nhiều điểm cân bằng khi kỳ vọng của nhà đầu tư thay đổi.

Các nghiên cứu sau đó bổ sung bằng chứng theo nhiều bối cảnh khác nhau. Kenourgios, Samitas và Paltalidis (2011) cùng Dimitriou, Kenourgios và Simos (2013) ghi nhận sự gia tăng phụ thuộc giữa các thị trường mới nổi trong các đợt khủng hoảng toàn cầu; Syllignakis và Kouretas (2011) cho thấy tương quan động tăng mạnh tại các thị trường Trung và Đông Âu. Đối với Việt Nam, Wang (2013) kiểm định khả năng lây lan từ thị trường Trung Quốc và Hoa Kỳ, trong khi Beine

và Candelon (2011) cho thấy tiến trình tự do hóa làm gia tăng mức đồng biến động giữa các thị trường mới nổi. Wang và Thi (2007) kiểm định lây lan trong điều kiện động bất đối xứng; Wang (2014) phân tích vai trò dẫn dắt của các thị trường lớn đối với khu vực Đông Á trong khủng hoảng tài chính toàn cầu; Gajurel và Dungey (2023) ghi nhận hiệu ứng lây lan mang tính hệ thống tại cả thị trường phát triển và mới nổi.

2.4.3. Mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong hệ thống tài chính

Về mặt phương pháp, các mô hình động như DCC-GARCH kết hợp phân tích phản ứng biến động (Gabauer, 2020) và các thước đo mức độ kết nối theo miền tần số (Baruník và Křehlík, 2018) đã mở rộng đáng kể khả năng phân tích cơ chế lan tỏa rủi ro theo thời gian. Áp dụng vào bối cảnh khu vực ASEAN và các thị trường mới nổi, Chancharat và Chancharat (2024) cùng Mensi, Vo và Kang (2022) cho thấy mức độ liên thông và lan tỏa rủi ro có xu hướng gia tăng theo thời gian và trở nên đặc biệt mạnh trong các giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu, khủng hoảng nợ công châu Âu và đại dịch COVID-19. Kết quả này hàm ý rằng trong bối cảnh cú sốc hệ thống, các thị trường chứng khoán có xu hướng đồng biến mạnh hơn và dễ tổn thương hơn trước các cú sốc ngoại sinh, qua đó làm nổi bật vai trò của các kênh truyền dẫn rủi ro xuyên biên giới và nhu cầu áp dụng các phương pháp phi tuyến, có khả năng nắm bắt phụ thuộc ở vùng cực trị.

Hướng nghiên cứu về mức độ kết nối được định hình bởi khung đo lường của Diebold và Yilmaz. Diebold và Yilmaz (2009) đề xuất chỉ số lan tỏa tổng thể dựa trên phân rã phương sai sai số dự báo; Diebold và Yilmaz (2012) sử dụng phân rã tổng quát nhằm loại bỏ ảnh hưởng của thứ tự sắp xếp biến và phát triển các chỉ tiêu FROM, TO và NET; Diebold và Yilmaz (2014) mở rộng cách tiếp cận sang phân tích mạng lưới, cho phép nhận diện vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro của từng thị trường trong hệ thống.

Trên nền tảng đó, các nghiên cứu gần đây mở rộng theo hai hướng chính là phân tách theo miền tần số và sử dụng tham số biến thiên theo thời gian, tiêu biểu là

Baruník và Křehlík (2018) cùng Antonakakis, Chatziantoniou và Gabauer (2020). Về bằng chứng thực nghiệm, Liao, Zhu và Chen (2021) cho thấy các sự kiện y tế công cộng làm thay đổi cường độ và đường truyền cú sốc giữa dầu, vàng và các thị trường chứng khoán; Mensi, Reboredo và Ugolini (2021) cùng Benlagha và El Omari (2022) ghi nhận mức độ kết nối gia tăng trong giai đoạn COVID-19. Tại Việt Nam, Hung và Vo (2021) và Ngo và cộng sự (2022) cung cấp bằng chứng về lan tỏa giữa chứng khoán, vàng và dầu, song chủ yếu ở cấp độ lợi suất hoặc biến động, chưa đặt trọng tâm vào lan tỏa của đại lượng rủi ro đuôi. Kang và cộng sự (2021) đo lường kết nối theo miền tần số giữa thị trường hàng hóa và chứng khoán, trong khi Zhang, Sha và Xu (2021) ghi nhận mức lan tỏa biến động đáng kể trong nhóm G7 gồm bảy nền kinh tế phát triển và nhóm BRIC gồm Brazil, Nga, Ấn Độ và Trung Quốc.

2.4.4. Các nghiên cứu thực nghiệm về quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán

Các nghiên cứu về mối quan hệ giữa thị trường vàng và thị trường chứng khoán chủ yếu tập trung vào việc đánh giá vai trò của vàng trong quản trị rủi ro danh mục đầu tư cũng như cơ chế lan tỏa giữa hai thị trường dưới các điều kiện kinh tế khác nhau. Những nghiên cứu ban đầu của Baur và Lucey (2010) cùng Baur và McDermott (2010) cho thấy vàng có thể đóng vai trò là tài sản phòng ngừa rủi ro, tài sản đa dạng hóa hoặc tài sản trú ẩn tùy thuộc vào trạng thái của thị trường chứng khoán. Kết quả này hàm ý rằng mối quan hệ giữa vàng và chứng khoán không mang tính cố định mà thay đổi theo mức độ biến động và quy mô của các cú sốc tài chính.

Các nghiên cứu tiếp theo mở rộng theo hướng phân tích cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa hai thị trường bằng các phương pháp phi tuyến. Reboredo (2013) chỉ ra rằng mối quan hệ giữa vàng và các tài sản tài chính tồn tại hiện tượng phụ thuộc đuôi, trong đó mức độ liên kết gia tăng đáng kể trong các giai đoạn thị trường biến động mạnh. Điều này cho thấy lợi ích đa dạng hóa của vàng có thể suy giảm khi rủi ro hệ thống gia tăng và nhấn mạnh sự cần thiết của các phương pháp có khả năng

phản ánh tính phi tuyến và bất đối xứng.

Trong bối cảnh các cú sốc toàn cầu, Mensi, Reboredo và Ugolini (2021) nghiên cứu cơ chế lan tỏa giữa thị trường vàng, dầu và thị trường chứng khoán của Hoa Kỳ và Trung Quốc trong giai đoạn đại dịch COVID-19. Kết quả cho thấy đại dịch đã làm thay đổi đáng kể cấu trúc lan tỏa giữa các thị trường, trong đó mức độ truyền dẫn rủi ro phụ thuộc vào trạng thái thị trường và đặc điểm của từng quốc gia. Nghiên cứu cũng cung cấp bằng chứng cho thấy mối quan hệ giữa vàng và thị trường chứng khoán mang tính phi tuyến, bất đối xứng và thay đổi theo thời gian, qua đó củng cố sự cần thiết của việc áp dụng các phương pháp như mô hình Copula có điều kiện và phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz để phân tích cơ chế phụ thuộc và lan tỏa rủi ro giữa các thị trường tài chính. Akbar, Iqbal và Noor (2019) sử dụng cách tiếp cận Bayes để đánh giá liên kết động giữa giá vàng, giá dầu và thị trường chứng khoán; Bani-Khalaf và Taspinar (2022) phân tích lan tỏa lợi suất giữa dầu và vàng cùng độ co giãn của thị trường chứng khoán; Khalfaoui, Boutahar và Boubaker (2015) đo lường lan tỏa biến động giữa dầu và chứng khoán phục vụ mục tiêu phòng ngừa rủi ro.

Các nghiên cứu về mối quan hệ giữa thị trường năng lượng, đặc biệt là dầu thô, và thị trường chứng khoán đã phát triển mạnh từ sau các cú sốc dầu những năm 1970 và khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008. Các nghiên cứu kinh điển như Hamilton (1983, 2009), Kilian (2009) và Kilian và Park (2009) cho thấy các cú sốc dầu (cung, cầu tổng hợp và cầu đặc thù dầu) tác động khác nhau đến hoạt động kinh tế và lợi suất cổ phiếu, qua đó khẳng định vai trò trung tâm của dầu trong việc định hình chu kỳ kinh tế và biến động thị trường tài chính.

Trên phương diện phụ thuộc và lan tỏa động, các nghiên cứu sử dụng VAR, SVAR, DCC-GARCH- và các thước đo spillover chỉ ra rằng mối quan hệ giữa dầu và chứng khoán mang tính thời biến, tăng cường đáng kể trong các giai đoạn khủng hoảng tài chính và bất ổn địa chính trị. Filis và cộng sự (2011), Basher và cộng sự (2012) và Sadorsky (1999) đều cho thấy tương quan và lan tỏa giữa dầu và cổ phiếu mạnh hơn

rõ rệt trong các giai đoạn căng thẳng, hàm ý rằng các cú sốc dầu có thể làm suy giảm vai trò đa dạng hóa của cổ phiếu và gia tăng rủi ro hệ thống. Mensi, Vo và Kang (2022) sử dụng dữ liệu tần suất cao để phân tích lan tỏa biến động giữa dầu, vàng và thị trường chứng khoán trong giai đoạn COVID-19. Kết quả cho thấy đại dịch làm gia tăng đáng kể mức độ lan tỏa biến động giữa các thị trường, đồng thời làm thay đổi vai trò phòng hộ của vàng và dầu. Nghiên cứu nhấn mạnh rằng tác động của các cú sốc dầu và vàng lên thị trường chứng khoán không đồng nhất giữa các trạng thái thị trường, hàm ý sự tồn tại của mối quan hệ phi tuyến và bất đối xứng.

2.4.5. Các nghiên cứu liên quan đến thị trường Việt Nam

Trong bối cảnh Việt Nam và khu vực ASEAN, bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán mới chỉ xuất hiện mạnh trong giai đoạn gần đây và vẫn còn một số kết quả chưa đồng nhất. Một số nghiên cứu ban đầu cho thấy tỷ giá và giá dầu có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong ngắn hạn, trong khi vai trò của vàng chưa thật sự rõ ràng về mặt thống kê. Ở phạm vi rộng hơn, Thomas và cộng sự (2022) so sánh vai trò của các thị trường mới nổi và thị trường cận biên trong danh mục đầu tư quốc tế, qua đó cung cấp bối cảnh để đánh giá vị thế của thị trường Việt Nam.

Các nghiên cứu mới hơn đã tập trung nhiều hơn vào cơ chế lan tỏa rủi ro giữa vàng, dầu và chứng khoán Việt Nam cũng như giữa Việt Nam với khu vực và thế giới, sử dụng các khung mô hình hiện đại như chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz, Copula có điều kiện và TVP-VAR. Chẳng hạn, Nguyen và cộng sự (2023) cho thấy tồn tại lan tỏa lợi suất đáng kể giữa vàng, dầu và chứng khoán Việt Nam.

Hung và Vo (2021) làm rõ mối liên kết theo thời gian-tần số giữa thị trường dầu, vàng và chứng khoán; Baruník và Křehlík (2018) phát triển phương pháp đo lường mức độ kết nối theo tần số, trong khi Arshad và cộng sự (2024) chỉ ra rằng bất định chính sách tiền tệ Hoa Kỳ có ảnh hưởng đáng kể đến mức độ kết nối của các thị trường tài chính châu Á. Những kết quả này cho thấy mối liên kết và cơ chế lan tỏa giữa các thị trường tài chính ngày càng trở nên phức tạp, đồng thời khẳng định sự

cần thiết phải sử dụng các phương pháp phân tích có khả năng phản ánh tính phi tuyến, phụ thuộc theo trạng thái và sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc theo thời gian trong nghiên cứu thị trường chứng khoán Việt Nam. Tuy nhiên, vẫn còn thiếu các nghiên cứu kết hợp đầy đủ phương pháp phi tuyến như Copula có điều kiện và Diebold-Yilmaz trong cùng một khung phân tích, đồng thời xem xét đồng thời vàng quốc tế (XAU) và dầu thô (WTI) trong mối quan hệ với thị trường chứng khoán Việt Nam, qua đó tạo khoảng trống nghiên cứu mà luận án này hướng tới bổ sung.

2.5. TỔNG HỢP PHƯƠNG PHÁP VÀ XÁC ĐỊNH KHOẢNG TRỐNG NGHIÊN CỨU

2.5.1. Tổng hợp các phương pháp nghiên cứu

Trong nghiên cứu thực nghiệm về phụ thuộc tài chính, chuyển biến phương pháp luận đáng chú ý nhất là sự dịch chuyển từ các thước đo tuyến tính sang những công cụ mô tả được phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi. Hàm Copula cho phép tách phân phối biên khỏi cấu trúc phụ thuộc, nhờ đó mô tả linh hoạt mức độ đồng biến động tại các vùng cực trị. Patton (2006) mở rộng khuôn khổ này sang dạng có điều kiện, cho phép tham số phụ thuộc thay đổi theo tập thông tin sẵn có, còn Patton (2012) hệ thống hóa các điều kiện xây dựng, ước lượng và đánh giá Copula cho chuỗi thời gian kinh tế. Trên nền tảng đó, Rodriguez (2007), Aloui, Ben Aïssa và Nguyen (2011), Hussain và Li (2018) cùng Mohti và cộng sự (2019) cho thấy phụ thuộc giữa các thị trường tăng rõ ở vùng đuôi trong các giai đoạn bất ổn, làm suy giảm đáng kể lợi ích đa dạng hóa danh mục.

Nếu Copula nhận diện hình thức và mức độ phụ thuộc theo từng cặp thì phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz đo lường mức độ và chiều truyền dẫn cú sốc trong toàn hệ thống. Diebold và Yilmaz (2009) xây dựng chỉ số lan tỏa dựa trên mô hình tự hồi quy vectơ và phân rã phương sai sai số dự báo. Diebold và Yilmaz (2012) sử dụng phân rã tổng quát theo Koop, Pesaran và Potter (1996) cùng Pesaran và Shin (1998) để kết quả không phụ thuộc thứ tự sắp xếp biến, đồng thời phát triển các chỉ tiêu FROM, TO và NET. Diebold và Yilmaz (2014) mở rộng thành khung kết nối mạng

lưới, trong đó các phần tử của ma trận phân rã được diễn giải như những liên kết có hướng giữa các thị trường.

Các hướng mở rộng tập trung mô tả tốt hơn tính động và sự khác biệt theo chu kỳ của mức độ kết nối, tiêu biểu là thước đo kết nối theo miền tần số của Baruník và Křehlík (2018) và khung TVP-VAR của Antonakakis, Chatziantoniou và Gabauer (2020). Trong luận án, Diebold-Yilmaz được sử dụng bổ trợ cho Copula có điều kiện: Copula làm rõ cấu trúc phụ thuộc và phụ thuộc đuôi theo từng cặp, còn Diebold-Yilmaz xác định mức độ kết nối và vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro ròng của từng thị trường trong hệ thống chín biến.

Bên cạnh hai hướng tiếp cận trung tâm, các nghiên cứu thực nghiệm còn sử dụng nhiều phương pháp bổ trợ. Họ mô hình GARCH và các biến thể, trong đó có GJR-GARCH của Glosten, Jagannathan và Runkle (1993), mô tả hiện tượng biến động cụm và phản ứng bất đối xứng của lợi suất trước thông tin tích cực và tiêu cực. Mô hình DCC-GARCH của Engle (2002) cho phép tương quan có điều kiện thay đổi theo thời gian và được Filis, Degiannakis và Floros (2011) vận dụng cho quan hệ giữa giá dầu và thị trường chứng khoán. Các mô hình tham số thay đổi theo thời gian như TVP-VAR phát triển từ Primiceri (2005) cùng các thước đo kết nối theo miền tần số bổ sung góc nhìn động cho phân tích. Trong luận án, GJR-GARCH được sử dụng ở bước mô hình hóa phân phối biên, còn các phương pháp còn lại đóng vai trò tham chiếu khi thảo luận kết quả.

2.5.2. Khoảng trống nghiên cứu

Từ tổng quan tại mục 2.4 và phần tổng hợp phương pháp tại mục 2.5.1 có thể thấy các nghiên cứu hiện có đã làm rõ nhiều khía cạnh của mối liên kết giữa thị trường chứng khoán với vàng và dầu, song vẫn còn giới hạn về đối tượng, bối cảnh và cách tổ chức phương pháp. Hai hướng tiếp cận hiện đại giải quyết hai lớp câu hỏi khác nhau nhưng bổ trợ cho nhau: Copula có điều kiện mô tả hình thức và mức độ phụ thuộc giữa từng cặp thị trường, đặc biệt tại vùng đuôi phân phối; còn chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz đo lường mức độ kết nối, chiều truyền dẫn và vị thế ròng của từng thị trường trong toàn hệ thống.

Khoảng trống về đối tượng và bối cảnh nghiên cứu:

Thứ nhất, phần lớn nghiên cứu trước tiếp cận theo từng cặp quan hệ hoặc từng nhóm tài sản riêng biệt, ít khi đặt đồng thời thị trường chứng khoán trong nước, các thị trường chứng khoán quốc tế, vàng và dầu thô trong một hệ thống thống nhất. Riêng với Việt Nam, các công trình hiện có chủ yếu xem xét quan hệ giữa VNIndex với một vài thị trường quốc tế, lan tỏa giữa các tài sản trong nước hoặc quan hệ với một loại hàng hóa, nên chưa cho thấy đầy đủ vị thế của thị trường Việt Nam trong mạng lưới rủi ro khu vực.

Thứ hai, nhiều công trình tập trung vào một giai đoạn khủng hoảng cụ thể hoặc sử dụng toàn bộ mẫu quan sát mà không so sánh rõ khác biệt giữa các trạng thái thị trường; trong khi đó vàng và dầu thường được nghiên cứu tách rời theo hai vai trò khác nhau là kênh trú ẩn rủi ro và nguồn phát sinh cú sốc vĩ mô. Giai đoạn 2015-2025 bao quát đồng thời tiến trình hội nhập ngày càng sâu của thị trường chứng khoán Việt Nam, đại dịch COVID-19, giai đoạn phục hồi, biến động mạnh của giá năng lượng và chu kỳ thắt chặt tiền tệ toàn cầu, nên cho phép so sánh cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa giữa ba trạng thái thị trường khác nhau.

Thứ ba, các nghiên cứu gần đây tại Việt Nam và khu vực cung cấp bằng chứng quan trọng nhưng phạm vi còn tương đối chuyên biệt: Ngo và cộng sự (2022) phân tích lan tỏa lợi suất và biến động giữa các tài sản trong nước bằng EGARCH; Hung và Vo (2021) đo lường lan tỏa giữa dầu, vàng và chứng khoán theo thời gian và tần số; Nguyen và cộng sự (2023) xem xét lan tỏa giữa giá vàng, giá dầu và thị trường chứng khoán Việt Nam. Từ các giới hạn trên, khoảng trống về đối tượng và bối cảnh của luận án được xác định ở việc xây dựng một hệ thống phân tích thống nhất gồm thị trường chứng khoán Việt Nam, sáu thị trường chứng khoán quốc tế, vàng và dầu thô quốc tế, được so sánh nhất quán qua ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.

Để hệ thống hóa cơ sở hình thành khoảng trống nghiên cứu, Bảng 2.1 tổng hợp các công trình tiêu biểu theo đối tượng, bối cảnh, phương pháp và giá trị tham chiếu đối với luận án.

Bảng 2.1: Tổng hợp một số nghiên cứu tiêu biểu về đối tượng nghiên cứu, bối cảnh phân tích và phương pháp tiếp cận

STT	Tác giả, năm	Hướng nghiên cứu chính	Đối tượng và bối cảnh	Phương pháp chủ yếu	Kết quả tiêu biểu và giá trị tham chiếu
1	Forbes và Rigobon (2002)	Phân biệt lây lan và phụ thuộc lẫn nhau	Các thị trường chứng khoán quốc tế trong khủng hoảng	Tương quan điều chỉnh theo biến động phương sai	Cho thấy tương quan tăng trong khủng hoảng có thể bị phóng đại bởi phương sai tăng; cần phân biệt lây lan với mức phụ thuộc sẵn có.
2	Longin và Solnik (2001)	Phụ thuộc cực trị giữa các thị trường chứng khoán	Các thị trường chứng khoán quốc tế tại hai đuôi phân phối	Lý thuyết giá trị cực trị	Mức đồng biến tăng rõ trong thị trường suy giảm mạnh nhưng không biểu hiện tương tự trong thị trường tăng mạnh; nhấn mạnh vai trò của phụ thuộc đuôi.
3	Patton (2006)	Phụ thuộc bất đối xứng và có điều kiện	Tỷ giá DM-USD và JPY-USD	Copula có điều kiện	Phát triển khuôn khổ Copula có điều kiện và chỉ ra phụ thuộc tỷ giá có tính bất đối xứng, biến đổi theo thời gian và có điểm gãy cấu trúc.
4	Patton (2012)	Hệ thống hóa mô hình Copula cho chuỗi thời gian kinh tế	Chuỗi thời gian kinh tế và tài chính đa biến	Tổng quan phương pháp Copula	Làm rõ điều kiện xây dựng, ước lượng và đánh giá Copula; cung cấp cơ sở lựa chọn Copula cho dữ liệu tài chính động.
5	Baur và Lucey (2010)	Vai trò phòng ngừa và trú ẩn của vàng	Vàng, cổ phiếu và trái phiếu tại Mỹ, Anh và Đức	Hồi quy với biến tương tác cho trạng thái cực đoan	Cho thấy vàng là công cụ phòng ngừa đối với cổ phiếu trong điều kiện bình thường và là tài sản trú ẩn trong các đợt giảm mạnh, nhưng hiệu lực trú ẩn có tính ngắn hạn.
6	Baur và McDermott (2010)	Vai trò trú ẩn của vàng trên phạm vi quốc tế	53 thị trường chứng khoán phát triển và mới nổi, 1979-2009	Hồi quy với chỉ báo trạng thái cực đoan	Vai trò trú ẩn của vàng không đồng nhất giữa các quốc gia; rõ hơn ở một số thị trường phát triển và trong các đợt khủng hoảng nghiêm trọng.
7	Kilian (2009)	Phân loại cú sốc dầu	Thị trường dầu thô toàn cầu	SVAR cấu trúc	Tách cú sốc cung dầu, cầu toàn cầu và cầu đặc thù dầu; khẳng định các cú sốc dầu khác nhau tạo ra hệ quả kinh tế khác nhau.
8	Kilian và Park (2009)	Tác động của cú sốc dầu đến chứng khoán	Dầu thô và thị trường chứng khoán Hoa Kỳ	SVAR cấu trúc	Phản ứng của lợi suất chứng khoán phụ thuộc vào nguồn gốc cú sốc dầu; không thể

					diễn giải mọi biến động dầu theo một cơ chế duy nhất.
9	Filis, Degiannakis và Floros (2011)	Tương quan động giữa dầu và chứng khoán	Quốc gia nhập khẩu và xuất khẩu dầu, bao gồm khủng hoảng 2008	Asymmetric DCC-GARCH	Tương quan dầu-chứng khoán thay đổi theo thời gian, loại hình nền kinh tế, nguồn gốc cú sốc và bối cảnh khủng hoảng.
10	Reboredo (2013)	Vàng như công cụ phòng ngừa hoặc trú ẩn trước dầu	Giá vàng và giá dầu quốc tế, 2000-2011	Copula	Phụ thuộc trung bình giữa vàng và dầu là dương nên vàng không phải công cụ phòng ngừa thông thường; độc lập ở vùng đuôi cho thấy khả năng trú ẩn trước biến động dầu cực đoan.
11	Diebold và Yilmaz (2009)	Đo lường lan tỏa lợi suất và biến động	Các thị trường chứng khoán toàn cầu	VAR và phân rã phương sai sai số dự báo	Đề xuất chỉ số lan tỏa tổng thể, đặt nền tảng cho đo lường mức độ kết nối giữa nhiều thị trường trong cùng hệ thống.
12	Diebold và Yilmaz (2012)	Đo lường kết nối theo từng hướng	Nhiều lớp tài sản tài chính	VAR với phân rã phương sai tổng quát	Phát triển các chỉ số FROM, TO và NET; kết quả không phụ thuộc vào thứ tự sắp xếp biến trong mô hình.
13	Diebold và Yilmaz (2014)	Kết nối tài chính theo mạng lưới	Các định chế và thị trường tài chính	Mạng lưới dựa trên phân rã phương sai	Mở rộng chỉ số kết nối từ cấp độ tổng thể và từng hướng sang cấu trúc mạng lưới và kết nối giữa từng cặp.
14	Baruník và Křehlík (2018)	Kết nối theo miền tần số	Các biến tài chính có phản ứng khác nhau theo chu kỳ	Phân rã phương sai trong miền tần số	Phân tách kết nối ngắn hạn, trung hạn và dài hạn; giúp nhận diện tính tức thời hoặc dai dẳng của cú sốc.
15	Antonakakis, Chatziantoniou và Gabauer (2020)	Kết nối động không dùng cửa sổ trượt	Hệ thống tài chính có tham số thay đổi theo thời gian	TVP-VAR connectedness	Cho phép mức độ kết nối thay đổi liên tục theo thời gian, tránh lựa chọn tùy ý độ dài cửa sổ và hạn chế mất quan sát.
16	Hung và Vo (2021)	Lan tỏa theo thời gian và tần số giữa dầu, vàng và chứng khoán	WTI, vàng và S&P 500 trước và trong COVID-19	Diebold-Yilmaz kết hợp Wavelet Coherence	Cấu trúc lan tỏa và đồng biến thay đổi giữa các giai đoạn và theo tần số; mối liên hệ của vàng với dầu và

					chứng khoán tương đối yếu trong giai đoạn COVID-19.
17	Liao, Zhu và Chen (2021)	Mạng lưới lan tỏa dưới các sự kiện y tế công cộng	Dầu, vàng và 16 thị trường chứng khoán quốc tế	Phân tích mạng lưới lan tỏa lợi suất và biến động	Các sự kiện y tế lớn làm thay đổi cường độ và đường truyền cú sốc; nhấn mạnh tính động và hệ thống của liên kết dầu-vàng-chứng khoán.
18	Ngo và cộng sự (2022)	Lan tỏa giữa các tài sản tại Việt Nam	Trái phiếu, chứng khoán, dầu và vàng trước và trong COVID-19	EGARCH	Cho thấy cấu trúc lan tỏa lợi suất và biến động thay đổi giữa hai giai đoạn; cung cấp bằng chứng trực tiếp cho thị trường Việt Nam nhưng chưa phân tích phụ thuộc đuôi toàn hệ thống.
19	Mensi, Ziadat, Vo và Kang (2024)	Kết nối cực trị giữa dầu và các ngành chứng khoán Việt Nam	WTI và mười nhóm ngành chứng khoán Việt Nam	Extreme quantile connectedness	Mức độ kết nối và vai trò truyền hoặc tiếp nhận cú sốc khác nhau theo phân vị và nhóm ngành; bổ sung bằng chứng về tính phụ thuộc trạng thái.
20	Nguyễn Thị Hoài và cộng sự (2023)	Lan tỏa lợi suất giữa vàng, dầu và chứng khoán Việt Nam	Vàng, dầu và lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam, 2010-2022	TVP-VAR	Mức độ kết nối biến đổi theo thời gian; xét toàn mẫu, chứng khoán là bên truyền cú sốc ròng, còn vàng và dầu chủ yếu tiếp nhận cú sốc.
21	Chancharat và Sinlapates (2023)	Quan hệ động giữa dầu và chứng khoán ASEAN+6	Dầu thô và các thị trường ASEAN+6 trước COVID-19, trong COVID-19 và xung đột Nga-Ukraine	BEKK-GARCH và DCC-GARCH	Biến động và tương quan động thay đổi theo thời gian, nhưng lan tỏa biến động từ dầu sang chứng khoán không có ý nghĩa thống kê trong cả ba giai đoạn; cho thấy kết quả

					phụ thuộc vào bối cảnh và mẫu nghiên cứu.

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 2.1 cho thấy văn liệu đã phát triển theo ba hướng chính: phân tích phụ thuộc cực trị và phi tuyến; đánh giá vai trò của vàng và dầu đối với thị trường chứng khoán; và đo lường lan tỏa, kết nối trong hệ thống nhiều thị trường. Tuy nhiên, các hướng này phần lớn được triển khai độc lập. Các nghiên cứu Copula thường tập trung vào từng cặp tài sản, trong khi các nghiên cứu lan tỏa chủ yếu nhấn mạnh mức độ kết nối và vai trò truyền hoặc tiếp nhận cú sốc. Đối với Việt Nam, bằng chứng thực nghiệm đã được mở rộng nhưng vẫn tập trung vào tài sản trong nước, nhóm ngành hoặc một số quan hệ cụ thể. Đây là cơ sở để luận án kết hợp hai hướng phương pháp trong cùng một thiết kế nghiên cứu.

Để làm rõ giá trị gia tăng cụ thể của luận án, có thể đối chiếu trực tiếp với các nghiên cứu gần nhất về phạm vi như sau. Hung và Vo (2021) đo lường lan tỏa giữa WTI, vàng và S&P 500 trước và trong COVID-19 bằng Diebold-Yilmaz kết hợp Wavelet Coherence; Ngo và cộng sự (2022) phân tích lan tỏa lợi suất và biến động giữa trái phiếu, chứng khoán, dầu và vàng tại Việt Nam qua hai giai đoạn bằng EGARCH; Mensi, Ziadat, Vo và Kang (2024) đo lường kết nối cực trị theo phân vị giữa WTI và mười nhóm ngành chứng khoán Việt Nam; Nguyễn Thị Hoài và cộng sự (2023) sử dụng TVP-VAR cho vàng, dầu và chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010-2022; Chancharat và Sinlapates (2023) xem xét quan hệ động giữa dầu thô và các thị trường chứng khoán ASEAN+6 qua ba mốc sự kiện bằng BEKK-GARCH và DCC-GARCH; và Dang và Liu (2026) cung cấp bằng chứng về lan tỏa giữa vàng, dầu với thị trường Việt Nam trong mối liên hệ với thị trường toàn cầu. So với các nghiên cứu này, luận án khác biệt ở ba điểm. Thứ nhất, về phạm vi, luận án đặt VNIndex trong cùng một hệ thống với sáu thị trường chứng khoán quốc tế, vàng quốc tế và dầu thô quốc tế trong giai đoạn 2015-2025, thay vì chỉ xem xét quan hệ giữa chứng khoán Việt Nam với một hoặc hai tài sản hàng hóa. Thứ hai, về biến đầu vào, luận án sử dụng chuỗi

VaR 95% được xây dựng từ mô hình biên và đã qua hậu kiểm Kupiec làm đầu vào cho mô hình lan tỏa, qua đó hướng phân tích kết nối vào rủi ro đuôi thay vì lợi suất hoặc biến động trung bình. Thứ ba, về thiết kế, luận án trình bày song song hai nhánh phương pháp trên cùng một bộ dữ liệu và cùng ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19, cho phép đối chiếu kết quả phụ thuộc theo từng cặp với kết quả kết nối ở cấp độ hệ thống. Riêng so với công trình đã công bố của chính tác giả (Dang và Liu, 2026), luận án mở rộng từ quan hệ giữa vàng, dầu và thị trường sang hệ chín thị trường, đồng thời bổ sung phân tích phụ thuộc đuôi theo từng cặp và đo lường kết nối trên chuỗi VaR.

Khoảng trống về phương pháp luận:

Thứ nhất, các phương pháp truyền thống như tương quan, hồi quy trung bình, đồng liên kết, VAR và DCC-GARCH mô tả tốt đồng biến, quan hệ dài hạn và phản ứng xung lực, nhưng chủ yếu phản ánh quan hệ ở vùng trung tâm của phân phối nên khó nắm bắt đồng biến động tại các trạng thái cực đoan.

Thứ hai, Copula có điều kiện khắc phục hạn chế này nhờ tách phân phối biên khỏi cấu trúc phụ thuộc, cho phép mô tả phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính bất đối xứng theo từng cặp; tuy vậy cách tiếp cận theo cặp không cho biết mức độ đóng góp của mỗi thị trường vào rủi ro chung. Phương pháp Diebold-Yilmaz bổ khuyết phần này bằng chỉ số kết nối tổng thể cùng các chỉ tiêu TO, FROM, NET và lan tỏa ròng theo cặp, với các mở rộng theo miền tần số của Baruník và Křehlík (2018) và theo tham số biến thiên theo thời gian của Antonakakis, Chatziantoniou và Gabauer (2020).

Thứ ba, khoảng trống phương pháp luận cốt lõi không nằm ở việc thiếu một kỹ thuật riêng lẻ mà ở chỗ còn ít nghiên cứu tổ chức phương pháp theo đúng lớp câu hỏi. Trong luận án, GJR-GARCH được dùng cho phân phối biên, Copula có điều kiện cho cấu trúc phụ thuộc theo từng cặp, còn Diebold-Yilmaz ước lượng trên chuỗi VaR 95% để xác định mức độ và chiều lan tỏa trong toàn hệ thống.

Tóm lại, khoảng trống mà luận án hướng tới bổ sung là thiếu một nghiên cứu tích hợp giữa phân tích phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi ở cấp độ từng cặp với đo lường kết nối ở cấp độ toàn hệ thống, trên cùng một bộ dữ liệu gồm thị trường chứng khoán Việt Nam, các thị trường chứng khoán quốc tế, vàng và dầu thô quốc tế, và được so sánh giữa ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Những nội dung này là cơ sở để xây dựng quy trình nghiên cứu và phương pháp thực nghiệm được trình bày trong Chương 3.

TÓM TẮT CHƯƠNG 2

Chương 2 trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán với thị trường vàng và năng lượng quốc tế, qua đó xây dựng nền tảng học thuật cho việc hình thành khung nghiên cứu và lựa chọn phương pháp của luận án. Kết quả tổng quan cho thấy mối liên kết giữa các thị trường tài chính không ổn định mà có thể mang tính phi tuyến, bất đối xứng, thay đổi theo thời gian và biểu hiện rõ hơn tại các trạng thái cực đoan; bên cạnh đó, mức độ kết nối còn thể hiện qua quá trình truyền và tiếp nhận cú sốc trong toàn hệ thống. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu trước chủ yếu tập trung vào từng cặp thị trường, từng nhóm tài sản hoặc sử dụng riêng lẻ một phương pháp. Từ đó, ba khoảng trống được xác định: thiếu các nghiên cứu phân tích đầy đủ cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi và tính bất đối xứng giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường quốc tế; chưa có nhiều nghiên cứu đồng thời xác định mức độ kết nối tổng thể, mức rủi ro truyền đi và tiếp nhận cùng vị thế lan tỏa ròng của từng thị trường; và còn hạn chế các nghiên cứu tích hợp thị trường chứng khoán Việt Nam, các thị trường chứng khoán quốc tế, vàng và dầu thô quốc tế trong cùng một khung phân tích có so sánh giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Trên cơ sở đó, luận án lựa chọn khung phương pháp kết hợp Copula có điều kiện để phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi theo từng cặp thị trường, với chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz để đo mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong toàn hệ thống. Những nội dung này là cơ sở để xây dựng quy trình nghiên cứu và phương pháp thực nghiệm trình bày trong Chương 3.

CHƯƠNG 3: PHƯƠNG PHÁP VÀ DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU

Sau khi đưa ra cơ sở lý thuyết và tìm ra khoảng trống nghiên cứu, luận án tiếp tục trình bày giả thuyết, mô hình, phương pháp và dữ liệu nghiên cứu.

3.1. QUY TRÌNH NGHIÊN CỨU

Căn cứ vào mục tiêu và giả thuyết nghiên cứu, luận án xây dựng quy trình phân tích nhằm làm rõ cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và mức độ lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với ba nhóm thị trường gồm: các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế trong giai đoạn 2015–2025. Hai phương pháp trung tâm được sử dụng là Copula có điều kiện và chỉ số lan tỏa Diebold–Yilmaz (DY). Hai phương pháp này được triển khai thành hai nhánh ước lượng độc lập. Copula có điều kiện phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex với từng thị trường; trong khi DY đo lường mức độ, hướng và vị thế lan tỏa trong hệ thống gồm chín thị trường. Kết quả hay biến trung gian của phương pháp này không được sử dụng làm đầu vào cho phương pháp kia; hai nhóm kết quả chỉ được đối chiếu ở bước thảo luận để làm rõ các khía cạnh khác nhau của mối liên hệ giữa các thị trường.

Trước hết, dữ liệu giá của VNIndex, các chỉ số chứng khoán quốc tế, giá vàng quốc tế và giá dầu thô quốc tế được thu thập, đồng bộ theo lịch giao dịch chung của chín thị trường (loại bỏ các ngày thiếu quan sát) và chuyển đổi thành chuỗi lợi suất logarit. Nghiên cứu thực hiện thống kê mô tả và các kiểm định sơ bộ nhằm đánh giá tính dừng, tự tương quan, phương sai thay đổi, độ lệch, độ nhọn và đặc điểm phân phối. Từ bộ lợi suất chung, hai nhánh được triển khai: nhánh Copula ước lượng phân phối biên và cấu trúc phụ thuộc; nhánh Diebold–Yilmaz xây dựng VaR ở mức tin cậy 95% của từng thị trường để hình thành hệ biến đầu vào.

Đối với nhánh Copula có điều kiện, mô hình GJR-GARCH được ước lượng riêng cho từng chuỗi lợi suất nhằm mô hình hóa phân phối biên, xử lý hiện tượng biến động cụm và phản ứng bất đối xứng của biến động trước các cú sốc âm và dương. Phần dư chuẩn hóa từ các mô hình biên GJR-GARCH được chuyển đổi sang các biến phân

phối đều thông qua hàm phân phối tích lũy xác suất. Trên cơ sở đó, các mô hình Copula có điều kiện được ước lượng cho từng cặp giữa VNIndex với mỗi thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế. Kết quả Copula cho phép xác định mức độ phụ thuộc tổng thể, phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên, tính đối xứng hoặc bất đối xứng, đồng thời đánh giá sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.

Đối với phương pháp Diebold–Yilmaz, từ chín chuỗi lợi suất logarit đã được đồng bộ gồm VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI, luận án ước lượng mô hình biên phù hợp cho từng thị trường và xây dựng chín chuỗi VaR một ngày tại mức tin cậy 95%. Các chuỗi VaR 95% sau khi được kiểm tra và xử lý tính dừng được đưa đồng thời vào một hệ VAR tích hợp. Nhánh này không sử dụng phần dư chuẩn hóa hoặc tham số phụ thuộc của Copula, nhưng sử dụng kết quả mô hình biên để lượng hóa VaR đơn biến của từng thị trường.

Từ hệ VAR của chín chuỗi VaR 95% đã được xử lý tính dừng, luận án sử dụng phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát (GFEVD) theo Pesaran và Shin (1998), phù hợp với cách tiếp cận của Diebold và Yilmaz (2012), để xác định tỷ trọng sai số dự báo rủi ro của mỗi thị trường được giải thích bởi cú sốc từ chính thị trường đó và từ các thị trường còn lại. Trên cơ sở ma trận GFEVD chuẩn hóa theo hàng, luận án tính chỉ số kết nối tổng thể (TCI), lan tỏa nhận vào (FROM), lan tỏa truyền đi (TO), lan tỏa ròng (NET) và lan tỏa ròng theo cặp (NPS).

Thông qua các chỉ số trên, luận án xác định VNIndex là thị trường truyền hay tiếp nhận rủi ro ròng, đồng thời nhận diện mức độ và hướng lan tỏa giữa VNIndex với từng thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế. Phân tích DY tại VaR 95% được thực hiện riêng cho ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19; phân tích cửa sổ cuốn bổ sung góc nhìn động về sự thay đổi vị thế NET của VNIndex theo thời gian.

3.2. CƠ SỞ XÂY DỰNG KHUNG PHÂN TÍCH VÀ THỰC NGHIỆM

3.2.1. Cơ sở xây dựng khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán quốc tế

Khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán quốc tế được xây dựng từ các bằng chứng nghiên cứu về phụ thuộc liên thị trường, phụ thuộc động, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi. Forbes và Rigobon (2002) chỉ ra rằng tương quan thông thường có thể bị phóng đại trong giai đoạn biến động cao; vì vậy, sự gia tăng đồng biến động giữa các thị trường không nên mặc nhiên được diễn giải là lây lan tài chính. Kết quả này đặt ra yêu cầu sử dụng cách tiếp cận có khả năng mô tả cấu trúc phụ thuộc vượt ra ngoài hệ số tương quan tuyến tính.

Theo hướng đó, Patton (2006) phát triển Copula có điều kiện, cho phép tham số phụ thuộc biến đổi theo thông tin quá khứ và phản ánh tính bất đối xứng của mối liên kết. Rodriguez (2007) cho thấy phụ thuộc giữa các thị trường có thể gia tăng và biểu hiện bất đối xứng trong khủng hoảng, đặc biệt tại các vùng đuôi phân phối. Aloui và cộng sự (2011) tiếp tục ghi nhận liên kết cực trị giữa thị trường Hoa Kỳ và các thị trường mới nổi, trong khi Kenourgios và cộng sự (2011) cho thấy mối liên kết giữa các thị trường có thể thay đổi theo thời gian và biểu hiện bất đối xứng trong các giai đoạn khủng hoảng. Syllignakis và Kouretas (2011) cũng ghi nhận sự gia tăng của tương quan động giữa các thị trường trong điều kiện bất ổn. Bên cạnh đó, Dimitriou và cộng sự (2013) cho thấy động thái liên kết giữa các thị trường mới nổi chịu ảnh hưởng đáng kể của sự thay đổi trong biến động và điều kiện thị trường, qua đó cung cấp cơ sở cho việc xem xét đặc tính biến động trước khi ước lượng cấu trúc phụ thuộc.

Từ các bằng chứng trên, luận án xây dựng quy trình phân tích kết hợp GJR-GARCH với Copula có điều kiện. Trước hết, mô hình GJR-GARCH của Glosten, Jagannathan và Runkle (1993) được sử dụng để mô hình hóa phân phối biên của từng chuỗi lợi suất và xử lý hiện tượng cụm biến động cùng phản ứng bất đối xứng của biến động trước các cú sốc. Trên cơ sở phần dư đã được chuẩn hóa, Copula có điều kiện theo cách tiếp cận của Patton (2006, 2012) được áp dụng để ước lượng cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI và TWII. Cách tiếp cận

này cho phép đánh giá mức độ phụ thuộc thông qua Kendall's τ, nhận diện phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên, đồng thời xem xét sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Như vậy, lựa chọn GJR-GARCH và Copula có điều kiện xuất phát trực tiếp từ yêu cầu thực nghiệm phải xử lý biến động bất đối xứng ở phân phối biên và đo lường cấu trúc phụ thuộc động, phi tuyến, đặc biệt tại các trạng thái cực trị của thị trường.

Bên cạnh phân tích cấu trúc phụ thuộc ở cấp độ từng cặp, luận án sử dụng khung Diebold–Yilmaz để đo lường mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro ở cấp độ hệ thống. Diebold và Yilmaz (2009, 2012, 2014) phát triển cách tiếp cận dựa trên phân rã phương sai sai số dự báo, cho phép xác định mức độ kết nối tổng thể, lan tỏa có hướng và vị thế lan tỏa ròng giữa các thị trường. Trong thiết kế thực nghiệm của luận án, chín chuỗi VaR 95% đơn biến được đưa đồng thời vào một hệ VAR, qua đó lượng hóa mức độ và hướng truyền dẫn rủi ro giữa VNIndex và các thị trường còn lại.

3.2.2. Cơ sở xây dựng khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và vàng quốc tế

Khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường vàng quốc tế được xây dựng từ các nghiên cứu cho thấy vai trò của vàng không cố định mà phụ thuộc vào trạng thái thị trường. Baur và Lucey (2010) chỉ ra rằng vàng có thể đóng vai trò phòng vệ đối với cổ phiếu trong điều kiện bình thường và trú ẩn an toàn trong một số trạng thái cực đoan. Tuy nhiên, Baur và McDermott (2010) cho thấy vai trò này khác biệt giữa các quốc gia và không ổn định tại nhiều thị trường mới nổi. Do đó, mối liên kết giữa vàng quốc tế và thị trường chứng khoán Việt Nam cần được đánh giá trực tiếp cả về cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro.

Các nghiên cứu tiếp theo củng cố đặc điểm phi tuyến và phụ thuộc trạng thái của mối liên kết này. Mensi và cộng sự (2013) ghi nhận lan tỏa lợi suất và biến động đáng kể giữa thị trường chứng khoán và các thị trường hàng hóa, trong đó có vàng. Liao và cộng sự (2021) cho thấy lan tỏa giữa dầu, vàng và chứng khoán nhạy cảm với các sự kiện y tế công cộng lớn; Mensi, Reboredo và Ugolini (2021) cùng Mensi, Vo và Kang (2022) chỉ ra rằng COVID-19 làm thay đổi đáng kể cơ chế và cường độ lan tỏa giữa

các thị trường. Hung và Vo (2021) tiếp tục ghi nhận lan tỏa định hướng và sự biến đổi theo thời gian giữa dầu, vàng và chứng khoán trước và trong COVID-19, trong khi Mensi, Yousaf, Vo và Kang (2022) cho thấy kết nối mạng lưới giữa vàng, dầu và các thị trường chứng khoán có tính bất đối xứng. Đối với Việt Nam, Nguyen và cộng sự (2023) cho thấy lan tỏa giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán biến đổi theo thời gian; Dang và Liu (2026) tiếp tục cung cấp bằng chứng về sự truyền dẫn cú sốc giữa vàng, dầu và các thị trường Việt Nam và quốc tế.

Từ nền tảng trên, luận án sử dụng Copula có điều kiện để phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex và giá vàng quốc tế XAU. Đồng thời, phương pháp Diebold–Yilmaz được áp dụng trên hệ VAR tích hợp gồm chín chuỗi VaR 95%, trong đó có VNIndex và XAU, nhằm đo lường phần rủi ro VNIndex tiếp nhận từ XAU, phần rủi ro VNIndex truyền sang XAU và vị thế lan tỏa ròng theo cặp.

3.2.3. Cơ sở xây dựng khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường năng lượng quốc tế

Khung phân tích mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường năng lượng quốc tế được xây dựng từ các bằng chứng cho thấy tác động của dầu thô đến thị trường chứng khoán không đồng nhất mà thay đổi theo trạng thái thị trường. Mensi và cộng sự (2013) ghi nhận sự tồn tại của liên kết lợi suất và lan tỏa biến động giữa thị trường chứng khoán và các thị trường hàng hóa, trong đó năng lượng là một cấu phần quan trọng. Các nghiên cứu của Basher, Haug và Sadorsky (2012), Kilian và Park (2009) và Filis, Degiannakis và Floros (2011) cho thấy cú sốc dầu có thể tác động đến thị trường chứng khoán thông qua nhiều kênh và cường độ của mối liên kết thay đổi theo điều kiện thị trường. Điều này cho thấy việc phân tích quan hệ giữa dầu thô và chứng khoán cần vượt ra ngoài các hệ số tác động trung bình.

Các bằng chứng sau đó tiếp tục khẳng định tính biến thiên và phụ thuộc bối cảnh của cơ chế lan tỏa. Liao và cộng sự (2021) cho thấy lan tỏa giữa dầu, vàng và chứng khoán nhạy cảm với các sự kiện y tế công cộng lớn. Mensi, Reboredo và Ugolini (2021) ghi nhận COVID-19 làm thay đổi cơ chế lan tỏa giữa các thị trường tại Hoa

Kỳ và Trung Quốc, trong khi Mensi, Vo và Kang (2022) cho thấy lan tỏa biến động gia tăng đáng kể trong đại dịch. Đối với Việt Nam, Le và Luong (2022) chỉ ra rằng mối quan hệ giữa cú sốc dầu, thị trường chứng khoán và tâm lý nhà đầu tư biến thiên theo thời gian; Nguyen và cộng sự (2023) cũng xác nhận lan tỏa động giữa dầu, vàng và thị trường chứng khoán Việt Nam. Hung và Vo (2021) cung cấp thêm bằng chứng về lan tỏa định hướng giữa dầu, vàng và chứng khoán, còn Chancharat và Sinlapates (2023) cho thấy kết nối động giữa dầu thô và các thị trường chứng khoán thay đổi đáng kể qua COVID-19 và xung đột Nga-Ukraine. Những kết quả này tạo cơ sở thực nghiệm cho việc xem WTI là một nguồn rủi ro bên ngoài cần được phân tích trong một hệ thống kết nối động.

Trên cơ sở đó, luận án sử dụng Copula có điều kiện để nhận diện cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex và giá dầu thô quốc tế WTI. Đối với lan tỏa rủi ro, phương pháp Diebold–Yilmaz được ước lượng trên hệ VAR tích hợp gồm chín chuỗi VaR 95%, trong đó có VNIndex và WTI, nhằm đánh giá đồng thời lan tỏa nhận vào, truyền đi và lan tỏa ròng theo cặp trong toàn bộ mạng lưới thị trường.

3.3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.3.1. Phương pháp GJR-GARCH và mô hình hóa phân phối biên

Một trong những đặc trưng quan trọng nhất của chuỗi lợi suất tài chính là hiện tượng cụm biến động, phương sai thay đổi theo thời gian và phản ứng bất đối xứng của biến động đối với thông tin tốt và thông tin xấu. Engle (1982) là người đầu tiên đặt nền móng cho mô hình ARCH khi chứng minh rằng phương sai của sai số có thể phụ thuộc vào bình phương sai số quá khứ. Bollerslev (1986) tiếp tục mở rộng thành mô hình GARCH, cho phép phương sai có điều kiện phụ thuộc không chỉ vào các cú sốc quá khứ mà còn vào chính phương sai có điều kiện trong quá khứ. Các mô hình này nhanh chóng trở thành công cụ chuẩn trong kinh tế lượng tài chính do khả năng mô tả hiện tượng biến động thay đổi theo thời gian.

Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu sau đó cho thấy biến động tài chính thường phản ứng bất đối xứng đối với các cú sốc cùng độ lớn nhưng khác dấu. Cụ thể, tin xấu

thường làm gia tăng biến động mạnh hơn tin tốt, hiện tượng này thường được gọi là hiệu ứng đòn bẩy hoặc bất đối xứng biến động. Nelson (1991) đề xuất mô hình EGARCH để nắm bắt đặc điểm này, còn Glosten, Jagannathan và Runkle (1993) phát triển mô hình GJR-GARCH nhằm phản ánh trực tiếp tác động bất đối xứng của các cú sốc âm lên phương sai có điều kiện. So với nhiều biến thể GARCH khác, GJR-GARCH có ưu điểm là cấu trúc tương đối rõ ràng, dễ diễn giải và phù hợp với thực tiễn nghiên cứu các chuỗi lợi suất chứng khoán.

Trong phạm vi luận án, mô hình ARMA–GJR-GARCH (Glosten và cộng sự, 1993) được xem xét để mô hình hóa tự tương quan, cụm biến động, hiệu ứng bất đối xứng và đặc điểm phân phối của chuỗi lợi suất. Dạng tổng quát ARMA(p,q)–GJR-GARCH(m,k) được trình bày như sau:

Phương trình trung bình:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \delta_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \theta_j e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Phương trình phương sai:

$$h_t = \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i I_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

Trong đó: μ là hằng số chặn; δ_i là tham số tự hồi quy của chuỗi dừng tại thời điểm $t-i$; θ_j là tham số trung bình trượt với e_{t-j} là sai số của thời điểm t và thời điểm $t-j$. $\varepsilon_t = \sqrt{h_t} z_t$ là phần dư với z_t là phần dư được chuẩn hóa bởi dạng phân phối; $\sigma_t = \sqrt{h_t}$ là độ lệch chuẩn có điều kiện tời thời điểm t; tham số ARCH(α) và GARCH(β) biểu thị rằng độ lệch chuẩn chịu ảnh hưởng từ phương sai và độ lệch chuẩn trong quá khứ; γ là tham số bất đối xứng (đòn bẩy), I_t là biến giả và $I_t = 1$ khi $\varepsilon_t < 0$ và $I_t = 0$ trong trường hợp còn lại.

Trong luận án, mô hình GJR-GARCH được sử dụng để ước lượng phân phối biên cho các chuỗi lợi suất có bằng chứng về hiệu ứng ARCH trước khi đưa vào mô

hình Copula có điều kiện. Việc lựa chọn xuất phát từ khả năng mô tả phương sai thay đổi có điều kiện, cụm biến động và phản ứng bất đối xứng của biến động trước cú sốc âm và dương. Đối với chuỗi không có bằng chứng về hiệu ứng ARCH trong từng giai đoạn, mô hình ARMA phù hợp được sử dụng theo kết quả lựa chọn mô hình báo cáo ở Chương 4.

Về mặt kỹ thuật, chuỗi lợi suất được xác định theo công thức:

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

Trong đó, r_t là lợi suất logarit tại thời điểm t, còn P_t là giá hoặc chỉ số tại thời điểm t. Công thức này được sử dụng rộng rãi trong nghiên cứu tài chính do có khả năng làm trơn dữ liệu, giảm vấn đề không dừng của chuỗi giá và tạo thuận lợi cho diễn giải theo phần trăm thay đổi liên tục.

Bên cạnh việc xác định cấu trúc mô hình, luận án cũng xem xét lựa chọn phân phối sai số phù hợp cho phần dư chuẩn hóa. Hansen (1994) cho rằng các chuỗi lợi suất tài chính thường có độ lệch và đuôi dày, nên giả định phân phối chuẩn không phải lúc nào cũng phù hợp. Do đó, nghiên cứu xem xét các khả năng như phân phối Student-t hoặc phân phối lệch nhằm phản ánh tốt hơn đặc trưng thực tế của dữ liệu. Việc lựa chọn cuối cùng được thực hiện trên cơ sở tiêu chí thông tin, độ phù hợp của mô hình và đặc điểm thực nghiệm của phần dư chuẩn hóa.

Như vậy, vai trò của GJR-GARCH trong luận án không chỉ dừng lại ở việc mô tả biến động từng chuỗi tài sản mà còn là bước nền tảng để xây dựng mô hình đa biến ở giai đoạn sau. Khi phần dư chuẩn hóa được xác lập một cách đáng tin cậy, việc ước lượng Copula có điều kiện sẽ trở nên vững chắc hơn, qua đó giúp phân tích sâu hơn cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường.

3.3.2. Phương pháp copula có điều kiện

Định Nghĩa: Copula có điều kiện là hàm liên kết các hàm phân phối biên có điều kiện (conditional marginal distributions) để tạo thành hàm phân phối kết hợp có

điều kiện (conditional joint distribution), cho phép mô tả phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên tài chính mà không bị ràng buộc bởi hình dạng phân phối

Mô hình Copula có điều kiện (Conditional Copula Model) là thành phần cốt lõi của Copula-GJR-GARCH, được sử dụng để mô tả cấu trúc phụ thuộc (dependence structure) giữa chuỗi lợi nhuận của thị trường chứng khoán Việt Nam (VNIndex) và các thị trường quốc tế, đặc biệt là sự phụ thuộc đuôi (tail dependence) trong điều kiện biến động thời gian. Bên cạnh việc mô tả cấu trúc phụ thuộc, đặc biệt là phụ thuộc đuôi giữa các thị trường, kết quả từ mô hình Copula còn có ý nghĩa quan trọng trong đo lường rủi ro tài chính. Cụ thể, các đặc trưng phụ thuộc phi tuyến và bất đối xứng được phản ánh thông qua Copula là cơ sở để cải thiện việc ước lượng các thước đo rủi ro như Value-at-Risk (VaR), vốn tập trung vào xác suất xảy ra các tổn thất cực đoan trong danh mục đầu tư. Trong bối cảnh này, Copula cho phép xây dựng phân phối kết hợp chính xác hơn giữa các tài sản, từ đó cung cấp nền tảng để đánh giá VaR trong điều kiện thị trường biến động mạnh. Tuy nhiên, trong phạm vi luận án, VaR chỉ được đề cập như một hàm ý ứng dụng, trong khi trọng tâm phân tích vẫn tập trung vào việc nhận diện và lượng hóa cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường chứng khoán.

Mô hình khắc phục hạn chế của các phương pháp truyền thống (như DCC-GARCH) bằng cách không giả định tương quan tuyến tính hoặc phân phối chuẩn, mà cho phép mô hình hóa phụ thuộc phi tuyến tính và bất đối xứng. Các chuỗi lợi nhuận tài chính thường có biến động thay đổi theo thời gian (time-varying), phụ thuộc đuôi khi thị trường cực đoan (extreme fluctuations), và không tuân theo phân phối chuẩn. Copula có điều kiện kết hợp với GJR-GARCH để xử lý cả phụ thuộc đối xứng (khi thị trường bình thường) và bất đối xứng (khi biến động cao), đồng thời phản ánh hiệu ứng đòn bẩy (leverage effect) trong đánh giá rủi ro.

Trong nghiên cứu này, mô hình Copula có điều kiện được lựa chọn thay vì Copula thông thường nhằm phản ánh tốt hơn đặc điểm động của dữ liệu tài chính. Cụ thể, Copula thông thường (static Copula) giả định rằng cấu trúc phụ thuộc giữa các biến là không đổi theo thời gian, điều này không phù hợp với thực tế của thị trường

tài chính, nơi mối quan hệ giữa các thị trường có thể thay đổi đáng kể dưới tác động của các cú sốc kinh tế và tài chính.

Ngược lại, Copula có điều kiện cho phép tham số phụ thuộc thay đổi theo tập thông tin và điều kiện thị trường, qua đó phản ánh sự khác biệt của cấu trúc phụ thuộc giữa các giai đoạn (regime) thị trường. Điều này đặc biệt quan trọng trong bối cảnh nghiên cứu các giai đoạn biến động mạnh như khủng hoảng tài chính hoặc đại dịch COVID-19, khi mức độ liên kết giữa các thị trường có xu hướng gia tăng đáng kể.

Do đó, việc sử dụng Copula có điều kiện không chỉ giúp mô hình hóa chính xác hơn cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và bất đối xứng, mà còn cho phép nắm bắt được sự khác biệt của mối quan hệ giữa các thị trường theo từng giai đoạn nghiên cứu, từ đó cung cấp kết quả thực nghiệm có ý nghĩa hơn so với Copula thông thường.

Cần lưu ý rằng tính "có điều kiện" của Copula trong luận án được vận dụng ở cấp độ giai đoạn: đối với mỗi giai đoạn trước, trong và sau COVID-19, một bộ tham số Copula riêng được ước lượng dựa trên dữ liệu và điều kiện thị trường đặc trưng của giai đoạn đó, cho phép cấu trúc phụ thuộc khác nhau giữa các giai đoạn. Luận án không ước lượng một phương trình vận động liên tục cho tham số phụ thuộc trong nội bộ từng giai đoạn (kiểu DCC hoặc copula có tham số biến đổi liên tục theo thời gian (time-varying copula) với biến điều kiện cập nhật theo từng quan sát). Do đó, các phát biểu về sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc trong chương này và Chương 4 cần được hiểu theo nghĩa khác nhau giữa các giai đoạn nghiên cứu, không phải biến động liên tục theo từng thời điểm trong một giai đoạn.

Công thức

Hàm Phân Phối Kết Hợp Có Điều Kiện: Với hai biến ngẫu nhiên liên tục $z_1$và z_2 có hàm phân phối biên có điều kiện $u = F_1(z_1 \mid \Omega_{t-1})$ và $v = F_1(z_2 \mid \Omega_{t-1})$ hàm phân phối kết hợp có điều kiện là:

$$H(z_1, z_2|\Omega_{t-1}) = P(Z_1 \leq z_1, Z_2 \leq z_2|\Omega_{t-1}) = C(u, v|\Omega_{t-1})$$

Trong đó

Ω_{t-1}: Tập hợp thông tin đến thời điểm t-1.

C: Hàm Copula có điều kiện

Hơn nữa ta có, nếu C là Copula có điều kiện và F1, F2 là phân phối biên có điều kiện, thì H là hàm phân phối kết hợp có điều kiện.

Hệ Số Phụ Thuộc Đuôi (Tail Dependence Coefficients): Để đo lường xác suất đồng biến động cực đoan:

Phụ thuộc đuôi trên (upper tail, cho thị trường tăng mạnh):$\lambda_U = \lim_{u\to 1} P\left(Z_1 > F_1^{-1}(u) \middle| Z_2 > F_2^{-1}(u)\right) = \lim_{u\to 1} \frac{1-2u+C(u,u)}{1-u}$

Phụ thuộc đuôi dưới (lower tail, cho thị trường giảm mạnh):$\lambda_L = \lim_{u\to 0} P\left(Z_1 < F_1^{-1}(u) \middle| Z_2 < F_2^{-1}(u)\right) = \lim_{u\to 0} \frac{C(u,u)}{u}$

Nếu hệ số phụ thuộc đuôi bằng 0, mô hình không ghi nhận phụ thuộc tiệm cận ở đuôi tương ứng; nếu hệ số thuộc khoảng (0,1], tồn tại phụ thuộc đuôi. Các hệ số này phản ánh xác suất đồng xuất hiện của biến động cực trị có điều kiện, nhưng không xác định hướng truyền dẫn rủi ro giữa hai thị trường.

Các loại Copula được sử dụng

Luận án không phân loại trước họ Copula theo trạng thái biến động thấp hay cao. Các họ ứng viên được ước lượng trên cùng bộ dữ liệu của từng cặp và từng giai đoạn; mô hình phù hợp được lựa chọn theo tiêu chí AIC, kết hợp với tính hợp lệ của tham số và đặc điểm phụ thuộc đuôi để diễn giải.

Nhóm Copula đối xứng gồm:

Gaussian: mô tả phụ thuộc đối xứng nhưng không có phụ thuộc đuôi tiệm cận.

Student-t: mô tả phụ thuộc đối xứng và có thể phản ánh phụ thuộc ở cả hai đuôi; mức phụ thuộc đuôi chịu ảnh hưởng của hệ số tương quan và bậc tự do.

Frank: mô tả phụ thuộc đối xứng trong phần giữa phân phối nhưng không có phụ thuộc đuôi tiệm cận.

Nhóm Copula Archimedean và các biến thể xoay được sử dụng để mô tả phụ thuộc bất đối xứng:

Clayton có phụ thuộc đuôi dưới; Gumbel và Joe có phụ thuộc đuôi trên. Các phép xoay 90°, 180° hoặc 270° làm thay đổi hướng và đuôi phụ thuộc theo định nghĩa của từng họ.

Các họ BB như BB1, BB6, BB7 và BB8 cho phép mô tả cấu trúc phụ thuộc linh hoạt hơn; hệ số phụ thuộc đuôi cụ thể được xác định theo họ và tham số ước lượng.

Biến thể survival tương ứng với phép xoay 180° của Copula gốc, qua đó hoán đổi vai trò của đuôi trên và đuôi dưới đối với các họ có phụ thuộc đuôi bất đối xứng.

Việc diễn giải từng mô hình dựa trên họ Copula thực tế được lựa chọn, dấu và miền hợp lệ của tham số, cùng các hệ số phụ thuộc đuôi được tính từ mô hình đó.

Trong nghiên cứu này, mô hình GJR-GARCH được lựa chọn để mô hình hóa phân phối biên của chuỗi tỷ suất lợi nhuận do mô hình này có khả năng phản ánh tốt các đặc điểm điển hình của dữ liệu tài chính. Cụ thể, nghiên cứu sử dụng mô hình Copula có điều kiện kết hợp với GJR-GARCH nhằm phân tích mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường quốc tế:

Thứ nhất, chuỗi lợi suất chứng khoán thường có hiện tượng phương sai thay đổi theo thời gian (volatility clustering), tức là các giai đoạn biến động mạnh thường đi kèm nhau, và các giai đoạn biến động thấp cũng tập trung theo cụm. Mô hình GARCH nói chung và GJR-GARCH nói riêng cho phép mô tả chính xác đặc điểm này, trong khi các mô hình tuyến tính thông thường không làm được.

Thứ hai, thị trường tài chính thường tồn tại hiệu ứng bất đối xứng (leverage effect), tức là các cú sốc tiêu cực (tin xấu) có tác động mạnh hơn đến biến động thị trường so với các cú sốc tích cực (tin tốt). Đây là đặc điểm rất phổ biến của thị trường chứng khoán, đặc biệt tại các thị trường mới nổi như Việt Nam. Mô hình GJR-GARCH cho phép nắm bắt sự bất đối xứng này thông qua biến giả trong phương trình phương sai, trong khi mô hình GARCH tiêu chuẩn giả định tác động đối xứng.

Thứ ba, việc sử dụng GJR-GARCH giúp chuẩn hóa phần dư của chuỗi lợi suất, từ đó loại bỏ ảnh hưởng của biến động riêng lẻ của từng thị trường. Điều này là bước cần thiết trước khi áp dụng mô hình Copula, nhằm đảm bảo rằng cấu trúc phụ thuộc được ước lượng phản ánh đúng mối quan hệ giữa các thị trường, thay vì bị chi phối bởi biến động nội tại của từng chuỗi.

Trên cơ sở các phần dư đã được chuẩn hóa từ mô hình GJR-GARCH, Copula có điều kiện được áp dụng để mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường. Khác với các phương pháp truyền thống dựa trên tương quan tuyến tính, Copula có điều kiện cho phép nắm bắt các dạng phụ thuộc phi tuyến, bất đối xứng và đặc biệt là phụ thuộc đuôi (tail dependence), phản ánh xác suất các thị trường cùng biến động mạnh trong các trạng thái cực đoan. Như vậy, cách tiếp cận kết hợp này không chỉ giúp mô hình hóa chính xác động thái của từng thị trường riêng lẻ, mà còn cho phép phân tích sâu hơn mối quan hệ phụ thuộc giữa các thị trường trong các điều kiện biến động khác nhau, qua đó cung cấp một khung phân tích toàn diện và phù hợp với đặc điểm của dữ liệu tài chính hiện đại.Quy trình ước lượng hai bước, trong đó phân phối biên được ước lượng trước rồi mới đến tham số Copula, dựa trên phương pháp suy luận theo hàm biên của Joe và Xu (1996).

Khung phân tích

Các bước tiến hành nghiên cứu cụ thể như sau:

Các bước phân tích cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường chứng khoán quốc tế được trình bày cụ thể như sau:

Bước 1: Ước lượng các mô hình phân phối biên và lựa chọn mô hình phù hợp nhất dựa trên tiêu chí thông tin AIC nhỏ nhất.

Bước 2: Chuẩn hóa phần dư từ mô hình biên thành dạng xác suất và kiểm định tính phù hợp của phân phối biên bằng kiểm định Kolmogorov–Smirnov (K–S).

Bước 3: Ước lượng các họ Copula có điều kiện ứng viên cho từng cặp thị trường và từng giai đoạn. Các mô hình được so sánh trên cùng dữ liệu bằng tiêu chí AIC; mô

hình có AIC nhỏ nhất trong tập ứng viên hợp lệ được lựa chọn để phân tích tham số phụ thuộc và phụ thuộc đuôi.

Bước 4: Từ mô hình biên và Copula đã ước lượng, mô phỏng Monte Carlo để tính VaR danh mục một ngày tại các mức tin cậy 90%, 95% và 99%, theo quy ước dấu và cấu trúc danh mục được sử dụng nhất quán trong phần kết quả.

Bước 5: Hậu kiểm VaR bằng kiểm định Kupiec để đánh giá tính phù hợp của tỷ lệ vi phạm quan sát so với tỷ lệ vi phạm kỳ vọng tại từng mức tin cậy.

Hàm Copula có điều kiện giữa thị trường chứng khoán Việt Nam (VNIndex) và từng thị trường chứng khoán quốc tế:

$r_{VN,t}r_{j,t}jjjF_{VN}(\cdot|\ \Omega_{t-1})F_j(\cdot|\ \Omega_{t-1})\Omega_{t-1}t-1$Trong nghiên cứu của luận án, cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam (VNIndex) và từng thị trường chứng khoán quốc tế được mô hình hóa bằng hàm Copula có điều kiện (Conditional Copula). Đối với mỗi cặp thị trường, ký hiệu là lợi suất của VNIndex và là lợi suất của thị trường chứng khoán quốc tế, trong đó lần lượt đại diện cho S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI và TWII .Gọi và là các hàm phân phối biên có điều kiện của hai chuỗi lợi suất, với là tập hợp thông tin sẵn có tại thời điểm . Khi đó:

$$u_t = F_{VN}(r_{VN,t} \mid \Omega_{t-1}),$$
$$v_t = F_j(r_{j,t} \mid \Omega_{t-1}).$$

Theo định lý Sklar, hàm phân phối kết hợp có điều kiện giữa hai chuỗi lợi suất được xác định như sau:

$$H_t(r_{VN,t}, r_{j,t} \mid \Omega_{t-1}) = C_t(u_t, v_t \mid \Omega_{t-1}; \theta_t),$$

trong đó:

H_t: hàm phân phối kết hợp có điều kiện giữa lợi suất VNIndex và lợi suất của thị trường j;

C_t: hàm Copula có điều kiện, mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường;

F_{VN}và F_j: các hàm phân phối biên có điều kiện của lợi suất VNIndex và lợi suất thị trường j;

θ_t: tham số phụ thuộc (dependence parameter), phản ánh mức độ phụ thuộc giữa hai thị trường và được ước lượng riêng cho từng giai đoạn nghiên cứu, qua đó có thể khác nhau giữa các giai đoạn;

Ω_{t-1}: tập hợp thông tin sẵn có tại thời điểm $t-1$.

Cách tiếp cận này được kế thừa từ mô hình Copula có điều kiện của Patton (2006, 2012), trong đó tham số phụ thuộc được phép thay đổi theo tập thông tin sẵn có và điều kiện thị trường. Trong phạm vi luận án, nguyên lý này được vận dụng ở cấp độ giai đoạn: mỗi giai đoạn trước, trong và sau COVID-19 được ước lượng bằng một bộ tham số Copula riêng, phản ánh điều kiện thông tin và trạng thái thị trường đặc trưng của giai đoạn đó, qua đó cho phép cấu trúc phụ thuộc khác nhau giữa các giai đoạn, đặc biệt giữa giai đoạn ổn định và giai đoạn khủng hoảng.

Đối với từng chuỗi và từng giai đoạn, kiểm định ARCH-LM trên phần dư của mô hình ARMA thuần túy được sử dụng như bước sàng lọc ban đầu để xác định dạng đặc tả phù hợp: chuỗi có bằng chứng về hiệu ứng ARCH được đặc tả bằng ARMA–GJR-GARCH; chuỗi không có bằng chứng về hiệu ứng ARCH được đặc tả bằng ARMA phù hợp. Tuy nhiên, quyết định chấp nhận mô hình cuối cùng không chỉ dựa vào kết quả sàng lọc ban đầu này, mà dựa trên tiêu chí chẩn đoán sau ước lượng: mô hình chỉ được chấp nhận khi phần dư chuẩn hóa không còn tự tương quan đáng kể theo kiểm định Ljung-Box và không còn hiệu ứng ARCH chưa được xử lý theo kiểm định ARCH-LM trên phần dư bình phương; kết quả các kiểm định này được báo cáo tại Chương 4 và Phụ lục. Dạng phân phối sai số và bậc ARMA cụ thể được lựa chọn theo tiêu chí thông tin và chẩn đoán mô hình, như báo cáo tại Chương 4. Phần dư chuẩn hóa được chuyển đổi thành biến phân phối đều trên (0,1) để ước lượng Copula có điều kiện.

Để đánh giá khả năng hai thị trường cùng biến động trong các trạng thái cực đoan, luận án sử dụng hệ số phụ thuộc đuôi trên (Upper Tail Dependence) và hệ số phụ thuộc đuôi dưới (Lower Tail Dependence).

Hệ số phụ thuộc đuôi trên được xác định như sau:

$$\lambda_U = \lim_{u \to 1} P\left(r_{VN,t} > F_{VN}^{-1}(u) \mid r_{j,t} > F_j^{-1}(u)\right) = \lim_{u \to 1} \frac{1 - 2u + C(u,u)}{1 - u},$$

trong khi hệ số phụ thuộc đuôi dưới được xác định bởi:

$$\lambda_L = \lim_{u \to 0} P\left(r_{VN,t} < F_{VN}^{-1}(u) \mid r_{j,t} < F_j^{-1}(u)\right) = \lim_{u \to 0} \frac{C(u,u)}{u}.$$

Trong đó, λ_U phản ánh xác suất VNIndex và thị trường chứng khoán quốc tế cùng tăng mạnh, còn λ_L phản ánh xác suất hai thị trường cùng giảm mạnh. Nếu $\lambda_U = 0$ hoặc $\lambda_L = 0$, hai thị trường không tồn tại phụ thuộc đuôi tương ứng; ngược lại, khi các hệ số này nhận giá trị trong khoảng $(0,1]$, điều đó cho thấy tồn tại phụ thuộc đuôi và khả năng đồng biến động trong các trạng thái cực đoan. Các hệ số này là cơ sở quan trọng để đánh giá mức độ lan tỏa rủi ro và xác suất xảy ra các biến động đồng thời giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường chứng khoán quốc tế. Đây là thước đo phụ thuộc cực trị, không phải thước đo chiều lan tỏa; hướng truyền dẫn rủi ro được xác định riêng bằng các chỉ số Diebold–Yilmaz.

Nhánh Copula có điều kiện được sử dụng để trả lời câu hỏi nghiên cứu về đặc điểm cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với từng thị trường đối tác, tương ứng với mục tiêu nghiên cứu thứ nhất của luận án. Do các đặc điểm này được nhận diện thông qua việc lựa chọn họ Copula theo tiêu chí AIC và thông qua các hệ số phụ thuộc đuôi suy ra từ mô hình được lựa chọn, các giả thuyết của nhánh Copula được phát biểu dưới dạng kỳ vọng nghiên cứu và được đối chiếu bằng kết quả lựa chọn mô hình cùng các hệ số ước lượng, thay vì bằng một phép kiểm định thống kê theo nghĩa chặt như đối với nhánh Diebold–Yilmaz.

Trên cơ sở đó, luận án phát biểu ba giả thuyết nghiên cứu cho nhánh Copula có điều kiện như sau:

Giả thuyết GT1: Cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế mang tính phi tuyến và không đồng nhất giữa các cặp thị trường, do đó không thể được mô tả đầy đủ bằng hệ số tương quan tuyến tính hoặc bằng một họ Copula duy nhất.

Giả thuyết GT2: Giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường đối tác tồn tại phụ thuộc đuôi, tức khả năng cùng biến động trong các trạng thái cực đoan; mức độ phụ thuộc đuôi có thể bất đối xứng giữa đuôi dưới và đuôi trên, với mức độ và chiều bất đối xứng khác nhau giữa các cặp thị trường.

Giả thuyết GT3: Cấu trúc phụ thuộc và mức độ phụ thuộc đuôi giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường đối tác khác nhau giữa ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.

Kết quả đối chiếu với ba giả thuyết này được trình bày tại mục 4.2.3 và được tổng hợp tại mục 5.1.1.

3.3.3. Phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold - Yilmaz

3.3.3.1. Mô hình chỉ số lan tỏa Diebold – Yilmaz (Diebold – Yilmaz Spillover Index - DY)

Phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold–Yilmaz được xây dựng trên nền tảng mô hình tự hồi quy vectơ (VAR) và phân rã phương sai sai số dự báo. Diebold và Yilmaz (2009) đề xuất chỉ số lan tỏa tổng thể nhằm lượng hóa tỷ trọng biến động của toàn hệ thống do các cú sốc chéo giữa các biến tạo ra. Diebold và Yilmaz (2012) tiếp tục phát triển khung phân tích này bằng cách sử dụng phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát, qua đó cho phép xác định lan tỏa tổng thể, lan tỏa có hướng, lan tỏa ròng và lan tỏa ròng theo từng cặp mà không phụ thuộc vào thứ tự sắp xếp các biến trong hệ VAR. Diebold và Yilmaz (2014) mở rộng cách tiếp cận dưới góc nhìn mạng lưới, trong đó mỗi thị trường có thể đồng thời tiếp nhận và truyền cú sốc đến các thị trường khác.

Diebold và Yilmaz (2015) hệ thống hóa cách tiếp cận này thành khung phân tích mạng lưới cho kết nối tài chính và kinh tế vĩ mô.

Trong luận án, phương pháp Diebold–Yilmaz được sử dụng để đo lường mức độ và hướng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế. Dữ liệu đầu vào là chín chuỗi VaR một ngày tại mức tin cậy 95% của VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI. Các chuỗi VaR được xây dựng từ mô hình biên phù hợp của từng thị trường, sau đó được kiểm tra và xử lý tính dừng trước khi đưa đồng thời vào hệ VAR tích hợp.

Thiết kế này tập trung trực tiếp vào sự truyền dẫn của đại lượng rủi ro cực trị. Nhánh DY không sử dụng phần dư chuẩn hóa hoặc tham số phụ thuộc của Copula. Tuy nhiên, hai nhánh cùng dựa trên dữ liệu lợi suất và mô hình biên của từng thị trường: Copula sử dụng phần dư chuẩn hóa để nhận diện cấu trúc phụ thuộc, còn DY sử dụng VaR đơn biến 95% để đo lường mức độ kết nối rủi ro trong hệ chín thị trường.

Hình thành biến đầu vào của mô hình Diebold–Yilmaz:

Dữ liệu đầu vào của mô hình Diebold–Yilmaz được hình thành theo trình tự: giá đóng cửa → lợi suất logarit → mô hình biên phù hợp → VaR một ngày tại mức tin cậy 95% → kiểm định và xử lý tính dừng → hệ VAR gồm chín biến. Quy trình được áp dụng cho VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI.

Đối với thị trường i, lợi suất logarit tại thời điểm t được xác định như sau:

$$r_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \times 100$$

Trong đó, giá đóng cửa của thị trường i tại thời điểm t và t−1 được dùng để tính lợi suất logarit. Từ mô hình biên đã lựa chọn, VaR 95% được xác định là phân vị có điều kiện phía trái 5% của lợi suất một ngày; giá trị VaR âm biểu thị ngưỡng lỗ. Các chuỗi VaR 95% sau đó được kiểm định ADF và biến đổi về dạng dừng trước khi ước lượng VAR.

Vectơ biến nội sinh của mô hình Diebold–Yilmaz gồm chín chuỗi VaR 95% đã được xử lý tính dừng, được xác định như sau:

$$\mathrm{X}_t = \left[x_{VNI,t},\ x_{SP500,t},\ x_{SSEC,t},\ x_{NIKKEI,t},\ x_{KOSPI,t},\ x_{STI,t},\ x_{TWII,t},\ x_{XAU,t},\ x_{WTI,t}\right]'.$$

Luận án sử dụng một hệ VAR gồm chín biến nội sinh, thay vì xây dựng các mô hình VAR riêng cho từng cặp thị trường. Cách thiết lập này cho phép xem xét đồng thời tương tác rủi ro giữa toàn bộ các thị trường và bảo đảm các chỉ số lan tỏa được tính từ cùng một cấu trúc hệ thống.

Mô hình VAR và biểu diễn trung bình động

Với vectơ VaR 95% đã được xử lý tính dừng gồm N biến nội sinh, mô hình VAR có độ trễ p được biểu diễn như sau:

$$\mathrm{X}_t = \mathrm{c} + \sum_{k=1}^{p} \Phi_k \, \mathrm{X}_{t-k} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim (0, \Sigma),$$

c$\Phi_k N \times Nk\varepsilon_t \Sigma p$trong đó, c là vectơ hằng số; Φk là ma trận hệ số có kích thước N×N tại độ trễ k; εt là vectơ sai số; và Σ là ma trận phương sai - hiệp phương sai của vectơ sai số. Độ trễ p không được ấn định trước mà được lựa chọn tự động cho từng giai đoạn theo tiêu chí thông tin, có kiểm tra điều kiện ổn định của hệ và chẩn đoán phần dư trước khi thực hiện phân rã phương sai; do số quan sát và đặc điểm biến động của ba giai đoạn khác nhau, độ trễ được chọn cho từng giai đoạn có thể khác nhau.

Điều kiện ổn định của hệ VAR được kiểm tra trước khi thực hiện phân rã phương sai sai số dự báo. Khi hệ VAR thỏa mãn điều kiện ổn định, mô hình có thể được biểu diễn dưới dạng trung bình động vô hạn:

$$\mathrm{X}_t = \sum_{h=0}^{\infty} \mathrm{A}_h \, \varepsilon_{t-h},$$

Trong đó, các ma trận của biểu diễn trung bình động phản ánh phản ứng của hệ biến rủi ro trước các cú sốc và là cơ sở để xác định mức đóng góp của cú sốc từ từng thị trường vào sai số dự báo rủi ro của các thị trường còn lại.

Phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát

Luận án sử dụng phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát (Generalized Forecast Error Variance Decomposition - GFEVD) của Pesaran và Shin (1998), phù hợp với cách tiếp cận của Diebold và Yilmaz (2012). So với phân rã Cholesky, GFEVD không yêu cầu trực giao hóa các cú sốc và kết quả không phụ thuộc vào thứ tự sắp xếp các biến trong hệ VAR. Đặc điểm này đặc biệt phù hợp với hệ thống gồm nhiều thị trường tài chính vì khó xác lập một trật tự nhân quả đệ quy duy nhất giữa các biến.

Tỷ trọng phương sai sai số dự báo H bước của biến i được giải thích bởi cú sốc từ biến j được xác định như sau:

$$\theta_{ij}^{g}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} \left(\mathrm{e}_i' \mathrm{A}_h \Sigma \mathrm{e}_j\right)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (\mathrm{e}_i' \mathrm{A}_h \Sigma \mathrm{A}_h' \mathrm{e}_i)},$$

trong đó, σ_{jj} là phần tử thứ j trên đường chéo của ma trận $\mathbf{\Sigma}$; $\mathbf{e}_i$ và $\mathbf{e}_j$ là các vectơ lựa chọn có giá trị bằng 1 tại vị trí tương ứng và bằng 0 tại các vị trí còn lại; $\mathbf{A}_h$ là ma trận hệ số của biểu diễn trung bình động; và H là chân trời dự báo. Đại lượng $\theta_{ij}^{g}(H)$ phản ánh phần phương sai sai số dự báo của thị trường i được giải thích bởi cú sốc phát sinh từ thị trường j.

Do tổng các phần tử trên mỗi hàng của ma trận GFEVD tổng quát không nhất thiết bằng 1, các phần tử được chuẩn hóa theo công thức:

$$\tilde{\theta}_{ij}^{g}(H) = \frac{\theta_{ij}^{g}(H)}{\sum_{j=1}^{N} \theta_{ij}^{g}(H)}, \qquad \sum_{j=1}^{N} \tilde{\theta}_{ij}^{g}(H) = 1.$$

Trong luận án, phần tử GFEVD chuẩn hóa ở hàng i, cột j được quy ước là tỷ trọng sai số dự báo của biến rủi ro tại thị trường i được giải thích bởi cú sốc từ thị trường j. Vì vậy, hàng biểu thị thị trường tiếp nhận, cột biểu thị thị trường truyền; phần tử đường chéo phản ánh cú sốc nội tại và phần tử ngoài đường chéo phản ánh lan tỏa giữa các thị trường.

Các chỉ số lan tỏa

Trên cơ sở ma trận GFEVD đã chuẩn hóa, luận án tính toán các chỉ số lan tỏa theo Diebold và Yilmaz (2012). Chỉ số kết nối tổng thể (Total Connectedness Index - TCI) được xác định như sau:

$$TCI(H) = \frac{\sum_{i,j=1;\, i\neq j}^{N} \tilde{\theta}_{ij}^{g}(H)}{N} \times 100.$$

TCI phản ánh tỷ trọng phương sai sai số dự báo của toàn hệ thống được giải thích bởi các cú sốc chéo giữa các thị trường. Giá trị TCI càng cao cho thấy mức độ kết nối và cường độ truyền dẫn cú sốc trong hệ thống càng lớn.

Mức lan tỏa mà thị trường i tiếp nhận từ tất cả các thị trường khác (FROM) được xác định như sau:

$$FROM_i(H) = \sum_{j=1;\, j\neq i}^{N} \tilde{\theta}_{ij}^{g}(H) \times 100.$$

FROM phản ánh tổng đóng góp của các cú sốc từ những thị trường còn lại vào sai số dự báo của thị trường i. Giá trị càng lớn cho thấy thị trường càng chịu ảnh hưởng mạnh từ các cú sốc bên ngoài.

Mức lan tỏa mà thị trường i truyền sang tất cả các thị trường khác (TO) được xác định như sau:

$$TO_i(H) = \sum_{j=1;\, j\neq i}^{N} \tilde{\theta}_{ji}^{g}(H) \times 100$$

TO phản ánh tổng đóng góp của cú sốc từ thị trường i vào sai số dự báo của các thị trường còn lại. Giá trị càng lớn cho thấy thị trường có vai trò càng mạnh trong việc truyền cú sốc sang toàn hệ thống.

Vị thế lan tỏa ròng của thị trường i (NET) được xác định bằng chênh lệch giữa mức lan tỏa truyền đi và mức lan tỏa tiếp nhận:

$$NET_i(H) = TO_i(H) - FROM_i(H)$$

Nếu $NET_i(H) > 0$, thị trường i là bên truyền rủi ro ròng; ngược lại, nếu $NET_i(H) < 0$, thị trường i là bên tiếp nhận rủi ro ròng. Tổng giá trị NET của toàn bộ các thị trường trong hệ thống bằng 0, vì phần lan tỏa do một thị trường truyền đi đồng thời là phần lan tỏa được các thị trường khác tiếp nhận.

Để xác định hướng lan tỏa ròng giữa hai thị trường cụ thể, luận án sử dụng chỉ số lan tỏa ròng theo cặp (Net Pairwise Spillover - NPS):

$$NPS_{ij}(H) = \tilde{\theta}^g_{ji}(H) - \tilde{\theta}^g_{ij}(H) \times 100$$

Theo quy ước $NPS_{ij} = (\tilde{\theta}_{ji} - \tilde{\theta}_{ij}) \times 100$, $NPS_{ij} > 0$ cho thấy thị trường i truyền rủi ro ròng sang thị trường j; $NPS_{ij} < 0$ cho thấy thị trường i tiếp nhận rủi ro ròng từ thị trường j. Trong phân tích thực nghiệm, chỉ số này được dùng để xác định hướng lan tỏa ròng giữa VNIndex và từng thị trường đối tác.

3.3.3.2. Mô hình Diebold-Yilmaz đo lường lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế

Để phản ánh lan tỏa rủi ro trong toàn hệ thống, luận án không ước lượng các hệ VAR riêng cho từng cặp. Thay vào đó, tại mức tin cậy 95%, một hệ VAR tích hợp duy nhất gồm chín chuỗi VaR đã được xử lý tính dừng được sử dụng. Vectơ biến đầu vào được xác định như sau:

$$X_t^{(c)} = \begin{bmatrix} VaR^{(c)}_{VNI,t} \\ VaR^{(c)}_{SP500,t} \\ VaR^{(c)}_{SSEC,t} \\ VaR^{(c)}_{NIKKEI,t} \\ VaR^{(c)}_{KOSPI,t} \\ VaR^{(c)}_{STI,t} \\ VaR^{(c)}_{TWII,t} \\ VaR^{(c)}_{XAU,t} \\ VaR^{(c)}_{WTI,t} \end{bmatrix}$$

Với c = 95%, mô hình VAR thực nghiệm được viết như sau:

$$X_t^{(c)} = \sum_{k=1}^{p} \Phi_k^{(c)} X_{t-k}^{(c)} + \varepsilon_t^{(c)}$$

Luận án xây dựng một hệ VAR duy nhất gồm chín biến nội sinh là các biểu diễn dừng của VaR 95% thuộc VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI. Chuỗi dừng ở mức I(0) được sử dụng ở dạng mức; chuỗi chỉ dừng sau sai phân được sử dụng ở dạng sai phân bậc một. Vì vậy, đối với biến sai phân, cú sốc được diễn giải là thay đổi của VaR chứ không phải mức VaR. Từ hệ VAR này, ma trận GFEVD 9 × 9 được xây dựng; hàng phản ánh thị trường tiếp nhận và cột phản ánh thị trường truyền.

Phân tích các nhóm quan hệ từ mô hình toàn hệ thống

Đối với nhóm thị trường chứng khoán quốc tế, với $j \in \{SP500, SSEC, NIKKEI, KOSPI, STI, TWII\}$, phần lan tỏa mà VNIndex tiếp nhận từ thị trường j được đọc từ $\tilde{\theta}^g_{VNI,j}(H)$, trong khi phần lan tỏa mà VNIndex truyền sang thị trường j được đọc từ $\tilde{\theta}^g_{j,VNI}(H)$. Chỉ số $NPS_{VNI,j}(H)$ xác định VNIndex là bên truyền hay tiếp nhận rủi ro ròng trong quan hệ với từng thị trường chứng khoán quốc tế.

Đối với thị trường vàng quốc tế, $\tilde{\theta}^g_{VNI,XAU}(H)$ phản ánh phần lan tỏa mà VNIndex tiếp nhận từ XAU, còn $\tilde{\theta}^g_{XAU,VNI}(H)$ phản ánh phần lan tỏa mà VNIndex truyền sang XAU. Tương tự, đối với thị trường năng lượng quốc tế, $\tilde{\theta}^g_{VNI,WTI}(H)$ phản ánh phần lan tỏa mà VNIndex tiếp nhận từ WTI, còn $\tilde{\theta}^g_{WTI,VNI}(H)$ phản ánh phần lan tỏa mà VNIndex truyền sang WTI. Các chỉ số $NPS_{VNI,XAU}(H)$ và $NPS_{VNI,WTI}(H)$ được sử dụng để xác định hướng và cường độ lan tỏa ròng trong từng quan hệ tương ứng.

Các kết quả được báo cáo ở ba cấp độ. Ở cấp độ hệ thống, TCI được sử dụng để đánh giá mức độ kết nối chung giữa chín thị trường. Ở cấp độ từng thị trường, FROM, TO và NET được sử dụng để xác định mức độ tiếp nhận, mức độ truyền đi và vị thế lan tỏa ròng của từng thị trường. Ở cấp độ từng cặp, NPS được sử dụng để nhận diện

chiều hướng lan tỏa ròng giữa VNIndex với từng thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI.

3.3.3.3. Ước lượng theo mức VaR 95% và theo giai đoạn nghiên cứu

Mô hình Diebold–Yilmaz tại VaR 95% được ước lượng riêng cho ba giai đoạn: trước COVID-19 (2015–2019), trong COVID-19 và chuyển tiếp phục hồi (2020–2022), và sau COVID-19 (2023–2025). Việc chia mẫu cho phép so sánh TCI, FROM, TO, NET và NPS dưới các điều kiện thị trường khác nhau, phù hợp với các bảng kết quả báo cáo tại Chương 4.

Đối với mỗi giai đoạn, chín chuỗi VaR 95% được kiểm định ADF. Chuỗi dừng ở mức I(0) được giữ ở dạng mức; chuỗi I(1) được sai phân bậc một trước khi đưa vào VAR. Độ trễ của hệ VAR được lựa chọn tự động theo tiêu chí thông tin, riêng cho từng giai đoạn, kèm kiểm tra tính ổn định của hệ và chẩn đoán phần dư trước khi tính GFEVD. Chân trời dự báo dùng cho phân rã phương sai được giữ thống nhất giữa ba giai đoạn để bảo đảm các chỉ số TCI, FROM, TO, NET và NPS có thể so sánh trực tiếp với nhau. Phân tích động theo cửa sổ trượt được thực hiện với cấu hình nhất quán trong từng giai đoạn nhằm theo dõi diễn biến vị thế ròng của VNIndex; kết quả được trình bày tại các hình tương ứng ở Chương 4.

3.3.3.4. Các giả thuyết nghiên cứu cho phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz

Đối với nhánh nghiên cứu sử dụng phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold–Yilmaz, luận án tập trung đo lường mức độ kết nối và hướng lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, vàng quốc tế và năng lượng quốc tế. Khác với Copula có điều kiện, phương pháp DY xem xét sự truyền dẫn rủi ro trong một hệ VAR tích hợp. Rủi ro của từng thị trường được lượng hóa bằng VaR một ngày tại mức tin cậy 95%; chín chuỗi VaR của VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI được xử lý tính dừng và sử dụng đồng thời làm biến đầu vào.

Nền tảng phương pháp cho việc xây dựng các giả thuyết xuất phát từ Diebold và Yilmaz (2009, 2012, 2014). Diebold và Yilmaz (2009) xây dựng chỉ số lan tỏa dựa

trên phân rã phương sai sai số dự báo của mô hình VAR. Diebold và Yilmaz (2012) mở rộng khung này bằng phân rã phương sai tổng quát, cho phép xác định mức lan tỏa tổng thể và lan tỏa có hướng mà không phụ thuộc vào thứ tự sắp xếp các biến. Diebold và Yilmaz (2014) tiếp tục phát triển cách tiếp cận đo lường mức độ kết nối (connectedness) dưới góc nhìn mạng lưới, trong đó mỗi thị trường vừa có thể tiếp nhận vừa có thể truyền cú sốc sang các thị trường khác. Vì vậy, TCI, FROM, TO, NET và lan tỏa ròng theo cặp là các chỉ tiêu phù hợp để nhận diện cường độ, hướng và vai trò truyền hoặc nhận rủi ro của từng thị trường.

Đối với mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường chứng khoán quốc tế, các nghiên cứu về truyền dẫn tài chính cho thấy mức độ liên kết có thể gia tăng khi thị trường chịu các cú sốc chung. Forbes và Rigobon (2002) nhấn mạnh sự cần thiết phải phân biệt lây lan với sự phụ thuộc lẫn nhau, trong khi Longin và Solnik (2001) cho thấy mức độ liên kết giữa các thị trường cổ phiếu quốc tế trở nên rõ hơn trong các trạng thái cực đoan. Các bằng chứng này hàm ý rằng rủi ro của VNIndex không tách biệt khỏi biến động của các thị trường chứng khoán quốc tế và vị thế truyền hoặc nhận rủi ro có thể thay đổi khi điều kiện thị trường biến động mạnh.

Đối với vàng và dầu thô, các nghiên cứu trước cho thấy hai thị trường này có quan hệ lan tỏa đáng kể với thị trường chứng khoán nhưng vai trò của chúng không cố định. Mensi và cộng sự (2013) ghi nhận tương quan và lan tỏa biến động giữa thị trường hàng hóa và chứng khoán. Antonakakis, Chatziantoniou và Filis (2014) cho thấy các cú sốc dầu có thể tạo ra các hiệu ứng lan tỏa động. Ngoài ra, Baur và Lucey (2010) và Baur và McDermott (2010) cho thấy vàng có thể đóng vai trò phòng hộ hoặc trú ẩn an toàn trong một số điều kiện thị trường, hàm ý rằng quan hệ rủi ro giữa vàng và chứng khoán có thể thay đổi khi thị trường chuyển sang trạng thái bất ổn.

Các nghiên cứu trong và sau giai đoạn COVID-19 cung cấp bằng chứng trực tiếp hơn về sự thay đổi của mức độ kết nối theo thời gian. Hung và Vo (2021), sử dụng chỉ số lan tỏa Diebold–Yilmaz kết hợp phân tích tần số, cho thấy sự truyền dẫn giữa dầu, vàng và chứng khoán rõ nét hơn trong thời kỳ COVID-19 so với trước đại dịch.

Benlagha và El Omari (2022) cũng ghi nhận mức độ kết nối giữa chứng khoán, vàng và dầu thay đổi đáng kể trong đại dịch. Mensi, Reboredo và Ugolini (2021) cùng Mensi, Vo và Kang (2022) tiếp tục cho thấy COVID-19 làm thay đổi cường độ và cơ chế lan tỏa giữa các thị trường dầu, vàng và chứng khoán. Đối với Việt Nam, Ngo và cộng sự (2022), Le và Luong (2022), Nguyen và cộng sự (2023) cho thấy các hiệu ứng lan tỏa giữa chứng khoán, dầu, vàng và các tài sản tài chính có tính động và chịu ảnh hưởng của giai đoạn bất ổn. Dang và Liu (2026) cũng cung cấp bằng chứng về sự tồn tại và thay đổi của hiệu ứng lan tỏa giữa vàng, dầu và thị trường Việt Nam trong mối liên hệ với thị trường toàn cầu.

Bên cạnh mức độ kết nối từ lợi suất hoặc biến động, các nghiên cứu về rủi ro đuôi cho thấy cú sốc tài chính có thể truyền dẫn mạnh hơn ở các vùng cực trị. Ando, Greenwood-Nimmo và Shin (2022) cung cấp bằng chứng rằng mức độ kết nối có thể khác nhau giữa các vùng của phân phối. Kế thừa logic tập trung vào rủi ro cực trị, luận án sử dụng VaR 95% làm thước đo rủi ro đầu vào cho DY. Các mức VaR 90%, 95% và 99% được giữ cho phân tích danh mục Copula và hậu kiểm Kupiec; riêng các ma trận DY ở Chương 4 được ước lượng tại VaR 95%.

Các giả thuyết nghiên cứu của nhánh Diebold–Yilmaz được xây dựng trên cơ sở lý thuyết về liên kết tài chính quốc tế và các nghiên cứu thực nghiệm về sự truyền dẫn cú sốc giữa thị trường chứng khoán, vàng và dầu thô. Diebold và Yilmaz (2009, 2012, 2014) cho thấy các chỉ số dựa trên GFEVD có thể nhận diện mức độ kết nối tổng thể, lan tỏa có hướng và vai trò truyền hoặc tiếp nhận cú sốc của từng thị trường. Các nghiên cứu của Mensi và cộng sự (2013), Antonakakis, Chatziantoniou và Filis (2014), Hung và Vo (2021), Mensi, Reboredo và Ugolini (2021), cùng Mensi, Vo và Kang (2022) cho thấy cường độ và hướng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán, vàng và dầu thô có thể thay đổi theo thời gian và gia tăng trong các giai đoạn bất ổn.

Trên cơ sở đó, luận án đề xuất các giả thuyết sau:

Giả thuyết H1: Tồn tại sự lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế, thể hiện thông qua các chỉ số lan tỏa có hướng và lan tỏa ròng theo cặp.

Giả thuyết H2: Mức độ kết nối tổng thể giữa các thị trường gia tăng trong giai đoạn COVID-19 so với giai đoạn trước COVID-19.

Giả thuyết H3: Vị thế truyền dẫn hoặc tiếp nhận rủi ro ròng của thị trường chứng khoán Việt Nam thay đổi giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.

Giả thuyết H4: Mức độ và hướng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế không đồng nhất giữa các thị trường và thay đổi theo các giai đoạn nghiên cứu.

3.3.3.5. Quy trình ước lượng và diễn giải kết quả Diebold-Yilmaz

Quy trình ước lượng phương pháp Diebold-Yilmaz trong luận án được thực hiện qua bốn bước:

Thứ nhất, dữ liệu giá của chín thị trường được đồng bộ, chuyển thành lợi suất logarit và dùng để ước lượng mô hình biên phù hợp. Từ đó, luận án xây dựng chín chuỗi VaR một ngày tại mức tin cậy 95%, kiểm định ADF và sử dụng dạng mức đối với chuỗi I(0), sai phân bậc một đối với chuỗi I(1), trước khi hình thành hệ VAR chín biến.

Thứ hai, luận án lựa chọn độ trễ của hệ VAR theo tiêu chí thông tin, riêng cho từng giai đoạn nghiên cứu, sau đó ước lượng hệ VAR. Điều kiện ổn định của mô hình cùng các kiểm định chẩn đoán cần thiết được xem xét trước khi thực hiện phân rã phương sai sai số dự báo. Chân trời dự báo được giữ thống nhất cho cả ba giai đoạn nhằm bảo đảm khả năng so sánh của các chỉ số lan tỏa; việc thay đổi độ trễ và chân trời dự báo được ghi nhận là một hướng kiểm định độ vững tại mục 5.4.1.

Thứ ba, GFEVD theo Pesaran và Shin (1998) được tính toán từ hệ VAR. Các phần tử của ma trận GFEVD được chuẩn hóa theo hàng để xác định tỷ trọng sai số dự báo

của từng thị trường do cú sốc từ chính thị trường đó và từ các thị trường còn lại giải thích.

Thứ tư, từ ma trận GFEVD đã chuẩn hóa, luận án tính TCI, FROM, TO, NET và NPS. Kết quả được diễn giải ở cấp độ toàn hệ thống, từng thị trường và từng cặp, đồng thời so sánh giữa ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Các chỉ số này là căn cứ để đánh giá mức độ ủng hộ đối với các giả thuyết nghiên cứu và đề xuất hàm ý quản trị rủi ro.

Cần lưu ý rằng TCI, FROM, TO, NET và NPS được trình bày trong luận án là các giá trị ước lượng điểm (point estimate) tính từ một lần ước lượng hệ VAR duy nhất cho mỗi giai đoạn, chưa đi kèm khoảng tin cậy hình thành từ phân phối lấy mẫu (sampling distribution) của các chỉ số này. Về nguyên tắc, có thể xây dựng khoảng tin cậy cho các chỉ tiêu này thông qua kỹ thuật bootstrap khối (block bootstrap) phù hợp với dữ liệu chuỗi thời gian có tính tự tương quan, nhằm đánh giá liệu chênh lệch quan sát được giữa các giai đoạn (ví dụ TCI tăng từ 39,89% lên 53,01%, hay NET của VNIndex đổi dấu) có ý nghĩa thống kê hay chỉ phản ánh biến động do sai số lấy mẫu. Tuy nhiên, luận án chưa thực hiện bước bootstrap này, do phạm vi nghiên cứu tập trung vào việc xây dựng và đối chiếu đồng thời hai nhánh Copula và Diebold–Yilmaz trên toàn bộ hệ thống chín thị trường qua ba giai đoạn, trong khi việc bootstrap đầy đủ cho các chỉ tiêu GFEVD của một hệ VAR chín biến đòi hỏi khối lượng tính toán đáng kể và các lựa chọn kỹ thuật bổ sung (độ dài khối bootstrap, số vòng lặp, xử lý tính không dừng khi lấy mẫu lại), vượt ra ngoài phạm vi có thể xử lý trong khuôn khổ luận án. Đây cũng là cách tiếp cận phổ biến trong tài liệu gốc về Diebold–Yilmaz (2009, 2012, 2014) và nhiều nghiên cứu ứng dụng liên quan, vốn thường trình bày TCI, FROM, TO, NET dưới dạng ước lượng điểm mang tính mô tả và so sánh, không kèm suy diễn thống kê hình thức. Do đó, luận án diễn giải một cách thận trọng: sự khác biệt của các chỉ số DY giữa các giai đoạn được trình bày như bằng chứng phù hợp với hoặc ủng hộ kỳ vọng nghiên cứu, không phải là kết luận đã được kiểm định có ý nghĩa thống kê theo nghĩa chặt chẽ. Việc xây dựng khoảng tin cậy bằng bootstrap

cho các chỉ tiêu cốt lõi của VNIndex, ví dụ NET và TCI, được đề xuất là một hướng mở rộng có giá trị cho các nghiên cứu tiếp theo.

3.3.3.6. Lý do lựa chọn kết hợp phương pháp Copula có điều kiện và phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz

Việc sử dụng đồng thời Copula có điều kiện và chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz xuất phát từ yêu cầu phân tích hai khía cạnh khác nhau của mối liên hệ giữa các thị trường: hình thức và mức độ phụ thuộc ở cấp độ từng cặp, và mức độ, chiều truyền dẫn rủi ro trong toàn hệ thống. Một phương pháp riêng lẻ khó phản ánh đầy đủ cả hai khía cạnh này.

Copula có điều kiện sử dụng phần dư chuẩn hóa từ mô hình biên để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với từng thị trường đối tác, đặc biệt là phụ thuộc đuôi và tính bất đối xứng, nhưng không xác định được mức đóng góp của mỗi thị trường vào rủi ro chung. Diebold-Yilmaz đưa chín chuỗi VaR 95% vào một hệ VAR tích hợp để đo mức độ kết nối tổng thể, chiều truyền - nhận và vị thế ròng của từng thị trường, song không mô tả hình thái phụ thuộc tại vùng cực trị. Hai nhánh vì vậy bổ sung cho nhau chứ không tạo thành chuỗi ước lượng trong đó kết quả Copula là đầu vào của Diebold-Yilmaz; điểm chung của chúng là dữ liệu lợi suất và bước mô hình hóa biên.

Cơ sở thực nghiệm cho lựa chọn này được củng cố bởi các nghiên cứu liên quan: Mensi và cộng sự (2013) ghi nhận lan tỏa đáng kể giữa thị trường chứng khoán và các thị trường hàng hóa, Liao và cộng sự (2021) cho thấy cường độ và đường truyền cú sốc giữa dầu, vàng và chứng khoán thay đổi theo sự kiện, còn Dang và Liu (2026) cung cấp bằng chứng về lan tỏa giữa vàng, dầu với thị trường Việt Nam và thị trường toàn cầu. Bảng tổng hợp các công trình tiêu biểu có liên quan, làm rõ cơ sở khoa học của việc lựa chọn phương pháp và đóng góp phương pháp luận của luận án, được trình bày tại Phụ lục B.

3.4. DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU

3.4.1. Phạm vi thời gian và không gian nghiên cứu

Không gian nghiên cứu:

Không gian nghiên cứu của luận án gồm thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường đối tác, bao gồm các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế. Thị trường chứng khoán Việt Nam được đại diện bởi VNIndex. Các thị trường chứng khoán quốc tế gồm S&P 500 (Mỹ), SSEC (Trung Quốc), Nikkei 225 (Nhật Bản), KOSPI (Hàn Quốc), STI (Singapore) và TWII (Đài Loan).

Thị trường vàng quốc tế được đại diện bởi giá vàng giao ngay XAU/USD, yết giá bằng USD trên một ounce vàng.

Thị trường năng lượng quốc tế được đại diện bởi giá dầu thô WTI theo hợp đồng tương lai liên tục (continuous futures), kỳ hạn gần nhất (front-month), giao dịch trên Sàn giao dịch hàng hóa New York (NYMEX), yết giá bằng USD trên một thùng dầu. Do WTI chỉ phản ánh phân khúc dầu thô, trong luận án thị trường năng lượng quốc tế được tiếp cận qua thị trường dầu thô quốc tế, đại diện bởi WTI; các phân khúc khác của thị trường năng lượng toàn cầu như khí đốt, than đá hay năng lượng tái tạo nằm ngoài phạm vi nghiên cứu.

- Thị trường Mỹ (S&P 500) được lựa chọn do đây là thị trường tài chính lớn nhất thế giới, có ảnh hưởng mạnh đến dòng vốn, tâm lý nhà đầu tư và biến động toàn cầu; thị trường chứng khoán Việt Nam thường phản ứng đáng kể trước các biến động từ thị trường này.
- Thị trường Trung Quốc (SSEC) được xem xét do đây là đối tác thương mại lớn nhất của Việt Nam, với các biến động thị trường có khả năng lan tỏa mạnh đến khu vực.
- Thị trường Nhật Bản (Nikkei 225) được đưa vào do đây là trung tâm tài chính lớn tại châu Á, đồng thời có mối quan hệ đầu tư và thương mại lâu dài với Việt Nam.
- Thị trường Hàn Quốc (KOSPI) được lựa chọn vì là một trong những nguồn đầu tư trực tiếp nước ngoài lớn nhất tại Việt Nam, với sự hiện diện đáng kể của các doanh nghiệp Hàn Quốc trên thị trường chứng khoán.

- Thị trường Singapore (STI) được lựa chọn vì là trung tâm tài chính khu vực, nơi dòng vốn đầu tư gián tiếp vào Việt Nam thông qua các quỹ đầu tư diễn ra mạnh mẽ.
- Thị trường Đài Loan (TWII) được đưa vào do đóng vai trò là nguồn vốn FDI quan trọng, đặc biệt trong lĩnh vực công nghiệp sản xuất.

Bên cạnh đó, giá dầu WTI được sử dụng để đại diện cho thị trường năng lượng quốc tế do đây là một chuẩn giá dầu thô có tính thanh khoản cao, dữ liệu minh bạch và được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu thực nghiệm về mối liên kết giữa thị trường dầu và thị trường chứng khoán. Việc lựa chọn WTI đồng thời bảo đảm khả năng so sánh kết quả của luận án với các nghiên cứu trước.

Tổng hợp lại, việc lựa chọn các thị trường và tài sản đối tác nêu trên được thực hiện dựa trên một bộ tiêu chí chung, gồm: (i) vai trò và quy mô của thị trường trong hệ thống tài chính toàn cầu hoặc khu vực; (ii) mức độ liên hệ kinh tế tài chính thực chất với Việt Nam, thể hiện qua dòng vốn đầu tư trực tiếp/gián tiếp, quan hệ thương mại hoặc vai trò trung tâm tài chính khu vực; (iii) mức độ phổ biến của thị trường trong các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về phụ thuộc và lan tỏa rủi ro, nhằm bảo đảm khả năng đối chiếu kết quả; và (iv) tính sẵn có, tính liên tục và chất lượng của dữ liệu trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu 2015–2025. Trên cơ sở bộ tiêu chí này, luận án giới hạn phạm vi nghiên cứu ở sáu thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế (XAU) và thị trường năng lượng quốc tế (WTI). Đây là một phạm vi có chủ đích, phục vụ trực tiếp mục tiêu nghiên cứu đã đặt ra, và không mở rộng sang các nhóm tài sản khác như trái phiếu, ngoại hối, lãi suất hay tài sản số; hạn chế này được thảo luận cụ thể hơn tại phần hạn chế nghiên cứu ở Chương 5.

Phạm vi nghiên cứu:

Phạm vi không gian: Luận án xem xét cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế gồm Mỹ, Trung Quốc, Nhật Bản, Hàn Quốc, Đài Loan và Singapore, đồng thời xem xét thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế.

Phạm vi thời gian: Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ ngày 01/01/2015 đến ngày 01/12/2025 (ngày dữ liệu gần nhất tại thời điểm thu thập), tương ứng với giai đoạn nghiên cứu 2015–2025.

Luận án lựa chọn giai đoạn nghiên cứu 2015–2025 nhằm phản ánh bối cảnh thị trường tài chính Việt Nam trong thời kỳ hội nhập sâu rộng và chịu tác động mạnh từ các cú sốc phi kinh tế. Khoảng thời gian này bao gồm nhiều cú sốc hệ thống quan trọng như đại dịch COVID-19, chu kỳ thắt chặt tiền tệ toàn cầu và các bất ổn địa chính trị gần đây, làm gia tăng biến động cực trị, rủi ro phần đuôi và các hiệu ứng lan tỏa phức tạp giữa các thị trường tài sản.

Những đặc điểm này tạo điều kiện để quan sát sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa các thị trường, phù hợp với việc áp dụng Copula có điều kiện và phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold–Yilmaz (DY). Do đó, việc lựa chọn giai đoạn nghiên cứu này bảo đảm tính phù hợp cả về thực tiễn và phương pháp luận của luận án.

3.4.2. Nguồn dữ liệu nghiên cứu

Chỉ số giá chứng khoán Việt Nam VN-Index do Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh công bố, trong luận án được ký hiệu là VNIndex theo mã dữ liệu trên Investing.com và được dùng thống nhất trong toàn bộ phần chính, bảng biểu, hình vẽ và phụ lục.

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập với tần suất ngày trong giai đoạn từ tháng 01/2015 đến tháng 12/2025 từ Investing.com. Các biến đại diện gồm VNIndex; S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI và TWII; XAU; và WTI. Dữ liệu được chuẩn hóa ngày giao dịch, xử lý quan sát thiếu và khác biệt về ngày nghỉ trước khi chuyển thành lợi suất logarit. Quy tắc đồng bộ được áp dụng nhất quán cho cả hai nhánh phương pháp.

Việc lựa chọn giai đoạn 2015–2025 xuất phát từ yêu cầu bao quát một khoảng thời gian đủ dài để quan sát sự thay đổi của mối liên kết giữa các thị trường dưới các điều kiện kinh tế và tài chính khác nhau.

Thứ nhất, giai đoạn 2015–2025 bao quát các trạng thái khác nhau của thị trường tài chính, bao gồm giai đoạn tương đối ổn định trước các cú sốc lớn, giai đoạn biến động mạnh do đại dịch COVID-19 và giai đoạn phục hồi sau đại dịch. Điều này tạo điều kiện phân tích sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro giữa các thị trường dưới những điều kiện kinh tế khác nhau.

Thứ hai, đây là giai đoạn ghi nhận sự gia tăng đáng kể mức độ hội nhập tài chính của Việt Nam với thị trường quốc tế, thể hiện qua sự mở rộng quy mô thị trường chứng khoán, sự gia tăng của dòng vốn đầu tư quốc tế và mức độ liên thông ngày càng rõ nét với các thị trường lớn trên thế giới. Do đó, việc lựa chọn giai đoạn này giúp phản ánh chính xác hơn mức độ phụ thuộc và khả năng lan tỏa rủi ro giữa thị trường trong nước và các thị trường quốc tế.

Thứ ba, việc sử dụng dữ liệu tần suất ngày trong một khoảng thời gian đủ dài giúp bảo đảm số lượng quan sát cần thiết cho việc ước lượng các mô hình phân phối biên, Copula có điều kiện và hệ VAR gồm chín biến nội sinh. Dữ liệu tần suất ngày đồng thời cho phép phản ánh các biến động ngắn hạn và sự thay đổi của mức độ kết nối giữa các thị trường theo thời gian.

Dữ liệu sau khi thu thập được đồng bộ về ngày giao dịch, loại bỏ các quan sát thiếu theo quy tắc mẫu chung và chuyển từ giá sang lợi suất logarit. Trong nhánh Copula, lợi suất được dùng để ước lượng mô hình biên và cấu trúc phụ thuộc từng cặp. Trong nhánh DY, lợi suất được dùng để xây dựng VaR một ngày 95% của từng thị trường; chín chuỗi VaR được kiểm định ADF, xử lý tính dừng và đưa vào hệ VAR tích hợp. Số quan sát cuối cùng của từng giai đoạn được báo cáo trong Chương 4.

3.4.3. Xử lý dữ liệu và xây dựng biến nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được xử lý qua nhiều bước nhằm bảo đảm tính đồng nhất, tính đầy đủ và phù hợp với yêu cầu của hai nhánh phương pháp được sử dụng trong luận án là Copula có điều kiện và Diebold–Yilmaz. Quy trình xử lý dữ liệu được thực hiện theo các bước sau:

Thứ nhất, nghiên cứu thu thập dữ liệu giá đóng cửa hằng ngày của toàn bộ chín biến

nghiên cứu gồm VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI. Dữ liệu được thu thập từ cùng một nguồn thứ cấp và được chuẩn hóa về định dạng ngày giao dịch trước khi xử lý.

Thứ hai, từ chuỗi giá gốc, nghiên cứu chuyển đổi sang chuỗi lợi suất logarit nhằm phản ánh mức thay đổi tương đối của giá giữa hai thời điểm liên tiếp, giảm ảnh hưởng của xu hướng trong chuỗi giá và đưa dữ liệu về dạng phù hợp hơn cho các mô hình kinh tế lượng tài chính. Chuỗi lợi suất được tính theo công thức:

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

Trong đó:

- r_t: lợi suất của tài sản tại thời điểm t
- P_t: giá đóng cửa của tài sản tại thời điểm t
- P_{t-1}: giá đóng cửa của tài sản tại thời điểm $t-1$

Lợi suất logarit được sử dụng thay cho chuỗi giá vì thường phù hợp hơn với mô hình kinh tế lượng tài chính. Trong nhánh Copula, lợi suất được dùng để ước lượng phân phối biên và phần dư chuẩn hóa. Trong nhánh DY, lợi suất là cơ sở để xây dựng VaR một ngày 95%; chính các biểu diễn dừng của chín chuỗi VaR, không phải lợi suất trực tiếp, là biến nội sinh của hệ VAR.

Sau khi tính lợi suất riêng cho từng thị trường, dữ liệu được ghép theo lịch giao dịch chung và loại bỏ các ngày thiếu quan sát; giá không được nội suy hoặc chuyển tiếp. Do các thị trường có múi giờ và thời điểm đóng cửa khác nhau, kết quả được diễn giải là mức độ kết nối ở tần suất ngày, không phải quan hệ nhân quả trong ngày. Cách diễn giải này tránh giả định rằng giá đóng cửa cùng ngày của mọi thị trường đều đã được quan sát tại thời điểm VNIndex kết thúc phiên.

Sau khi đồng bộ theo lịch giao dịch chung, số quan sát cuối cùng đạt được là 1.035 quan sát cho giai đoạn trước COVID-19 (06/01/2015–30/12/2019), 500 quan sát cho giai đoạn trong COVID-19 (06/01/2020–29/12/2022) và 578 quan sát cho giai

đoạn sau COVID-19 (04/01/2023–01/12/2025), trên tổng số ngày theo lịch dương của từng giai đoạn lần lượt là 1.820 ngày, 1.089 ngày và 1.063 ngày, tương ứng với tỷ lệ giữ lại khoảng 57%, 46% và 54%. Mức giảm tương đối lớn hơn ở giai đoạn 2020–2022 phản ánh sự khác biệt về lịch nghỉ lễ và ngày giao dịch giữa chín thị trường trong bối cảnh gián đoạn do đại dịch COVID-19.

Thứ ba, dữ liệu sau khi đồng bộ được chia thành ba giai đoạn nhằm đánh giá sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro dưới các trạng thái thị trường khác nhau, bao gồm:

- Giai đoạn trước COVID-19: từ ngày 01/01/2015 đến ngày 31/12/2019.
- Giai đoạn COVID-19 và chuyển tiếp phục hồi: từ ngày 01/01/2020 đến ngày 31/12/2022.
- Giai đoạn sau COVID-19: từ ngày 01/01/2023 đến ngày 01/12/2025 (ngày dữ liệu gần nhất tại thời điểm thu thập).

Việc phân chia dữ liệu theo các giai đoạn trên nhằm phản ánh sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro trước, trong và sau cú sốc COVID-19. Mặc dù Việt Nam bắt đầu mở cửa hoàn toàn trở lại từ tháng 3/2022, năm 2022 vẫn được xem là giai đoạn chuyển tiếp từ trạng thái chịu tác động trực tiếp của đại dịch sang trạng thái bình thường hóa hoạt động kinh tế. Do đó, luận án giữ toàn bộ năm 2022 trong giai đoạn COVID-19 và chuyển tiếp phục hồi nhằm phản ánh các tác động kéo dài của đại dịch, đồng thời tránh chia cắt một năm chuyển tiếp thành hai trạng thái khác nhau.

Bên cạnh đó, mốc 01/01/2023 bảo đảm tính nhất quán theo năm dương lịch và tạo ra ba khoảng thời gian có số lượng quan sát phù hợp cho việc ước lượng và so sánh. Điều này đặc biệt quan trọng đối với Copula có điều kiện và phương pháp Diebold–Yilmaz, do cả hai phương pháp đều đòi hỏi số lượng quan sát đủ lớn để bảo đảm độ tin cậy của kết quả. Đối với nhánh Diebold–Yilmaz, số lượng quan sát phù hợp còn góp phần bảo đảm tính ổn định của hệ VAR và độ tin cậy của kết quả phân rã phương sai sai số dự báo.

Theo đó, giai đoạn 2015-2019 đại diện cho trạng thái trước COVID-19; giai đoạn 2020-2022 phản ánh thời kỳ chịu tác động trực tiếp và dư âm chuyển tiếp của đại dịch; và giai đoạn 2023-2025 đại diện cho trạng thái sau COVID-19, khi các hoạt động kinh tế và thị trường bước vào quá trình bình thường hóa. Cách phân chia này cho phép luận án đánh giá sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro giữa các thị trường qua ba trạng thái kinh tế tương đối khác biệt.

Bảng 3.1: Vai trò và kỳ vọng quan hệ của các biến trong mô hình Copula có điều kiện và Diebold-Yilmaz

Biến	**Ký hiệu**	**Đo lường**	**Vai trò trong Copula có điều kiện**	**Vai trò trong Diebold–Yilmaz**	**Kỳ vọng quan hệ/lan tỏa**	**Nghiên cứu hỗ trợ**	**Cách diễn giải kết quả**
Thị trường chứng khoán Việt Nam	VNIndex	Lợi suất logarit $r_{i,t}$; $VaR_{i,t}^{95\%}$ cho DY	Biến trung tâm trong các cặp Copula với từng thị trường quốc tế	Biến trung tâm trong hệ VAR chín chuỗi VaR 95%; trọng tâm phân tích FROM, TO, NET và NPS	Có phụ thuộc và lan tỏa với các thị trường quốc tế; kỳ vọng vị thế ròng của VNIndex thay đổi theo điều kiện thị trường	Forbes và Rigobon (2002); Diebold và Yilmaz (2012, 2014); Hung và Vo (2021); Nguyen và cộng sự (2023)	Copula phản ánh cấu trúc phụ thuộc; DY xác định VNIndex truyền hay tiếp nhận rủi ro ròng
Các thị trường chứng khoán quốc tế	S&P 500; SSEC; Nikkei 225; KOSPI; STI; TWII	Lợi suất logarit $r_{i,t}$; $VaR_{i,t}^{95\%}$ cho DY	Ghép cặp riêng với VNIndex để ước lượng phụ thuộc động và phụ thuộc đuôi	Sáu chuỗi VaR 95% trong hệ VAR tích hợp gồm chín biến	Mức độ phụ thuộc và lan tỏa có thể khác nhau giữa các thị trường và giai đoạn	Longin và Solnik (2001); Forbes và Rigobon (2002); Diebold và Yilmaz (2009, 2012)	So sánh Kendall's τ, phụ thuộc đuôi và NPS giữa VNIndex với từng thị trường

Biến	Ký hiệu	Đo lường	Vai trò trong Copula có điều kiện	Vai trò trong Diebold–Yilmaz	Kỳ vọng quan hệ/lan tỏa	Nghiên cứu hỗ trợ	Cách diễn giải kết quả
Vàng quốc tế	XAU	Lợi suất logarit $r_{XAU,t}$; $VaR_{XAU,t}^{95\%}$ cho DY	Ghép cặp VNIndex-XAU để phân tích phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi	Chuỗi VaR 95% của XAU trong hệ VAR tích hợp	Vai trò truyền hoặc tiếp nhận rủi ro có thể thay đổi theo điều kiện thị trường và giai đoạn	Baur và Lucey (2010); Baur và McDermott (2010); Hung và Vo (2021); Mensi và cộng sự (2021)	Đối chiếu cấu trúc phụ thuộc VNIndex-XAU với FROM, TO, NET và NPS
Năng lượng quốc tế	WTI	Lợi suất logarit $r_{WTI,t}$; $VaR_{WTI,t}^{95\%}$ cho DY	Ghép cặp VNIndex-WTI để phân tích phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi	Chuỗi VaR 95% của WTI trong hệ VAR tích hợp	Mức độ và hướng lan tỏa có thể thay đổi theo bản chất cú sốc và giai đoạn nghiên cứu	Kilian (2009); Kilian và Park (2009); Liao và cộng sự (2021); Le và Luong (2022)	Đối chiếu cấu trúc phụ thuộc VNIndex-WTI với FROM, TO, NET và NPS

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 3.1 trình bày vai trò của các biến trong hai nhánh phương pháp. Đối với Copula có điều kiện, trọng tâm là mức độ phụ thuộc, tính bất đối xứng và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex với từng thị trường. Đối với Diebold–Yilmaz, chín chuỗi VaR 95% đã được xử lý tính dừng được sử dụng trong một hệ VAR tích hợp; TCI, FROM, TO, NET và NPS phản ánh mức độ kết nối và hướng lan tỏa rủi ro.

Đối với vàng quốc tế, luận án không áp đặt một dấu tác động cố định. Vai trò phòng hộ hoặc trú ẩn an toàn của vàng cho thấy quan hệ giữa XAU và VNIndex có thể thay đổi theo điều kiện thị trường. Trong nhánh Copula có điều kiện, nội dung này được xem xét thông qua cấu trúc phụ thuộc và phụ thuộc đuôi; trong nhánh Diebold–Yilmaz, vai trò truyền hoặc tiếp nhận rủi ro của XAU được đánh giá thông qua FROM, TO, NET và NPS.

Đối với dầu thô WTI, mối liên hệ với VNIndex không được kỳ vọng theo một hướng cố định. Copula có điều kiện nhận diện cấu trúc phụ thuộc và phụ thuộc đuôi giữa

VNIndex với WTI; DY tại VaR 95% xác định mức độ và hướng lan tỏa ròng giữa hai thị trường trong hệ chín biến. Các kết quả được so sánh giữa ba giai đoạn nghiên cứu.

3.5. QUY TRÌNH ƯỚC LƯỢNG VÀ TIÊU CHÍ ĐÁNH GIÁ MÔ HÌNH

Hình 3.1: Sơ đồ quy trình nghiên cứu và ước lượng mô hình

<table>
<tr><td colspan="2">1. Thu thập dữ liệuThu thập giá đóng cửa hằng ngày của VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI trong giai đoạn 2015–2025.</td></tr>
<tr><td colspan="2">↓</td></tr>
<tr><td colspan="2">2. Đồng bộ dữ liệu
Chuẩn hóa ngày giao dịch; ghép theo lịch giao dịch chung của chín thị trường; loại bỏ các ngày thiếu quan sát do khác biệt về ngày nghỉ giao dịch, không nội suy hay chuyển tiếp giá.</td></tr>
<tr><td colspan="2">↓</td></tr>
<tr><td colspan="2">3. Tính lợi suất logarit
Chuyển chuỗi giá sang chuỗi lợi suất logarit r_t = ln(P_t/P_{t-1}) × 100 để tạo dữ liệu đầu vào thống nhất cho các bước ước lượng tiếp theo.</td></tr>
<tr><td colspan="2">↓</td></tr>
<tr><td colspan="2">4. Thống kê mô tả và kiểm định sơ bộ
Thống kê mô tả; kiểm định Jarque-Bera, ADF và ARCH-LM nhằm đánh giá đặc điểm phân phối, tính dừng và hiệu ứng ARCH của các chuỗi lợi suất.</td></tr>
<tr><td colspan="2">↓</td></tr>
<tr><td colspan="2">PHÂN NHÁNH PHƯƠNG PHÁP ƯỚC LƯỢNG</td></tr>
<tr><td>↓</td><td>↓</td></tr>
<tr><td>NHÁNH A. COPULA CÓ ĐIỀU KIỆN</td><td>NHÁNH B. DIEBOLD-YILMAZ (DY)</td></tr>
<tr><td>A1. Ước lượng GJR-GARCH
Mô hình hóa phân phối biên, cụm biến động và hiệu ứng bất đối xứng của từng chuỗi lợi suất.</td><td>B1. Xây dựng VaR 95%
Từ mô hình biên phù hợp của từng thị trường, xây dựng chín chuỗi VaR một ngày tại mức tin cậy 95%.</td></tr>
<tr><td>↓</td><td>↓</td></tr>
<tr><td>A2. Chuyển đổi xác suất (PIT)
Từ phân phối biên đã ước lượng, chuyển phần dư chuẩn hóa sang các biến xác suất phân phối đều U(0,1).</td><td>B2. Kiểm định tính dừng và ước lượng VAR
Kiểm định ADF; dùng mức với chuỗi I(0), sai phân bậc một với chuỗi I(1), rồi đưa chín biến vào hệ VAR tích hợp.</td></tr>
<tr><td>↓</td><td>↓</td></tr>
<tr><td>A3. Ước lượng Copula có điều kiện
Ghép cặp VNIndex với từng thị trường đối tác; lựa chọn họ Copula phù hợp và ước lượng tham số phụ thuộc có điều kiện.</td><td>B3. GFEVD và mức độ kết nối (connectedness)
Chuẩn hóa GFEVD theo hàng; tính TCI, FROM, TO, NET và NPS cho từng giai đoạn.</td></tr>
<tr><td>↓</td><td>↓</td></tr>
<tr><td>A4. Đo lường cấu trúc phụ thuộc
Phân tích Kendall’s τ, phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên; so sánh toàn bộ mẫu và ba giai đoạn 2015-2019, 2020-2022 và 2023-2025.</td><td>B4. Phân tích tĩnh và cửa sổ cuốn
So sánh ba giai đoạn và theo dõi NET động của VNIndex bằng cửa sổ cuốn.</td></tr>
<tr><td>↓</td><td>↓</td></tr>
<tr><td colspan="2">5. Tổng hợp kết quả, kết luận và hàm ý
Đối chiếu bằng chứng từ Copula có điều kiện và Diebold–Yilmaz; giải thích kết quả dưới góc độ kinh tế tài chính, đánh giá các giả thuyết nghiên cứu và đề xuất hàm ý chính sách, quản trị rủi ro và chiến lược danh mục.</td></tr>
</table>

Nguồn: Tác giả xây dựng.

Hình 3.1 cho thấy quy trình bắt đầu từ bộ dữ liệu giá chung, chuyển thành lợi suất logarit và triển khai theo hai nhánh. Nhánh Copula sử dụng mô hình biên và phép biến đổi tích phân xác suất để ước lượng cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với từng

thị trường đối tác; kết quả tập trung vào mức độ phụ thuộc, tính bất đối xứng và phụ thuộc đuôi.

Đối với nhánh Diebold–Yilmaz, lợi suất được dùng để ước lượng mô hình biên và xây dựng chín chuỗi VaR một ngày ở mức tin cậy 95%. Sau kiểm định và xử lý tính dừng, các chuỗi VaR được đưa đồng thời vào hệ VAR tích hợp. GFEVD chuẩn hóa theo hàng là cơ sở tính TCI, FROM, TO, NET và NPS nhằm xác định mức độ kết nối, hướng lan tỏa và vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro.

Hai nhánh được đối chiếu ở bước thảo luận để cung cấp hai lớp bằng chứng bổ sung. Copula làm rõ cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi ở cấp độ từng cặp; Diebold–Yilmaz làm rõ cường độ và hướng lan tỏa rủi ro trong hệ thống nhiều thị trường. Kết quả được so sánh giữa ba giai đoạn trước COVID-19, COVID-19 và chuyển tiếp phục hồi, và sau COVID-19.

Tiêu chí đánh giá mô hình biên (ARMA và GJR-GARCH) được áp dụng thống nhất cho cả hai nhánh Copula và Diebold–Yilmaz, cụ thể gồm hai điều kiện đồng thời: (i) phần dư chuẩn hóa không còn tự tương quan đáng kể, được kiểm tra bằng kiểm định Ljung–Box tại các độ trễ phù hợp; và (ii) phần dư chuẩn hóa không còn hiệu ứng ARCH chưa được xử lý, được kiểm tra bằng kiểm định ARCH-LM trên phần dư bình phương. Trong số các đặc tả thỏa mãn đồng thời hai điều kiện trên, mô hình có tiêu chí thông tin AIC nhỏ nhất được lựa chọn. Kết quả kiểm định ARCH ban đầu (Bảng 4.1) chỉ đóng vai trò sàng lọc để xác định nhóm đặc tả ứng viên (ARMA thuần túy hoặc ARMA–GJR-GARCH), không phải là căn cứ duy nhất quyết định việc chấp nhận mô hình cuối cùng.

TÓM TẮT CHƯƠNG 3

Chương 3 xây dựng khung phương pháp nghiên cứu nhằm phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán quốc tế, thị trường vàng quốc tế và thị trường năng lượng quốc tế trong giai đoạn 2015–2025. Dữ liệu được thu thập với tần suất ngày, đồng bộ theo lịch giao dịch chung của chín thị trường (loại bỏ các ngày thiếu quan sát, không nội suy giá) và chuyển đổi thành lợi suất logarit; do khác biệt về múi giờ và thời điểm đóng cửa, kết quả được diễn giải là mức độ kết nối ở tần suất ngày. Mẫu nghiên cứu được xem xét cho toàn bộ giai đoạn và ba giai đoạn trước COVID-19, COVID-19 và chuyển tiếp phục hồi, và sau COVID-19.

Về phương pháp, Copula có điều kiện kết hợp mô hình biên phù hợp được sử dụng để nhận diện phụ thuộc động, phi tuyến, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex với từng thị trường đối tác. Diebold–Yilmaz sử dụng các biểu diễn dừng của chín chuỗi VaR một ngày tại mức tin cậy 95% trong một hệ VAR tích hợp. Trên cơ sở GFEVD tổng quát, nghiên cứu tính TCI, FROM, TO, NET và NPS để xác định mức độ kết nối, hướng lan tỏa và vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro.

Hai nhánh không sử dụng kết quả Copula làm đầu vào cho DY. Chúng cùng dựa trên dữ liệu lợi suất và mô hình biên, nhưng sử dụng đầu ra khác nhau: phần dư chuẩn hóa cho Copula và VaR đơn biến 95% cho DY. Các kết quả chỉ được đối chiếu ở phần thảo luận. Khung phương pháp này là cơ sở đánh giá các giả thuyết và trình bày kết quả thực nghiệm tại Chương 4.

CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

Chương 4 trình bày kết quả thực nghiệm của luận án nhằm làm rõ cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế trong giai đoạn 2015-2025. Kết quả được trình bày theo hai hợp phần nghiên cứu chính gồm: (i) phân tích cấu trúc phụ thuộc bằng mô hình Copula có điều kiện; và (ii) phân tích lan tỏa rủi ro bằng phương pháp chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz (DY). Trên cơ sở đó, chương tiến hành đối chiếu với các giả thuyết nghiên cứu, cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước để rút ra các phát hiện thực nghiệm chủ yếu. Các bảng kết quả trong chương này và toàn bộ phụ lục được giữ nguyên định dạng số kết xuất từ phần mềm R, trong đó dấu chấm là dấu thập phân; phần diễn giải trong chính văn trình bày số liệu theo quy ước dấu phẩy thập phân của tiếng Việt.

4.1. THỐNG KÊ MÔ TẢ VÀ PHÂN TÍCH TƯƠNG QUAN

4.1.1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Bảng 4.1: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình Copula có điều kiện

Tài sản	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU	WTI
Trước COVID-19									
Số quan sát	1035	1035	1035	1035	1035	1035	1035	1035	1035
Trung bình	0.055	0.045	-0.009	0.030	0.013	-0.003	0.025	0.024	0.018
SD	1.087	0.911	1.654	1.324	0.882	0.849	0.968	0.769	2.273
JB (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ADF (p-value)	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
ARCH(2) (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.752	0.190	0.158	0.748	0.000
Trong COVID-19									
Số quan sát	500	500	500	500	500	500	500	500	500
Trung bình	0.009	0.036	0.002	0.020	0.003	0.002	0.031	0.023	-0.257
SD	1.967	2.099	1.418	1.914	2.071	1.170	1.829	0.992	3.781

JB (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ADF (p-value)	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
ARCH(2) (p-value)	1.000	0.019	0.990	0.989	0.989	0.000	0.996	0.000	0.000
Sau COVID-19									
Số quan sát	578	578	578	578	578	578	578	578	578
Trung bình	0.090	0.099	0.042	0.110	0.097	0.057	0.115	0.106	-0.063
SD	1.317	1.116	1.137	1.551	1.330	0.924	1.440	1.004	1.882
JB (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ADF (p-value)	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
ARCH(2) (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.004	0.220

Nguồn: Tác giả tính toán và ước lượng

Ghi chú:
*** biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%.
ADF là kiểm định đơn vị gốc Augmented Dickey-Fuller.
ARCH(2) kiểm định hiệu ứng phương sai thay đổi bậc 2.

Bảng 4.1 trình bày các đặc trưng thống kê của chuỗi lợi suất đối với 9 tài sản nghiên cứu qua ba giai đoạn: trước COVID-19 (1.035 quan sát), trong COVID-19 (500 quan sát) và sau COVID-19 (578 quan sát).

Về giá trị trung bình. Lợi suất trung bình của hầu hết các tài sản đều dương và có xu hướng tăng dần qua các giai đoạn, đặc biệt ở giai đoạn hậu COVID-19 khi VNIndex (0,090), S&P 500 (0,099), Nikkei 225 (0,110) và TWII (0,115) ghi nhận mức tăng trưởng lợi suất trung bình cao nhất trong toàn mẫu, phản ánh quá trình phục hồi và tăng trưởng của các thị trường sau cú sốc đại dịch. Đáng chú ý, WTI là tài sản duy nhất có lợi suất trung bình âm trong cả giai đoạn COVID-19 (-0,257) và hậu COVID-19 (-0,063), cho thấy thị trường dầu thô chịu tác động tiêu cực kéo dài, phù hợp với cú sốc cầu năng lượng sụt giảm mạnh trong giai đoạn phong tỏa và biến động địa chính trị và nguồn cung sau đó.

Về độ biến động. Độ lệch chuẩn của lợi suất tăng mạnh trong giai đoạn COVID-19 so với trước đại dịch ở hầu hết các thị trường, với KOSPI (gấp 2,35 lần), S&P 500 (gấp 2,30 lần), TWII (gấp 1,89 lần) và VNIndex (gấp 1,81 lần) là những thị trường chịu cú sốc biến động rõ rệt nhất, điều này chỉ ra rằng đây là các thị trường nhạy cảm cao với cú sốc bất định toàn cầu. Ngược lại, SSEC là trường hợp ngoại lệ khi độ biến động trong giai đoạn COVID-19 thấp hơn cả giai đoạn trước đó (tỷ lệ 0,86), có thể được lý giải bởi các biện pháp kiểm soát vốn và can thiệp hành chính chặt chẽ của Trung Quốc đối với thị trường chứng khoán nội địa. WTI vẫn duy trì độ biến động cao nhất tuyệt đối trong cả ba giai đoạn (1,087-3,781), phản ánh đặc tính vốn có của thị trường hàng hóa năng lượng. Sang giai đoạn hậu COVID-19, độ biến động có xu hướng hạ nhiệt so với đỉnh điểm đại dịch nhưng vẫn cao hơn mức trước đại dịch ở phần lớn tài sản (ngoại trừ WTI và SSEC), cho thấy thị trường chưa hoàn toàn trở về trạng thái ổn định ban đầu sau các cú sốc hệ thống lớn.

Về phân phối và tính dừng**.** Kiểm định Jarque-Bera cho giá trị p = 0,000 ở tất cả các tài sản trong cả ba giai đoạn, bác bỏ giả thuyết phân phối chuẩn, hàm ý các chuỗi lợi suất đều thể hiện đặc tính đuôi dày (fat tail) và độ lệch (skewness), đây là đặc điểm điển hình của dữ liệu tài chính tần suất cao đây chính là cơ sở quan trọng biện minh cho việc lựa chọn phân phối student-t hoặc skewed-t trong mô hình GJR-GARCH thay vì phân phối chuẩn. Kiểm định nghiệm đơn vị ADF cho p-value = 0,01 (bác bỏ H0 ở mức ý nghĩa thông thường) ở tất cả chuỗi và cả ba giai đoạn, khẳng định các chuỗi lợi suất đều dừng ở bậc gốc I(0), đáp ứng điều kiện tiên quyết để thực hiện các kỹ thuật phân tích dành cho dữ liệu chuỗi thời gian.

Kết quả kiểm định ARCH(2) tại Bảng 4.1 cho thấy sự phân hóa rõ rệt về đặc tính phương sai có điều kiện giữa các tài sản và giữa ba giai đoạn nghiên cứu, qua đó cung cấp cơ sở thực nghiệm để luận án lựa chọn mô hình phù hợp cho từng hàm phân phối biên trong khung phân tích Copula.

Trước COVID-19, kiểm định ARCH(2) bác bỏ giả thuyết H0 (phương sai sai số không đổi) với p-value = 0,000 đối với VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225 và

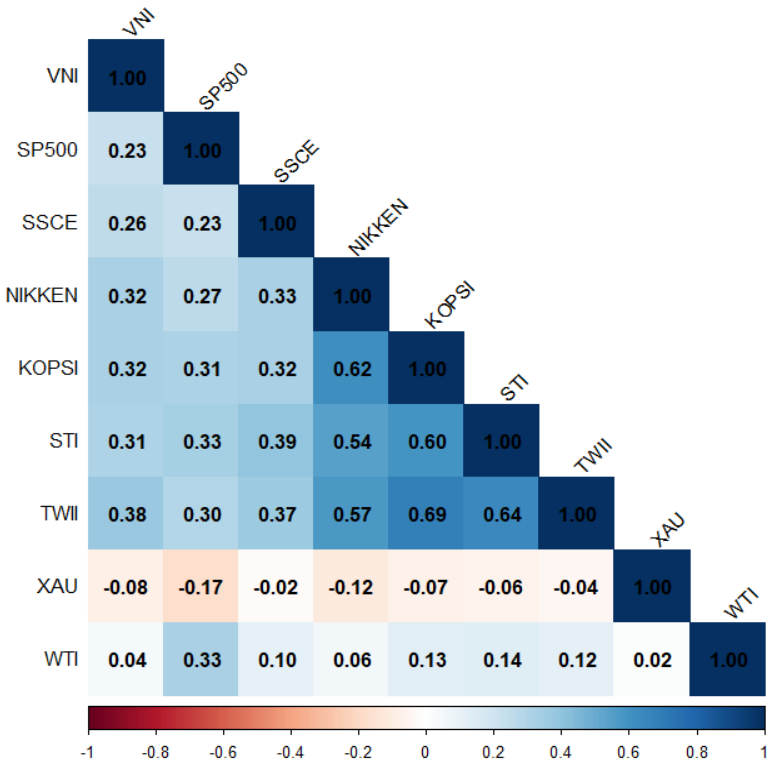
WTI, cho thấy các chuỗi lợi suất này tồn tại hiệu ứng ARCH, tức phương sai có điều kiện phụ thuộc vào các cú sốc trong quá khứ. Do đó, luận án sử dụng mô hình GJR-GARCH để mô tả hàm phân phối biên cho nhóm tài sản này, nhằm nắm bắt đồng thời tính phân cụm biến động và hiệu ứng đòn bẩy bất đối xứng, hiện tượng cú sốc tiêu cực làm gia tăng biến động mạnh hơn so với cú sốc tích cực cùng độ lớn. Ngược lại, KOSPI, STI, TWII và XAU có p-value lần lượt là 0,752; 0,190; 0,158 và 0,748, đều lớn hơn mức ý nghĩa 5%, nên chưa đủ cơ sở bác bỏ H0, hàm ý các chuỗi này không thể hiện hiệu ứng ARCH có ý nghĩa thống kê trong giai đoạn trước đại dịch. Đối với nhóm tài sản này, luận án sử dụng mô hình ARMA thông thường để mô tả hàm phân phối biên, do phương sai sai số được xem là ổn định và không cần thiết phải hiệu chỉnh bằng cấu trúc GARCH.

Trong giai đoạn COVID-19, phạm vi các chuỗi không thể hiện hiệu ứng ARCH mở rộng đáng kể, bao gồm VNIndex, SSEC, Nikkei 225, KOSPI và TWII (p-value dao động từ 0,989 đến 1,000), trong khi chỉ còn S&P 500, STI, XAU và WTI ghi nhận hiệu ứng ARCH có ý nghĩa thống kê (p-value = 0,019; 0,000; 0,000; 0,000). Kết quả này phần nào phản ánh đặc thù của cú sốc COVID-19, một cú sốc mang tính bùng phát đột ngột (jump-type shock) tác động đồng loạt lên nhiều thị trường, khiến biến động tăng vọt tức thời nhưng chưa hình thành rõ cấu trúc tự tương quan bậc thấp trong phương sai có điều kiện. Tương ứng, luận án áp dụng GJR-GARCH cho nhóm S&P 500, STI, XAU, WTI và ARMA thông thường cho nhóm VNIndex, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, TWII trong giai đoạn này.

Sau COVID-19, hiệu ứng ARCH quay trở lại rõ rệt ở hầu hết các tài sản, với p-value = 0,000 (VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI và TWII), 0,001 (STI) và 0,004 (XAU), cho thấy phương sai có điều kiện của các thị trường đã tái lập tính phụ thuộc vào cú sốc quá khứ sau giai đoạn phục hồi. Riêng WTI có p-value = 0,220, không bác bỏ H0, hàm ý biến động của giá dầu trong giai đoạn hậu đại dịch đã ổn định trở lại. Do đó, luận án sử dụng GJR-GARCH cho toàn bộ các tài sản còn lại và ARMA thông thường riêng cho WTI trong giai đoạn này.

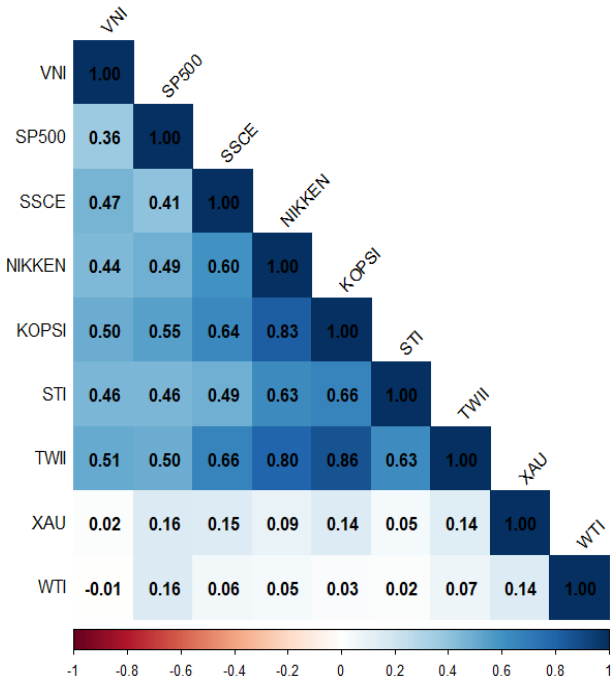
Việc phân loại mô hình theo kết quả kiểm định ARCH(2), thay vì áp đặt một cấu trúc GJR-GARCH đồng nhất cho toàn bộ chuỗi, giúp đặc tả hàm biên phù hợp hơn với đặc điểm của từng tài sản và từng giai đoạn. Sự thay đổi của hiệu ứng ARCH qua ba giai đoạn cũng cho thấy động học phương sai có điều kiện không ổn định theo thời gian, qua đó củng cố sự cần thiết của việc mô hình hóa phương sai có điều kiện bằng GJR-GARCH cho từng giai đoạn.

4.1.2. Phân tích tương quan



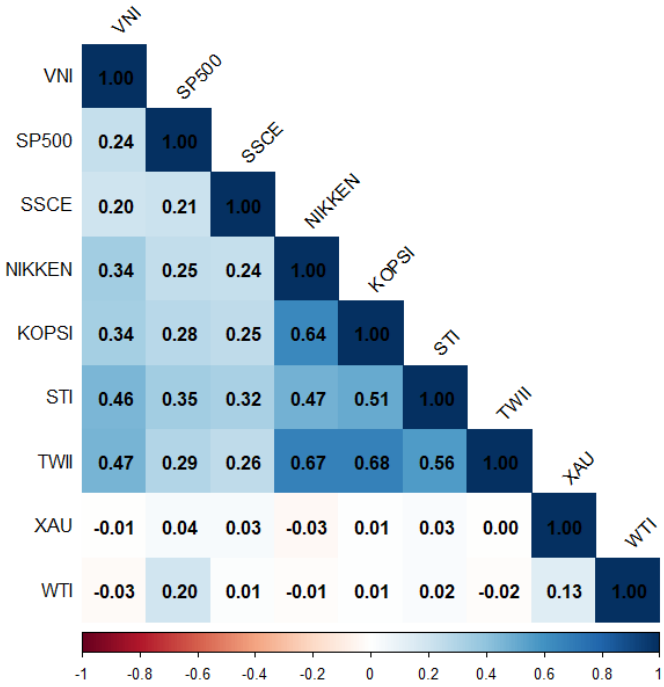
Hình 4.1: Ma trận tương quan các biến trong mô hình copula có điều kiện giai đoạn trước COVID-19

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.



Hình 4.2: Ma trận tương quan các biến trong mô hình copula có điều kiện giai đoạn trong COVID-19

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.



Hình 4.3: Ma trận tương quan các biến trong mô hình copula có điều kiện giai đoạn sau COVID-19

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Hình 4.1, 4.2 và 4.3 cho thấy hệ số tương quan giữa VNIndex và các thị trường đối tác thay đổi theo ba giai đoạn nghiên cứu. Tương quan nhìn chung gia tăng trong giai đoạn COVID-19 ở nhiều cặp thị trường, sau đó giảm hoặc tái cấu trúc trong giai đoạn sau COVID-19. Kết quả này cho thấy mối liên hệ tuyến tính giữa các thị trường không ổn định theo thời gian và cung cấp bằng chứng mô tả ban đầu cho việc tiếp tục sử dụng Copula có điều kiện nhằm phân tích cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi. Tuy nhiên, bản thân ma trận tương quan Pearson không đủ để kết luận về tính phi tuyến, quan hệ nhân quả hoặc hiện tượng lây lan tài chính.

Bảng 4.2: Bảng tổng hợp tương quan VNIndex với các thị trường

Chỉ số	**Trước** COVID-19	**Trong** COVID-19	**Sau** COVID-19	**Xu hướng**
TWII	0,38	0,51	0,47	Tăng bền vững
STI	0,31	0,46	0,46	Tăng bền vững, không đảo chiều
KOSPI	0,32	0,50	0,34	Tăng đột biến rồi hồi về gần mức nền
Nikkei 225	0,32	0,44	0,34	Tăng đột biến rồi hồi về gần mức nền
S&P 500	0,23	0,36	0,24	Tăng đột biến rồi hồi về gần mức nền
SSEC	0,26	0,47	0,20	Tăng mạnh rồi giảm xuống dưới mức nền
XAU	-0,08	0,02	-0,01	Đảo chiều tạm thời rồi gần trung tính
WTI	0,04	-0,01	-0,03	Suy yếu dần, luôn ở mức thấp

Nguồn: Tác giả tính toán và ước lượng

Trước đại dịch, VNIndex thể hiện đặc trưng của một thị trường cận biên tương đối phân mảnh**.** Hệ số tương quan giữa VNIndex và nhóm 6 thị trường chứng khoán còn lại chỉ đạt trung bình 0,303, dao động trong khoảng hẹp 0,23-0,38, trong khi tương quan với vàng âm nhẹ (-0,08) và với dầu gần như bằng không (0,04). Điều này phản ánh mức độ hội nhập tài chính quốc tế còn khiêm tốn của thị trường chứng khoán Việt Nam trong điều kiện bình thường, khi biến động VNIndex chủ yếu được chi phối bởi các yếu tố nội tại như dòng vốn khối ngoại hay các chính sách vĩ mô trong nước hơn là bởi lan tỏa từ bên ngoài.

Trong giai đoạn COVID-19, tương quan trung bình giữa VNIndex và nhóm thị trường chứng khoán tăng lên khoảng 0,457, cao hơn khoảng 0,154 so với trước đại dịch. Mức tăng đáng chú ý xuất hiện ở cặp VNIndex-SSEC, từ 0,26 lên 0,47, và VNIndex-KOSPI, từ 0,32 lên 0,50. Kết quả cho thấy mức độ đồng biến động tuyến tính của

VNIndex với nhiều thị trường chứng khoán quốc tế gia tăng trong giai đoạn bất ổn. Tuy nhiên, đây là bằng chứng tương quan mô tả, chưa đủ để xác lập quan hệ nhân quả hoặc kết luận về hiện tượng lây lan tài chính.

Sau đại dịch, VNIndex bộc lộ sự phân hóa rõ rệt trong quan hệ với từng thị trường, đây là phát hiện khá quan trọng nhất. Thay vì tương quan đồng loạt quay về mức nền, dữ liệu cho thấy hai nhóm xu hướng khác biệt:

Nhóm duy trì liên kết cao bền vững (VNIndex-STI và VNIndex-TWII): hệ số tương quan gần như không suy giảm so với đỉnh điểm đại dịch (STI giữ nguyên 0,46; TWII chỉ giảm nhẹ từ 0,51 xuống 0,47), và vẫn cao hơn đáng kể so với mức trước dịch. Điều này gợi ý rằng đại dịch đã đóng vai trò như một "cú hích cấu trúc" làm thiết lập mức độ hội nhập mới, cao hơn và ổn định hơn giữa VNIndex với hai thị trường Singapore và Đài Loan, có thể lý giải bởi sự gia tăng dòng vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài luân chuyển trong khối ASEAN và các nền kinh tế công nghệ Đông Á vào Việt Nam hậu đại dịch.

Nhóm hồi phục về gần mức trước COVID-19 (VNIndex-S&P 500, VNIndex-Nikkei, VNIndex-KOSPI): tương quan giảm gần hết mức tăng đột biến trong đại dịch, trở về sát vùng giá trị ban đầu, cho thấy mối liên kết gia tăng với các thị trường này trong giai đoạn khủng hoảng chủ yếu mang tính tạm thời.

Trường hợp đặc biệt VNIndex-SSEC**:** không chỉ hồi phục mà còn giảm xuống dưới cả mức trước dịch (0,20 so với 0,26), cho thấy mối liên kết giữa VNIndex và thị trường Trung Quốc suy yếu tương đối trong giai đoạn hậu đại dịch, khả năng phản ánh việc dòng vốn đầu tư quốc tế có xu hướng dịch chuyển từ Trung Quốc sang các thị trường mới nổi khác bao gồm Việt Nam, khiến hai thị trường vận động ngày càng độc lập hơn.

Đối với XAU và WTI, tương quan với VNIndex duy trì ở mức thấp và thay đổi dấu qua các giai đoạn. Tương quan VNIndex-XAU lần lượt xấp xỉ -0,08; 0,02 và -0,01, trong khi tương quan VNIndex-WTI lần lượt khoảng 0,04; -0,01 và -0,03. Kết quả này gợi ý tiềm năng đa dạng hóa danh mục, nhưng chưa đủ để khẳng định vai trò trú

ẩn an toàn hoặc tính độc lập hoàn toàn; các kết luận đó cần được xem xét cùng kết quả phụ thuộc đuôi Copula và lan tỏa rủi ro Diebold-Yilmaz.

4.2. KẾT QUẢ MÔ HÌNH COPULA CÓ ĐIỀU KIỆN

Phần này trình bày kết quả ước lượng của khung mô hình Copula có điều kiện. Trước hết, các mô hình biên được ước lượng nhằm xử lý đặc điểm tự tương quan, phương sai thay đổi theo thời gian và phản ứng bất đối xứng của chuỗi lợi suất. Phần dư chuẩn hóa thu được từ các mô hình biên sau đó được sử dụng làm đầu vào cho bước ước lượng cấu trúc phụ thuộc Copula. Cách tiếp cận này bảo đảm rằng quan hệ phụ thuộc giữa VNIndex và các thị trường chứng khoán quốc tế được xem xét sau khi đã kiểm soát động học riêng của từng chuỗi lợi suất.

4.2.1. Kết quả mô hình biên

Đối với từng chuỗi lợi suất và từng giai đoạn nghiên cứu, phương trình trung bình được đặc tả theo cấu hình ARMA phù hợp, trong khi phương trình phương sai có điều kiện được ước lượng bằng mô hình GJR-GARCH. Cấu hình tối ưu được lựa chọn theo tiêu chí lựa chọn mô hình đã trình bày tại Chương 3, kết quả được tách thành Bảng 4.3 đối với giai đoạn trước COVID-19, Bảng 4.5 đối với giai đoạn trong COVID-19 và Bảng 4.7 đối với sau giai đoạn COVID-19.

Bảng 4.3: Kết quả ước lượng mô hình GJR-GARCH giai đoạn trước COVID-19 (NHÓM CÓ HIỆU ỨNG ARCH(2))

Tài sản	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	WTI
Mô hình	ARMA(2,2)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(1,1)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(2,2)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(1,1)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(2,2)-GJR-GARCH (1,1)
Phân phối	std	sstd	std	sstd	sstd
μ (mu)	0.0655**	0.0586***	0.0488*	0.0351*	0.0028
ω (omega)	0.0530**	0.0515***	0.0106*	0.1713***	0.0705*
α_1 (alpha)	0.0281	0	0.0583***	0	0.0246
β_1 (beta)	0.8451***	0.7582***	0.9297***	0.7334***	0.9102***
γ (đòn bẩy)	0.1630***	0.3436***	0.0222	0.3891***	0.1006***
Shape (ν)	5.2257***	4.5735***	3.6518***	3.7894***	10.5267***
Log-Likelihood	-1398.1	-1131.2	-1638.4	-1561.5	-2198.1

AIC	2.7209	2.2032	3.1853	3.0348	4.2687
BIC	2.7686	2.2462	3.2331	3.0777	4.3212

Bảng 4.4: Kết quả ước lượng mô hình ARMA THUẦN TÚY (NHÓM KHÔNG CÓ ARCH(2))

Tài sản	KOSPI	STI	TWII	XAU
Mô hình	ARMA(0,0)	ARMA(2,2)	ARMA(2,2)	ARMA(0,1)
Phân phối	std	std	std	std
Hằng số (μ)	0.0133	-0.0072	0.0241	0.0237
AR(1)	-	-0.1933***	-0.0109	-
AR(2)	-	-0.9227***	0.5422	-
MA(1)	-	0.2105***	-0.0118	-0.0740**
MA(2)	-	0.9555***	-0.572	-
Sigma (σ)	0.8816	0.8452	0.9666	0.7673
Shape (ν)	3.3561	3.8609	3.2857	5.7949
Log-Likelihood	-1337.6	-1294.2	-1433	-1193.9
AIC	2.5886	2.5124	2.7806	2.3129
BIC	2.5982	2.541	2.8092	2.3272

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

****: p-value < 0.01 (Ý nghĩa thống kê 1%);**: p-value < 0.05 (Ý nghĩa thống kê 5%);*: p-value < 0.1 (Ý nghĩa thống kê 10%)*

Bảng 4.3 và 4.4 trình bày kết quả ước lượng mô hình phân phối biên cho 9 tài sản trong giai đoạn trước COVID-19, được phân nhóm theo kết quả kiểm định ARCH(2) đã thảo luận ở Bảng 4.1: nhóm có hiệu ứng ARCH (VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, WTI) được mô hình hóa bằng ARMA-GJR-GARCH (1,1), trong khi nhóm không có hiệu ứng ARCH (KOSPI, STI, TWII, XAU) được mô hình hóa bằng ARMA thuần túy.

Nhóm ARMA-GJR-GARCH (1,1)

Về tính bất đối xứng (hiệu ứng đòn bẩy). Hệ số γ (gamma) dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% đối với hầu hết các tài sản, xác nhận sự hiện diện rõ nét của hiệu ứng đòn bẩy, cú sốc tiêu cực làm gia tăng biến động có điều kiện mạnh hơn so với cú sốc tích cực cùng độ lớn. Mức độ bất đối xứng khác biệt đáng kể giữa các thị trường: Nikkei 225 (γ = 0,3891) và S&P 500 (γ = 0,3436) thể hiện hiệu ứng đòn bẩy mạnh nhất, phù hợp với đặc trưng của các thị trường phát triển nơi nhà đầu tư tổ chức phản ứng nhạy và bất đối xứng trước tin xấu. VNIndex có γ = 0,1630 (p<0,01), cho thấy hiệu ứng đòn bẩy tồn tại nhưng ở mức độ vừa phải so với hai thị trường phát triển

trên. Đáng chú ý, hệ số α (ARCH) của cả S&P 500 và Nikkei 225 bằng 0, hàm ý toàn bộ phản ứng của phương sai điều kiện trước cú sốc thị trường ở hai chỉ số này đến từ thành phần bất đối xứng (γ) chứ không phải từ thành phần đối xứng (α), một đặc điểm khá đặc trưng, cho thấy biến động của hai thị trường này gần như hoàn toàn được dẫn dắt bởi tin xấu hơn là biến động chung.

Riêng SSEC có γ = 0,0222 và không có ý nghĩa thống kê, cho thấy hiệu ứng đòn bẩy không rõ ràng đối với thị trường Trung Quốc trong giai đoạn này, phản ánh đặc thù cơ chế can thiệp hành chính và cấu trúc nhà đầu tư cá nhân chiếm ưu thế tại SSEC làm suy yếu cơ chế truyền dẫn tâm lý bất đối xứng thường thấy ở các thị trường vận hành theo cơ chế thị trường tự do.

Về mức độ kéo dài của biến động. Tổng α + β + 0,5γ đạt mức rất cao ở tất cả các tài sản, dao động từ 0,928 (Nikkei 225) đến 0,999 (SSEC), cho thấy các cú sốc biến động có độ bền rất lớn và suy giảm chậm theo thời gian, đặc điểm điển hình của dữ liệu tài chính tần suất cao. Đặc biệt, SSEC gần chạm ngưỡng đơn vị (0,999), báo hiệu tính dai dẳng gần như tối đa, phù hợp với hiện tượng biến động kéo dài đã quan sát được trong bảng thống kê mô tả.

Về phân phối phần dư và độ dày đuôi**.** Hệ số shape (bậc tự do ν) của phân phối student-t/skewed student-t dao động từ 3,65 (SSEC) đến 10,53 (WTI). Giá trị ν càng nhỏ phản ánh đuôi phân phối càng dày, SSEC và Nikkei 225 (ν ≈ 3,65-3,79) có đuôi dày nhất trong nhóm, hàm ý rằng xác suất xảy ra biến động cực đoan cao hơn. Việc lựa chọn phân phối sstd (skewed student-t) cho S&P 500, Nikkei 225 và WTI, thay vì std đối xứng như VNIndex và SSEC, cho thấy các thị trường này còn thể hiện độ lệch (skewness) đáng kể trong phân phối lợi suất chuẩn hóa.

Về độ phù hợp mô hình. Log-likelihood và các tiêu chí thông tin AIC/BIC cho thấy mô hình phù hợp tốt với dữ liệu, với WTI có log-likelihood âm lớn nhất về giá trị tuyệt đối (-2198,1) tương ứng AIC cao nhất (4,2687), phần nào phản ánh độ biến động lớn và đặc thù riêng của thị trường dầu thô.

Nhóm ARMA thuần túy (không hiệu ứng ARCH)

Đối với KOSPI, STI, TWII và XAU, do không có bằng chứng bác bỏ giả thuyết phương sai không đổi (kiểm định ARCH(2) không có ý nghĩa thống kê), luận án áp dụng mô hình ARMA thuần túy với phương sai không đổi, tránh việc ước lượng thừa tham số GARCH không cần thiết. XAU với đặc tả ARMA(0,1) đơn giản và hệ số MA(1) = -0,0740 ($p<0,05$) cho thấy cấu trúc tự tương quan bậc thấp nhẹ trong lợi suất vàng. Về phân phối, cả 4 tài sản đều sử dụng phân phối std (student-t đối xứng) với hệ số shape từ 2,79 (TWII) đến 5,79 (XAU) - XAU có đuôi mỏng nhất trong nhóm này, phù hợp với đặc tính ổn định tương đối của kim loại quý so với các chỉ số chứng khoán.

Riêng đối với KOSPI, kết quả ước lượng ARMA(2,2) - bậc được lựa chọn tự động theo tiêu chí AIC - ghi nhận sai số chuẩn (standard error) của hai hệ số ar2 và ma2 nhận giá trị NaN (Estimate: ar1 = -0,8294, ar2 = -0,9074, ma1 = 0,8716, ma2 = 0,9760), trong khi ar1 và ma1 vẫn có sai số chuẩn và ý nghĩa thống kê bình thường ($p < 0,001$). Kiểm tra nghiệm của đa thức AR và MA cho thấy nguyên nhân: nghiệm đa thức AR (-0,457 ± 0,945i, mô-đun ≈ 1,050) và nghiệm đa thức MA (-0,447 ± 0,908i, mô-đun ≈ 1,012) gần như trùng nhau (khoảng cách chỉ 0,038) và đều nằm rất sát vòng tròn đơn vị. Đây là hiện tượng nghiệm AR-MA gần triệt tiêu lẫn nhau (near root cancellation), một nguyên nhân phổ biến khiến mô hình ARMA trở nên thừa tham số về mặt nhận dạng thống kê, làm ma trận Hessian dùng để tính sai số chuẩn gần suy biến (near-singular) và cho kết quả NaN, dù ước lượng điểm (point estimate) của các hệ số vẫn hội tụ. Do đó, các kiểm định ý nghĩa thống kê riêng lẻ cho ar2 và ma2 của KOSPI trong giai đoạn này không thể thực hiện và cần được xem là một giới hạn kỹ thuật của mô hình biên. Tuy nhiên, các kiểm định chẩn đoán trên phần dư chuẩn hóa của mô hình này (Ljung-Box p = 0,9971 và ARCH-LM p = 0,9999, chi tiết tại Phụ lục 3) đều đạt yêu cầu, cho thấy phần dư chuẩn hóa dùng làm đầu vào cho bước ước lượng Copula và VaR phía sau vẫn đáng tin cậy về mặt thống kê, không bị ảnh hưởng trực tiếp bởi vấn đề sai số chuẩn nêu trên.

Bảng 4.5: Kết quả ước lượng mô hình GJR-GARCH giai đoạn trong COVID-19

Tài sản	S&P 500	STI	XAU	WTI
Mô hình	ARMA(2,1)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(2,2)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(1,2)-GJR-GARCH (1,1)	ARMA(1,2)-GJR-GARCH (1,1)
Phân phối	sstd	sstd	sstd	sstd
μ	0.0353	-0.0063	0.0214	0.0198
ω	0.0690**	0.0696*	0.0713	0.9762***
α_1	0	0	0.0585	0.0866
β_1	0.8008***	0.8366***	0.8724***	0.6659***
γ_1 (Đòn bẩy)	0.4242***	0.2179**	-0.0013	0.2480**
Shape (ν)	4.7522***	3.6193***	5.3602***	6.8465***
Log-Likelihood	-832.75	-625.7	-677.1	-1193.45
AIC	3.371	2.5468	2.7484	4.8138
BIC	3.4553	2.6395	2.8327	4.8981

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

****: p-value < 0.01 (Ý nghĩa thống kê 1%);**: p-value < 0.05 (Ý nghĩa thống kê 5%);*: p-value < 0.1 (Ý nghĩa thống kê 10%)*

Bảng 4.6: Kết quả ước lượng mô hình ARMA THUẦN TÚY (NHÓM KHÔNG CÓ ARCH(2))

Tài sản	VNIndex	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	TWII
Mô hình	ARMA(2,2)	ARMA(0,2)	ARMA(2,0)	ARMA(2,2)	ARMA(1, 0)
Phân phối	std	std	std	std	std
Hằng số (μ)	0.0099	0.0022	0.0194	0.005	0.0311
AR(1)	-0.0769*	-	0.0224	-0.8294***	0.0682
AR(2)	-0.9017***	-	0.0667	-0.9074	-
MA(1)	0.1343***	-0.0043	-	0.8716***	-
MA(2)	0.9399***	-0.0295	-	0.976	-
Sigma (σ)	1.9429	1.4173	1.9091	2.0439	1.8251
Shape (ν)	2.2398	3.4679	3.4372	3.5773	3.4424
Log-Likelihood	-1041.25	-883.34	-1032.28	-1066.87	-1009.78
AIC	4.189	3.5494	4.1451	4.2915	4.0511
BIC	4.2396	3.5831	4.1788	4.342	4.0764

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

****: p-value < 0.01 (Ý nghĩa thống kê 1%);**: p-value < 0.05 (Ý nghĩa thống kê 5%);*: p-value < 0.1 (Ý nghĩa thống kê 10%)*

Bảng 4.5 và 4.6 trình bày kết quả ước lượng mô hình phân phối biên trong giai đoạn đại dịch COVID-19. Đáng chú ý, cấu trúc phân nhóm mô hình đã thay đổi hoàn toàn so với giai đoạn trước dịch: chỉ còn 4 tài sản (S&P 500, STI, XAU, WTI) thể hiện hiệu ứng ARCH và được mô hình hóa bằng GJR-GARCH, trong khi 5 tài sản

còn lại (VNIndex, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, TWII), bao gồm cả VNIndex vốn có hiệu ứng ARCH rõ rệt trước dịch, chuyển sang nhóm ARMA thuần túy.

Nhóm ARMA-GJR-GARCH (1,1)

Bất đối xứng biến động tăng đáng kể ở S&P 500 và WTI**.** Hệ số γ của S&P 500 tăng từ 0,3436 (trước dịch) lên 0,4242 (trong dịch, $p<0,01$), còn WTI tăng mạnh từ 0,1006 lên 0,2480 ($p<0,05$), gần gấp 2,5 lần. Đây là bằng chứng thực nghiệm quan trọng cho thấy trong giai đoạn khủng hoảng, phản ứng bất đối xứng của thị trường trước tin xấu (sụt giảm giá) trở nên mạnh hơn đáng kể so với điều kiện bình thường, phù hợp với cơ chế tâm lý hoảng loạn và bán tháo đặc trưng của giai đoạn đầu đại dịch,đặc biệt đối với WTI, thị trường từng trải qua cú sốc giá âm lịch sử vào tháng 4/2020.

XAU mất hoàn toàn đặc tính đòn bẩy. Hệ số γ của vàng chuyển sang giá trị âm rất nhỏ và không có ý nghĩa thống kê (-0,0013), trong khi $\alpha = 0,0585$ ($p<0,1$) trở thành thành phần chính phản ánh phản ứng biến động. Điều này cho thấy trong giai đoạn COVID-19, biến động của vàng phản ứng đối xứng hơn trước các cú sốc tăng/giảm giá, khác biệt về bản chất so với cơ chế đòn bẩy thường thấy ở tài sản rủi ro, củng cố thêm bằng chứng (cùng chiều với kết quả tương quan Pearson đã phân tích) rằng vai trò và động thái biến động của vàng thay đổi tính chất trong giai đoạn khủng hoảng so với thời kỳ bình thường.

Độ dày đuôi phân phối gia tăng ở phần lớn tài sản**.** Hệ số shape (ν) của STI giảm còn 3,6193 thấp nhất trong nhóm, hàm ý đuôi phân phối dày hơn và xác suất biến động cực đoan cao hơn trong giai đoạn dịch.

Nhóm ARMA thuần túy

Năm thị trường châu Á (VNIndex, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, TWII) mất hiệu ứng ARCH trong đại dịch, trái ngược với nhóm thị trường phát triển/tài sản toàn cầu (S&P 500, STI, XAU, WTI) vẫn cần GJR-GARCH. Điều này không có nghĩa các thị trường châu Á ổn định hơn, do độ lệch chuẩn phần dư của chúng vẫn rất cao, mà phản ánh bản chất rủi ro đã thay đổi: từ biến động tích lũy dần theo cấu trúc GARCH sang

biến động bùng phát tức thời theo từng sự kiện chính sách (phong tỏa, kiểm soát dịch), khiến mô hình ARMA đơn giản đã đủ mô tả mà không cần thành phần GARCH. Điểm đáng chú ý nhất là VNIndex có shape thấp nhất (2,24) trong nhóm, có nghĩa đuôi phân phối rủi ro biến động cực đoan (tăng/giảm kịch biên độ) cao hơn hẳn, phản ánh đặc thù thanh khoản mỏng và tỷ trọng nhà đầu tư cá nhân lớn của một thị trường cận biên.

Bảng 4.7: Kết quả ước lượng mô hình GJR-GARCH giai đoạn sau COVID-19

sản	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU
Mô hình	ARMA(1,2)-GJR(1,1)	ARMA(0,2)-GJR(1,1)	ARMA(0,0)-GJR(1,1)	ARMA(1,2)-GJR(1,1)	ARMA(2,2)-GJR(1,1)	ARMA(2,2)-GJR(1,1)	ARMA(2,2)-GJR(1,1)	ARMA(2,2)-GJR(1,1)
Phân phối	sstd	sstd	std	std	std	sstd	sstd	std
μ	0.0964	0.0881***	0.0157	0.1126**	0.0949**	0.0860***	0.0961**	0.1200***
ω	0.1393**	0.0646***	0.3089**	0.5092***	0.0039	0	0.1747***	0.0622*
α_1	0	0	0.1133**	0.1108	0	0	0.0016	0.1668***
β_1	0.8168***	0.7997***	0.6195***	0.5545***	0.9953***	0.9990***	0.7854***	0.8471***
γ_1 (Đòn bẩy)	0.2272**	0.2571***	-0.0422	0.1467	0.0074	-0.0003	0.1918***	-0.1446**
Shape (v)	2.9684***	6.4926***	3.7197***	5.2053***	3.4273***	3.3393***	5.7006***	7.1035***
Log-Likelihood	-821.44	-727.86	-774.7	-959.94	-924.38	-593.18	-895.43	-774.66
AIC	2.8769	2.5497	2.7014	3.3527	3.2331	2.0906	3.1364	2.7151
BIC	2.9524	2.6176	2.7466	3.4206	3.3086	2.1736	3.2194	2.7905

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

****: p-value < 0.01 (Ý nghĩa thống kê 1%);**: p-value < 0.05 (Ý nghĩa thống kê 5%);*: p-value < 0.1 (Ý nghĩa thống kê 10%)*

Bảng 4.8: Kết quả ước lượng mô hình ARMA THUẦN TÚY (NHÓM KHÔNG CÓ ARCH(2))

Tài sản	**Mô hình**	**Phân phối**	**Hằng số (μ)**	**AR(1)**	**AR(2)**	**MA(1)**	**MA(2)**	**Sigma (σ)**	**Shape (v)**	**Log-Likelihood**	**AIC**	**BIC**
WTI	ARMA(1,1)	std	-0.0625	-0.9315***	-	0.8909***	-	1.8704	7.5059	-1181.61	4.1024	4.1326

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

****: p-value < 0.01 (Ý nghĩa thống kê 1%);**: p-value < 0.05 (Ý nghĩa thống kê 5%);*: p-value < 0.1 (Ý nghĩa thống kê 10%)*

Bảng 4.7 và 4.8 cho thấy sự thay đổi đáng kể trong cấu trúc phân nhóm mô hình: 8/9 tài sản (VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU) đều tái lập hiệu ứng ARCH và được mô hình hóa bằng GJR-GARCH, chỉ riêng WTI chuyển sang ARMA thuần túy gần như đảo ngược hoàn toàn cấu trúc phân nhóm của hai giai đoạn trước, phản ánh sự "bình thường hóa" cơ chế biến động của hầu hết thị trường chứng khoán sau đại dịch, ngoại trừ thị trường dầu.

Chỉ số VNIndex quay trở lại nhóm GJR-GARCH với hệ số $\gamma = 0,2272$ ($p<0,01$), cao hơn so với mức 0,1630 trước đại dịch, cho thấy hiệu ứng đòn bẩy, phản ứng biến động bất đối xứng trước tin xấu, không chỉ phục hồi mà còn mạnh hơn so với thời kỳ tiền COVID-19. Về ý nghĩa kinh tế, điều này hàm ý nhà đầu tư trên thị trường Việt Nam giai đoạn hậu đại dịch có xu hướng phản ứng nhạy cảm và bi quan hơn trước các cú sốc giảm giá, có thể phản ánh tâm lý thận trọng kéo dài sau các cú sốc lớn (như đợt điều chỉnh mạnh của VNIndex năm 2022). Hệ số shape (bậc tự do ν) của phân phối Student-t đối với VNIndex đạt 2,9684 trong giai đoạn hậu COVID-19, cải thiện so với mức 2,2398 trong giai đoạn đại dịch nhưng vẫn thấp hơn đáng kể so với mức 5,2257 trước đại dịch. Do bậc tự do và độ dày đuôi phân phối có quan hệ nghịch biến (ν càng nhỏ, đuôi càng dày), kết quả này cho thấy đuôi phân phối lợi suất VNIndex tuy đã thu hẹp phần nào so với đỉnh điểm đại dịch, nhưng vẫn dày hơn rõ rệt so với trạng thái tiền COVID-19, hàm ý rủi ro xảy ra biến động cực đoan ở thị trường Việt Nam chưa hoàn toàn trở về mức nền ban đầu.

Hệ số γ của XAU chuyển sang âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% (-0,1446), khác biệt hoàn toàn so với γ không có ý nghĩa trong giai đoạn dịch (-0,0013). Về ý nghĩa kinh tế, γ âm hàm ý biến động của vàng phản ứng mạnh hơn trước tin tốt (giá tăng) so với tin xấu, ngược hoàn toàn với cơ chế đòn bẩy thông thường của tài sản rủi ro. Đây là bằng chứng phù hợp với đặc tính "phi đối xứng ngược" (inverse leverage) thường được ghi nhận ở vàng. khi bất định vĩ mô gia tăng (ví dụ lo ngại lạm phát, căng thẳng địa chính trị hậu COVID-19 như xung đột Nga-Ukraine), dòng vốn đổ vào vàng như tài sản trú ẩn khiến biến động tăng vọt cùng chiều với đà tăng giá, củng

cố thêm vai trò phòng ngừa rủi ro của vàng trong bối cảnh kinh tế bất định kéo dài sau đại dịch.

Việc WTI không còn hiệu ứng ARCH và chuyển sang ARMA(1,1) thuần túy, trái ngược với vị thế "biến động nhất" của WTI trong cả hai giai đoạn trước, phản ánh việc thị trường dầu mỏ đã dần ổn định trở lại sau các cú sốc đặc thù (giá âm năm 2020, biến động do xung đột địa chính trị). Hệ số shape = 7,5059 cao hơn giai đoạn đại dịch (6,8465), cho thấy đuôi phân phối mỏng hơn, xác suất biến động cực đoan giảm, về mặt kinh tế, đây là tín hiệu tích cực cho thấy thị trường năng lượng toàn cầu đã tìm được điểm cân bằng cung-cầu ổn định hơn trong giai đoạn hậu đại dịch.

KOSPI và STI Hai thị trường này có hệ số β lần lượt đạt 0,9953 và 0,9990, cùng độ kéo dài (α+β+0,5γ) xấp xỉ 0,999, gần chạm ngưỡng đơn vị. Về ý nghĩa kinh tế, đây là dấu hiệu các cú sốc biến động ở Hàn Quốc và Singapore có độ bền rất cao, gần như không suy giảm theo thời gian trong giai đoạn hậu đại dịch, có thể phản ánh môi trường lãi suất cao kéo dài và bất định chính sách tiền tệ toàn cầu (thắt chặt của Fed) tạo ra trạng thái biến động kéo dài mang tính hệ thống hơn là các cú sốc đơn lẻ.

4.2.2. Kiểm định Kolmogorov-Smirnov (KS-test) cho phần dư chuẩn hóa

Để đảm bảo tính độc lập và kiểm tra mức độ phù hợp của các phân phối biên thu được từ mô hình GJR-GARCH trước khi tiến hành tìm hàm Copula, luận án tiến hành kiểm định Kolmogorov-Smirnov trên chuỗi phần dư chuẩn hóa.

Bảng 4.9: Kết quả kiểm định Kolmogorov-Smirnov

Tài sản	KS p-value Trước COVID-19	KS p-value Trong COVID-19	KS p-value Sau COVID-19	Kết luận
VNIndex	0.9628	0.8193	0.8585	Đạt - Biến đổi chuẩn
S&P 500	0.335	0.9198	0.858	Đạt - Biến đổi chuẩn
SSEC	0.79	0.9726	0.9955	Đạt - Biến đổi chuẩn
Nikkei 225	0.9928	0.9435	0.9938	Đạt - Biến đổi chuẩn
KOSPI	0.4601	0.9554	0.894	Đạt - Biến đổi chuẩn

STI	0.996	0.6713	0.9142	Đạt - Biến đổi chuẩn
TWII	0.8741	0.8781	0.9843	Đạt - Biến đổi chuẩn
XAU	0.8067	0.7988	0.9726	Đạt - Biến đổi chuẩn
WTI	0.9584	0.9602	0.5152	Đạt - Biến đổi chuẩn

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả

Kết quả thực nghiệm tại Bảng 4.9 cho thấy, xuyên suốt cả ba giai đoạn nghiên cứu, giá trị p-value của kiểm định KS tại tất cả 9 thị trường tài chính đều lớn hơn mức ý nghĩa 5%, kết luận này cho thấy chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết về sự phù hợp của các phân phối biên đã lựa chọn; đây là điều kiện cần, không phải bằng chứng khẳng định các mô hình biên là tối ưu tuyệt đối, để tiếp tục phân tích Copula ở bước tiếp theo.

4.2.3. Kết quả ước lượng mô hình Copula có điều kiện

Luận án xem xét hai nhóm Copula là Elliptical và Archimedean nhằm nhận diện các dạng cấu trúc phụ thuộc khác nhau giữa VNIndex và từng thị trường đối tác. Nhóm Elliptical gồm Gaussian và Student-t Copula, phù hợp với cấu trúc phụ thuộc đối xứng; trong đó Student-t Copula cho phép mô tả phụ thuộc đồng thời tại hai vùng đuôi. Nhóm Archimedean và các dạng xoay, sống sót mở rộng cho phép nhận diện phụ thuộc bất đối xứng, bao gồm trường hợp phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên có cường độ khác nhau. Việc trình bày song song hai nhóm mô hình giúp đánh giá kết quả trên cả phương diện phụ thuộc đối xứng và bất đối xứng.

Trong mỗi nhóm, mô hình phù hợp được lựa chọn theo tiêu chuẩn AIC. Các tham số Copula phản ánh dấu và cường độ phụ thuộc; hệ số λL và λU lần lượt biểu thị phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên. Các giá trị VaR đi kèm được sử dụng để lượng hóa ngưỡng tổn thất của từng cặp thị trường tại các mức tin cậy 90%, 95% và 99%. Kết quả được phân tích theo ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.

Khi diễn giải kết quả, luận án phân biệt cấu trúc phụ thuộc được ước lượng từ Copula với cơ chế lan tỏa rủi ro được lượng hóa riêng bằng phương pháp Diebold-Yilmaz.

Do đó, các tham số Copula được sử dụng để kết luận về mức độ, tính đối xứng và phụ thuộc đuôi giữa từng cặp thị trường, không được diễn giải trực tiếp như quan hệ nhân quả hay hướng truyền dẫn rủi ro.

Trên cơ sở đó, Bảng 4.10 trình bày kết quả Elliptical Copula, còn Bảng 4.12 trình bày kết quả Archimedean Copula. Sự khác biệt giữa hai bảng cung cấp bằng chứng bổ sung về khả năng thay đổi của cấu trúc phụ thuộc theo từng cặp thị trường và từng giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 4.10: Kết quả ước lượng họ Elliptical Copula

Cặp thị trường	Họ Copula tối ưu	AIC	Tham số 1 (par)	Tham số 2 (par2)	Đuôi dưới (λL)	Đuôi trên (λU)	VaR 90%	VaR 95%	VaR 99%
Giai đoạn trước COVID-19 (2015-2019)									
VNIndex/S&P 500	Family 2 (t-Copula)	-40.3545	0.1081	6.2223	0.0456	0.0456	-0.8128	-1.1152	-1.8772
VNIndex/SSEC	Family 2 (t-Copula)	-67.3516	0.2060	7.1851	0.0481	0.0481	-0.9817	-1.3547	-2.3479
VNIndex/Nikkei 225	Family 2 (t-Copula)	-89.7419	0.2470	7.1338	0.0570	0.0570	-0.9583	-1.3309	-2.3180
VNIndex/KOSPI	Family 2 (t-Copula)	-70.0168	0.2216	8.5973	0.0339	0.0339	-0.7664	-1.0609	-1.8246
VNIndex/STI	Family 2 (t-Copula)	-68.3287	0.1953	6.5029	0.0569	0.0569	-0.7674	-1.0516	-1.7767
VNIndex/TWII	Family 2 (t-Copula)	-116.2684	0.2739	5.5211	0.0983	0.0983	-0.7906	-1.1020	-1.9351
VNIndex/XAU	Family 2 (t-Copula)	-6.8148	-0.0705	15.0871	0.0005	0.0005	-0.6936	-0.9271	-1.4753
VNIndex/WTI	Family 2 (t-Copula)	-9.9414	0.0525	8.9658	0.0135	0.0135	-1.4573	-1.9551	-3.0487
Giai đoạn COVID-19 (2020-2022)									
VNIndex/S&P 500	Family 2 (t-Copula)	-11.7271	0.0936	8.8231	0.0174	0.0174	-1.3445	-1.9424	-3.7596
VNIndex/SSEC	Family 2 (t-Copula)	-47.8107	0.2574	6.5427	0.0699	0.0699	-1.1666	-1.7206	-3.5364
VNIndex/Nikkei 225	Family 2 (t-Copula)	-44.9996	0.2404	5.3121	0.0945	0.0945	-1.3486	-1.9623	-3.9280
VNIndex/KOSPI	Family 2 (t-Copula)	-67.6710	0.2865	4.2257	0.1469	0.1469	-1.3264	-1.9351	-3.9082
VNIndex/STI	Family 2 (t-Copula)	-39.4293	0.2185	5.6133	0.0808	0.0808	-1.0414	-1.5580	-3.2897
VNIndex/TWII	Family 2 (t-Copula)	-73.9285	0.2767	3.3679	0.1848	0.1848	-1.2612	-1.8616	-3.8431
VNIndex/XAU	Family 2 (t-Copula)	1.5035	-0.0225	14.2391	0.0011	0.0011	-1.0004	-1.4580	-2.9703
VNIndex/WTI	Family 2 (t-Copula)	1.0048	-0.0097	11.0598	0.0043	0.0043	-2.0089	-2.7967	-4.8370
Giai đoạn sau COVID-19 (2023-2025)									
VNIndex/S&P 500	Family 2 (t-Copula)	-19.7069	0.0814	5.2802	0.0584	0.0584	-0.9860	-1.4081	-2.6034

VNIndex/SSEC	Family 2 (t-Copula)	-21.1037	0.1525	7.4948	0.0354	0.0354	-0.9783	-1.4048	-2.6497
VNIndex/Nikkei 225	Family 2 (t-Copula)	-37.1878	0.2047	6.3416	0.0618	0.0618	-1.1574	-1.6309	-2.9443
VNIndex/KOSPI	Family 2 (t-Copula)	-39.7131	0.2175	6.2612	0.0662	0.0662	-1.1586	-1.6481	-3.0492
VNIndex/STI	Family 2 (t-Copula)	-29.7364	0.1451	6.1612	0.0532	0.0532	-0.8257	-1.2018	-2.3446
VNIndex/TWII	Family 2 (t-Copula)	-42.8006	0.2038	5.9399	0.0697	0.0697	-1.1649	-1.6550	-2.9957
VNIndex/XAU	Family 1 (Gaussian Copula)	0.2735	-0.0546	0.0000	0.0000	0.0000	-0.9326	-1.2921	-2.2746
VNIndex/WTI	Family 2 (t-Copula)	-4.4723	-0.0534	9.6865	0.0057	0.0057	-1.2879	-1.7665	-2.9827

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả

Bảng 4.10 cho thấy Student-t copula (Family 2) được lựa chọn tối ưu cho hầu như toàn bộ các cặp VNIndex-đối tác ở cả ba giai đoạn, ngoại trừ duy nhất cặp VNIndex-XAU giai đoạn hậu COVID-19 được mô tả tốt nhất bằng Gaussian copula (Family 1). Cho thấy việc Student-t copula áp đảo cho thấy cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex và hầu hết thị trường đối tác mang đặc tính đối xứng nhưng có phụ thuộc đồng thời tại cả hai đuôi phân phối - tức khi thị trường biến động cực đoan (dù tăng hay giảm mạnh), khả năng VNIndex biến động cùng chiều đều gia tăng so với điều kiện thông thường.

Hệ số tương quan copula (ρ) qua ba giai đoạn

Trước COVID-19, hệ số ρ giữa VNIndex và các đối tác dao động từ 0,1081 (S&P 500) đến 0,2739 (TWII), trong khi với XAU mang giá trị âm nhẹ (-0,0705), kết quả này nhất quán với ma trận tương quan Pearson đã phân tích trước đó, một lần nữa xác nhận vị thế tương đối phân mảnh của VNIndex trong điều kiện thị trường bình thường.

Trong giai đoạn COVID-19, ρ tăng ở một số cặp có tính khu vực, đặc biệt SSEC (từ 0,206 lên 0,257), KOSPI (từ 0,222 lên 0,287) và STI (từ 0,195 lên 0,219), nhưng giảm ở S&P 500, Nikkei 225 và WTI. Kết quả cho thấy sự thay đổi của mức phụ thuộc không đồng nhất giữa các cặp, với mức tăng nổi bật hơn ở một số thị trường

chứng khoán châu Á. Tuy nhiên, sự gia tăng của ρ không tự động đồng nghĩa với contagion nếu chưa có kiểm định phân biệt lây lan với phụ thuộc lẫn nhau.

Sau COVID-19, ρ có xu hướng giảm ở hầu hết các cặp so với hai giai đoạn trước, ngoại trừ XAU vốn duy trì giá trị âm nhẹ và gần như không đổi, đáng chú ý nhất là TWII giảm mạnh nhất (0,274 xuống 0,204, giảm 0,070) và WTI tiếp tục giảm sâu về vùng âm (-0,053). Điều này phần nào khác với kết quả từ ma trận Pearson (vốn cho thấy VNIndex-TWII và VNIndex-STI duy trì mức tương quan cao hậu COVID-19), điều này chỉ ra rằng tương quan tuyến tính toàn cục (Pearson) và tương quan phụ thuộc theo cấu trúc copula (vốn nhạy hơn với phần giữa phân phối kết hợp phân phối biên đã chuẩn hóa) có thể phản ánh các khía cạnh hơi khác nhau của mối quan hệ.

Phụ thuộc đuôi (λ) - bằng chứng về đồng biến động cực đoan

Vì đều dùng Student-t copula với tham số đối xứng, λ đuôi dưới bằng λ đuôi trên (λL = λU) ở tất cả các cặp. Diễn biến của λ qua ba giai đoạn là phát hiện tâm điểm, được tổng hợp tại Bảng 4.11:

Bảng 4.11: Kết quả hệ số phụ thuộc đuôi qua 3 giai đoạn đối với họ Elliptical Copula

Đối tác	λ trước COVID-19	λ trong COVID-19	λ sau COVID-19	Xu hướng
TWII	0,0983	0,1848	0,0697	Tăng mạnh rồi giảm dưới mức nền
KOSPI	0,0339	0,1469	0,0662	Tăng gấp 4,3 lần rồi hạ nhiệt nhưng vẫn cao hơn nền
Nikkei 225	0,0570	0,0945	0,0618	Tăng rồi gần về mức nền
SSEC	0,0481	0,0699	0,0354	Tăng nhẹ rồi giảm dưới mức nền

STI	0,0569	0,0808	0,0532	Tăng nhẹ rồi gần về mức nền
S&P 500	0,0456	0,0174	0,0584	Giảm trong dịch, tăng lại sau dịch
WTI	0,0135	0,0043	0,0057	Luôn ở mức rất thấp
XAU	0,0005	0,0011	0,0000	Gần như không tồn tại phụ thuộc đuôi

Nguồn: tác giả tổng hợp

TWII và KOSPI có λ tăng vọt trong giai đoạn COVID-19 (lần lượt đạt 0,1848 và 0,1469, cao nhất toàn bảng), cho thấy mức độ đồng biến động ở vùng đuôi giữa VNIndex với hai thị trường này tăng mạnh trong khủng hoảng, tức xác suất VNIndex cùng lao dốc (hoặc cùng tăng vọt) với TWII/KOSPI khi các thị trường này biến động cực đoan đã tăng gấp gần 2-4 lần so với điều kiện bình thường. Đây là bằng chứng định lượng về sự gia tăng mức độ kết nối ở vùng đuôi trong đại dịch, vượt xa những gì hệ số tương quan tuyến tính đơn thuần có thể phản ánh; tuy nhiên, mức độ đồng biến động cực đoan cao hơn chưa đủ để kết luận về rủi ro hệ thống (systemic risk) theo nghĩa chặt, vốn đòi hỏi các kiểm định chuyên biệt bổ sung.

XAU có mức phụ thuộc đuôi với VNIndex rất thấp trong cả ba giai đoạn; sau COVID-19, cặp VNIndex-XAU được mô tả bằng Gaussian Copula với $\rho = -0,0546$ và $\lambda L = \lambda U = 0$. Kết quả này cho thấy xác suất đồng biến động cực đoan giữa hai thị trường theo mô hình được ước lượng là thấp và hàm ý tiềm năng đa dạng hóa danh mục. Tuy nhiên, phụ thuộc đuôi thấp chưa đủ để khẳng định vàng là tài sản trú ẩn an toàn; kết luận này cần được đánh giá đồng thời với tương quan có điều kiện, hướng lan tỏa DY và một định nghĩa kiểm định trú ẩn an toàn cụ thể.

Giá trị VaR âm tại các mức tin cậy 90%, 95% và 99% nhìn chung tăng về độ lớn tuyệt đối trong giai đoạn COVID-19 so với trước dịch. Tại mức 99%, tỷ lệ gia tăng dao động từ khoảng 1,51 lần đối với SSEC đến 2,14 lần đối với KOSPI; S&P 500 và XAU cũng có VaR 99% tăng xấp xỉ gấp đôi. WTI có VaR 99% lớn nhất về độ lớn tuyệt đối

trước và trong COVID-19, lần lượt là -3,0487 và -4,8370; sau COVID-19, KOSPI có VaR 99% lớn hơn nhẹ WTI trong nhóm Elliptical, lần lượt là -3,0492 và -2,9827. Kết quả cho thấy thứ hạng rủi ro cực đoan thay đổi theo giai đoạn và cặp tài sản.

Sau COVID-19, VaR hạ nhiệt nhưng chưa hoàn toàn quay về mức tiền đại dịch như VaR99 của KOSPI vẫn ở mức -3,05 (so với -1,82 trước dịch) và của Nikkei 225 là -2,94 (so với -2,32 trước dịch), củng cố thêm luận điểm đã nêu ở phần phân tích phân phối biên rằng rủi ro thị trường hậu đại dịch đã thiết lập một mặt bằng cao hơn so với trạng thái tiền COVID-19, chứ không đơn thuần quay trở lại như cũ.

Kết quả về tham số phụ thuộc ρ, hệ số phụ thuộc đuôi λ và VaR cho thấy COVID-19 gắn với sự gia tăng phụ thuộc và rủi ro cực đoan ở một số cặp VNIndex với thị trường chứng khoán châu Á, nổi bật là TWII và KOSPI trong nhóm Elliptical. Đối với XAU, phụ thuộc đuôi duy trì ở mức rất thấp, qua đó gợi ý lợi ích đa dạng hóa; tuy nhiên, vai trò trú ẩn an toàn không được khẳng định chỉ từ kết quả này. Các kết quả tiếp theo từ Archimedean Copula được sử dụng để nhận diện rõ hơn tính bất đối xứng giữa đuôi dưới và đuôi trên.

Bảng 4.12: Kết quả ước lượng mô hình Archimedean Copula-GJR-GARCH

Cặp thị trường	Họ Copula tối ưu	AIC	Tham số 1 (par)	Tham số 2 (par2)	Đuôi dưới (λL)	Đuôi trên (λU)	VaR 90%	VaR 95%	VaR 99%
Giai đoạn trước COVID-19 (2015-2019)									
VNIndex/S&P 500	Family 19 (Survival BB7)	-37.8012	1.0840	0.0965	0.1045	0.0008	-0.8331	-1.1378	-1.9179
VNIndex/SSEC	Family 9 (BB7)	-71.7520	1.1033	0.2185	0.0419	0.1257	-1.0014	-1.3874	-2.4151
VNIndex/Nikkei 225	Family 9 (BB7)	-92.0693	1.1314	0.2507	0.0630	0.1547	-0.9726	-1.3597	-2.3853
VNIndex/KOSPI	Family 19 (Survival BB7)	-72.9779	1.1258	0.1947	0.1490	0.0285	-0.7645	-1.0590	-1.8573
VNIndex/STI	Family 9 (BB7)	-73.4801	1.0750	0.2463	0.0599	0.0944	-0.7906	-1.0912	-1.8586
VNIndex/TWII	Family 9 (BB7)	-112.4858	1.1882	0.2455	0.0594	0.2080	-0.8060	-1.1233	-1.9647
VNIndex/XAU	Family 26 (Rotated Joe 90°)	-11.4876	-1.0693	0.0000	0.0000	0.0000	-0.7007	-0.9297	-1.4494
VNIndex/WTI	Family 4 (Gumbel)	-3.2800	1.0429	0.0000	0.0000	0.0562	-1.4742	-1.9619	-2.9956
Giai đoạn COVID-19 (2020-2022)									
VNIndex/S&P 500	Family 19 (Survival BB7)	-11.9837	1.0656	0.1213	0.0835	0.0033	-1.3759	-1.9787	-3.8329
VNIndex/SSEC	Family 9 (BB7)	-51.1913	1.1639	0.2392	0.0551	0.1860	-1.1860	-1.7536	-3.6124
VNIndex/Nikkei 225	Family 19 (Survival BB7)	-42.9425	1.1837	0.1925	0.2040	0.0273	-1.3672	-1.9959	-4.0858
VNIndex/KOSPI	Family 9 (BB7)	-61.2352	1.1232	0.3400	0.1302	0.1465	-1.3716	-2.0123	-4.0806

VNIndex/STI	Family 9 (BB7)	-40.4482	1.0935	0.2622	0.0711	0.1151	-1.0695	-1.6082	-3.4016
VNIndex/TWII	Family 9 (BB7)	-64.2242	1.1828	0.3032	0.1017	0.2032	-1.3256	-1.9515	-3.9849
VNIndex/XAU	Family 26 (Rotated Joe 90°)	-0.9097	-1.0457	0.0000	0.0000	0.0000	-1.0027	-1.4463	-2.8834
VNIndex/WTI	Family 16 (Survival Joe)	0.0488	1.0387	0.0000	0.0510	0.0000	-2.0641	-2.8740	-4.9894
Giai đoạn sau COVID-19 (2023-2025)									
VNIndex/S&P 500	Family 14 (Survival Gumbel)	-12.7993	1.0568	0.0000	0.0731	0.0000	-1.0148	-1.4370	-2.6128
VNIndex/SSEC	Family 14 (Survival Gumbel)	-21.4295	1.1059	0.0000	0.1285	0.0000	-0.9890	-1.4266	-2.7310
VNIndex/Nikkei 225	Family 9 (BB7)	-40.2587	1.1844	0.1299	0.0048	0.2046	-1.1778	-1.6472	-2.9166
VNIndex/KOSPI	Family 19 (Survival BB7)	-38.8386	1.0708	0.2638	0.0896	0.0723	-1.1677	-1.6393	-2.9905
VNIndex/STI	Family 19 (Survival BB7)	-30.1132	1.0802	0.1668	0.1003	0.0157	-0.8407	-1.2160	-2.3658
VNIndex/TWII	Family 19 (Survival BB7)	-43.9920	1.1137	0.2180	0.1366	0.0416	-1.1806	-1.6675	-3.0317
VNIndex/XAU	Family 5 (Frank)	0.5766	-0.2946	0.0000	0.0000	0.0000	-0.9338	-1.2979	-2.2971
VNIndex/WTI	Family 23 (Rotated Clayton 90°)	-3.8695	-0.1011	0.0000	0.0000	0.0000	-1.2945	-1.7579	-2.9026

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả

Đây là kết quả quan trọng về mặt phương pháp. Các họ Copula Archimedean cùng những biến thể xoay và biến thể sống sót của chúng, gồm BB7, Survival BB7, Gumbel, Joe, Clayton xoay và Frank, cho phép hệ số phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên nhận giá trị khác nhau, nhờ đó nhận diện được tính bất đối xứng ở hai đuôi phân phối mà Student-t Copula ở phần trước không thể phát hiện do bị ràng buộc $\lambda L = \lambda U$.

Trong nhóm Archimedean, nhiều cặp VNIndex với các chỉ số chứng khoán được mô tả tốt bởi Family 9 (BB7/Joe-Clayton) hoặc Family 19 (Survival BB7), là các họ Copula cho phép λL và λU khác nhau. Kết quả lựa chọn trong nhóm này cho thấy cấu trúc phụ thuộc đuôi có thể bất đối xứng. Tuy nhiên, để kết luận một mô hình Archimedean tối ưu hơn Student-t Copula trên toàn bộ tập ứng viên, cần so sánh tiêu chí lựa chọn mô hình giữa tất cả các họ Copula trong cùng một quy trình lựa chọn thống nhất. Phần dưới đây thực hiện việc đối chiếu này bằng cách so sánh AIC của mô hình tối ưu trong từng họ theo từng cặp thị trường và từng giai đoạn.

Để đối chiếu trực tiếp hai họ trên cùng một tiêu chí, AIC của mô hình tối ưu trong từng họ tại Bảng 4.10 và Bảng 4.12 được so sánh theo từng cặp thị trường và từng giai đoạn. Trong tổng số 24 tổ hợp (8 cặp thị trường × 3 giai đoạn), mô hình Elliptical có AIC thấp hơn ở 10 tổ hợp, tương ứng khoảng 42%: trước COVID-19 là VNIndex–

S&P 500 (-40,35 so với -37,80); VNIndex–TWII (-116,27 so với -112,49); VNIndex–WTI (-9,94 so với -3,28); trong COVID-19 là VNIndex–Nikkei 225 (-45,00 so với -42,94); VNIndex–KOSPI (-67,67 so với -61,24); VNIndex–TWII (-73,93 so với -64,22); và sau COVID-19 là VNIndex–S&P 500 (-19,71 so với -12,80); VNIndex–KOSPI (-39,71 so với -38,84); VNIndex–XAU (0,27 so với 0,58); VNIndex–WTI (-4,47 so với -3,87). Ở 14 tổ hợp còn lại, mô hình Archimedean có AIC thấp hơn, trong đó chênh lệch rõ nhất thuộc về các cặp VNIndex–STI và VNIndex–XAU giai đoạn trước COVID-19. Cần lưu ý thêm rằng ở bảy tổ hợp, chênh lệch AIC giữa hai họ nhỏ hơn một điểm, nên việc lựa chọn giữa hai họ trong các trường hợp này không mang tính quyết định. Đối với 10 tổ hợp mà mô hình Elliptical có AIC thấp hơn, các nhận định về tính bất đối xứng đuôi rút ra từ Bảng 4.12 chỉ mang tính mô tả trong nội bộ họ Archimedean, không đồng nghĩa với việc cấu trúc bất đối xứng được ưu tiên khi so sánh trên toàn bộ tập ứng viên; các phát biểu liên quan trong phần diễn giải dưới đây cũng như tại các mục 4.4.4 và 5.1.1 được trình bày kèm lưu ý này.

Trước COVID-19: Phụ thuộc đuôi trên chiếm ưu thế

Đáng chú ý, trong giai đoạn tiền đại dịch, hầu hết các cặp với thị trường chứng khoán Đông Á cho thấy $\lambda U > \lambda L$ - tức phụ thuộc đuôi trên (thị trường cùng tăng mạnh) mạnh hơn đuôi dưới (thị trường cùng giảm mạnh). Cụ thể, SSEC có λL=0,042 nhưng λU=0,126 (gấp 3 lần); Nikkei 225 có λL=0,063 nhưng λU=0,155 (gấp 2,5 lần); TWII có λU cao nhất bảng (0,208) so với λL chỉ 0,059. Điều này khá bất ngờ so với trực giác thông thường về "hoảng loạn khi giảm giá mạnh hơn khi tăng giá", và có thể phản ánh đặc điểm riêng của các thị trường châu Á trước đại dịch: hiện tượng lan tỏa mạnh giữa các thị trường mới nổi/cận biên khi dòng vốn ngoại đổ vào đồng loạt, tạo phụ thuộc đuôi trên rõ nét hơn đuôi dưới. Ngược lại, S&P 500 và KOSPI (chọn Survival BB7) lại có λL trội hơn λU (S&P 500: 0,105 so với 0,001; KOSPI: 0,149 so với 0,029), cho thấy cơ chế truyền dẫn rủi ro giảm giá từ hai thị trường này sang VNIndex mạnh hơn. Cần lưu ý rằng ở cặp VNIndex–TWII giai đoạn trước COVID-19, mô hình Elliptical có AIC thấp hơn mô hình Archimedean (-116,27 so với -

112,49), nên mức λU cao nhất bảng của cặp này chỉ phản ánh đặc điểm của mô hình tối ưu trong nội bộ họ Archimedean.

Trong COVID-19: Đảo chiều sang phụ thuộc đuôi dưới

Trong giai đoạn COVID-19, Nikkei 225 chuyển từ BB7 sang Survival BB7, với λL = 0,204 lớn hơn đáng kể λU = 0,027, cho thấy phụ thuộc đồng giảm cực đoan giữa VNIndex và Nikkei 225 nổi bật hơn phụ thuộc đồng tăng cực đoan. Đối với TWII, λL tăng từ 0,059 lên 0,102; ngược lại, λL của KOSPI giảm nhẹ từ 0,149 xuống 0,130, trong khi λU tăng lên 0,147. WTI chuyển sang Survival Joe với λL = 0,051, cho thấy cấu trúc phụ thuộc đuôi dưới xuất hiện trong giai đoạn này. Nhìn chung, kết quả phản ánh sự thay đổi không đồng nhất của phụ thuộc đuôi giữa các cặp thị trường; thuật ngữ lây lan tài chính chỉ nên được sử dụng khi có kiểm định chuyên biệt bổ sung. Theo kết quả đối chiếu AIC nêu trên, ba cặp VNIndex–Nikkei 225, VNIndex–KOSPI và VNIndex–TWII trong giai đoạn COVID-19 đều thuộc nhóm mà mô hình Elliptical có AIC thấp hơn, nên các nhận định về mức tăng của phụ thuộc đuôi dưới ở các cặp này được hiểu là kết quả mô tả trong nội bộ họ Archimedean.

Sau COVID-19: Phân hóa theo cấu trúc mới, S&P 500 và SSEC chuyển hẳn sang đuôi dưới thuần túy

Giai đoạn hậu đại dịch cho thấy một sự tái cấu trúc đáng chú ý: S&P 500 và SSEC đều chuyển sang Family 14 (Survival Gumbel) với λU = 0 tuyệt đối và λL dương có ý nghĩa (S&P 500: 0,073; SSEC: 0,129 - mức cao nhất của SSEC trong cả ba giai đoạn). Điều này hàm ý cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với hai thị trường này đã "đơn giản hóa" về chỉ còn tồn tại rủi ro lây lan khi giảm giá, không còn phụ thuộc khi tăng giá, một đặc điểm của Gumbel/Survival Gumbel. Đồng thời, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII tiếp tục dùng BB7/Survival BB7 với λL và λU cùng tồn tại nhưng ở mức vừa phải hơn so với đỉnh điểm đại dịch - riêng TWII vẫn giữ λL cao (0,137), cho thấy rủi ro giảm giá đồng thời với VNIndex vẫn còn. Riêng cặp VNIndex–S&P 500, mô hình Elliptical có AIC thấp hơn (-19,71 so với -12,80), do đó phát biểu về cấu trúc đuôi dưới thuần túy ở cặp này cần được diễn giải thận trọng.

Vai trò đặc biệt của vàng và dầu

Trong nhóm Archimedean, XAU có λL = λU = 0 ở cả ba giai đoạn, dù Copula được lựa chọn thay đổi từ Rotated Joe 90° sang Frank. Kết quả này nhất quán với bằng chứng phụ thuộc đuôi thấp trong nhóm Elliptical và hàm ý XAU có thể mang lại lợi ích đa dạng hóa đối với danh mục cổ phiếu Việt Nam. Dù vậy, không nên xem đây là bằng chứng duy nhất để khẳng định vàng là tài sản trú ẩn an toàn.

WTI có diễn biến phức tạp nhất: từ Gumbel (chỉ có λU=0,056, trước dịch) sang Survival Joe (chỉ có λL=0,051, trong dịch) rồi về Rotated Clayton 90° với cả λL=λU=0 (sau dịch). Diễn biến này cho thấy mối quan hệ phụ thuộc đuôi giữa dầu và VNIndex không ổn định về cấu trúc, phụ thuộc nhiều vào bản chất đặc thù của từng giai đoạn (ổn định trước dịch, cú sốc giá âm trong dịch, rồi trở lại độc lập sau dịch) hơn là một quy luật lâu dài.

Đối chiếu VaR giữa hai nhóm Copula

VaR từ hai nhóm Copula có chênh lệch ở một số cặp do giả định khác nhau về cấu trúc phụ thuộc, chẳng hạn VaR 99% của cặp VNIndex-Nikkei 225 trong COVID-19 là -4,086 đối với Archimedean và -3,928 đối với Student-t. Giá trị VaR âm hơn phản ánh mức tổn thất ước lượng lớn hơn, nhưng không tự động đồng nghĩa với độ chính xác cao hơn. Mức độ phù hợp của dự báo VaR cần được đánh giá bằng kết quả hậu kiểm Kupiec POF trình bày tại Bảng 4.13.

Việc trình bày song song hai nhóm Copula giúp làm rõ các khía cạnh khác nhau của cấu trúc phụ thuộc. Student-t Copula phản ánh phụ thuộc đuôi đối xứng, trong khi các Copula Archimedean và dạng xoay/sống sót cho phép nhận diện bất đối xứng đuôi. Kết quả cho thấy hướng và mức độ phụ thuộc đuôi của VNIndex với các thị trường đối tác thay đổi không đồng nhất qua các giai đoạn, nổi bật là sự gia tăng phụ thuộc đuôi dưới với Nikkei 225 và TWII trong COVID-19, trong khi XAU duy trì phụ thuộc đuôi rất thấp. Tổng hợp theo kết quả đối chiếu AIC, mô hình Elliptical có AIC thấp hơn ở 10 trong 24 tổ hợp cặp thị trường – giai đoạn, nên các kết luận về bất

đối xứng đuôi của luận án được giới hạn ở những tổ hợp mà mô hình Archimedean là mô hình tối ưu chung.

Đối chiếu kết quả với các giả thuyết của nhánh Copula có điều kiện

Ba giả thuyết GT1, GT2 và GT3 đã được phát biểu tại mục 3.3.2 dưới dạng kỳ vọng nghiên cứu. Do cấu trúc phụ thuộc được nhận diện thông qua lựa chọn họ Copula theo tiêu chí AIC và các hệ số phụ thuộc đuôi, ba giả thuyết này được đối chiếu bằng kết quả lựa chọn mô hình và các hệ số ước lượng, thay vì bằng một phép kiểm định thống kê theo nghĩa chặt như nhánh Diebold-Yilmaz.

Đối với giả thuyết GT1 về tính phi tuyến và không đồng nhất của cấu trúc phụ thuộc: trong nhóm Elliptical, Student-t Copula được lựa chọn ở 23 trong tổng số 24 tổ hợp, chỉ riêng cặp VNIndex-XAU sau COVID-19 được mô tả tốt nhất bằng Gaussian Copula. Trong nhóm Archimedean, họ Copula tối ưu thay đổi theo từng cặp và từng giai đoạn, bao gồm BB7, Survival BB7, Gumbel, Survival Gumbel, Survival Joe, Frank và Rotated Clayton 90°. Phép so sánh AIC giữa hai họ cho thấy Elliptical có AIC thấp hơn ở 10 trong 24 tổ hợp, tương ứng khoảng 42%. Như vậy, không có một họ Copula duy nhất mô tả được toàn bộ các cặp và các giai đoạn, kết quả này phù hợp với GT1.

Đối với giả thuyết GT2 về sự tồn tại và tính bất đối xứng của phụ thuộc đuôi: trong nhóm Elliptical, hệ số phụ thuộc đuôi dương ở toàn bộ các cặp với thị trường chứng khoán, dao động từ 0,0174 (S&P 500 trong COVID-19) đến 0,1848 (TWII trong COVID-19), trong khi XAU và WTI duy trì ở mức gần bằng 0. Nhóm Archimedean cho thấy λL và λU khác nhau ở nhiều cặp, chẳng hạn SSEC trước COVID-19 có $\lambda L = 0,042$ so với $\lambda U = 0,126$, còn Nikkei 225 trong COVID-19 có $\lambda L = 0,204$ so với $\lambda U = 0,027$. Như vậy, phụ thuộc đuôi tồn tại và có thể bất đối xứng, nhưng mức độ và chiều bất đối xứng khác nhau theo từng cặp, phù hợp với GT2.

Đối với giả thuyết GT3 về sự khác biệt giữa ba giai đoạn: hệ số phụ thuộc đuôi của cặp VNIndex-TWII lần lượt là 0,0983 trước COVID-19, 0,1848 trong COVID-19 và 0,0697 sau COVID-19; cặp VNIndex-KOSPI lần lượt là 0,0339; 0,1469 và 0,0662.

Trong nhóm Archimedean, cặp VNIndex-S&P 500 và VNIndex-SSEC chuyển sang Survival Gumbel với λU bằng 0 ở giai đoạn sau COVID-19, còn cặp VNIndex-XAU chuyển từ Rotated Joe 90° sang Frank. Các thay đổi này cho thấy cấu trúc phụ thuộc và mức phụ thuộc đuôi khác nhau giữa ba giai đoạn, phù hợp với GT3.

Kết quả đối chiếu ba giả thuyết nêu trên được tổng hợp lại tại mục 5.1.1 cùng với các kết luận về cấu trúc phụ thuộc của luận án.

4.2.4. Phân tích giá trị rủi ro VaR từ mô hình Copula có điều kiện

Để đánh giá mức độ phù hợp của dự báo giá trị rủi ro (VaR), nghiên cứu sử dụng kiểm định tỷ lệ vi phạm của Kupiec (POF). Kiểm định được thực hiện tại các mức tin cậy 90%, 95% và 99% cho hai nhóm mô hình Copula trong ba giai đoạn nghiên cứu. Bảng 4.13 trình bày kết quả tổng hợp, trong khi kết quả chi tiết theo từng cặp thị trường, từng mức VaR và giá trị p được trình bày tại Phụ lục nhằm bảo đảm tính cô đọng của phần nội dung chính.

Bảng 4.13: Kết quả kiểm định Backtesting VaR bằng Kupiec POF

Nhóm mô hình	Giai đoạn	Tổng số phép kiểm định	Số phép đạt	Số phép không đạt	Trường hợp không đạt
Copula Elliptical	Trước COVID-19	24	23	1	VNIndex/STI; VaR 90%; 16 vi phạm so với 25 kỳ vọng; p = 0,0435
Copula Elliptical	Trong COVID-19	24	24	0	
Copula Elliptical	Sau COVID-19	24	24	0	
Copula Archimedean	Trước COVID-19	24	23	1	VNIndex/STI; VaR 90%; 16 vi phạm so với 25 kỳ vọng; p = 0,0435
Copula Archimedean	Trong COVID-19	24	24	0	
Copula Archimedean	Sau COVID-19	24	24	0	
Tổng cộng	**Ba giai đoạn**	**144**	**142**	**2**	**02 trường hợp không đạt (VNIndex/STI, VaR 90%, giai đoạn trước COVID-19, cả hai nhóm Elliptical và Archimedean)**

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Kết quả kiểm định Kupiec POF trên 144 phép kiểm định (8 cặp thị trường × 3 mức tin cậy × 3 giai đoạn × 2 nhóm Copula) cho thấy 142 phép kiểm định đạt yêu cầu, tương ứng 98,61%. Kết quả này cho thấy tỷ lệ vi phạm VaR phù hợp với mức kỳ vọng trong phần lớn các trường hợp được xem xét.

Có hai phép kiểm định không đạt, cùng thuộc một cấu hình là cặp VNIndex-STI tại VaR 90% trong giai đoạn trước COVID-19, lần lượt ở nhóm Elliptical và Archimedean. Cả hai ghi nhận 16 vi phạm thực tế so với 25 vi phạm kỳ vọng, với LR = 4,074 và p = 0,0435. Số vi phạm thấp hơn kỳ vọng cho thấy VaR có xu hướng thận trọng trong cấu hình này; tuy nhiên, vì kiểm định Kupiec bác bỏ tính bao phủ không điều kiện ở mức 5%, hai kết quả vẫn phải được ghi nhận là không đạt.

Toàn bộ các phép kiểm định trong giai đoạn COVID-19 và sau COVID-19 đều không bác bỏ giả thuyết về tỷ lệ vi phạm phù hợp ở mức ý nghĩa 5%. Kết quả này ủng hộ khả năng mô tả VaR của các cấu hình mô hình được lựa chọn trong hai giai đoạn, trong phạm vi tiêu chí bao phủ không điều kiện của kiểm định Kupiec POF.

4.3. KẾT QUẢ CHỈ SỐ LAN TỎA DIEBOLD-YILMAZ (DY)

Trước khi ước lượng hệ thống véc-tơ tự hồi quy (VAR) làm nền tảng cho chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz, việc kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu đầu vào là bước bắt buộc, bởi mô hình VAR chỉ cho kết quả ước lượng và suy diễn thống kê đáng tin cậy khi các chuỗi thành phần dừng; đưa chuỗi không dừng trực tiếp vào VAR có thể dẫn đến hồi quy giả mạo (spurious regression) và làm sai lệch kết quả phân rã phương sai dự báo cũng như chỉ số lan tỏa tính toán từ đó.

Phương pháp Diebold-Yilmaz được ước lượng trong một hệ VAR tích hợp đồng thời chín chuỗi VaR của VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI, không phải các mô hình VAR hai biến tách biệt. Các ma trận dưới đây trình bày kết quả lan tỏa rủi ro tại mức VaR 95% trong ba giai đoạn nghiên cứu. Mỗi ma trận cho phép nhận diện mức độ kết nối tổng thể, mức rủi ro từng thị trường tiếp

nhận từ hệ thống, mức rủi ro truyền sang các thị trường khác và vị thế truyền hoặc tiếp nhận rủi ro ròng.

Quy ước đọc ma trận như sau: phần tử tại hàng i, cột j biểu thị tỷ trọng phương sai sai số dự báo của thị trường i được giải thích bởi cú sốc từ thị trường j. Vì vậy, tổng ngoài đường chéo theo hàng (FROM) là mức thị trường i tiếp nhận từ các thị trường khác; tổng ngoài đường chéo theo cột (TO) là mức cú sốc của thị trường j truyền sang các thị trường khác; NET = TO − FROM. NET dương thể hiện vị thế truyền rủi ro ròng, còn NET âm thể hiện vị thế tiếp nhận rủi ro ròng. TCI là tỷ trọng tổng phương sai dự báo do các cú sốc chéo giải thích trong toàn hệ thống.

4.3.1. Kiểm định tính dừng của các chuỗi VaR đầu vào mô hình DY

Tác giả thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller (ADF) đối với chín chuỗi VaR 95% (VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI) tại từng giai đoạn nghiên cứu. Đối với các chuỗi chưa dừng ở chuỗi mức (bậc gốc), tác giả lấy sai phân bậc một và kiểm định lại cho đến khi chuỗi đạt tính dừng, theo đúng yêu cầu đầu vào của mô hình VAR tổng quát dùng để ước lượng chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz. Kết quả kiểm định được trình bày tại Bảng 4.14.

Bảng 4.14: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF đối với các chuỗi VaR 95% qua ba giai đoạn nghiên cứu

Tài sản	Dạng dữ liệu	ADF Statistic	p-value	Kết luận
Giai đoạn trước COVID-19 (2015-2019)				
VNIndex	Chuỗi mức	-5.0223	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
S&P 500	Chuỗi mức	-6.0896	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
SSEC	Sai phân bậc 1	-10.7290	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
Nikkei 225	Chuỗi mức	-6.4937	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
KOSPI	Sai phân bậc 1	-8.0576	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
STI	Sai phân bậc 1	-10.0686	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
TWII	Sai phân bậc 1	-8.1228	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
XAU	Chuỗi mức	-3.9226	0.0129	Chuỗi dừng I(0)
WTI	Chuỗi mức	-4.4042	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
Giai đoạn trong COVID-19 (2020-2022)				
VNIndex	Sai phân bậc 1	-6.3992	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
S&P 500	Chuỗi mức	-3.4986	0.0425	Chuỗi dừng I(0)
SSEC	Chuỗi mức	-6.7201	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
Nikkei 225	Sai phân bậc 1	-7.2814	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
KOSPI	Sai phân bậc 1	-7.5379	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)
STI	Chuỗi mức	-3.7505	0.0215	Chuỗi dừng I(0)
TWII	Sai phân bậc 1	-7.9439	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)

XAU	Chuỗi mức	-3.7437	0.0218	Chuỗi dừng I(0)
WTI	Chuỗi mức	-4.8668	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
Giai đoạn sau COVID-19 (2023-2025)				
VNIndex	Chuỗi mức	-5.5554	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
S&P 500	Chuỗi mức	-5.0130	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
SSEC	Chuỗi mức	-5.9214	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
Nikkei 225	Chuỗi mức	-6.2099	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
KOSPI	Chuỗi mức	-6.8107	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
STI	Chuỗi mức	-9.3205	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
TWII	Chuỗi mức	-5.4696	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
XAU	Chuỗi mức	-4.6816	0.0100	Chuỗi dừng I(0)
WTI	Sai phân bậc 1	-12.8748	0.0100	Chuỗi sai phân dừng I(1)

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Kết quả ADF đối với VaR 95% của chín thị trường cho thấy một số chuỗi dừng ở mức I(0), trong khi một số chuỗi chỉ dừng sau khi lấy sai phân bậc một. Cụ thể, trước COVID-19, SSEC, KOSPI, STI và TWII được xử lý bằng sai phân bậc một; trong COVID-19 gồm VNIndex, Nikkei 225, KOSPI và TWII; sau COVID-19 chỉ có WTI. Các chuỗi sau biến đổi đều đạt điều kiện dừng trước khi đưa vào VAR. Cần lưu ý rằng việc kết hợp chuỗi ở mức với sai phân của chuỗi I(1) làm cho ý nghĩa kinh tế của các biến đầu vào không hoàn toàn đồng nhất; vì vậy, kết quả DY được diễn giải chủ yếu theo hướng kết nối ngắn hạn giữa các biến đã được xử lý dừng, không được sử dụng để suy luận quan hệ cân bằng dài hạn. Đây cũng là một giới hạn phương pháp cần được ghi nhận khi diễn giải kết quả.

4.3.2. Kết quả lan tỏa rủi ro trước COVID-19

Bảng 4.15: Ma trận chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz tại mức VaR 95% giai đoạn trước COVID-19

Chỉ số lan tỏa tổng thể (TCI): 39,89%

Thị trường	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU	WTI	FROM
VNIndex	56.85	10.97	0.98	2.06	8.09	7.45	12.96	0.31	0.31	43.15
S&P 500	5.92	52.01	0.49	5.79	9.84	7.73	14.48	0.90	2.85	47.99
SSEC	1.66	1.24	66.58	1.10	9.60	9.92	9.25	0.28	0.38	33.42
Nikkei 225	4.75	19.48	0.45	41.76	9.48	8.45	11.26	1.21	3.15	58.24
KOSPI	0.09	0.24	0.10	0.01	54.13	10.39	34.00	1.00	0.04	45.87
STI	0.25	0.58	1.60	0.14	10.08	57.97	23.52	5.82	0.04	42.03
TWII	0.15	0.69	0.56	0.01	29.77	20.02	47.86	0.85	0.08	52.14
XAU	0.44	1.37	0.10	1.49	6.50	1.96	0.34	86.89	0.90	13.11
WTI	1.03	10.56	0.48	4.33	1.53	1.54	2.21	1.37	76.96	23.04

Thị trường	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU	WTI	FROM
TO	14.29	45.13	4.76	14.94	84.88	67.47	108.03	11.74	7.75	359.00
NET (TO − FROM)	-28.85	-2.86	-28.66	-43.30	39.01	25.43	55.89	-1.37	-15.29	-

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Với TCI đạt 39,89%, ma trận DY cho thấy trước COVID-19 VNIndex vẫn duy trì mức tự giải thích tương đối cao nhưng là thị trường tiếp nhận rủi ro ròng. Hệ số đường chéo của VNIndex đạt 56,85%, nghĩa là 56,85% phương sai sai số dự báo của VaR được giải thích bởi cú sốc của chính thị trường, còn 43,15% đến từ các thị trường khác. Mức tự giải thích này thấp hơn SSEC (66,58%) và STI (57,97%) trong nhóm chứng khoán, đồng thời thấp hơn XAU và WTI; do đó, VNIndex không phải thị trường có mức tự chủ cao nhất trong hệ thống.

VNIndex có NET = TO − FROM = 14,29% − 43,15% ≈ −28,85%, cho thấy thị trường Việt Nam là bên tiếp nhận rủi ro ròng trước COVID-19. Về độ lớn tuyệt đối, mức NET này thấp hơn Nikkei 225 (−43,30%) và gần tương đương SSEC (−28,66%), cho thấy VNIndex là một trong các thị trường tiếp nhận ròng đáng kể nhưng không phải thị trường nhận ròng lớn nhất hệ thống.

Cấu trúc rủi ro VNIndex tiếp nhận từ bên ngoài (FROM)

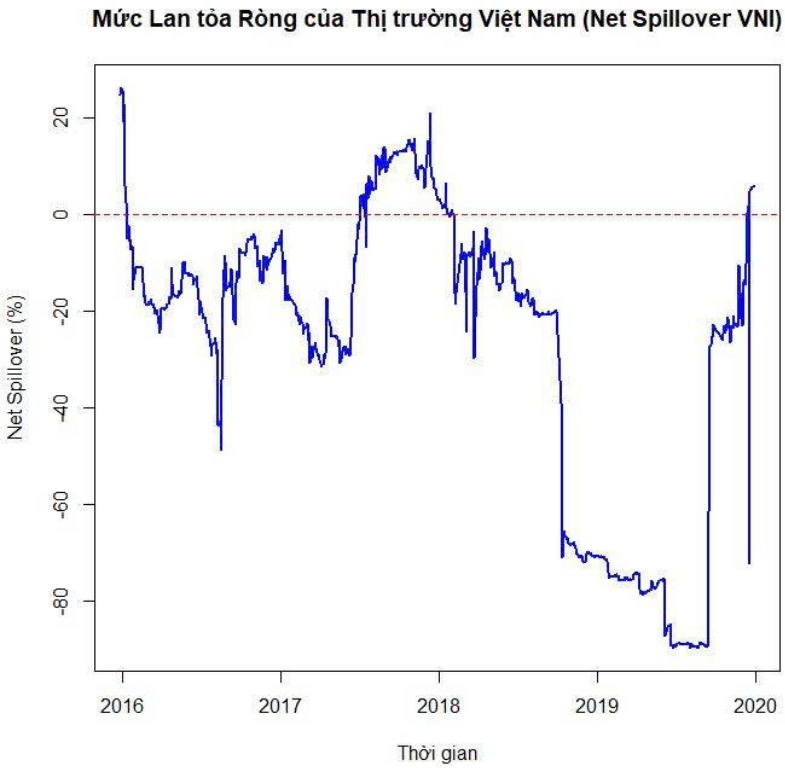
Trong tổng FROM = 43,15% của VNIndex, các nguồn đóng góp lớn nhất gồm TWII 12,96 điểm phần trăm, S&P 500 10,97 điểm, KOSPI 8,09 điểm và STI 7,45 điểm. Bốn thị trường này cộng lại đạt 39,47 điểm phần trăm, tương ứng khoảng 91,5% tổng mức rủi ro VNIndex tiếp nhận từ bên ngoài. Kết quả cho thấy chiều nhận rủi ro của VNIndex trước COVID-19 tập trung chủ yếu ở các thị trường chứng khoán quốc tế, đặc biệt là TWII và S&P 500.

Cấu trúc rủi ro VNIndex truyền ra hệ thống (TO)

Ở chiều truyền ra, TO của VNIndex đạt 14,29%. Các thị trường tiếp nhận đóng góp lớn nhất từ cú sốc VNIndex gồm S&P 500 với 5,92 điểm phần trăm và Nikkei 225 với 4,75 điểm, tiếp theo là SSEC 1,66 điểm và WTI 1,03 điểm. Như vậy, quy mô

truyền ra của VNIndex thấp hơn quy mô tiếp nhận, phù hợp với NET âm; đồng thời cấu trúc song phương cho thấy hướng lan tỏa không đồng nhất giữa các đối tác.

Tóm lại, trước COVID-19, VNIndex có mức tự giải thích tương đối cao nhưng vẫn là thị trường tiếp nhận rủi ro ròng. Rủi ro tiếp nhận tập trung vào TWII, S&P 500, KOSPI và STI, trong khi chiều truyền ra đáng chú ý nhất hướng tới S&P 500 và Nikkei 225. Kết quả này cho thấy vai trò của VNIndex không hoàn toàn thụ động, nhưng chưa đủ cơ sở để xem thị trường Việt Nam là một thị trường dẫn dắt trong mạng lưới khu vực. Có thể thấy rằng trước đại dịch, VNIndex thể hiện một vị thế khá đặc thù trong mạng lưới rủi ro khu vực: có tính tự chủ nội tại cao, là bên nhận ròng ở mức vừa phải (chủ yếu từ Mỹ và Nhật Bản), nhưng đồng thời có ảnh hưởng lan tỏa đáng kể và mang tính bất đối xứng đến nhóm thị trường Đông Á phát triển hơn (đặc biệt TWII và KOSPI). Điều này cho thấy vai trò của VNIndex trong mạng lưới không đơn thuần là "thị trường ngoại vi thụ động" như cách nhìn truyền thống về thị trường cận biên, mà có những kênh ảnh hưởng chọn lọc đáng chú ý, đây là phát hiện có giá trị đóng góp học thuật, phù hợp để đối chiếu với kết quả tương tự trong giai đoạn COVID-19 nhằm kiểm định liệu vị thế "nhận ròng nhưng có ảnh hưởng chọn lọc" này của VNIndex có được duy trì hay thay đổi khi cú sốc hệ thống toàn cầu xảy ra.



Hình 4.4: Diễn biến mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt, giai đoạn trước COVID-19 (2015-2019)

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Biểu đồ mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt trong giai đoạn trước COVID-19 cho thấy một động thái biến động, với sự dao động rõ rệt giữa vị thế truyền phát ròng và nhận ròng,bổ sung góc nhìn động (dynamic) rất giá trị bên cạnh kết quả tĩnh (static) NET = -28,85% đã phân tích ở Bảng 4.15, đồng thời cho thấy giá trị tĩnh đã che khuất nhiều biến động cấu trúc quan trọng theo thời gian.

Ba pha biến động rõ rệt gắn với chu kỳ thị trường trong nước

Giai đoạn đầu 2016, Net Spillover của VNIndex khởi đầu ở mức dương cao (khoảng 20-25%), cho thấy VNIndex đóng vai trò truyền phát ròng rủi ro ra khu vực trong giai đoạn ngắn này, trước khi giảm nhanh và dao động quanh vùng -20% đến -30% trong phần lớn năm 2016 đến giữa 2017. Diễn biến này trùng khớp với giai đoạn thị trường Việt Nam tăng trưởng ổn định nhưng còn thận trọng đầu chu kỳ tăng giá 2016-2017.

Giai đoạn 2017 đến đầu 2018 ghi nhận sự đảo chiều đáng chú ý: Net Spillover của VNIndex tăng vọt trở lại vùng dương, đạt đỉnh khoảng 20% vào cuối 2017/đầu 2018,đây là giai đoạn VNIndex tăng trưởng bùng nổ 48% trong năm 2017 và tiếp tục vượt đỉnh lịch sử 1.204 điểm vào tháng 4/2018, được thúc đẩy bởi làn sóng IPO/thoái vốn nhà nước quy mô lớn (Vinhomes, Techcombank, Vincom Retail) và dòng vốn ngoại đổ vào mạnh mẽ qua các quỹ ETF. Về ý nghĩa kinh tế, việc VNIndex chuyển sang vị thế truyền phát ròng đúng vào giai đoạn tăng trưởng nóng cho thấy khi thị trường Việt Nam thu hút sự chú ý và dòng vốn quốc tế mạnh mẽ, biến động rủi ro của VNIndex bắt đầu "lan tỏa" ảnh hưởng ra khu vực thay vì chỉ thụ động nhận ảnh hưởng,phù hợp với hiện tượng các nhà đầu tư quốc tế coi VNIndex như một điểm đến hấp dẫn, khiến biến động của thị trường này tác động ngược trở lại lên phân bổ vốn khu vực.

Giai đoạn từ giữa 2018 kéo dài đến cuối 2019 là đáng chú ý nhất: Net Spillover của VNIndex sụt giảm mạnh và kéo dài, xuống đến vùng đáy gần -90% vào khoảng cuối 2019, mức nhận ròng cực đoan chưa từng thấy trong toàn giai đoạn quan sát. Diễn biến này khớp chặt chẽ với thực tế thị trường: sau khi đạt đỉnh 1.204 điểm vào tháng 4/2018, VNIndex bước vào giai đoạn điều chỉnh mạnh do tâm lý chốt lời sau chuỗi tăng nóng, cộng hưởng với tác động tiêu cực từ căng thẳng thương mại Mỹ-Trung leo thang và chính sách thắt chặt tiền tệ toàn cầu, khiến chỉ số giảm về quanh 890-900 điểm cuối năm 2018 và tiếp tục đi ngang ở vùng thấp trong suốt năm 2019. Về ý nghĩa kinh tế, khi thị trường trong nước bước vào pha điều chỉnh kéo dài và mất động lực tăng trưởng, sức ảnh hưởng lan tỏa của VNIndex ra khu vực suy yếu rõ rệt, trong khi mức độ nhạy cảm hấp thụ rủi ro từ bên ngoài (đặc biệt từ căng thẳng thương mại toàn cầu và biến động dòng vốn quốc tế) lại gia tăng mạnh, đẩy VNIndex vào vị thế nhận ròng cực đoan.

Đáng chú ý, ngay trước khi bước sang giai đoạn 2020, đường lan tỏa ròng có một bước nhảy bất thường từ vùng đáy sâu, khoảng −90%, lên gần mức 0 và thậm chí dương nhẹ trong thời gian rất ngắn cuối năm 2019. Diễn biến này có thể phản ánh sự thay đổi tâm lý thị trường ngay trước thềm đại dịch COVID-19, nhưng cũng có

thể phản ánh đặc tính của phân tích theo cửa sổ trượt khi các quan sát biến động mạnh đầu năm 2020 bắt đầu đi vào cửa sổ tính toán. Vì vậy, thời điểm chuyển pha trên đồ thị cần được hiểu là khoảng thời gian chuyển tiếp mang tính tương đối, không phải là mốc thay đổi chính xác của cấu trúc lan tỏa.

Biểu đồ này minh chứng rõ giá trị bổ sung của cách tiếp cận phân tích động (rolling-window spillover) so với chỉ số tĩnh trung bình cả giai đoạn: con số NET = -28,85% ở Bảng 4.15 thực chất là giá trị trung bình che lấp một biên độ dao động cực lớn, từ +25% đến gần -90%, cho thấy vị thế của VNIndex trong mạng lưới rủi ro khu vực không ổn định mà thay đổi liên tục theo chu kỳ thị trường nội địa. Đây là bằng chứng quan trọng ủng hộ luận điểm rằng mức độ kết nối và vai trò của một thị trường cận biên như Việt Nam trong mạng lưới tài chính khu vực mang tính "nội sinh theo chu kỳ",gia tăng ảnh hưởng khi thị trường thu hút dòng vốn và tăng trưởng nóng, nhưng suy yếu và trở nên dễ tổn thương hơn khi thị trường bước vào giai đoạn điều chỉnh và mất niềm tin của nhà đầu tư quốc tế.

4.3.3. Kết quả lan tỏa rủi ro trong COVID-19

Bảng 4.16: Ma trận chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz tại mức VaR 95% giai đoạn trong COVID-19

Chỉ số lan tỏa tổng thể (TCI): 48,52%

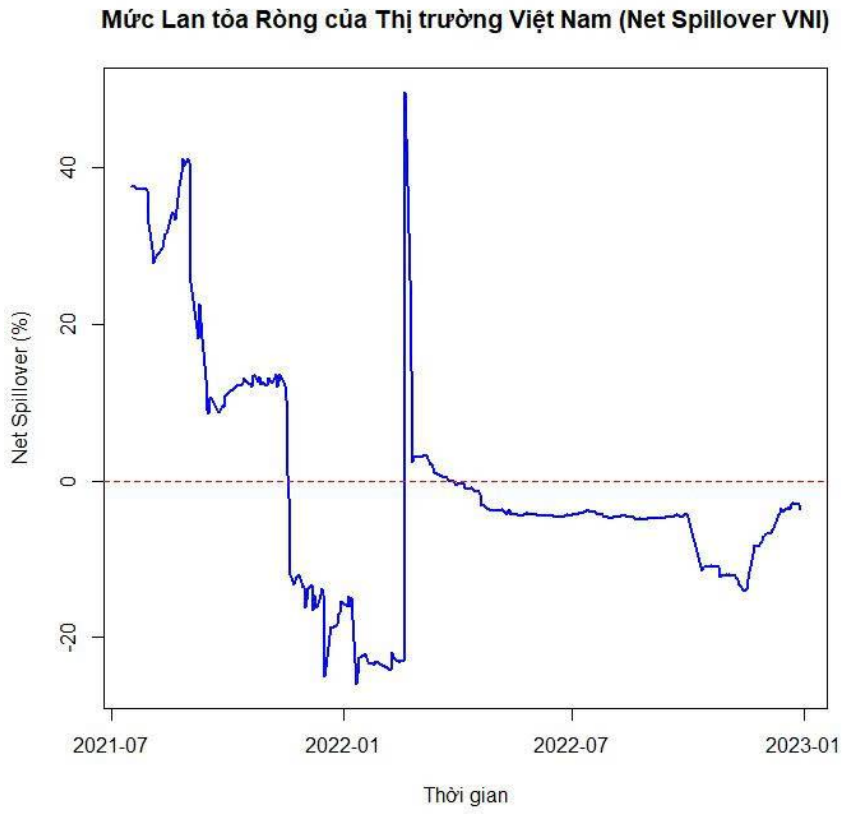
Thị trường	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU	WTI	FROM
VNIndex	34.30	0.88	2.75	21.77	19.44	0.35	19.72	0.62	0.17	65.70
S&P 500	10.95	68.12	0.51	4.64	1.65	9.22	2.26	2.00	0.64	31.88
SSEC	5.67	0.05	66.34	3.70	6.71	0.40	17.09	0.03	0.00	33.66
Nikkei 225	18.64	0.30	1.29	29.15	26.09	0.30	24.19	0.02	0.03	70.85
KOSPI	16.33	0.25	2.12	25.77	28.75	0.15	26.56	0.06	0.01	71.25
STI	10.36	26.97	13.04	1.46	0.54	43.14	2.08	1.24	1.17	56.86
TWII	16.27	0.12	6.07	23.27	25.92	0.15	28.06	0.13	0.01	71.94
XAU	3.40	14.91	0.87	1.90	1.23	1.73	1.28	74.48	0.20	25.52
WTI	0.45	3.96	0.06	0.10	0.07	1.10	0.03	3.24	91.00	9.00
TO	**82.07**	**47.44**	**26.71**	**82.61**	**81.64**	**13.41**	**93.20**	**7.34**	**2.24**	**436.66**
NET (TO − FROM)	**16.37**	**15.56**	**-6.95**	**11.77**	**10.39**	**-43.46**	**21.26**	**-18.18**	**-6.76**	**-**

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

VNIndex trải qua một sự đảo chiều cấu trúc căn bản trong đại dịch: từ vị thế nhận ròng rủi ro (-28,85%) trước dịch chuyển sang vị thế truyền phát ròng (+16,37%) trong giai đoạn COVID-19, đây là thay đổi quan trọng nhất cần làm rõ, và khi kết hợp với diễn biến động theo thời gian, bức tranh thực sự phức tạp và tinh tế hơn nhiều so với con số trung bình tĩnh này thể hiện.

Xét theo Bảng 4.16, tính tự chủ nội tại của VNIndex (đường chéo) giảm mạnh từ 56,85% xuống còn 34,30%, cho thấy biến động rủi ro của VNIndex ngày càng bị chi phối bởi các yếu tố bên ngoài nhiều hơn là yếu tố nội tại thuần túy. Đồng thời, mức lan tỏa VNIndex phát ra bên ngoài (TO) tăng vọt từ 14,29% lên 82,07%, gấp gần 5,7 lần, trong khi mức nhận vào (FROM) chỉ tăng từ 43,15% lên 65,70% (khoảng 1,5 lần). Điều này khẳng định: trong đại dịch, VNIndex không chỉ chịu ảnh hưởng nhiều hơn từ bên ngoài mà quan trọng hơn, đã trở thành một nguồn phát tán rủi ro đáng kể cho khu vực.

Cấu trúc kết nối của VNIndex tái định hình rõ rệt trong COVID-19. Ở chiều FROM, Nikkei 225, KOSPI và TWII đóng góp tổng cộng 60,93 điểm phần trăm, tương ứng khoảng 92,7% tổng FROM = 65,70%. Ở chiều TO, cú sốc VNIndex truyền sang ba thị trường này đạt tổng cộng 51,24 điểm phần trăm, tương ứng khoảng 62,4% tổng TO = 82,07%. Như vậy, cụm Đông Á chiếm ưu thế rõ nhất ở chiều VNIndex tiếp nhận rủi ro, đồng thời vẫn giữ tỷ trọng lớn nhưng không áp đảo tuyệt đối ở chiều VNIndex truyền rủi ro.



Hình 4.5: Diễn biến mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt, giai đoạn trong COVID-19 (2020-2022)

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Hình 4.5 cho thấy chỉ số NET động của VNIndex biến động mạnh trong giai đoạn quan sát, vì vậy giá trị NET tĩnh 16,37% tại Bảng 4.16 cần được hiểu là kết quả tổng hợp cho toàn giai đoạn chứ không đại diện cho mọi thời điểm.

Từ khoảng giữa năm 2021, NET ban đầu ở vùng dương cao, sau đó giảm nhanh và chuyển sang vùng âm vào cuối năm 2021. Đầu năm 2022 xuất hiện một nhịp tăng đột biến lên vùng dương, nhưng chỉ số nhanh chóng hạ xuống và duy trì chủ yếu ở mức âm trong phần còn lại của năm. Diễn biến này cho thấy vị thế truyền hoặc tiếp nhận ròng của VNIndex thay đổi đáng kể ngay trong giai đoạn COVID-19.

Sự đảo chiều trong chỉ số động diễn ra cùng thời kỳ thị trường Việt Nam trải qua nhiều thay đổi về thanh khoản, tâm lý nhà đầu tư và điều kiện tài chính. Tuy nhiên, biểu đồ DY chỉ phản ánh sự đồng thời về thời gian; do đó, các sự kiện trong nước chỉ

được xem là những yếu tố có thể liên quan, không phải bằng chứng nhân quả trực tiếp của biến động NET.

4.3.4. Kết quả lan tỏa rủi ro sau COVID-19

Bảng 4.17: Ma trận chỉ số lan tỏa Diebold-Yilmaz tại mức VaR 95% giai đoạn sau COVID-19

Chỉ số lan tỏa tổng thể (TCI): 53,01%

Thị trường	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU	WTI	FROM
VNIndex	30.90	23.24	2.07	8.87	7.54	9.07	17.38	0.00	0.93	69.10
S&P 500	16.92	32.71	1.54	8.13	9.76	10.17	20.15	0.17	0.44	67.29
SSEC	3.54	3.90	78.85	6.31	2.40	0.33	4.14	0.15	0.38	21.15
Nikkei 225	5.48	9.59	2.66	36.81	20.74	4.88	19.08	0.05	0.72	63.19
KOSPI	6.20	11.55	1.05	21.75	35.38	5.05	18.56	0.02	0.43	64.62
STI	12.15	15.46	1.23	5.42	8.46	40.96	15.56	0.40	0.36	59.04
TWII	12.60	20.26	1.81	16.33	15.10	7.58	25.60	0.04	0.68	74.40
XAU	13.86	15.72	0.75	5.26	4.12	2.67	9.61	46.98	1.03	53.02
WTI	0.56	0.32	0.55	2.04	0.70	0.06	0.59	0.47	94.72	5.28
TO	**71.31**	**100.06**	**11.67**	**74.10**	**68.82**	**39.80**	**105.07**	**1.31**	**4.96**	**477.09**
NET (TO − FROM)	**2.20**	**32.77**	**-9.48**	**10.91**	**4.19**	**-19.24**	**30.67**	**-51.71**	**-0.32**	**-**

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Sau COVID-19, NET của VNIndex giảm từ 16,37% xuống 2,20%, cho thấy vị thế ròng tiến gần trạng thái cân bằng hơn. Trong khi đó, TCI tiếp tục tăng lên 53,01%, cao hơn 39,89% trước COVID-19 và 48,52% trong COVID-19; hệ số đường chéo của VNIndex giảm xuống 30,90%. Kết quả cho thấy tỷ trọng rủi ro của VNIndex được giải thích bởi các cú sốc chéo trong hệ thống vẫn ở mức cao, nhưng không tự thân chứng minh một xu hướng hội nhập tài chính tuyến tính hoặc không thể đảo ngược.

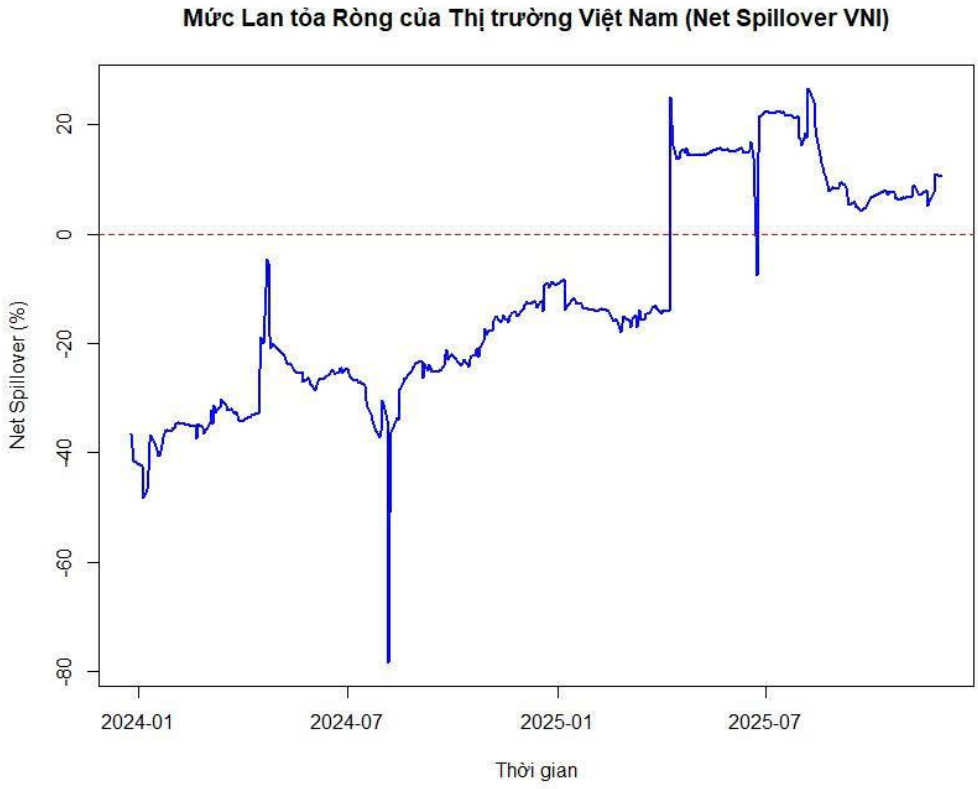
Cấu trúc FROM của VNIndex sau COVID-19 có sự thay đổi. S&P 500 đóng góp 23,24 điểm phần trăm, tương ứng khoảng 33,6% FROM, còn TWII đóng góp 17,38 điểm, khoảng 25,2%. Đóng góp của Nikkei 225 và KOSPI lần lượt còn 8,87 và 7,54 điểm phần trăm. Các thay đổi này cho thấy nguồn rủi ro truyền vào VNIndex dịch chuyển theo giai đoạn; những yếu tố như điều kiện tiền tệ toàn cầu và liên kết

khu vực có thể là bối cảnh liên quan nhưng chưa được mô hình kiểm định như các kênh nhân quả.

Ở chiều lan tỏa ra ngoài (TO), S&P 500 tiếp tục là đối tác nhận nhiều nhất từ VNIndex (16,92 điểm, 23,7%), nhưng đáng chú ý XAU (vàng) bất ngờ vươn lên vị trí thứ hai với 13,86 điểm (19,4% tổng TO), một thay đổi cấu trúc gây chú ý, vì kênh này gần như không tồn tại ở hai giai đoạn trước.

Sau COVID-19, đóng góp của cú sốc XAU vào phương sai sai số dự báo của VNIndex bằng 0,00%, trong khi đóng góp của cú sốc VNIndex vào XAU đạt 13,86 điểm phần trăm. Kết quả phản ánh sự bất đối xứng rõ rệt về hướng lan tỏa trong giai đoạn này. Tuy nhiên, không thể từ đó kết luận vàng hoàn toàn miễn nhiễm hoặc xác nhận vai trò trú ẩn an toàn, bởi DY đo lường đóng góp trong phân rã phương sai dự báo chứ không phải một kiểm định chuyên biệt về tài sản trú ẩn.

Trong toàn hệ thống sau COVID-19, XAU có NET = −51,71%, là thị trường tiếp nhận rủi ro ròng lớn nhất theo chỉ tiêu NET của giai đoạn. Kết quả này mô tả vị thế của XAU trong mạng lưới DY, nhưng không đồng nghĩa với việc vàng là tài sản thụ động hoặc trú ẩn an toàn theo nghĩa kinh tế học tài chính.



Hình 4.6: Diễn biến mức lan tỏa ròng (Net Spillover) của VNIndex theo cửa sổ trượt, giai đoạn sau COVID-19 (2023-2025)

Nguồn: Kết quả ước lượng và tính toán của tác giả.

Hình 4.6 cho thấy NET động của VNIndex dao động ở vùng âm trong phần đầu giai đoạn quan sát và có thời điểm giảm sâu, sau đó phục hồi và chuyển sang vùng dương. Kết quả cho thấy NET tĩnh = 2,20% tại Bảng 4.17 là ước lượng chung cho cả giai đoạn và chưa phản ánh được các biến động đáng kể diễn ra bên trong giai đoạn. Tuy nhiên, không nên gắn một điểm biến động cụ thể với tỷ giá, dòng vốn ngoại hoặc lãi suất quốc tế nếu chưa có kiểm định sự kiện hay mô hình nhân quả bổ sung.

Trong phần sau của đồ thị, NET chuyển sang vùng dương và duy trì dương trong nhiều thời điểm trước khi hạ nhiệt về cuối mẫu. Diễn biến này cho thấy VNIndex có những giai đoạn trở thành bên truyền rủi ro ròng, nhưng chưa đủ cơ sở để quy sự thay đổi đó cho triển vọng nâng hạng hoặc sự trở lại của dòng vốn ngoại.

Tương tự giai đoạn COVID-19, kết quả rolling-window sau COVID-19 cho thấy vị thế ròng của VNIndex thay đổi trong nội bộ giai đoạn. Vì vậy, NET tĩnh và đồ thị động cần được sử dụng bổ sung: NET tĩnh mô tả vị thế tổng hợp theo đặc tả toàn giai đoạn, trong khi đồ thị động phản ánh sự thay đổi theo cửa sổ trượt.

Tóm lại, kết quả DY cho thấy ba đặc điểm chính. Thứ nhất, phần tự giải thích của VNIndex giảm từ 56,85% xuống 34,30% và 30,90%, phản ánh mức độ phụ thuộc vào các cú sốc chéo trong hệ thống tăng qua ba giai đoạn. Thứ hai, NET của VNIndex chuyển từ −28,85% trước COVID-19 sang 16,37% trong COVID-19 và 2,20% sau COVID-19, cho thấy vị thế truyền hoặc tiếp nhận ròng thay đổi theo giai đoạn. Thứ ba, cơ cấu đối tác đóng góp vào FROM và TO của VNIndex cũng thay đổi, qua đó cho thấy kết nối rủi ro không đồng nhất theo thị trường và thời gian. Các kết quả này không tự thân xác lập quan hệ nhân quả hoặc khẳng định xu hướng hội nhập là không thể đảo ngược.

4.3.5. Phân tích kết quả Diebold-Yilmaz gắn với các giả thuyết nghiên cứu

Bốn giả thuyết H1 đến H4 đã được phát biểu tại mục 3.3.3.4 và được đánh giá dựa trên các chỉ tiêu TCI, FROM, TO, NET và lan tỏa ròng theo cặp NPS tại mức VaR 95%.

Đối với giả thuyết H1 về sự tồn tại của lan tỏa giữa các thị trường:

Kết quả tại Bảng 4.15-Bảng 4.17 cho thấy các phần tử ngoài đường chéo giữa VNIndex và tám thị trường đối tác xuất hiện trong ít nhất một hướng truyền dẫn. Trước COVID-19, VNIndex có FROM = 43,15% và TO = 14,29%; trong COVID-19, hai chỉ tiêu lần lượt là 65,70% và 82,07%; sau COVID-19, chúng đạt 69,10% và 71,31%. Ở cấp độ từng cặp, NPS giữa VNIndex và mỗi thị trường đều khác 0 trong ba giai đoạn, dù một số giá trị rất thấp. Kết quả cho thấy rủi ro của VNIndex có kết nối với các thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI trong hệ VAR. Vì vậy, giả thuyết H1 được kết quả thực nghiệm ủng hộ.

Đối với giả thuyết H2 về mức tăng của kết nối tổng thể trong COVID-19:

Chỉ số kết nối tổng thể tăng từ 39,89% trước COVID-19 lên 48,52% trong COVID-19, tương ứng mức tăng 8,63 điểm phần trăm. Điều này cho thấy tỷ trọng phương sai sai số dự báo được giải thích bởi các cú sốc chéo giữa các thị trường gia tăng khi đại dịch xuất hiện. Sau COVID-19, TCI tiếp tục tăng lên 53,01%, cao hơn 13,12 điểm phần trăm so với trước đại dịch và 4,49 điểm phần trăm so với trong đại dịch. Như vậy, kết quả không chỉ ủng hộ giả thuyết H2 mà còn cho thấy mức độ kết nối duy trì ở mặt bằng cao trong giai đoạn sau COVID-19. Phát hiện này phù hợp với lập luận của Diebold và Yilmaz (2009, 2012, 2014) về connectedness và tương đồng với các bằng chứng của Hung và Vo (2021), Benlagha và El Omari (2022), Mensi, Reboredo và Ugolini (2021), cùng Mensi, Vo và Kang (2022) về sự thay đổi hoặc gia tăng liên kết thị trường trong giai đoạn bất ổn.

Đối với giả thuyết H3 về sự thay đổi vị thế ròng của VNIndex giữa các giai đoạn:

Trước COVID-19, VNIndex có FROM = 43,15%, TO = 14,29% và NET = −28,85%, cho thấy đây là thị trường tiếp nhận rủi ro ròng. Trong COVID-19, TO tăng lên 82,07%, vượt FROM = 65,70%, làm NET chuyển sang 16,37%; VNIndex vì vậy trở thành thị trường truyền rủi ro ròng. Sau COVID-19, NET vẫn dương nhưng giảm xuống 2,20%, với TO = 71,31% và FROM = 69,10%. Kết quả xác nhận sự chuyển đổi vị thế của VNIndex qua các giai đoạn. Vì vậy, giả thuyết H3 được kết quả thực nghiệm ủng hộ.

Đối với giả thuyết H4 về sự khác biệt của mức độ và hướng lan tỏa theo từng thị trường đối tác:

Trước COVID-19, VNIndex tiếp nhận rủi ro ròng mạnh nhất từ TWII, KOSPI và STI, với NPS lần lượt là −12,81; −8,00 và −7,20; đồng thời tiếp nhận từ S&P 500 ở mức −5,05. Ở chiều ngược lại, VNIndex truyền rủi ro ròng sang Nikkei 225, WTI, SSEC và XAU, nhưng cường độ tương đối thấp, lần lượt là 2,69; 0,72; 0,68 và 0,13. Cấu trúc này cho thấy trước đại dịch, vị thế tiếp nhận ròng của VNIndex chủ yếu hình thành từ các thị trường chứng khoán khu vực.

Trong COVID-19, hướng lan tỏa thay đổi đáng kể. VNIndex chuyển sang truyền rủi ro ròng mạnh cho S&P 500 và STI, với NPS lần lượt là 10,07 và 10,01; tiếp theo là SSEC và XAU với 2,92 và 2,78. Tuy nhiên, VNIndex vẫn tiếp nhận rủi ro ròng từ TWII, Nikkei 225 và KOSPI, với NPS lần lượt là −3,45; −3,13 và −3,11. Sau COVID-19, XAU trở thành thị trường nhận rủi ro ròng lớn nhất từ VNIndex, với NPS bằng 13,86; VNIndex cũng truyền ròng sang STI và SSEC ở mức 3,08 và 1,47. Ngược lại, VNIndex tiếp nhận ròng từ S&P 500, TWII, Nikkei 225, KOSPI và WTI, lần lượt là −6,32; −4,78; −3,39; −1,34 và −0,37.

Sự khác biệt về dấu và độ lớn của NPS giữa các thị trường, cùng sự đảo chiều của nhiều cặp qua ba giai đoạn, cho thấy lan tỏa rủi ro không đồng nhất và thay đổi theo bối cảnh, phù hợp với H4. Tổng hợp bốn giả thuyết, mức độ kết nối của hệ thống tăng sau cú sốc COVID-19 và vai trò của VNIndex chuyển từ bên tiếp nhận ròng sang trạng thái cân bằng hơn, song các chỉ tiêu TCI, FROM, TO, NET và NPS cần được sử dụng bổ sung cho nhau khi đánh giá cấu trúc lan tỏa.

4.4. THẢO LUẬN KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.4.1. Tính nhất quán giữa hai phương pháp

Một điểm có thể đối chiếu giữa hai nhánh phương pháp là quan hệ VNIndex-XAU. Copula cho thấy phụ thuộc đuôi rất thấp trong cả ba giai đoạn, hàm ý tiềm năng đa dạng hóa. Trong DY, lan tỏa hai chiều ở mức thấp trước và trong COVID-19, nhưng sau COVID-19 xuất hiện bất đối xứng đáng kể: XAU → VNIndex bằng 0,00%, còn VNIndex → XAU bằng 13,86 điểm phần trăm. Do đó, hai phương pháp không cung cấp bằng chứng hoàn toàn đồng nhất để khẳng định vàng là tài sản trú ẩn an toàn; kết luận phù hợp hơn là quan hệ rủi ro giữa VNIndex và XAU yếu ở nhiều cấu phần nhưng thay đổi theo hướng và giai đoạn.

Đối với cụm Nikkei 225, KOSPI và TWII, hai phương pháp đều cho thấy mức độ kết nối đáng chú ý trong COVID-19 nhưng phản ánh các khía cạnh khác nhau. Elliptical Copula ghi nhận phụ thuộc đuôi tương đối cao của VNIndex với TWII và KOSPI, lần lượt là 0,1848 và 0,1469. Trong DY, ba thị trường này chiếm khoảng 92,7%

FROM và 62,4% TO của VNIndex trong giai đoạn COVID-19. Kết quả cho thấy cụm Đông Á có vai trò quan trọng, đặc biệt ở chiều rủi ro truyền vào VNIndex, nhưng mức độ tập trung không giống nhau giữa hai chiều.

4.4.2. Giá trị bổ sung của hai cách tiếp cận

Bên cạnh các điểm hội tụ, sự khác biệt giữa hai phương pháp mới là nơi mang lại giá trị đóng góp học thuật cao nhất của luận án, vì mỗi phương pháp bộc lộ một khía cạnh mà phương pháp còn lại không thể quan sát được.

Copula cho phép nhận diện bất đối xứng đuôi mà DY không đo lường trực tiếp. Kết quả Archimedean cho thấy cấu trúc phụ thuộc đuôi thay đổi theo cặp và theo giai đoạn. Trong COVID-19, phụ thuộc đuôi dưới tăng rõ ở cặp VNIndex-Nikkei 225 và VNIndex-TWII, trong khi KOSPI giảm nhẹ ở đuôi dưới nhưng tăng ở đuôi trên. Vì vậy, kết quả nên được diễn giải là bằng chứng về sự thay đổi của đồng biến động cực đoan, không phải là kiểm định trực tiếp hiện tượng contagion.

DY phát hiện chiều hướng và vị thế ròng trong mạng lưới đa biến mà Copula không đo lường được. Copula ước lượng cấu trúc phụ thuộc theo từng cặp song phương một cách độc lập, do đó không thể trả lời câu hỏi tổng thể hơn: xét trong toàn hệ thống 9 thị trường, VNIndex là bên "phát" hay "nhận" rủi ro ròng, và vị thế này thay đổi ra sao theo thời gian? Đây chính là giá trị cốt lõi mà chỉ DY mới cung cấp được: phát hiện VNIndex đảo chiều từ vị thế nhận ròng (-28,85% trước dịch) sang truyền phát ròng (+16,37% trong dịch) rồi trở về gần điểm cân bằng (+2,20% sau dịch), đồng thời chỉ ra rằng tính tự chủ nội tại của VNIndex suy giảm đơn điệu qua ba giai đoạn (56,85% → 34,30% → 30,90%), bằng chứng phù hợp với mức độ kết nối cao hơn trong phạm vi mẫu nghiên cứu mà cấu trúc phụ thuộc cặp đôi tĩnh của Copula không thể nắm bắt.

Kết luận tổng hợp về giá trị phương pháp luận: việc luận án lựa chọn triển khai song song hai phương pháp, thay vì chỉ dùng một trong hai, đã lấp đầy khoảng trống mà mỗi phương pháp đơn lẻ để lại. Copula trả lời câu hỏi "phụ thuộc mạnh đến đâu và có đối xứng hay không giữa từng cặp", còn DY trả lời câu hỏi "ai lan tỏa rủi ro cho

ai và với cường độ ròng bao nhiêu trong toàn hệ thống". Hai câu trả lời này bổ sung cho nhau để dựng nên bức tranh đầy đủ về vị thế của VNIndex trong mạng lưới tài chính khu vực.

4.4.3. Điểm chưa hoàn toàn nhất quán và diễn giải nguyên nhân

Một điểm khác biệt đáng chú ý giữa các phương pháp là trường hợp cặp VNIndex-TWII và VNIndex-STI sau COVID-19. Ma trận tương quan Pearson (Bảng 4.2) cho thấy hai cặp này duy trì mức tương quan cao bền vững, gần như không giảm so với đỉnh điểm đại dịch. Tuy nhiên, hệ số ρ trong Copula t-Student (Bảng 4.10) lại cho thấy xu hướng suy giảm rõ rệt ở giai đoạn hậu COVID-19 (TWII giảm mạnh nhất, từ 0,274 xuống 0,204). Nguyên nhân của sự khác biệt này, như luận án đã lý giải, nằm ở bản chất đo lường khác nhau: tương quan Pearson là thước đo tuyến tính toàn cục trên chuỗi lợi suất gốc, trong khi tham số ρ của Copula được ước lượng trên phần dư chuẩn hóa sau khi đã loại bỏ động học tự tương quan và GARCH, tức phản ánh phần phụ thuộc "thuần túy" còn lại sau khi kiểm soát các yếu tố biến động riêng của từng chuỗi. Sự khác biệt này không mâu thuẫn về mặt logic mà ngược lại minh họa đúng giá trị của việc dùng mô hình điều kiện (conditional copula) thay vì chỉ dựa vào tương quan thô: một phần của "tương quan cao bền vững" quan sát được ở dữ liệu gốc thực chất có thể bắt nguồn từ việc cả hai chuỗi cùng chịu ảnh hưởng của biến động chung mang tính giai đoạn (regime), chứ không hoàn toàn phản ánh phụ thuộc có điều kiện thực sự giữa hai thị trường.

4.4.4. Hàm ý tổng hợp: Ba đặc điểm cốt lõi về vị thế Việt Nam

Kết hợp toàn bộ bằng chứng từ hai nhánh phương pháp, luận án rút ra ba đặc điểm cốt lõi và nhất quán về vị thế của Việt Nam trong mạng lưới tài chính khu vực xuyên suốt giai đoạn 2015-2025:

Thứ nhất, mức độ kết nối của VNIndex với hệ thống tăng qua ba giai đoạn trong phạm vi mẫu nghiên cứu. Bằng chứng chính là phần tự giải thích của VNIndex giảm từ 56,85% xuống 34,30% và 30,90%, trong khi FROM tăng tương ứng. Kết quả này

phản ánh mức phụ thuộc vào cú sốc chéo cao hơn trong mẫu 2015-2025, nhưng không đủ để khẳng định quá trình hội nhập là không thể đảo ngược ngoài giai đoạn quan sát.

Thứ hai, cấu trúc phụ thuộc đuôi giữa VNIndex và các thị trường chứng khoán châu Á mang tính bất đối xứng và không đồng nhất. Trong COVID-19, λL của Nikkei 225 tăng từ 0,063 lên 0,204 và của TWII tăng từ 0,059 lên 0,102, trong khi λL của KOSPI giảm nhẹ từ 0,149 xuống 0,130. Kết quả cho thấy đồng biến động cực đoan thay đổi theo từng cặp, thay vì cùng gia tăng theo một tỷ lệ chung cho toàn bộ cụm Đông Á.

Thứ ba, vị thế truyền hoặc tiếp nhận ròng của VNIndex thay đổi đáng kể theo thời gian. Các điểm đảo chiều trên Hình 4.4-Hình 4.6 xuất hiện cùng thời kỳ có nhiều thay đổi về thanh khoản, dòng vốn và điều kiện thị trường trong nước. Những liên hệ này có giá trị thảo luận bối cảnh, nhưng chưa chứng minh rằng các sự kiện nội địa là nguyên nhân trực tiếp của biến động NET.

Tổng hợp lại, các bằng chứng mô tả có thể kiểm chứng nêu rải rác ở các mục 4.3.2-4.3.4 - biến động cấu trúc cổ đông và dòng vốn gắn với làn sóng IPO/thoái vốn quy mô lớn (Vinhomes, Techcombank, Vincom Retail) cùng dòng vốn ETF trong giai đoạn 2017-2018; căng thẳng thương mại Mỹ-Trung và đợt điều chỉnh giá từ đỉnh 1.204 điểm trong giai đoạn 2018-2019; thay đổi thanh khoản và tâm lý nhà đầu tư trong giai đoạn COVID-19; cùng kỳ vọng về tiến trình nâng hạng thị trường sau COVID-19 - cung cấp một bức tranh bối cảnh nhất quán về các thời điểm VNIndex chuyển đổi vị thế truyền hay tiếp nhận rủi ro ròng. Cần nhấn mạnh rằng đây là giải thích bối cảnh (contextual explanation) dựa trên sự trùng hợp về thời điểm giữa diễn biến chỉ số DY động và các sự kiện thị trường trong nước đã được ghi nhận, không phải là cơ chế nhân quả đã được kiểm định trực tiếp bằng mô hình thống kê. Việc xác lập quan hệ nhân quả giữa các yếu tố này với vị thế lan tỏa rủi ro của VNIndex đòi hỏi các kiểm định chuyên biệt (ví dụ: phân tích sự kiện, mô hình có biến công cụ hoặc kiểm định nhân quả Granger), nằm ngoài phạm vi của luận án và được đề xuất là hướng nghiên cứu tiếp theo ở Chương 5.

Ba đặc điểm này được rút ra từ khung phương pháp tương ứng và được đối chiếu chéo với khung còn lại: đặc điểm thứ nhất và thứ ba dựa trên các chỉ tiêu của khung Diebold-Yilmaz, đặc điểm thứ hai dựa trên hệ số phụ thuộc đuôi của khung Copula, trong đó kết quả của hai khung không mâu thuẫn với nhau. Trên cơ sở đó, các hàm ý chính sách và khuyến nghị quản trị rủi ro danh mục được trình bày ở Chương 5.

TÓM TẮT CHƯƠNG 4

Chương 4 đã trình bày và thảo luận kết quả Copula có điều kiện cho thấy cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với các thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI mang tính không đồng nhất và thay đổi theo giai đoạn. Nhóm Elliptical cho thấy phụ thuộc đối xứng nổi bật hơn ở một số cặp chứng khoán châu Á, đặc biệt là TWII và KOSPI trong giai đoạn COVID-19; trong khi nhóm Archimedean xác nhận sự hiện diện của bất đối xứng đuôi nhưng hướng bất đối xứng khác nhau giữa các cặp. Trên cơ sở đó, cả ba giả thuyết của nhánh Copula có điều kiện đều được kết quả thực nghiệm ủng hộ: GT1 về tính phi tuyến và không đồng nhất, GT2 về sự tồn tại và bất đối xứng của phụ thuộc đuôi, và GT3 về sự khác biệt giữa ba giai đoạn. VaR tăng mạnh về độ lớn trong COVID-19 và giảm sau COVID-19, song phần lớn chưa trở lại mức trước đại dịch. Kết quả hậu kiểm Kupiec POF cho thấy 142 trong tổng số 144 phép kiểm định đạt yêu cầu, tương ứng 98,61%, phản ánh sự phù hợp về tỷ lệ vi phạm VaR trong phần lớn trường hợp.

Đối với phương pháp Diebold-Yilmaz, kết quả tại mức VaR 95% cho thấy TCI tăng từ 39,89% trước COVID-19 lên 48,52% trong COVID-19 và 53,01% sau COVID-19. VNIndex chuyển từ vị thế tiếp nhận rủi ro ròng với NET = −28,85% trước đại dịch sang truyền rủi ro ròng với NET = 16,37% trong COVID-19 và NET = 2,20% sau COVID-19. Kết quả NPS đồng thời cho thấy cường độ và hướng truyền dẫn giữa VNIndex với từng thị trường đối tác không đồng nhất và thay đổi theo giai đoạn. Trên cơ sở đó, bốn giả thuyết nghiên cứu của nhánh Diebold-Yilmaz đều được kết quả thực nghiệm ủng hộ.

CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

5.1. KẾT LUẬN VỀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU CHÍNH CỦA LUẬN ÁN

Chương này tổng hợp các phát hiện thực nghiệm chính của luận án được trình bày chi tiết tại Chương 4, dựa trên hai nhánh phân tích bổ sung cho nhau: Copula có điều kiện, dùng để nhận diện cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex với từng thị trường đối tác; và mô hình lan tỏa rủi ro Diebold-Yilmaz (2012), dùng để đo lường mức độ kết nối tổng thể, hướng lan tỏa và vị thế truyền dẫn hay tiếp nhận rủi ro của VNIndex trong một hệ thống gồm đồng thời chín thị trường. Hai phương pháp trả lời hai câu hỏi nghiên cứu khác nhau và được xây dựng trên hai nền tảng thống kê khác nhau, nên kết quả của chúng được diễn giải theo hướng bổ sung lẫn nhau, không thay thế nhau, và không được hiểu như bằng chứng về quan hệ nhân quả giữa các thị trường. Cách tiếp cận song song này nhằm khắc phục hạn chế của việc chỉ dựa vào một loại mô hình duy nhất, khi thước đo phụ thuộc theo cặp và thước đo kết nối mạng lưới phản ánh những khía cạnh khác nhau của mối liên hệ giữa các thị trường.

5.1.1. Kết luận về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế

Kết quả ước lượng cho thấy cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với sáu thị trường chứng khoán quốc tế (S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII), vàng quốc tế (XAU) và dầu thô quốc tế (WTI) không thể được mô tả đầy đủ bằng một họ Copula duy nhất cho toàn bộ mẫu nghiên cứu. Họ Copula tối ưu, cường độ phụ thuộc và hình dạng phụ thuộc đuôi thay đổi theo từng cặp thị trường và theo từng giai đoạn trước, trong và sau COVID-19. Phát hiện này nhất quán với lập luận của Patton (2006) rằng cấu trúc phụ thuộc tài chính mang tính có điều kiện và không cố định, đồng thời mở rộng phát hiện của Rodriguez (2007) về sự thay đổi phụ thuộc đuôi trong giai đoạn khủng hoảng sang bối cảnh cụ thể của một thị trường cận biên đang chuyển tiếp lên mới nổi như Việt Nam. Đối với hai thị trường hàng hóa quốc tế, phát hiện về cường độ phụ thuộc thấp hơn so với nhóm thị trường chứng khoán cũng phù hợp với bằng

chứng trong nước của Nguyen và cộng sự (2023) về lan tỏa giữa vàng, dầu và thị trường chứng khoán Việt Nam, trong đó vàng và dầu chủ yếu đóng vai trò tiếp nhận cú sốc, cho thấy hai kênh hàng hóa này có liên kết yếu và kém ổn định hơn so với các kênh liên kết tài chính thuần túy.

Trước COVID-19, mức độ phụ thuộc giữa VNIndex và phần lớn các thị trường chứng khoán quốc tế nhìn chung ở mức thấp đến trung bình, phản ánh một giai đoạn thị trường vận hành tương đối bình thường với mức độ đồng biến hạn chế. Cặp VNIndex-TWII là ngoại lệ đáng chú ý, với hệ số phụ thuộc đuôi cao nhất trong giai đoạn này theo mô hình Copula được lựa chọn; do hệ số phụ thuộc đuôi được xác định bởi họ Copula, đặc điểm đối xứng hay bất đối xứng của phụ thuộc đuôi ở cặp này cần được diễn giải gắn với mô hình được lựa chọn. Ngược lại, quan hệ giữa VNIndex và hai thị trường hàng hóa quốc tế - vàng và dầu thô - có cường độ phụ thuộc yếu hơn nhiều so với nhóm thị trường chứng khoán, không thể hiện phụ thuộc đuôi rõ rệt. Kết quả này phù hợp với quan sát chung trong tài liệu quốc tế rằng vàng và dầu thô thường có mức độ đồng biến với thị trường chứng khoán khu vực thấp hơn so với mức độ đồng biến giữa các thị trường chứng khoán với nhau, do khác biệt về động lực giá và nhóm nhà đầu tư tham gia.

Trong giai đoạn COVID-19, phụ thuộc cực trị gia tăng rõ rệt ở một số cặp thị trường chứng khoán, đặc biệt là VNIndex với KOSPI và VNIndex với TWII, nhưng mức tăng này không đồng loạt trên toàn bộ tám cặp thị trường được nghiên cứu. Điều này cho thấy mức đồng biến cực trị trong giai đoạn COVID-19 gia tăng có chọn lọc, rõ hơn ở một số cặp thị trường khu vực, thay vì đồng loạt trên toàn bộ các cặp. Kết quả này phản ánh sự khác biệt của cấu trúc phụ thuộc giữa các giai đoạn; phụ thuộc đuôi gia tăng được hiểu là đồng biến động cực đoan mạnh hơn, không tự động đồng nghĩa với lây nhiễm tài chính (contagion) và cũng không đủ để xác định đại dịch là nguyên nhân duy nhất. Phát hiện này tương đồng với các bằng chứng của Syllignakis và Kouretas (2011) cũng như Nguyen và cộng sự (2022) về sự gia tăng liên kết giữa các thị trường chứng khoán mới nổi trong giai đoạn khủng hoảng, đồng thời bổ sung một sắc thái quan trọng: mức độ gia tăng phụ thuộc trong khủng hoảng là không đồng

nhất giữa các cặp thị trường, thay vì lan tỏa đều khắp như một số nghiên cứu trước đây ngụ ý khi chỉ xem xét tương quan trung bình.

Sau COVID-19, phụ thuộc giữa VNIndex và các thị trường chứng khoán quốc tế nhìn chung có xu hướng điều chỉnh nhưng không đồng đều và chưa hoàn toàn quay về trạng thái trước đại dịch, đặc biệt cặp VNIndex-TWII vẫn duy trì phụ thuộc đuôi ở mức đáng chú ý. Đối với vàng, cấu trúc phụ thuộc chuyển sang thể hiện quan hệ nghịch biến nhẹ, không có phụ thuộc đuôi, phù hợp với vai trò phòng hộ và đa dạng hóa có điều kiện của vàng được thảo luận trong tài liệu của Baur và Lucey (2010) cũng như Baur và McDermott (2010). Tuy nhiên, luận án không kiểm định trực tiếp vai trò trú ẩn an toàn (safe haven) theo nghĩa chặt, nên kết quả này chỉ được xem là phù hợp với vai trò đó, chưa đủ để khẳng định. Đối với dầu thô, phụ thuộc đuôi dưới với VNIndex có xu hướng xuất hiện rõ hơn so với giai đoạn trước, dù mức độ còn khiêm tốn; do đó, luận án không tìm thấy đủ căn cứ để khẳng định quan hệ đồng biến cực trị giữa VNIndex và WTI gia tăng mạnh sau đại dịch, khác với một số kỳ vọng ban đầu dựa trên diễn biến giá năng lượng biến động mạnh trong giai đoạn hậu COVID-19.

Các ước lượng Value-at-Risk đi kèm cung cấp thêm bằng chứng về mức độ tổn thất cực đoan giữa các cặp thị trường, trong đó cặp VNIndex-WTI ghi nhận mức tổn thất tiềm năng lớn nhất trong giai đoạn COVID-19 so với các cặp còn lại. Kết quả kiểm định hậu nghiệm Kupiec cho thấy tuyệt đại đa số các trường hợp không bác bỏ tính phù hợp của mô hình VaR đã ước lượng, với chỉ một số rất ít ngoại lệ tập trung ở cặp VNIndex-STI tại mức tin cậy 90% trước COVID-19. Điều này củng cố độ tin cậy của các ước lượng VaR danh mục từ nhánh Copula; cần lưu ý rằng kiểm định Kupiec được thực hiện cho VaR của nhánh Copula, còn các chuỗi VaR 95% đơn biến dùng làm đầu vào cho Diebold-Yilmaz được xây dựng riêng từ mô hình biên của từng thị trường, đồng thời nhắc nhở rằng mức độ phù hợp của mô hình rủi ro không đồng nhất tuyệt đối giữa mọi cặp thị trường và mọi mức tin cậy.

Khác với nhánh Diebold-Yilmaz, nhánh Copula có điều kiện được sử dụng để trả lời câu hỏi nghiên cứu về đặc điểm của cấu trúc phụ thuộc, bao gồm mức độ phụ thuộc, tính đối xứng hay bất đối xứng và phụ thuộc đuôi, thông qua lựa chọn họ Copula theo tiêu chí AIC và các hệ số phụ thuộc đuôi được suy ra từ mô hình được lựa chọn. Quy trình này mang tính nhận diện và mô tả cấu trúc, không tạo ra một phép kiểm định giả thuyết theo nghĩa thống kê; vì vậy, ba giả thuyết GT1, GT2 và GT3 của nhánh này được phát biểu tại mục 3.3.2 dưới dạng kỳ vọng nghiên cứu và được đối chiếu bằng kết quả lựa chọn họ Copula cùng các hệ số phụ thuộc đuôi, thay vì bằng một phép kiểm định thống kê theo nghĩa chặt. Đối chiếu với ba giả thuyết nêu trên, kết quả thực nghiệm cho thấy ba đặc điểm chính: (i) tồn tại phụ thuộc giữa VNIndex với các thị trường đối tác, với cường độ khác nhau giữa nhóm thị trường chứng khoán và nhóm hàng hóa, và không một họ Copula duy nhất nào mô tả được toàn bộ các cặp, phù hợp với GT1; (ii) phụ thuộc đuôi xuất hiện ở một số cặp thị trường và giai đoạn nhất định, với mức độ và chiều bất đối xứng khác nhau giữa các cặp, phù hợp với GT2; (iii) cấu trúc phụ thuộc khác nhau theo cặp thị trường và theo giai đoạn nghiên cứu, phù hợp với GT3. Về tính bất đối xứng của phụ thuộc đuôi, bằng chứng không đồng nhất: ưu thế của đuôi dưới xuất hiện ở một số nhưng không phải toàn bộ các trường hợp, và cặp VNIndex-TWII ở một số giai đoạn cho thấy phụ thuộc đuôi trên lớn hơn đuôi dưới. Do hệ số phụ thuộc đuôi phụ thuộc vào họ Copula được lựa chọn, các nhận định về bất đối xứng đuôi được diễn giải thận trọng và gắn với mô hình tối ưu của từng cặp, từng giai đoạn. Kết quả này phù hợp với quan điểm của Aloui và cộng sự (2011) rằng tính bất đối xứng của phụ thuộc tài chính cần được xem xét như một đặc điểm có điều kiện, thay đổi theo bối cảnh, hơn là một quy luật phổ quát áp dụng đồng nhất cho mọi cặp thị trường.

Nhìn rộng hơn, phát hiện của luận án về sự khác biệt trong cường độ phụ thuộc giữa nhóm thị trường chứng khoán và nhóm hàng hóa quốc tế cũng phù hợp với một mảng nghiên cứu khác về vai trò của vàng và dầu thô như những tài sản có động lực giá tương đối độc lập với thị trường cổ phiếu trong phần lớn thời gian, chỉ hội tụ mạnh hơn trong các giai đoạn căng thẳng tài chính toàn cầu. Việc luận án tìm thấy bằng

chứng tương tự cho trường hợp Việt Nam, một thị trường có đặc điểm khá khác biệt so với các thị trường phát triển thường được nghiên cứu trong tài liệu quốc tế, góp phần bổ sung bằng chứng cho phát hiện này đồng thời làm rõ thêm sắc thái riêng của bối cảnh một thị trường cận biên.

Một điểm đáng chú ý khác là mức độ phụ thuộc và phụ thuộc đuôi giữa VNIndex và các thị trường chứng khoán Đông Á, đặc biệt là TWII và KOSPI, nhìn chung cao hơn so với các thị trường Đông Nam Á như STI trong phần lớn các giai đoạn. Điều này có thể phản ánh mức độ tương đồng cao hơn về cấu trúc ngành, chu kỳ kinh tế và dòng vốn đầu tư gián tiếp giữa Việt Nam với các nền kinh tế Đông Á theo định hướng xuất khẩu, so với các thị trường Đông Nam Á có cơ cấu kinh tế và chính sách tiền tệ khác biệt hơn. Đây là một khía cạnh luận án chỉ có thể quan sát và mô tả bằng thực nghiệm, chứ chưa đủ cơ sở dữ liệu để kiểm định trực tiếp cơ chế kinh tế đằng sau sự khác biệt theo khu vực địa lý này. Phát hiện này cũng phần nào tương đồng với bằng chứng của Nguyễn Phúc Cảnh, Phan Gia Quyền và Hà Thị Mỹ Duyên (2016) về tác động lan tỏa từ thị trường chứng khoán Trung Quốc đến các thị trường chứng khoán Đông Nam Á, trong đó mức độ lan tỏa được ghi nhận là không đồng nhất giữa các thị trường tiếp nhận; kết quả của luận án bổ sung thêm bằng chứng cho thấy chính đặc điểm cơ cấu kinh tế và mức độ hội nhập của từng thị trường tiếp nhận, chứ không chỉ nguồn phát tín hiệu, cũng góp phần quyết định cường độ lan tỏa quan sát được.

5.1.2. Kết luận về lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế

Khác với Copula vốn xem xét từng cặp thị trường một cách độc lập, khung Diebold-Yilmaz (2012) được ước lượng đồng thời trên hệ thống gồm chín chuỗi VaR 95% của VNIndex và tám thị trường đối tác, qua đó các chỉ tiêu về mức độ nhận rủi ro từ hệ thống (FROM), mức độ truyền rủi ro ra hệ thống (TO), vị thế ròng (NET) và lan tỏa ròng theo cặp phản ánh đóng góp tương đối của từng thị trường trong toàn mạng lưới, chứ không phải kết quả của một phép so sánh song phương riêng lẻ. Đây là điểm khác biệt căn bản về mặt phương pháp luận so với Copula, và cũng là lý do luận án

đặt ra bốn giả thuyết nghiên cứu riêng, từ H1 đến H4, cho nhánh phân tích này: các chỉ tiêu TCI, FROM, TO, NET và NPS cho phép phát biểu các kỳ vọng có hướng về mức độ kết nối và vị thế lan tỏa để đối chiếu giữa các giai đoạn, trong khi nhánh Copula được sử dụng để nhận diện và mô tả đặc điểm của cấu trúc phụ thuộc.

Kết quả kiểm định giả thuyết H1 về sự tồn tại của lan tỏa rủi ro có hướng giữa VNIndex và toàn bộ tám thị trường đối tác được ủng hộ rõ ràng ở cả ba giai đoạn nghiên cứu: ma trận phân rã phương sai tổng quát luôn ghi nhận đóng góp chéo đáng kể giữa VNIndex và từng thị trường còn lại, không có trường hợp nào thể hiện sự tách biệt hoàn toàn. Phát hiện này phù hợp với nhận định rằng thị trường chứng khoán Việt Nam có kết nối rủi ro với các thị trường khu vực trong phạm vi mẫu, phù hợp với hướng lập luận của Diebold và Yilmaz (2009, 2012) về tính kết nối phổ biến của các thị trường tài sản hiện đại, đồng thời bổ sung bằng chứng thực nghiệm mới cho một thị trường cận biên chuyển tiếp mà tài liệu quốc tế hiện còn tương đối hạn chế. Như vậy, kết quả thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H1.

Giả thuyết H2 về sự gia tăng mức độ kết nối tổng thể trong giai đoạn COVID-19 cũng được ủng hộ, khi Chỉ số Lan tỏa Tổng thể tăng liên tục qua ba giai đoạn nghiên cứu, từ 39,89% trước COVID-19 lên 48,52% trong COVID-19 và tiếp tục tăng lên 53,01% sau COVID-19, và không quay trở lại mức nền ngay cả sau khi đại dịch kết thúc trong phạm vi mẫu quan sát. Xu hướng này song hành với sự suy giảm liên tục của tỷ trọng phương sai dự báo mà chính VNIndex tự giải thích, cho thấy các cú sốc từ bên ngoài giải thích tỷ trọng lớn hơn trong phương sai sai số dự báo rủi ro của VNIndex qua ba giai đoạn. Kết quả này tương đồng với các phát hiện phổ biến trong tài liệu về kết nối tài chính, vốn thường ghi nhận mức độ kết nối gia tăng trong và sau các giai đoạn khủng hoảng lớn, nhưng đồng thời cũng nhắc nhở rằng mức độ kết nối cao hơn không đồng nghĩa với việc có thể quy kết nguyên nhân duy nhất cho đại dịch, khi giai đoạn hậu COVID-19 còn chịu ảnh hưởng của nhiều cú sốc địa chính trị và hàng hóa khác. Như vậy, kết quả thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H2; do các chỉ số là ước lượng điểm chưa kèm khoảng tin cậy, sự gia tăng này được hiểu là phù hợp với kỳ vọng nghiên cứu, chưa phải bằng chứng thống kê về chênh lệch giữa các giai đoạn.

Điểm đáng lưu ý là mức độ kết nối không tăng rồi giảm theo hình chữ U ngược như một số nghiên cứu về khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008 từng ghi nhận, mà tiếp tục duy trì xu hướng tăng ngay cả khi đại dịch đã lắng xuống. Diễn biến này là bằng chứng phù hợp với mức độ kết nối cao hơn trong phạm vi mẫu, nhưng ba ước lượng theo giai đoạn chưa đủ để kết luận về một xu hướng hội nhập tài chính dài hạn có tính cấu trúc, cũng như chưa đủ để quy kết nguyên nhân cho riêng COVID-19, vì cùng thời kỳ còn có những thay đổi về chính sách tiền tệ, thanh khoản, dòng vốn, giá hàng hóa và tâm lý nhà đầu tư. Khả năng đại dịch đóng vai trò như một chất xúc tác chỉ là một giải thích bối cảnh cần được kiểm chứng thêm, và gợi mở một hướng nghiên cứu tiếp theo đáng chú ý về mối quan hệ giữa các cú sốc lớn và tốc độ hội nhập tài chính của các thị trường cận biên.

Giả thuyết H3 về sự thay đổi vị thế của thị trường chứng khoán Việt Nam trong mạng lưới lan tỏa được ủng hộ bởi một trong những phát hiện đáng chú ý nhất của luận án: chỉ số NET của VNIndex chuyển từ trạng thái âm rõ rệt trước COVID-19, thể hiện vị thế tiếp nhận rủi ro ròng, sang trạng thái dương trong giai đoạn COVID-19, thể hiện vị thế truyền dẫn rủi ro ròng, và tiếp tục là bên truyền ròng dù với cường độ suy giảm ở giai đoạn sau COVID-19. Mức chênh lệch NET giữa hai giai đoạn đầu là lớn về giá trị ước lượng, cho thấy vai trò của thị trường Việt Nam trong hệ thống đã thay đổi đáng kể trong phạm vi mẫu. Sự đảo chiều vị thế này không được luận án diễn giải như một quan hệ nhân quả kinh tế đơn lẻ, mà như một tín hiệu định lượng cho thấy vai trò của VNIndex trong hệ thống khu vực đã thay đổi; các yếu tố như quá trình hội nhập tài chính, sự tham gia của nhà đầu tư nước ngoài hay thay đổi trong cấu trúc thị trường chỉ được xem là giải thích bối cảnh, chưa phải cơ chế đã được kiểm định trong luận án. Như vậy, kết quả thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H3.

Phát hiện về sự đảo chiều vị thế của VNIndex cũng đặt ra một câu hỏi thú vị khi đối chiếu với các nghiên cứu về kết nối tài chính tại các thị trường mới nổi khác trong khu vực Đông Nam Á và Đông Á, vốn thường mô tả các thị trường cận biên và mới nổi như những bên tiếp nhận rủi ro thụ động trong phần lớn thời gian nghiên cứu. Kết quả của luận án cho thấy vị thế này không nhất thiết cố định; mối liên hệ giữa sự thay

đổi vị thế với quá trình phát triển thị trường vốn, mở cửa tài khoản vốn và gia tăng độ sâu tài chính là một giải thích hợp lý nhưng chưa được kiểm định trực tiếp trong luận án. Điều này góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho thảo luận về vai trò của các thị trường cận biên trong mạng lưới tài chính toàn cầu, vốn trước đây thường được mặc định là tương đối tĩnh.

Giả thuyết H4 về tính không đồng nhất của mức độ và hướng lan tỏa giữa các thị trường đối tác cũng được kết quả thực nghiệm ủng hộ. Một số thị trường duy trì vai trò tương đối ổn định qua cả ba giai đoạn - tiêu biểu là TWII luôn duy trì vị thế truyền dẫn rủi ro ròng, giữ mức cao nhất hệ thống ở hai giai đoạn đầu với NET = 55,89% trước COVID-19 và 21,26% trong COVID-19, rồi đứng thứ hai sau S&P 500 ở giai đoạn sau COVID-19 với 30,67% so với 32,77%; còn XAU luôn là bên tiếp nhận rủi ro ròng với cường độ gia tăng dần theo thời gian, từ −1,37% lên −18,18% rồi −51,71% - trong khi một số thị trường khác lại thể hiện sự đảo chiều vị thế tương tự như VNIndex, chẳng hạn S&P 500 và Nikkei 225 chuyển từ tiếp nhận sang truyền dẫn ròng, còn STI lại đi theo chiều ngược lại. Tính không đồng nhất này cho thấy vai trò của từng thị trường trong mạng lưới lan tỏa khu vực không thể được suy diễn từ đặc điểm chung của nhóm thị trường mới nổi hay phát triển, mà cần được đánh giá riêng theo từng trường hợp và từng giai đoạn cụ thể. Như vậy, kết quả thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H4.

Như vậy, cả bốn giả thuyết H1, H2, H3 và H4 của nhánh phân tích Diebold-Yilmaz đều được kết quả thực nghiệm ủng hộ qua ba giai đoạn nghiên cứu, với lưu ý rằng các chỉ số Diebold-Yilmaz là ước lượng điểm và phản ánh mức độ kết nối ngắn hạn giữa các biểu diễn VaR đã được làm dừng. Phát hiện cốt lõi không chỉ dừng lại ở việc ghi nhận mức độ kết nối cao hơn trong và sau giai đoạn COVID-19, mà quan trọng hơn là chỉ ra sự thay đổi đáng kể trong vai trò của VNIndex và các thị trường đối tác trong mạng lưới lan tỏa rủi ro khu vực. Điều này hàm ý rằng công tác giám sát ổn định tài chính đối với thị trường Việt Nam cần đồng thời quan tâm đến ba lớp thông tin bổ sung cho nhau: mức độ kết nối tổng thể của toàn hệ thống, hướng lan tỏa cụ thể giữa từng cặp thị trường, và sự thay đổi vai trò truyền dẫn hay tiếp nhận rủi ro của

thị trường Việt Nam theo thời gian, thay vì chỉ theo dõi biến động nội tại của VNIndex như một thước đo rủi ro độc lập.

Đối chiếu rộng hơn với tài liệu quốc tế về kết nối tài chính, phát hiện của luận án về tính không đồng nhất giữa các thị trường đối tác của Việt Nam - với TWII và XAU giữ vai trò tương đối ổn định qua các giai đoạn, trong khi S&P 500, Nikkei 225 và STI lại thể hiện sự đảo chiều - cũng phù hợp với quan sát chung rằng mạng lưới lan tỏa tài chính toàn cầu không có cấu trúc trung tâm ngoại vi cố định, mà thường xuyên tái cấu trúc theo diễn biến kinh tế vĩ mô và chính sách tiền tệ của từng khu vực. Điều này củng cố thêm luận điểm rằng các nghiên cứu về kết nối tài chính, bao gồm cả nghiên cứu này, cần được cập nhật định kỳ thay vì xem một kết quả ước lượng tại một thời điểm là đại diện cố định cho cấu trúc lan tỏa của thị trường trong dài hạn.

5.1.3. Kết luận tổng hợp về hệ thống thị trường tài chính

Nhìn chung, hai nhánh phân tích của luận án cùng cho thấy bằng chứng phù hợp với mức gắn kết cao hơn của thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường khu vực và quốc tế trong phạm vi mẫu, nhưng mối liên kết này mang tính dị biệt theo từng thị trường đối tác và phụ thuộc vào trạng thái của toàn hệ thống, thay vì vận hành theo một cơ chế cố định và đồng nhất. Copula xác định hình dạng của mối phụ thuộc song phương, đặc biệt tại các vùng đuôi của phân phối lợi suất, nơi rủi ro cực đoan có xu hướng biểu hiện rõ nhất; trong khi Diebold-Yilmaz xác định vị thế tương đối và hướng lan tỏa của từng thị trường trong toàn bộ mạng lưới. Sự phân biệt giữa hai tầng kết quả này có ý nghĩa quan trọng về mặt diễn giải: một chỉ số kết nối tổng thể gia tăng không đồng nghĩa với việc mọi hệ số phụ thuộc theo cặp đều tăng tương ứng, và một cặp thị trường có phụ thuộc đuôi cao không nhất thiết đồng thời là một kênh truyền dẫn rủi ro ròng mạnh trong hệ thống. Tương tự, phụ thuộc đuôi hay mức kết nối gia tăng được hiểu là đồng biến động cực đoan hoặc liên kết thống kê mạnh hơn, không tự động đồng nghĩa với lây nhiễm tài chính (contagion) hay rủi ro hệ thống (systemic risk) theo nghĩa chặt.

Việc lựa chọn Diebold–Yilmaz làm phương pháp phân tích trạng thái hệ thống, thay vì chỉ dừng lại ở việc mô tả tác động song phương giữa từng cặp thị trường, xuất phát từ mục tiêu nghiên cứu hướng đến một câu hỏi mang tính hệ thống hơn: thị trường chứng khoán Việt Nam giữ vai trò gì trong tổng thể mạng lưới rủi ro khu vực, và vai trò đó thay đổi ra sao qua thời gian. Cách đặt vấn đề này phù hợp hơn với yêu cầu thực tiễn của công tác giám sát ổn định tài chính vĩ mô, vốn quan tâm đến mức độ kết nối và các kênh lan tỏa ở cấp độ toàn hệ thống nhiều hơn là tác động song phương giữa hai thị trường đơn lẻ, đồng thời bổ sung một chiều thông tin mà phân tích Copula theo cặp riêng lẻ không thể cung cấp: vị thế tương đối của VNIndex trong toàn bộ mạng lưới chín thị trường.

Đối với thị trường vàng quốc tế, hai nhánh kết quả cùng đưa ra một bức tranh nhất quán nhưng cần được diễn giải thận trọng: quan hệ phụ thuộc với VNIndex nhìn chung yếu và mang dấu âm nhẹ ở một số giai đoạn theo Copula, trong khi XAU luôn là bên tiếp nhận rủi ro ròng theo Diebold-Yilmaz. Tổ hợp bằng chứng này gợi ý tiềm năng đa dạng hóa có điều kiện của vàng đối với danh mục có tỷ trọng lớn cổ phiếu Việt Nam, phù hợp với hướng lập luận của Baur và Lucey (2010) cũng như Baur và McDermott (2010) về vai trò phòng hộ và trú ẩn có điều kiện của vàng. Tuy nhiên, do luận án không kiểm định trực tiếp tính chất trú ẩn an toàn (safe haven) trong các giai đoạn thị trường giảm mạnh, kết quả chỉ nên được hiểu là phù hợp với tiềm năng đa dạng hóa, chưa đủ để khẳng định vàng là tài sản trú ẩn an toàn.

Đối với dầu thô quốc tế, mức tổn thất tiềm năng đo bằng VaR giữa VNIndex và WTI đặc biệt lớn trong giai đoạn COVID-19, nhưng cấu trúc phụ thuộc đuôi ở giai đoạn sau đại dịch lại không thể hiện xu hướng gia tăng rõ rệt, đồng thời vị thế của WTI trong hệ thống Diebold-Yilmaz đang tiến dần về trạng thái trung lập hơn là giữ vai trò một kênh truyền dẫn rủi ro chủ động. Vì vậy, luận án khuyến nghị dầu thô quốc tế cần được nhìn nhận chủ yếu như một biến số quan trọng trong các kịch bản kiểm tra sức chịu đựng và phân tích tình huống vĩ mô, hơn là một kênh đồng biến đuôi ổn định và có thể dự báo theo một hướng cố định.

Từ những phát hiện trên, luận án kết luận rằng việc đánh giá mức độ hội nhập và rủi ro của thị trường chứng khoán Việt Nam cần được thực hiện đồng thời ở hai cấp độ bổ sung cho nhau: cấp độ song phương, phản ánh qua cấu trúc phụ thuộc và phụ thuộc đuôi với từng thị trường đối tác cụ thể; và cấp độ hệ thống, phản ánh qua vị thế truyền dẫn hay tiếp nhận rủi ro ròng trong toàn mạng lưới. Đây là cơ sở trực tiếp cho các đóng góp về lý thuyết, phương pháp và thực tiễn, cũng như các hàm ý chính sách và hàm ý quản trị được trình bày ở các phần tiếp theo của chương này.

5.2. ĐÓNG GÓP CỦA LUẬN ÁN

5.2.1. Đóng góp về mặt lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu đạt được, luận án có một số đóng góp về mặt lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm như sau:

Thứ nhất, luận án bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho lý thuyết phụ thuộc lẫn nhau về tài chính (financial interdependence) trong bối cảnh cụ thể của một thị trường cận biên đang trong quá trình chuyển tiếp lên nhóm thị trường mới nổi như Việt Nam. Kết quả cho thấy mối liên kết quốc tế của thị trường Việt Nam không cố định theo thời gian và không đồng nhất giữa các nhóm thị trường chứng khoán, vàng và dầu thô, do đó sự gia tăng đồng biến hoặc gia tăng kết nối quan sát được trong giai đoạn khủng hoảng cần được phân biệt một cách rõ ràng với khái niệm lây nhiễm tài chính (contagion) theo lập luận kinh điển của Forbes và Rigobon (2002), vốn nhấn mạnh rằng sự gia tăng tương quan trong khủng hoảng có thể chỉ phản ánh bản chất phụ thuộc vốn có của các thị trường, thay vì một cơ chế lây nhiễm mới xuất hiện.

Thứ hai, luận án củng cố lập luận rằng thước đo tương quan trung bình là không đủ để mô tả đầy đủ rủi ro chung giữa các thị trường tài chính. Sự khác biệt giữa phụ thuộc đuôi dưới và đuôi trên, giữa các họ Copula tối ưu theo từng cặp và từng giai đoạn, cùng với sự biến động của chỉ số kết nối tổng thể và vị thế NET theo thời gian, cùng nhau tạo thành một cách nhìn đầy đủ hơn về cả đồng biến cực trị song phương lẫn lan tỏa rủi ro có hướng trong hệ thống. Kết quả này bổ sung bằng chứng thực nghiệm cho dòng nghiên cứu về phụ thuộc có điều kiện của Patton (2006) và phụ

thuộc cực trị của Rodriguez (2007), khi đặt hai khái niệm này trong cùng một khung phân tích với thước đo kết nối mạng lưới của Diebold và Yilmaz (2012).

Thứ ba, phát hiện về sự đảo chiều vị thế NET của VNIndex, từ tiếp nhận rủi ro ròng trước COVID-19 sang truyền dẫn rủi ro ròng trong và sau giai đoạn này, cung cấp bằng chứng thực nghiệm, trong phạm vi đặc tả mô hình và mẫu nghiên cứu của luận án, cho lập luận rằng vai trò của một thị trường mới nổi trong mạng lưới tài chính khu vực có thể thay đổi theo thời gian và theo trạng thái thị trường, thay vì cố định ở một vị thế ngoại vi và thụ động như thường được giả định trong một số nghiên cứu trước đây. Đóng góp này không nằm ở việc khẳng định một quan hệ nhân quả cụ thể giữa quá trình hội nhập và sự thay đổi vai trò lan tỏa, mà ở khả năng nhận diện và định lượng một cách hệ thống sự thay đổi đó, tạo cơ sở cho các nghiên cứu tiếp theo đi sâu vào cơ chế kinh tế đằng sau hiện tượng này.

Nhìn chung, đóng góp của luận án chủ yếu mang tính thực nghiệm và bối cảnh: trong một khung phân tích kết hợp hai cách tiếp cận bổ sung, luận án cung cấp bằng chứng về vị trí của thị trường chứng khoán Việt Nam trong hệ thống tài chính quốc tế, vừa có cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi ở một số cặp thị trường đối tác, khác nhau giữa các giai đoạn, vừa có vị thế lan tỏa rủi ro thay đổi giữa các giai đoạn trong toàn mạng lưới. Cách tiếp cận này góp phần kết nối hai hướng nghiên cứu thường được xem xét tách biệt trong tài liệu hiện có, là cấu trúc phụ thuộc song phương theo cặp và lan tỏa rủi ro mang tính mạng lưới nhiều thị trường.

Thứ tư, xét trên bình diện khu vực, phát hiện của luận án về sự đảo chiều vị thế lan tỏa của một thị trường cận biên góp phần bổ sung một trường hợp thực nghiệm cụ thể cho dòng nghiên cứu quốc tế về kết nối tài chính tại châu Á, vốn cho đến nay chủ yếu tập trung vào các thị trường mới nổi lớn hơn như Trung Quốc, Hàn Quốc hay khối ASEAN-5. Việc một thị trường có quy mô còn khiêm tốn như Việt Nam có thể chuyển từ vị thế tiếp nhận sang truyền dẫn rủi ro ròng, dù với cường độ không lớn bằng các thị trường phát triển hơn trong hệ thống, gợi ý rằng sự thay đổi vai trò trong mạng lưới lan tỏa có thể xảy ra không chỉ ở nhóm thị trường lớn mà cả ở nhóm thị

trường quy mô nhỏ hơn; mối liên hệ giữa hiện tượng này với mức độ mở cửa và độ sâu tài chính là giải thích bối cảnh, chưa được kiểm định trực tiếp trong luận án.

5.2.2. Đóng góp về phương pháp nghiên cứu

Đóng góp chính về phương pháp của luận án là việc kết hợp Copula có điều kiện với mô hình lan tỏa Diebold-Yilmaz trên cùng một thiết kế dữ liệu và cùng ba giai đoạn nghiên cứu nhất quán. Trong khi Copula được sử dụng để làm rõ phụ thuộc phi tuyến, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi của từng cặp thị trường theo cách tiếp cận song phương truyền thống kể từ Patton (2006) và Rodriguez (2007), Diebold-Yilmaz lại sử dụng đồng thời toàn bộ chín chuỗi VaR để đo lường mức kết nối tổng thể và vị thế truyền dẫn hay tiếp nhận rủi ro theo cách tiếp cận mạng lưới. Việc đặt hai phương pháp này cạnh nhau trong cùng một khung phân tích góp phần khắc phục hạn chế của các nghiên cứu chỉ dựa vào một loại mô hình tương quan song phương hoặc chỉ dựa vào một mô hình lan tỏa hệ thống, vốn phổ biến trong các nghiên cứu sử dụng riêng lẻ DCC-GARCH, VAR-GARCH hoặc các biến thể tương tự tại các thị trường mới nổi.

Một điểm đặc thù khác trong thiết kế phương pháp của luận án là việc sử dụng Value-at-Risk, thay vì lợi suất thô, làm biến đầu vào cho hệ Diebold-Yilmaz. Cách tiếp cận này hướng toàn bộ phân tích kết nối vào tổn thất cực đoan tiềm năng thay vì biến động trung bình, phù hợp hơn với mục tiêu quản trị rủi ro thực tế của cơ quan giám sát và định chế tài chính. Các chuỗi VaR 95% đơn biến được xây dựng từ mô hình biên đã qua kiểm định chẩn đoán phần dư, sau đó được kiểm định ADF và xử lý tính dừng trước khi đưa vào hệ VAR; kiểm định hậu nghiệm Kupiec được thực hiện cho VaR danh mục của nhánh Copula, qua đó bổ sung một bước đánh giá chất lượng của bước mô hình hóa biên dùng chung cho cả hai nhánh. Do một số chuỗi VaR được sử dụng ở dạng sai phân, kết quả được diễn giải là mức độ kết nối ngắn hạn giữa các biểu diễn VaR đã được làm dừng. Đóng góp này cần được hiểu trong phạm vi mẫu nghiên cứu và đặc tả mô hình cụ thể đã lựa chọn, không phải như một khẳng định rằng VaR là thước đo duy nhất hoặc tối ưu cho mọi phân tích rủi ro hệ thống.

Cuối cùng, việc phân tích nhất quán theo ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19 cho cả hai phương pháp cho phép luận án không chỉ mô tả trạng thái tĩnh của phụ thuộc và lan tỏa tại một thời điểm, mà còn theo dõi được sự dịch chuyển của cả cấu trúc phụ thuộc lẫn vị thế lan tỏa qua các giai đoạn có đặc điểm kinh tế vĩ mô khác biệt rõ rệt. Đây là một thiết kế phù hợp để trả lời câu hỏi nghiên cứu về tính ổn định hay biến đổi của mối liên kết tài chính quốc tế của Việt Nam, đồng thời tạo tiền đề phương pháp luận cho các nghiên cứu tiếp theo mở rộng sang các kỹ thuật lan tỏa động theo thời gian.

5.2.3. Đóng góp về mặt thực tiễn

Về mặt thực tiễn, luận án cung cấp một bộ chỉ báo định lượng có thể được sử dụng trực tiếp trong công tác giám sát và quản trị rủi ro: hệ số phụ thuộc đuôi giúp nhận diện nguy cơ đa dạng hóa thất bại đúng vào thời điểm thị trường rơi vào trạng thái cực đoan; Value-at-Risk giúp lượng hóa mức tổn thất tiềm năng theo từng cặp thị trường và từng mức tin cậy; và bộ chỉ tiêu kết nối tổng thể, FROM, TO, NET cùng lan tỏa ròng theo cặp giúp nhận diện nguồn phát sinh và nơi tiếp nhận rủi ro trong toàn hệ thống. Khung phân tích tổng hợp này hỗ trợ cơ quan quản lý, công ty chứng khoán, công ty quản lý quỹ và doanh nghiệp xây dựng các kịch bản ứng phó chủ động, thay vì chỉ dựa vào quan hệ lịch sử được giả định là cố định.

So với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây tại Việt Nam về liên kết thị trường chứng khoán quốc tế, chẳng hạn Le và Luong (2022) hay Nguyen và cộng sự (2023), cũng như các nghiên cứu về đặc điểm biến động nội tại của thị trường trong nước như Hồ Thủy Tiên, Hồ Thu Hoài và Ngô Văn Toàn (2017), vốn chủ yếu tập trung vào tương quan động hoặc lan tỏa trung bình theo thời gian, luận án bổ sung thêm góc nhìn về hướng lan tỏa cụ thể và sự thay đổi vai trò truyền dẫn hay tiếp nhận rủi ro của từng thị trường. Đây là thông tin có giá trị thực tiễn trực tiếp cho việc thiết kế hệ thống cảnh báo sớm và phân bổ nguồn lực giám sát theo mức độ rủi ro thực tế của từng kênh liên kết, thay vì phân bổ đồng đều cho mọi thị trường đối tác như cách tiếp cận truyền thống.

5.3. HÀM Ý CHÍNH SÁCH VÀ HÀM Ý QUẢN TRỊ

Các hàm ý dưới đây được phân thành hai cấp độ nhằm phân biệt rõ mức độ gắn kết với bằng chứng thực nghiệm. Cấp độ thứ nhất gồm các hàm ý trực tiếp, được rút ra từ những kết quả đã được ước lượng trong luận án, bao gồm cấu trúc phụ thuộc và phụ thuộc đuôi từ Copula, mức tổn thất tiềm năng VaR và các chỉ tiêu kết nối TCI, FROM, TO, NET, NPS từ mô hình Diebold-Yilmaz. Cấp độ thứ hai gồm các khuyến nghị mở rộng, được đề xuất khi đặt kết quả nghiên cứu trong bối cảnh thể chế và thị trường của Việt Nam, dựa trên khuôn khổ pháp lý hiện hành và tài liệu liên quan; các khuyến nghị này không được kiểm định trực tiếp trong mô hình của luận án, do đó cần được hiểu là định hướng tham khảo. Bên cạnh đó, các chỉ tiêu Copula và Diebold-Yilmaz là ước lượng theo từng giai đoạn, phản ánh mức đồng biến cực trị và mức độ kết nối thống kê, không phải thước đo trực tiếp của lây nhiễm tài chính hay rủi ro hệ thống theo nghĩa chặt; các hàm ý được diễn đạt tương ứng với giới hạn này.

5.3.1. Hàm ý trực tiếp từ kết quả nghiên cứu

Đối với cơ quan quản lý thị trường tài chính

Thứ nhất, cơ quan quản lý cần phát triển khung giám sát liên thị trường kết hợp đồng thời chỉ báo rủi ro đuôi từ Copula và chỉ báo kết nối từ Diebold-Yilmaz. Việc chỉ số kết nối tổng thể duy trì ở mức cao sau COVID-19, trong khi tỷ trọng phương sai do chính VNIndex tự giải thích giảm xuống rõ rệt, cho thấy trong phạm vi mẫu, các cú sốc từ bên ngoài giải thích tỷ trọng lớn hơn trong phương sai sai số dự báo rủi ro của VNIndex. Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, Ngân hàng Nhà nước, Bộ Tài chính và các sở giao dịch có thể xây dựng bảng chỉ báo cảnh báo sớm theo tần suất phù hợp, đồng thời tổ chức kiểm tra sức chịu đựng định kỳ theo các kịch bản kết hợp, chẳng hạn thị trường chứng khoán quốc tế giảm mạnh đi kèm biến động giá dầu hoặc dịch chuyển dòng vốn sang vàng.

Thứ hai, các chỉ báo giám sát cần được theo dõi đồng thời và cập nhật định kỳ. Cơ sở trực tiếp của hàm ý này là kết quả cho thấy TCI, vị thế NET của VNIndex và phụ thuộc đuôi thay đổi đáng kể giữa ba giai đoạn cũng như trong phân tích cửa sổ cuốn.

Hệ thống cảnh báo nên theo dõi song song diễn biến của chỉ số kết nối tổng thể, vị thế NET của VNIndex và mức độ phụ thuộc đuôi của các cặp thị trường trọng yếu, thay vì áp dụng một ngưỡng cảnh báo cố định cho mọi trạng thái thị trường. Cần lưu ý rằng khuyến nghị giám sát nêu trên được xây dựng trên cơ sở dữ liệu và mô hình của một giai đoạn nghiên cứu cụ thể; do đó, các ngưỡng cảnh báo cụ thể cần được cơ quan quản lý hiệu chỉnh định kỳ dựa trên dữ liệu cập nhật, thay vì áp dụng cứng nhắc các con số ước lượng được trong luận án cho mọi thời điểm trong tương lai. Việc tái ước lượng định kỳ mô hình Copula và Diebold-Yilmaz, chẳng hạn theo chu kỳ hằng năm hoặc sau mỗi sự kiện thị trường lớn, sẽ giúp hệ thống cảnh báo phản ánh sát hơn cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa thực tế tại từng thời điểm.

Đối với nhà đầu tư, công ty chứng khoán và công ty quản lý quỹ

Thứ ba, nhà đầu tư không nên xây dựng danh mục đầu tư quốc tế chỉ dựa trên quan hệ tương quan trung bình trong quá khứ. Phụ thuộc đuôi giữa VNIndex và một số thị trường chứng khoán khu vực, đặc biệt là TWII, duy trì ở mức đáng chú ý qua các giai đoạn và có đặc điểm khác nhau giữa các giai đoạn, cho thấy lợi ích đa dạng hóa có thể suy giảm đúng vào thời điểm thị trường rơi vào trạng thái căng thẳng, tức là thời điểm nhà đầu tư cần đến sự bảo vệ của đa dạng hóa nhất. Vì vậy, danh mục đầu tư quốc tế cần được đánh giá lại định kỳ theo trạng thái thị trường, thay vì chỉ dựa trên một cấu trúc phân bổ tài sản cố định được thiết lập một lần.

Thứ tư, đối với vàng, kết quả nghiên cứu cho thấy đây có thể là một công cụ đóng góp vào đa dạng hóa danh mục khi quan hệ phụ thuộc với VNIndex ở mức thấp hoặc mang dấu âm và không có phụ thuộc đuôi rõ rệt trong nhiều giai đoạn, nhưng hiệu quả phòng ngừa thực tế cần được đánh giá đồng thời với chi phí nắm giữ, chênh lệch giá trong nước và quốc tế, thanh khoản và thời điểm giải ngân cụ thể. Vị thế tiếp nhận rủi ro ròng của vàng trong hệ thống Diebold-Yilmaz phù hợp với tiềm năng đa dạng hóa này, nhưng do luận án không kiểm định trực tiếp tính chất trú ẩn an toàn (safe haven), kết quả không đủ để khẳng định vàng là nơi trú ẩn an toàn trong các giai đoạn thị trường giảm mạnh. Đối với dầu thô, mức tổn thất tiềm năng lớn giữa VNIndex và

WTI trong giai đoạn COVID-19 cho thấy cần đưa các kịch bản cú sốc năng lượng vào quy trình kiểm tra sức chịu đựng của danh mục, dù phụ thuộc đuôi giữa hai thị trường này ở giai đoạn hậu đại dịch không thể hiện xu hướng gia tăng rõ rệt.

Thứ năm, các công ty chứng khoán và công ty quản lý quỹ cần tích hợp dữ liệu liên thị trường vào hệ thống quản trị hạn mức giao dịch, tỷ lệ ký quỹ, quản lý thanh khoản và kiểm soát đòn bẩy. Khi chỉ số kết nối tổng thể của hệ thống gia tăng, các ngưỡng cắt lỗ và yêu cầu tài sản bảo đảm nên được hiệu chỉnh linh hoạt theo kịch bản đồng biến cực đoan có thể xảy ra; khi vị thế NET của VNIndex hoặc của một thị trường đối tác quan trọng thay đổi dấu, bộ phận quản trị rủi ro cần chủ động đánh giá lại nguồn gốc rủi ro trong danh mục, thay vì tiếp tục sử dụng trọng số phân bổ dựa trên dữ liệu lịch sử đã không còn phản ánh đúng cấu trúc hiện tại của thị trường.

Thứ sáu, đối với các quỹ đầu tư có yếu tố nước ngoài và các tổ chức tư vấn đầu tư quốc tế đang theo dõi tiến trình nâng hạng của Việt Nam, kết quả về sự thay đổi vị thế lan tỏa của VNIndex hàm ý rằng việc đánh giá rủi ro quốc gia không nên chỉ dựa trên các chỉ số vĩ mô truyền thống như tăng trưởng, lạm phát hay cán cân thanh toán, mà cần bổ sung thêm các chỉ báo về mức độ và hướng kết nối tài chính của thị trường chứng khoán trong nước với hệ thống khu vực. Đây là một khía cạnh thường bị bỏ qua trong các mô hình đánh giá rủi ro quốc gia truyền thống, nhưng lại có ý nghĩa thực tiễn cao trong bối cảnh dòng vốn đầu tư gián tiếp ngày càng nhạy cảm với biến động liên thị trường.

5.3.2. Khuyến nghị mở rộng trong bối cảnh Việt Nam

Các khuyến nghị dưới đây không được kiểm định trực tiếp trong mô hình của luận án, mà được đề xuất khi đặt kết quả nghiên cứu trong bối cảnh thể chế, chính sách và tài liệu liên quan tại Việt Nam; việc triển khai trên thực tế cần thêm bằng chứng và đánh giá chuyên sâu.

Đối với cơ quan quản lý và hạ tầng thị trường

Thứ nhất, về chia sẻ dữ liệu và hạ tầng giám sát, Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, Ngân hàng Nhà nước, Bộ Tài chính và các sở giao dịch cần có cơ chế chia sẻ dữ liệu

thường xuyên để theo dõi đồng thời biến động giá tài sản, dòng vốn nước ngoài và thanh khoản thị trường. Việc kết hợp các chỉ báo rủi ro đuôi và chỉ báo kết nối vào báo cáo giám sát định kỳ sẽ giúp phát hiện sớm giai đoạn liên kết gia tăng bất thường, thay vì chỉ dựa vào các thước đo biến động đơn lẻ.

Thứ hai, khuôn khổ minh bạch thông tin và bảo vệ nhà đầu tư cần tiếp tục được triển khai nhất quán theo Luật Chứng khoán và các văn bản hướng dẫn, vì mức độ minh bạch ảnh hưởng trực tiếp tới khả năng thị trường hấp thụ cú sốc bên ngoài và tới hành vi rút vốn trong giai đoạn căng thẳng.

Thứ ba, tiến trình nâng hạng thị trường cần đi cùng năng lực hấp thụ dòng vốn và quản trị biến động tương xứng. Việc thị trường Việt Nam được xem xét nâng hạng theo lộ trình của các tổ chức xếp hạng quốc tế có thể làm tăng quy mô dòng vốn gián tiếp, đồng thời làm tăng mức độ liên thông với các thị trường khu vực. Kết quả của luận án cho thấy mức độ kết nối tăng dần qua ba giai đoạn, nên đi kèm với nâng hạng cần hoàn thiện hạ tầng thanh toán, cơ chế phòng ngừa rủi ro và năng lực giám sát dòng vốn để hạn chế rủi ro đảo chiều. Định hướng này cũng phù hợp với Chiến lược phát triển thị trường chứng khoán đến năm 2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2023).

Thứ tư, hoạt động quản lý thị trường vàng cần được đặt trong tổng thể giám sát ổn định tài chính thay vì xem như một thị trường tách biệt, do kết quả cho thấy mức phụ thuộc giữa VNIndex và vàng tuy thấp nhưng thay đổi theo giai đoạn và có thể gia tăng trong các thời kỳ bất ổn.

Thứ năm, xu hướng giám sát kết nối tài chính hiện nay chú trọng hơn tới các chỉ báo động và chỉ báo rủi ro đuôi, nên việc cập nhật định kỳ các thước đo phụ thuộc và lan tỏa sẽ phù hợp hơn với thông lệ quốc tế so với cách theo dõi dựa chủ yếu vào tương quan trung bình.

Đối với doanh nghiệp niêm yết trước các cú sốc giá năng lượng

Thứ sáu, doanh nghiệp niêm yết nhạy cảm với giá nhiên liệu, chi phí vận tải và biến động tỷ giá cần chủ động xây dựng kịch bản ứng phó với cú sốc giá năng lượng, kết

hợp công cụ phòng ngừa rủi ro và điều chỉnh cơ cấu chi phí, thay vì chỉ phản ứng thụ động khi giá đã biến động mạnh.

Thứ bảy, cơ quan quản lý cũng có thể xem xét yêu cầu doanh nghiệp thuyết minh rõ hơn mức độ nhạy cảm của lợi nhuận và dòng tiền trước các kịch bản biến động giá năng lượng trong báo cáo tài chính và báo cáo thường niên, qua đó giúp nhà đầu tư định giá rủi ro chính xác hơn khi ra quyết định phân bổ vốn vào các doanh nghiệp thuộc nhóm ngành nhạy cảm với năng lượng.

Thứ tám, khung phân tích của luận án có giá trị tham chiếu cho các thị trường cận biên và mới nổi khác có đặc điểm tương tự Việt Nam về quy mô, mức độ mở cửa và cơ cấu nhà đầu tư.

Nhìn chung, các hàm ý trực tiếp và khuyến nghị mở rộng nêu trên không nhằm dự báo một cú sốc cụ thể, mà hướng tới nâng cao năng lực nhận diện sớm và ứng phó với các giai đoạn liên kết rủi ro gia tăng giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế.

5.4. HẠN CHẾ VÀ HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO

5.4.1. Hạn chế nghiên cứu

Thứ nhất, về phạm vi thị trường, mẫu nghiên cứu của luận án gồm sáu thị trường chứng khoán quốc tế cùng vàng và dầu thô quốc tế, chưa bao quát các nhóm tài sản khác như trái phiếu, ngoại hối, lãi suất, tài sản số hay các biến số kinh tế vĩ mô. Vì vậy, mạng lưới lan tỏa được ước lượng trong luận án là một lát cắt có chủ đích của hệ thống tài chính, phục vụ trực tiếp cho mục tiêu nghiên cứu đã đặt ra, chứ không phải một bức tranh đầy đủ về toàn bộ hệ thống tài chính mà Việt Nam có liên kết. Bên cạnh đó, thị trường năng lượng quốc tế chỉ được tiếp cận qua phân khúc dầu thô, đại diện bởi WTI, nên các kết luận liên quan đến kênh năng lượng cần được hiểu trong giới hạn của phân khúc này.

Thứ hai, về phương pháp, Copula theo cặp chỉ nhận diện phụ thuộc thống kê mà không trực tiếp xác định quan hệ nhân quả hay cơ chế kinh tế đằng sau mối phụ thuộc

đó. Mô hình Diebold-Yilmaz dựa trên phân rã phương sai dự báo tổng quát của một mô hình VAR ước lượng riêng cho từng giai đoạn, nên kết quả về hướng lan tỏa phản ánh cấu trúc thông tin dự báo trong hệ thống biến đã chọn tại thời điểm ước lượng, và có thể nhạy cảm với lựa chọn độ trễ, chân trời dự báo, cách chuẩn hóa dữ liệu cũng như cách phân chia các giai đoạn nghiên cứu. Bên cạnh đó, tham số Copula được ước lượng riêng cho từng giai đoạn, nên kết quả phản ánh sự khác biệt của cấu trúc phụ thuộc giữa các giai đoạn, chưa mô tả sự biến động liên tục của tham số phụ thuộc trong nội bộ từng giai đoạn. Ngoài ra, hệ số phụ thuộc đuôi được suy ra từ họ Copula được lựa chọn theo tiêu chí AIC, nên các nhận định về tính đối xứng hay bất đối xứng của phụ thuộc đuôi có tính điều kiện theo mô hình, đặc biệt ở những tổ hợp mà chênh lệch AIC giữa các họ Copula ứng viên không lớn.

Thứ ba, kết quả Diebold-Yilmaz trong luận án được thảo luận chủ yếu dựa trên VaR ở mức tin cậy 95% và theo ba giai đoạn cố định được xác định trước, nên chưa phản ánh được sự biến động liên tục của mức độ kết nối theo thời gian, cũng như chưa khai thác đầy đủ sự khác biệt có thể có giữa các mức tin cậy 90%, 95% và 99%. Dữ liệu tần suất ngày sử dụng trong luận án cũng chịu ảnh hưởng nhất định từ chênh lệch múi giờ giao dịch, lịch nghỉ lễ không đồng nhất và sự không đồng bộ về thời điểm đóng cửa giữa các thị trường được nghiên cứu. Ngoài ra, việc sử dụng đồng thời chuỗi VaR ở dạng mức (chuỗi I(0)) và dạng sai phân bậc một (chuỗi I(1)) trong cùng một hệ VAR khiến cú sốc ở các biến không hoàn toàn đồng nhất về ý nghĩa kinh tế; đồng thời các chỉ số TCI, NET và NPS là ước lượng điểm chưa kèm khoảng tin cậy bootstrap, nên chênh lệch giữa các giai đoạn cần được diễn giải thận trọng. Đặc biệt, một số kết quả lan tỏa ròng theo cặp mang tính phản trực giác, chẳng hạn vị thế truyền rủi ro ròng của VNIndex sang S&P 500 trong giai đoạn COVID-19, cần được hiểu là quan hệ dự báo thống kê trong hệ VAR chứ không phải tác động kinh tế trực tiếp: kết quả GFEVD trong hệ nhiều biến có thể chịu ảnh hưởng của lựa chọn độ trễ, chân trời dự báo, tập biến đưa vào hệ thống và sự chênh lệch lớn về quy mô giữa các thị trường; đồng thời, với dữ liệu ngày, phiên giao dịch của thị trường Việt Nam kết thúc trước

khi thị trường Hoa Kỳ mở cửa, nên thông tin chung đã được phản ánh vào VNIndex trước có thể tạo ra quan hệ dự báo theo chiều từ VNIndex sang S&P 500.

Thứ tư, giai đoạn nghiên cứu 2015-2025 bao trùm đại dịch COVID-19 cùng nhiều cú sốc địa chính trị, tiền tệ và hàng hóa lớn khác. Do đó, các kết quả và kết luận của luận án có giá trị trong phạm vi mẫu và bối cảnh đã nghiên cứu, và không nên được ngoại suy một cách cơ học sang mọi giai đoạn hoặc mọi bối cảnh kinh tế, tài chính trong tương lai mà chưa có kiểm chứng thực nghiệm bổ sung. Sự khác biệt giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19 cho phép kết luận rằng cấu trúc phụ thuộc và mức độ kết nối thay đổi giữa các giai đoạn, nhưng không đủ để xác định COVID-19 là nguyên nhân, vì cùng thời kỳ còn có thay đổi về chính sách tiền tệ, thanh khoản, dòng vốn, giá hàng hóa và tâm lý nhà đầu tư.

5.4.2. Hướng nghiên cứu tiếp theo

Từ các kết quả và hạn chế của luận án, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng theo một số hướng chính.

Về phương pháp, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng sang Copula nhiều biến hơn như Vine Copula, các phương pháp lan tỏa động theo thời gian như TVP-VAR connectedness, lan tỏa theo tần số nhằm phân biệt kết nối ngắn hạn và dài hạn, cũng như các phương pháp lan tỏa bất đối xứng phân biệt rõ tác động của cú sốc tích cực và tiêu cực. Việc sử dụng cửa sổ cuốn hoặc mô hình có tham số biến thiên theo thời gian sẽ giúp xác định chính xác hơn thời điểm vai trò truyền dẫn hay tiếp nhận rủi ro của từng thị trường thay đổi, thay vì chỉ so sánh giữa ba giai đoạn cố định như trong luận án. Bên cạnh đó, các kiểm định độ vững cho kết quả Diebold-Yilmaz, như thay đổi độ trễ VAR và chân trời dự báo, ước lượng lại hệ thống sau khi loại bỏ từng biến, sử dụng VaR ở các mức tin cậy khác hoặc xây dựng khoảng tin cậy bootstrap cho các chỉ tiêu cốt lõi của VNIndex, sẽ giúp đánh giá rõ hơn độ tin cậy của các phát hiện về vị thế lan tỏa ròng.

Về phạm vi dữ liệu, các nghiên cứu tiếp theo có thể bổ sung tỷ giá hối đoái, lãi suất, trái phiếu, dữ liệu dòng vốn của nhà đầu tư nước ngoài, thanh khoản thị trường, giá

năng lượng trong nước và chênh lệch giá vàng trong nước - quốc tế nhằm xây dựng một bức tranh đầy đủ hơn về mạng lưới tài chính mà Việt Nam tham gia. Việc sử dụng dữ liệu tần suất cao hơn, sau khi được xử lý phù hợp về chênh lệch múi giờ và giờ giao dịch, có thể giúp nhận diện rõ hơn tốc độ và trình tự thực tế của quá trình lan tỏa rủi ro giữa các thị trường.

Cuối cùng, các thiết kế nghiên cứu theo hướng nhận dạng cấu trúc kinh tế lượng hoặc nghiên cứu sự kiện có thể được kết hợp với khung Copula và Diebold-Yilmaz hiện tại nhằm tiến thêm một bước trong việc kiểm tra cơ chế truyền dẫn và khả năng suy luận quan hệ nhân quả giữa các thị trường, một khía cạnh mà cả hai phương pháp được sử dụng trong luận án đều chưa trực tiếp giải quyết được. Đây được xem là hướng phát triển tự nhiên và có giá trị bổ sung cao nhất cho dòng nghiên cứu mà luận án theo đuổi.

Ngoài ra, một hướng mở rộng có giá trị thực tiễn cao là nghiên cứu so sánh liên quốc gia, đặt trường hợp Việt Nam cạnh các thị trường cận biên và mới nổi khác trong khu vực có mức độ phát triển thị trường vốn tương đồng, nhằm kiểm tra xem hiện tượng đảo chiều vị thế lan tỏa quan sát được trong luận án có phải là một đặc điểm riêng của Việt Nam hay là một quy luật chung của nhóm thị trường đang trong quá trình nâng hạng. Nếu hiện tượng này được xác nhận là phổ biến hơn ở nhóm thị trường tương tự, đây sẽ là một đóng góp lý thuyết quan trọng cho hiểu biết chung về quá trình hội nhập tài chính của các thị trường cận biên trên thế giới, vượt ra ngoài phạm vi một quốc gia đơn lẻ.

TÓM TẮT CHƯƠNG 5

Luận án đã làm rõ cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và mức độ, hướng lan tỏa rủi ro giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường chứng khoán, vàng và năng lượng quốc tế trong giai đoạn 2015–2025, thông qua việc kết hợp mô hình Copula có điều kiện và chỉ số lan tỏa Diebold–Yilmaz (DY). Kết quả cho thấy cấu trúc phụ thuộc giữa VNIndex với các thị trường đối tác mang tính phi tuyến, không đồng nhất và biến đổi rõ rệt theo ba giai đoạn trước, trong và sau COVID-19, với mức độ phụ thuộc và phụ thuộc đuôi gia tăng rõ ở một số cặp thị trường chứng khoán trong giai đoạn đại dịch. Trên cơ sở các phát hiện này, luận án đóng góp về mặt lý thuyết khi đặt hai hướng nghiên cứu phụ thuộc song phương và lan tỏa mạng lưới trong cùng một khung phân tích bổ sung, về phương pháp khi kết hợp Copula có điều kiện với Diebold–Yilmaz trên chuỗi VaR cho trường hợp Việt Nam, một hướng tiếp cận thuộc nhóm còn ít nghiên cứu theo hiểu biết của tác giả, và về thực tiễn khi cung cấp bộ chỉ báo định lượng phục vụ giám sát rủi ro liên thị trường. Từ đó, luận án đề xuất hai cấp độ hàm ý: các hàm ý trực tiếp từ kết quả nghiên cứu đối với giám sát liên thị trường và quản trị danh mục theo trạng thái thị trường; và các khuyến nghị mở rộng trong bối cảnh Việt Nam đối với cơ quan quản lý gắn với Luật Chứng khoán, các nghị định, thông tư hiện hành, tiến trình nâng hạng thị trường, cũng như đối với doanh nghiệp trong quản trị rủi ro trước biến động giá năng lượng, đồng thời chỉ ra các hạn chế về phạm vi và phương pháp làm cơ sở cho các hướng nghiên cứu mở rộng trong tương lai.

DANH MỤC CÔNG TRÌNH ĐÃ CÔNG BỐ LIÊN QUAN ĐẾN LUẬN ÁN

Tạp chí trong nước:

Dang Thi Phuong Thao & Phan Thi Hang Nga. (2026). Nonlinear Spillover Effects between Gold and Oil Prices in Vietnamese and Global Markets: A Quantile-on-Quantile Approach. *Journal of Finance – Marketing Research*.

Tạp chí quốc tế:

Dang Thi Phuong Thao, Hoang Thai Hung, & Phan Thi Hang Nga. (2025). Dependence structure of the Vietnam stock market on the international stock market. *Ianna Journal of Interdisciplinary Studies, 7*(2), 211–222. https://doi.org/10.5281/zenodo.15461719

Le Thi Thuy Van, Dang Thi Phuong Thao, & Phan Thi Hang Nga. (2025). The nonlinear dependence of the Vietnam stock market on the Asian stock market: Evidence from a quantile-on-quantile regression. *International Journal of Innovative Research and Scientific Studies, 8*(4), 535–553. https://doi.org/10.53894/ijirss.v8i4.7901

Dang Thi Phuong Thao, & Buhong Liu. (2026). The spillover effects of gold and oil prices: A study of the Vietnamese and global markets. *Journal of Financial Economic Policy*. https://doi.org/10.1108/JFEP-07-2025-0291

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO TIẾNG VIỆT

Bộ Tài chính. (2020). *Thông tư số 96/2020/TT-BTC ngày 16 tháng 11 năm 2020 hướng dẫn công bố thông tin trên thị trường chứng khoán*.

Chính phủ. (2020). *Nghị định số 155/2020/NĐ-CP ngày 31 tháng 12 năm 2020 quy định chi tiết thi hành một số điều của Luật Chứng khoán*.

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*(3), 1–11.

Nguyễn Phúc Cảnh, Phan Gia Quyền, & Hà Thị Mỹ Duyên. (2016). Tác động lan tỏa từ thị trường chứng khoán Trung Quốc đến thị trường chứng khoán các quốc gia Đông Nam Á. *Tạp chí Kinh tế Đối ngoại*, (84), 42–55.

Quốc hội. (2019). *Luật Chứng khoán số 54/2019/QH14 ngày 26 tháng 11 năm 2019*. Nhà xuất bản Chính trị quốc gia Sự thật.

Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. (2024). *Báo cáo thường niên năm 2023*.

Thủ tướng Chính phủ. (2023). *Quyết định số 1726/QĐ-TTg ngày 29 tháng 12 năm 2023 phê duyệt Chiến lược phát triển thị trường chứng khoán đến năm 2030*.

Ủy ban Chứng khoán Nhà nước. (2024). *Báo cáo thường niên năm 2023*.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO TIẾNG ANH

Abuzayed, B., Al-Fayoumi, N., & Bouri, E. (2022). Hedging UK stock portfolios with gold and oil: The impact of Brexit. *Resources Policy, 75*, 102434. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102434

Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review, 106*(7), 1705–1741. https://doi.org/10.1257/aer.20120555

Aizenman, J., Pinto, B., & Radziwill, A. (2007). Sources for financing domestic capital: Is foreign saving a viable option for developing countries? *Journal of International Money and Finance, 26*(5), 682–702. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.04.009

Akbar, M., Iqbal, F., & Noor, F. (2019). Bayesian analysis of dynamic linkages among gold price, stock prices, exchange rate and interest rate in Pakistan. *Resources Policy, 62*, 154–164. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.03.003

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics, 64*(1), 89–112. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3

Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial contagion. *Journal of Political Economy, 108*(1), 1–33. https://doi.org/10.1086/262109

Aloui, R., Ben Aïssa, M. S., & Nguyen, D. K. (2011). Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: The role of economic structure? *Journal of Banking & Finance, 35*(1), 130–141. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.07.021

Ando, T., Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2022). Quantile connectedness: Modeling tail behavior in the topology of financial networks. *Management Science, 68*(4), 2401–2431. https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.3984

Ang, A., & Bekaert, G. (2002). International asset allocation with regime shifts. *The Review of Financial Studies, 15*(4), 1137–1187. https://doi.org/10.1093/rfs/15.4.1137

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2014). Dynamic spillovers of oil price shocks and economic policy uncertainty. *Energy Economics, 44*, 433–447. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.05.007

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on time-varying parameter vector autoregressions. *Journal of Risk and Financial Management, 13*(4), 84. https://doi.org/10.3390/jrfm13040084

Arshad, R., Zada, H., Sohag, K., Wong, W.-K., Ullah, H., & Raza, H. (2024). Does US monetary policy uncertainty affect returns of Asian developed, emerging, and frontier equity markets? Empirical evidence by using the quantile-on-quantile approach. Heliyon, 10(12), e32962. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e32962

Avgouleas, E. (2005). *The mechanics and regulation of market abuse: A legal and economic analysis*. Oxford University Press.

Bani-Khalaf, O., & Taspinar, N. (2022). Oil and gold return spillover and stock market elasticity during COVID-19 pandemic: A comparative study between the stock markets of oil-exporting countries and oil-importing countries in the Middle East. *Resources Policy, 79*, 102935. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102935

Baruník, J., & Křehlík, T. (2018). Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics, 16*(2), 271–296. https://doi.org/10.1093/jjfinec/nby001

Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics, 34*(1), 227–240. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.10.005

Baur, D. G., & 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. https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x

Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance, 34*(8), 1886–1898. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.008

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2003). Law and finance: Why does legal origin matter? *Journal of Comparative Economics, 31*(4), 653–675.

Beine, M., & Candelon, B. (2011). Liberalisation and stock market co-movement between emerging economies. *Quantitative Finance, 11*(2), 299–312. https://doi.org/10.1080/14697680903213815

Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *The Journal of Finance, 55*(2), 565–613. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00220

Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth? *Journal of Financial Economics, 77*(1), 3–55. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.007

Benlagha, N., & El Omari, S. (2022). Connectedness of stock markets with gold and oil: New evidence from the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters, 46*, 102373. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102373

Blumer, H. (1939). Collective behavior. In R. E. Park (Ed.), *An outline of the principles of sociology* (pp. 219–280). Barnes & Noble.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics, 31*(3), 307–327. https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics, 45*(1), 115–135. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0

Bouri, E., Jain, A., Biswal, P. C., & Roubaud, D. (2017). Cointegration and nonlinear causality amongst gold, oil, and the Indian stock market: Evidence from implied volatility indices. *Resources Policy, 52*, 201–206. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.03.003

Calvo, G. A., & Mendoza, E. G. (2000). Rational contagion and the globalization of securities markets. *Journal of International Economics, 51*(1), 79–113.

Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (1996). Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects? In G. A. Calvo, M. Goldstein, & E. Hochreiter (Eds.), *Private capital flows to emerging markets* (pp. 151–171). Institute for International Economics.

Capie, F., Mills, T. C., & Wood, G. (2005). Gold as a hedge against the dollar. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 15*(4), 343–352. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2004.07.002

Chambet, A., & Gibson, R. (2008). Financial integration, economic instability and trade structure in emerging markets. *Journal of International Money and Finance, 27*(4), 654–675. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.02.007

Chancharat, S., & Chancharat, N. (2024). Asymmetric spillover and quantile linkage between the United States and ASEAN+6 stock returns under uncertainty. Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity, 10(3), 100317. https://doi.org/10.1016/j.joitmc.2024.100317

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. https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104249

Chen, M. P., Chen, P. F., & Lee, C. C. (2014). Frontier stock market integration and the global financial crisis. *North American Journal of Economics and Finance, 29*, 84–103. https://doi.org/10.1016/j.najef.2014.05.004

Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). *Copula methods in finance*. John Wiley & Sons. https://doi.org/10.1002/9781118673331

Dang, T. H. N., Nguyen, N. T., & Vo, D. H. (2023). Sectoral volatility spillovers and their determinants in Vietnam. *Economic Change and Restructuring, 56*(1), 681–700. https://doi.org/10.1007/s10644-022-09446-9

Dang, T. P. T., Hoang, T. H., & Phan, T. H. N. (2025). Dependence structure of the Vietnam stock market on the international stock market. *Ianna Journal of Interdisciplinary Studies, 7*(2), 211–222. https://doi.org/10.5281/zenodo.15461719

Dang, T. P. T., & Liu, B. (2026). The spillover effects of gold and oil prices: A study of the Vietnamese and global markets. *Journal of Financial Economic Policy*. Advance online publication. https://doi.org/10.1108/JFEP-07-2025-0291

Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy, 91*(3), 401–419.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal, 119*(534), 158–171. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting, 28*(1), 57–66. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics, 182*(1), 119–134. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2015). *Financial and macroeconomic connectedness: A network approach to measurement and monitoring*. Oxford University Press.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2023). On the past, present, and future of the Diebold–Yilmaz approach to dynamic network connectedness. *Journal of Econometrics, 234*(Supplement), 115–120. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2023.01.021

Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2013). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH–DCC approach. *International Review of Financial Analysis, 30*, 46–56. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.05.008

Dornbusch, R., Park, Y. C., & Claessens, S. (2000). Contagion: Understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer, 15*(2), 177–197. https://doi.org/10.1093/wbro/15.2.177

Dungey, M., Fry, R., González-Hermosillo, B., & Martin, V. L. (2005). Empirical modelling of contagion: A review of methodologies. *Quantitative Finance, 5*(1), 9–24. https://doi.org/10.1080/14697680500142045

Eichengreen, B., & Rose, A. K. (1999). Contagious currency crises: Channels of conveyance. In T. Ito & A. O. Krueger (Eds.), *Changes in exchange rates in rapidly developing countries: Theory, practice, and policy issues* (pp. 29–56). University of Chicago Press.

Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises. *Scandinavian Journal of Economics, 98*(4), 463–484.

Elder, J., & Serletis, A. (2010). Oil price uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking, 42*(6), 1137–1159. https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00323.x

Ely, D. P., & Robinson, K. J. (1997). Are stocks a hedge against inflation? International evidence using a long-run approach. *Journal of International Money and Finance, 16*(1), 141–167.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica, 50*(4), 987–1007. https://doi.org/10.2307/1912773

Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics, 20*(3), 339–350. https://doi.org/10.1198/073500102288618487

Fabozzi, F. J., Modigliani, F., & Jones, F. J. (2009). *Foundations of financial markets and institutions* (4th ed.). Pearson Prentice Hall.

Fazio, G. (2007). Extreme interdependence and extreme contagion between emerging markets. *Journal of International Money and Finance, 26*(8), 1261–1291. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.06.006

Ferderer, J. P. (1996). Oil price volatility and the macroeconomy. *Journal of Macroeconomics, 18*(1), 1–26. https://doi.org/10.1016/S0164-0704(96)80001-2

Fernández-Avilés, G., Montero, J. M., & Orlov, A. G. (2012). Spatial modeling of stock market comovements. *Finance Research Letters, 9*(4), 202–212. https://doi.org/10.1016/j.frl.2012.05.002

Ferreira, M. A., & Matos, P. (2008). The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world. *Journal of Financial Economics, 88*(3), 499–533. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.07.003

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis, 20*(3), 152–164. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.02.014

Flavin, T. J., Hurley, M. J., & Rousseau, F. (2002). Explaining stock market correlation: A gravity model approach. *The Manchester School, 70*(1), 87–106.

Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements. *The Journal of Finance, 57*(5), 2223–2261. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494

Gabauer, D. (2020). Volatility impulse response analysis for DCC-GARCH models: The role of volatility transmission mechanisms. *Journal of Forecasting, 39*(5), 788–796. https://doi.org/10.1002/for.2648

Gajurel, D., & Dungey, M. (2023). Systematic contagion effects of the global finance crisis: Evidence from the world's largest advanced and emerging equity markets. *Journal of Risk and Financial Management, 16*(3), 182. https://doi.org/10.3390/jrfm16030182

Ghosh, D., Levin, E. J., MacMillan, P., & Wright, R. E. (2004). Gold as an inflation hedge? *Studies in Economics and Finance, 22*(1), 1–25. https://doi.org/10.1108/eb043380

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. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x

Goldstein, M. (1998). *The Asian financial crisis: Causes, cures, and systemic implications*. Institute for International Economics.

Gregoriou, G. N. (Ed.). (2009). *Stock market volatility*. CRC Press.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy, 91*(2), 228–248. https://doi.org/10.1086/261140

Hamilton, J. D. (2009). Causes and consequences of the oil shock of 2007–08. *Brookings Papers on Economic Activity, 40*(1), 215–283. https://doi.org/10.1353/eca.0.0047

Hamilton, W. P. (1922). *The stock market barometer: A study of its forecasts and fluctuations*. Harper & Brothers.

Hammoudeh, S. M., Yuan, Y., McAleer, M., & Thompson, M. A. (2010). Precious metals–exchange rate volatility transmissions and hedging strategies. *International Review of Economics & Finance, 19*(4), 633–647. https://doi.org/10.1016/j.iref.2010.02.003

Hansen, B. E. (1994). Autoregressive conditional density estimation. *International Economic Review, 35*(3), 705–730.

Hirshleifer, D., & Teoh, S. H. (2009). Thought and behavior contagion in capital markets. In T. Hens & K. R. Schenk-Hoppé (Eds.), *Handbook of financial markets: Dynamics and evolution* (pp. 1–56). Elsevier.

Hung, N. T., & Vo, X. V. (2021). Directional spillover effects and time-frequency nexus between oil, gold and stock markets: Evidence from pre and during COVID-19 outbreak. *International Review of Financial Analysis, 76*, 101730. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101730

Hussain, S. I., & Li, S. (2018). The dependence structure between Chinese and other major stock markets using extreme values and copulas. *International Review of Economics & Finance, 56*, 421–437.

International Monetary Fund. (2008). *Global Financial Stability Report: Containing systemic risks and restoring financial soundness*. International Monetary Fund.

Joe, H. (1997). *Multivariate models and multivariate dependence concepts*. Chapman & Hall/CRC. https://doi.org/10.1201/9780367803896

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.

Kaminsky, G., & Reinhart, C. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics, 51*(1), 145–168.

Kang, S. H., Hernandez, J. A., Sadorsky, P., & McIver, R. (2021). Frequency spillovers, connectedness, and the hedging effectiveness of oil and gold for US sector ETFs. *Energy Economics, 99*, 105278. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105278

Kang, W., Ratti, R. A., & Vespignani, J. L. (2017). Oil price shocks and policy uncertainty: New evidence on the effects of US and non-US oil production. *Energy Economics, 66*, 536–546.

Kang, W., Ratti, R. A., & Yoon, K. H. (2015). Time-varying effect of oil market shocks on the stock market. *Journal of Banking & Finance, 61*, S150–S163. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.08.027

Kenourgios, D., Samitas, A., & Paltalidis, N. (2011). Financial crises and stock market contagion in a multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 21*(1), 92–106. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.08.005

Khalfaoui, R., Boutahar, M., & Boubaker, H. (2015). Analyzing volatility spillovers and hedging between oil and stock markets: Evidence from wavelet analysis. *Energy Economics, 49*, 540–549. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.023

Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review, 99*(3), 1053–1069. https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053

Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review, 50*(4), 1267–1287. https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x

King, M., & Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *The Review of Financial Studies, 3*(1), 5–33. https://doi.org/10.1093/rfs/3.1.5

Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics, 74*(1), 119–147. https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4

Kyle, A. S., & Xiong, W. (2001). Contagion as a wealth effect. *The Journal of Finance, 56*(4), 1401–1440.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). Legal determinants of external finance. *The Journal of Finance, 52*(3), 1131–1150. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb02727.x

Le, T. H., & Luong, A. T. (2022). Dynamic spillovers between oil price, stock market, and investor sentiment: Evidence from the United States and Vietnam. *Resources Policy, 78*, 102931. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102931

Liao, J., Zhu, X., & Chen, J. (2021). Dynamic spillovers across oil, gold and stock markets in the presence of major public health emergencies. *International Review of Financial Analysis, 77*, 101822. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101822

Linnemann, H. (1966). *An econometric study of international trade flows*. North-Holland.

Longin, F. (Ed.). (2016). *Extreme events in finance: A handbook of extreme value theory and its applications*. Wiley. https://doi.org/10.1002/9781118650318

Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The Journal of Finance, 56*(2), 649–676. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00340

Masson, P. (1998). *Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria*. IMF Working Paper No. 98/142. https://doi.org/10.5089/9781451856224.001

McPhail, C. (1989). Blumer's theory of collective behavior: The development of a non-symbolic interaction explanation. *The Sociological Quarterly, 30*(3), 401–423.

Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., & Managi, S. (2013). Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. *Economic Modelling, 32*, 15–22. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.01.023

Mensi, W., Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2021). Price-switching spillovers between gold, oil, and stock markets: Evidence from the USA and China during the COVID-19 pandemic. *Resources Policy, 73*, 102217. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102217

Mensi, W., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2022). COVID-19 pandemic's impact on intraday volatility spillover between oil, gold, and stock markets. *Economic Analysis and Policy, 74*, 702–715. https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.04.001

Mensi, W., Yousaf, I., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2022). Asymmetric spillover and network connectedness between gold, Brent oil and EU subsector markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 76*, 101487. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101487

Mensi, W., Ziadat, S. A., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2024). Extreme quantile connectedness and spillovers between oil and Vietnamese stock markets: A

sectoral analysis. *International Journal of Emerging Markets, 19*(6), 1586–1625. https://doi.org/10.1108/IJOEM-03-2022-0513

Mohti, W., Dionísio, A., Ferreira, P., & Vieira, I. (2019). Contagion of the subprime financial crisis on frontier stock markets: A copula analysis. *Economies, 7*(1), Article 15. https://doi.org/10.3390/economies7010015

Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices. *Applied Energy, 87*(1), 356–361. https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.05.037

Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica, 59*(2), 347–370. https://doi.org/10.2307/2938260

Ngo, T. H., Huynh, D. P. Q., Vo, L. D. Q., Tran, T. T. T., & Huynh, T. M. N. (2022). Return and volatility spillover effects between bond, stock, oil, and gold markets in Vietnam: Evidence from the pre- and during the COVID-19 period. *VNU Journal of Economics and Business, 2*(5), 103–114. https://doi.org/10.57110/jeb.v2i5.4803

Nguyen, T. H., Luong, T. A., Le, T. P. U., & Dau, T. V. (2023). Gold price, oil price, and stock market return spillovers: Empirical evidence from Vietnam. *VNU Journal of Economics and Business, 3*(6), 13–25. https://doi.org/10.57110/vnujeb.v3i6.215

Nguyen, T. N., Phan, T. K. H., & Nguyen, T. L. (2022). Financial contagion during global financial crisis and COVID-19 pandemic: The evidence from DCC-GARCH model. *Cogent Economics & Finance, 10*(1), 2051824. https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2051824

Pasquariello, P. (2007). Imperfect competition, information heterogeneity, and financial contagion. *The Review of Financial Studies, 20*(2), 391–426.

Patton, A. J. (2006). Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International Economic Review, 47*(2), 527–556. https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2006.00387.x

Patton, A. J. (2012). A review of copula models for economic time series. *Journal of Multivariate Analysis, 110*, 4–18. https://doi.org/10.1016/j.jmva.2012.02.021

Pericoli, M., & Sbracia, M. (2003). A primer on financial contagion. *Journal of Economic Surveys, 17*(4), 571–608.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters, 58*(1), 17–29. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0

Portes, R., & Rey, H. (2005). The determinants of cross-border equity flows. *Journal of International Economics, 65*(2), 269–296. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.05.002

Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies, 72*(3), 821–852. https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00353.x

Reboredo, J. C. (2013). Is gold a hedge or safe haven against oil price movements? *Resources Policy, 38*(2), 130–137. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2013.02.003

Rigobon, R. (2002). Contagion: How to measure it? In S. Edwards & J. A. Frankel (Eds.), *Preventing currency crises in emerging markets* (pp. 269–334). University of Chicago Press.

Rodriguez, J. C. (2007). Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of Empirical Finance, 14*(3), 401–423. https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2006.07.002

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics, 21*(5), 449–469. https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00020-1

Sadorsky, P. (2001). Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. *Energy Economics, 23*(1), 17–28. https://doi.org/10.1016/S0140-9883(00)00072-4

Salisu, A. A., Gupta, R., & Demirer, R. (2022). Oil price uncertainty shocks and global equity markets: Evidence from a GVAR model. *Journal of Risk and Financial Management, 15*(8), 355. https://doi.org/10.3390/jrfm15080355

Salisu, A. A., & Oloko, T. F. (2015). Modeling oil price-US stock nexus: A VARMA-BEKK-AGARCH approach. *Energy Economics, 50*, 1–12. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.031

Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., & Kristoufek, L. (2020). Safe haven, hedge and diversification for G7 stock markets: Gold versus bitcoin. *Economic Modelling, 87*, 212–224. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.023

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.

Solt, M. E., & Swanson, P. J. (1981). On the efficiency of the markets for gold and silver. *Journal of Business, 54*(3), 453–478.

Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2011). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics & Finance, 20*(4), 717–732. https://doi.org/10.1016/j.iref.2011.01.006

Thomas, N. M., Kashiramka, S., Yadav, S. S., & Paul, J. (2022). Role of emerging markets vis-à-vis frontier markets in improving portfolio diversification benefits. *International Review of Economics & Finance, 78*, 95–121. https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.11.012

Tinbergen, J. (1962). *Shaping the world economy*. Twentieth Century Fund.

Tully, E., & Lucey, B. M. (2007). A power GARCH examination of the gold market. *Research in International Business and Finance, 21*(2), 316–325. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2006.07.001

U.S. Securities and Exchange Commission. (2005). *Regulation NMS*. Securities Exchange Act Release No. 51808.

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 & Finance, 20*(4), 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, K., & Thi, T. B. N. (2007). Testing for contagion under asymmetric dynamics: Evidence from the stock markets between US and Taiwan. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 376*, 422–432.

Wang, L. (2014). Who moves East Asian stock markets? The role of the 2007–2009 global financial crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 28*, 182–203.

World Gold Council. (2023). *Gold as a strategic asset: A portfolio perspective*. https://www.gold.org/goldhub/research/gold-strategic-asset

Zhang, P., Sha, Y., & Xu, Y. (2021). Stock market volatility spillovers in G7 and BRIC. *Emerging Markets Finance and Trade, 57*(7), 2107–2119. https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1908256

Zhang, Y. J., & Wei, Y. M. (2010). The crude oil market and the gold market: Evidence for cointegration, causality and price discovery. *Resources Policy, 35*(3), 168–177. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2010.05.003

PHỤ LỤC

PHỤ LỤC A: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TỪ PHẦN MỀM

Toàn bộ kết quả trong phụ lục được giữ nguyên dạng kết xuất từ phần mềm R, trong đó dấu chấm được dùng làm dấu thập phân.

PHỤ LỤC 1. DỮ LIỆU NGHIÊN CỨU

PL1.1. Danh mục biến nghiên cứu

STT	Ký hiệu	Biến nghiên cứu	Đại diện thị trường	Vai trò trong mô hình	Tần suất
1	VNIndex	Chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam	Việt Nam	Biến trung tâm trong các cặp Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz cùng tám thị trường đối tác.	Ngày
2	S&P 500	Chỉ số S&P 500	Hoa Kỳ	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày
3	Nikkei 225	Chỉ số Nikkei 225	Nhật Bản	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày
4	SSEC	Chỉ số Shanghai Composite	Trung Quốc	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến	Ngày

				đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	
5	KOSPI	Chỉ số Korea Composite Stock Price Index	Hàn Quốc	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày
6	STI	Chỉ số Straits Times Index	Singapore	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày
7	TWII	Chỉ số Taiwan Weighted Index	Đài Loan	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày
8	XAU	Giá vàng quốc tế	Thị trường vàng quốc tế	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày
9	WTI	Giá dầu thô WTI	Thị trường năng lượng quốc tế	Biến ghép cặp với VNIndex trong mô hình Copula có điều kiện; biến đồng thời trong hệ VAR Diebold-Yilmaz.	Ngày

PL1.2. Nguồn dữ liệu nghiên cứu

Nhóm dữ liệu	Biến	Nguồn dữ liệu	Loại dữ liệu sử dụng	Giai đoạn nghiên cứu
Thị trường chứng khoán Việt Nam	VNIndex	*Investing.com*	Giá đóng cửa hằng ngày	2015-2025
Thị trường chứng khoán quốc tế	S&P 500, Nikkei 225, SSEC, KOSPI, STI, TWII	*Investing.com*	Giá đóng cửa hằng ngày	2015-2025
Thị trường vàng quốc tế	XAU	*Investing.com*	Giá vàng quốc tế hằng ngày	2015-2025
Thị trường dầu thô quốc tế	WTI	*Investing.com*	Giá dầu thô WTI hằng ngày	2015-2025

PL1.3. Công thức tính chuỗi lợi suất

Sau khi thu thập chuỗi giá đóng cửa hằng ngày, luận án chuyển đổi dữ liệu giá thành chuỗi tỷ suất sinh lợi logarit. Việc sử dụng lợi suất logarit giúp bảo đảm tính cộng gộp theo thời gian, giảm ảnh hưởng của xu hướng trong chuỗi giá và phù hợp với thông lệ trong các nghiên cứu tài chính định lượng.

r_t = ln(P_t / P_{t-1}) x 100

Ký hiệu	Diễn giải
r_t	Tỷ suất sinh lợi logarit của biến nghiên cứu tại thời điểm t, tính theo phần trăm.
P_t	Giá đóng cửa của biến nghiên cứu tại thời điểm t.
P_{t-1}	Giá đóng cửa của biến nghiên cứu tại thời điểm t-1.
ln(.)	Logarit tự nhiên.

Chuỗi lợi suất sau khi tính toán được sử dụng để thực hiện thống kê mô tả, kiểm định tính dừng, kiểm định phân phối chuẩn, kiểm định ARCH và ước lượng các mô hình

thực nghiệm trong luận án. Đối với mô hình Copula có điều kiện, VNIndex được ghép cặp lần lượt với S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI; các chuỗi lợi suất được đưa vào mô hình biên GJR-GARCH để thu được phần dư chuẩn hóa trước khi ước lượng cấu trúc phụ thuộc của từng cặp. Đối với phương pháp Diebold-Yilmaz, các chuỗi VaR biến đổi theo thời gian của cả chín thị trường được đưa đồng thời vào một hệ VAR tích hợp để phân tích mức độ và hướng lan tỏa rủi ro giữa VNIndex với toàn bộ các thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI.

PL1.4. Quy trình đồng bộ dữ liệu

Do các thị trường nghiên cứu có lịch giao dịch khác nhau, dữ liệu được xử lý và đồng bộ trước khi ước lượng mô hình. Nguyên tắc chung là bảo đảm mỗi quan sát trong mô hình phản ánh cùng một ngày giao dịch có đầy đủ dữ liệu cần thiết, không nội suy các giá trị bị thiếu và không giữ lại các ngày không có dữ liệu đồng thời giữa các biến trong cùng một hợp phần nghiên cứu.

Bước	Nội dung thực hiện	Mục đích xử lý
Bước 1	Thu thập dữ liệu giá đóng cửa hằng ngày của VNIndex, các chỉ số chứng khoán quốc tế, giá vàng XAU và giá dầu WTI.	Bảo đảm dữ liệu đầu vào thống nhất về tần suất và loại giá sử dụng.
Bước 2	Kiểm tra dữ liệu thô, bao gồm định dạng ngày, giá trị bị thiếu, giá trị trùng lặp và các quan sát bất thường.	Loại bỏ sai lệch kỹ thuật trước khi tính toán lợi suất.
Bước 3	Chuyển đổi chuỗi giá thành chuỗi tỷ suất sinh lợi logarit theo công thức r_t = ln(P_t / P_{t-1}) x 100.	Tạo chuỗi dữ liệu phù hợp cho phân tích tài chính định lượng.
Bước 4	Đồng bộ chín chuỗi lợi suất gồm VNIndex, S&P 500, SSEC, Nikkei 225, KOSPI, STI, TWII, XAU và WTI. Mô hình Copula có điều kiện được ước lượng theo từng cặp giữa VNIndex và từng thị trường đối tác. Đối với phương pháp Diebold-Yilmaz, các chuỗi VaR được xây dựng riêng cho chín thị trường và đưa đồng thời vào cùng một hệ VAR để đo lường lan tỏa rủi ro trong toàn hệ thống và giữa VNIndex với từng thị trường đối tác.	Bảo đảm mỗi mô hình chỉ sử dụng các quan sát có đầy đủ dữ liệu tương ứng.
Bước 5	Loại bỏ các ngày không có giao dịch đồng thời hoặc thiếu dữ liệu ở một trong các biến thuộc cùng nhóm mô hình.	Tránh sai lệch do khác biệt lịch giao dịch và hạn chế việc nội suy dữ liệu tài chính.
Bước 6	Phân chia mẫu nghiên cứu thành ba giai đoạn: trước COVID-19, trong COVID-19 và sau COVID-19.	Đánh giá sự thay đổi của cấu trúc phụ thuộc và lan tỏa rủi ro theo từng bối cảnh thị trường.
Bước 7	Thực hiện các kiểm định sơ bộ gồm Jarque-Bera, ADF và ARCH trước khi ước lượng mô hình.	Xác nhận đặc điểm phân phối, tính dừng và hiện tượng phương sai thay đổi của chuỗi lợi suất.

Việc đồng bộ dữ liệu theo từng hợp phần nghiên cứu giúp bảo đảm tính nhất quán của mẫu ước lượng, đồng thời hạn chế sai lệch do khác biệt lịch nghỉ lễ, ngày giao dịch và đặc điểm vận hành của các thị trường quốc tế. Cách xử lý này phù hợp với mục tiêu của luận án là đánh giá cấu trúc phụ thuộc và cơ chế lan tỏa rủi ro trên cơ sở các quan sát có thể so sánh trực tiếp giữa các thị trường.

PHỤ LỤC 2. THỐNG KÊ MÔ TẢ VÀ KIỂM ĐỊNH SƠ BỘ

Thống kê mô tả giai đoạn trước COVID-19

	Tài sản	N	Trung bình	SD	JB (p-val)	ADF Stat	ADF (p-val)	ARCH(2) p-val
1	VNI	1035	0.05530	1.08706	0	-9.20	0.01	0.0000
2	SP500	1035	0.04506	0.91073	0	-10.56	0.01	0.0000
3	SSCE	1035	-0.00940	1.65387	0	-9.52	0.01	0.0000
4	NIKKEN	1035	0.02963	1.32391	0	-10.80	0.01	0.0000
5	KOPSI	1035	0.01326	0.88156	0	-9.58	0.01	0.7520
6	STI	1035	-0.00312	0.84861	0	-9.40	0.01	0.1897
7	TWII	1035	0.02533	0.96753	0	-9.88	0.01	0.1575
8	XAU	1035	0.02369	0.76929	0	-10.43	0.01	0.7483
9	WTI	1035	0.01765	2.27291	0	-9.20	0.01	0.0000

Thống kê mô tả giai đoạn trong COVID-19

	Tài sản	N	Trung bình	SD	JB (p-val)	ADF Stat	ADF (p-val)	ARCH(2) p-val
1	VNI	500	0.00897	1.96665	0	-7.21	0.01	0.9998
2	SP500	500	0.03562	2.09866	0	-7.36	0.01	0.0186
3	SSCE	500	0.00220	1.41784	0	-7.99	0.01	0.9896
4	NIKKEN	500	0.01961	1.91389	0	-7.49	0.01	0.9891
5	KOPSI	500	0.00349	2.07144	0	-7.28	0.01	0.9888
6	STI	500	0.00166	1.16989	0	-6.94	0.01	0.0000
7	TWII	500	0.03115	1.82933	0	-7.57	0.01	0.9956
8	XAU	500	0.02259	0.99196	0	-8.81	0.01	0.0004
9	WTI	500	-0.25679	3.78142	0	-6.67	0.01	0.0000

Thống kê mô tả giai đoạn sau COVID-19

	Tài sản	N	Trung bình	SD	JB (p-val)	ADF Stat	ADF (p-val)	ARCH(2) p-val
1	VNI	578	0.09037	1.31667	0	-7.82	0.01	0.0004
2	SP500	578	0.09877	1.11588	0	-8.14	0.01	0.0000
3	SSCE	578	0.04181	1.13686	0	-8.12	0.01	0.0000
4	NIKKEN	578	0.11009	1.55083	0	-8.44	0.01	0.0000
5	KOPSI	578	0.09711	1.33024	0	-8.26	0.01	0.0000
6	STI	578	0.05735	0.92391	0	-9.65	0.01	0.0012
7	TWII	578	0.11476	1.43966	0	-8.02	0.01	0.0000
8	XAU	578	0.10609	1.00419	0	-9.24	0.01	0.0043
9	WTI	578	-0.06267	1.88211	0	-10.32	0.01	0.2202

PHỤ LỤC 3. KẾT QUẢ MÔ HÌNH BIÊN GJR-GARCH, ARMA

Giai đoạn trước COVID-19

```
------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: VNIndex     | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
*---------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model    : gjrGARCH(1,1)
Mean Model     : ARFIMA(2,0,2)
Distribution   : std
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu      0.065523    0.031166  2.102387 0.035519
ar1     0.826199    0.279203  2.959136 0.003085
ar2    -0.000629    0.161538 -0.003893 0.996894
ma1    -0.777785    0.278154 -2.796237 0.005170
ma2    -0.011726    0.127467 -0.091995 0.926702
omega   0.052978    0.020716  2.557286 0.010549
alpha1  0.028061    0.021160  1.326157 0.184788
beta1   0.845120    0.034767 24.308200 0.000000
gamma1  0.162996    0.053995  3.018754 0.002538
shape   5.225745    0.793164  6.588478 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu      0.065523    0.031993   2.048030 0.040557
ar1     0.826199    0.028655  28.832397 0.000000
ar2    -0.000629    0.125695  -0.005003 0.996008
ma1    -0.777785    0.032860 -23.670020 0.000000
ma2    -0.011726    0.136524  -0.085891 0.931553
omega   0.052978    0.025008   2.118409 0.034140
alpha1  0.028061    0.021318   1.316327 0.188064
```

```
beta1   0.845120    0.037658  22.441997 0.000000
gamma1  0.162996    0.062784   2.596162 0.009427
shape   5.225745    0.943541   5.538438 0.000000
LogLikelihood : -1398.058
Information Criteria
------------------------------------


Akaike       2.7209
Bayes        2.7686
Shibata      2.7207
Hannan-Quinn 2.7390
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                     0.01603  0.8992
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]   2.24803  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]   6.24077  0.9600
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.2919  0.5890
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    0.6465  0.9329
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    0.9370  0.9887
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]    0.4713 0.500 2.000  0.4924
ARCH Lag[5]    0.6033 1.440 1.667  0.8528
ARCH Lag[7]    0.8066 2.315 1.543  0.9428
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  3.0632
Individual Statistics:
mu     0.2790
```

```
ar1    0.1451
ar2    0.2469
ma1    0.1355
ma2    0.2542
omega  0.4319
alpha1 0.4840
beta1  0.4656
gamma1 0.8053
shape  1.3454
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:        2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:   0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
-----------------------------------
                    t-value    prob sig
Sign Bias            1.1773 0.23936
Negative Sign Bias   0.3032 0.76178
Positive Sign Bias   1.6853 0.09224   *
Joint Effect         3.3447 0.34147
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
-----------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     16.96       0.5925
2    30     33.84       0.2451
3    40     36.03       0.6059
4    50     33.65       0.9537
Elapsed time : 0.7268999
------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: S&P 500   | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
*---------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model    : gjrGARCH(1,1)
```

```
Mean Model     : ARFIMA(1,0,1)
Distribution   : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------

        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.058632    0.002937  1.9967e+01  0.0e+00
ar1     0.954635    0.008498  1.1234e+02  0.0e+00
ma1    -0.983105    0.000043 -2.3019e+04  0.0e+00
omega   0.051544    0.012749  4.0429e+00  5.3e-05
alpha1  0.000000    0.034411  1.0000e-06  1.0e+00
beta1   0.758202    0.041906  1.8093e+01  0.0e+00
gamma1  0.343576    0.080958  4.2439e+00  2.2e-05
skew    0.911349    0.037767  2.4131e+01  0.0e+00
shape   4.573524    0.671290  6.8130e+00  0.0e+00
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.058632    0.003264  1.7963e+01 0.000000
ar1     0.954635    0.010642  8.9701e+01 0.000000
ma1    -0.983105    0.000047 -2.0931e+04 0.000000
omega   0.051544    0.015361  3.3555e+00 0.000792
alpha1  0.000000    0.039407  1.0000e-06 0.999999
beta1   0.758202    0.055748  1.3601e+01 0.000000
gamma1  0.343576    0.097336  3.5298e+00 0.000416
skew    0.911349    0.038619  2.3598e+01 0.000000
shape   4.573524    0.819140  5.5833e+00 0.000000
LogLikelihood : -1131.173
Information Criteria
------------------------------------


Akaike       2.2032
Bayes        2.2462
Shibata      2.2031
Hannan-Quinn 2.2195
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.02209  0.8818
```

```
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   1.87297  0.9772
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   2.69558  0.9313
d.o.f=2
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.1405  0.7078
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    0.3364  0.9798
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    0.7407  0.9946
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]    0.1055 0.500 2.000  0.7454
ARCH Lag[5]    0.2889 1.440 1.667  0.9432
ARCH Lag[7]    0.5351 2.315 1.543  0.9751
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  2.4352
Individual Statistics:
mu     0.31938
ar1    0.08251
ma1    0.03199
omega  0.19356
alpha1 0.17530
beta1  0.28470
gamma1 0.39996
skew   0.26811
shape  0.81805
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:        2.1 2.32 2.82
Individual Statistic:  0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           1.0842 0.2785
```

```
Negative Sign Bias  1.3185 0.1876
Positive Sign Bias  0.3401 0.7339
Joint Effect        2.8263 0.4192
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     37.56    0.0067472
2    30     56.57    0.0016194
3    40     72.44    0.0009061
4    50     73.74    0.0126734
Elapsed time : 0.8048768
------------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: SSEC    | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
*---------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model    : gjrGARCH(1,1)
Mean Model     : ARFIMA(2,0,2)
Distribution   : std
Optimal Parameters
-----------------------------------
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.048813    0.025857  1.88782 0.059050
ar1    -1.592860    0.303462 -5.24895 0.000000
ar2    -0.895375    0.205574 -4.35550 0.000013
ma1     1.613438    0.306198  5.26926 0.000000
ma2     0.899614    0.238281  3.77544 0.000160
omega   0.010633    0.005718  1.85956 0.062947
alpha1  0.058251    0.018764  3.10438 0.001907
beta1   0.929651    0.012880 72.17613 0.000000
gamma1  0.022196    0.025200  0.88078 0.378435
shape   3.651764    0.411826  8.86726 0.000000
Robust Standard Errors:
```

```
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.048813    0.022854  2.13588 0.032689
ar1    -1.592860    1.114845 -1.42877 0.153070
ar2    -0.895375    0.771045 -1.16125 0.245541
ma1     1.613438    1.124814  1.43440 0.151457
ma2     0.899614    0.883201  1.01858 0.308401
omega   0.010633    0.006066  1.75271 0.079652
alpha1  0.058251    0.022357  2.60549 0.009174
beta1   0.929651    0.012028 77.28868 0.000000
gamma1  0.022196    0.034821  0.63743 0.523844
shape   3.651764    0.416147  8.77518 0.000000
LogLikelihood : -1638.399
Information Criteria
------------------------------------


Akaike       3.1853
Bayes        3.2331
Shibata      3.1851
Hannan-Quinn 3.2034
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                      0.5175  0.4719
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]    1.7447  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]    4.0726  0.9993
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.01838  0.8921
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   1.50543  0.7386
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   2.26979  0.8705
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
```

```
ARCH Lag[3]     1.918 0.500 2.000  0.1661
ARCH Lag[5]     2.001 1.440 1.667  0.4709
ARCH Lag[7]     2.086 2.315 1.543  0.6991
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  2.2477
Individual Statistics:
mu     0.1228
ar1    0.6776
ar2    0.3796
ma1    0.5195
ma2    0.2569
omega  0.1061
alpha1 0.2568
beta1  0.1493
gamma1 0.1786
shape  0.2361
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:       2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:  0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           0.1348 0.8928
Negative Sign Bias  0.2311 0.8173
Positive Sign Bias  0.4501 0.6527
Joint Effect        0.3101 0.9581
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     27.67      0.09006
2    30     27.58      0.54046
3    40     45.46      0.22079
4    50     52.78      0.33025
Elapsed time : 0.5776012
--------------------------------------------------------------------
```

```
>>> TÀI SẢN: Nikkei 225  | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model    : gjrGARCH(1,1)
Mean Model     : ARFIMA(1,0,1)
Distribution   : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.035133    0.018243  1.9259e+00 0.054120
ar1     0.972279    0.005519  1.7616e+02 0.000000
ma1    -0.984895    0.000000 -2.7299e+07 0.000000
omega   0.171284    0.050749  3.3751e+00 0.000738
alpha1  0.000000    0.000034  2.2500e-04 0.999821
beta1   0.733435    0.054553  1.3444e+01 0.000000
gamma1  0.389118    0.106605  3.6501e+00 0.000262
skew    0.909094    0.037369  2.4328e+01 0.000000
shape   3.789374    0.476764  7.9481e+00 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.035133    0.019066  1.8427e+00 0.065377
ar1     0.972279    0.005140  1.8914e+02 0.000000
ma1    -0.984895    0.000000 -2.0463e+07 0.000000
omega   0.171284    0.057315  2.9885e+00 0.002804
alpha1  0.000000    0.000037  2.0400e-04 0.999837
beta1   0.733435    0.069633  1.0533e+01 0.000000
gamma1  0.389118    0.122497  3.1766e+00 0.001490
skew    0.909094    0.041409  2.1954e+01 0.000000
shape   3.789374    0.463504  8.1755e+00 0.000000
LogLikelihood : -1561.487
Information Criteria
------------------------------------
```

```
Akaike       3.0348
Bayes        3.0777
Shibata      3.0346
Hannan-Quinn 3.0511
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.3107  0.5773
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    0.9048  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    1.4870  0.9972
d.o.f=2
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.08883  0.7657
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   2.29502  0.5505
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   3.11805  0.7393
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]     1.285 0.500 2.000  0.2569
ARCH Lag[5]     1.733 1.440 1.667  0.5333
ARCH Lag[7]     1.851 2.315 1.543  0.7489
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  2.8543
Individual Statistics:
mu     0.13513
ar1    0.04185
ma1    0.04165
omega  0.34743
alpha1 0.29135
beta1  0.60080
gamma1 0.89663
```

```
skew   0.06775
shape  0.67325
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:       2.1 2.32 2.82
Individual Statistic:  0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
-------------------------------------
                    t-value   prob sig
Sign Bias           0.1870 0.8517
Negative Sign Bias  0.5393 0.5898
Positive Sign Bias  0.4421 0.6585
Joint Effect        0.5265 0.9130
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     10.35       0.9437
2    30     20.97       0.8602
3    40     46.00       0.2048
4    50     42.63       0.7275
Elapsed time : 0.7108402
--------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: KOSPI   | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
--------------------------------------------------------------------
1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):
          Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
intercept  0.01326    0.02739 0.48431  0.62817
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.3561
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 0.88156
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 6.8027 | p-value = 0.7439 (Đạt - Không tự
tương quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)    : Stat = 0.7082 | p-value = 0.9825 (Đạt - Không có
hiệu ứng ARCH)
--------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: STI     | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
--------------------------------------------------------------------
```

1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(>|t|)
ar1	-0.19331	0.03489	-5.54080	0.00000
ar2	-0.92272	0.08943	-10.31726	0.00000
ma1	0.21050	0.02376	8.85993	0.00000
ma2	0.95548	0.08056	11.86080	0.00000
intercept	-0.00724	0.02688	-0.26951	0.78754

2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:

+ Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.8609

+ Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma) : 0.84522

3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:

+ Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 6.6113 | p-value = 0.7616 (Đạt - Không tự tương quan)

+ ARCH-LM Test phần dư (Lag 5) : Stat = 6.2926 | p-value = 0.2788 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)

>>> TÀI SẢN: TWII | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE

---

1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(>|t|)
ar1	-0.01089	1.48898	-0.00731	0.99416
ar2	0.54219	0.45344	1.19571	0.23181
ma1	-0.01180	1.46868	-0.00803	0.99359
ma2	-0.57204	0.47526	-1.20363	0.22873
intercept	0.02409	0.02668	0.90297	0.36654

2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:

+ Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.2857

+ Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma) : 0.96661

3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:

+ Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 2.3311 | p-value = 0.9931 (Đạt - Không tự tương quan)

+ ARCH-LM Test phần dư (Lag 5) : Stat = 3.4172 | p-value = 0.636 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)

>>> TÀI SẢN: XAU | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE

---

1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):

```
          Estimate Std. Error  t-value Pr(>|t|)
ma1       -0.07398    0.03145 -2.35234  0.01866
intercept  0.02367    0.02208  1.07217  0.28364
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 5.7949
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 0.76726
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 6.088 | p-value = 0.8078 (Đạt - Không tự tương quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)    : Stat = 8.5583 | p-value = 0.128 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)
----------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: WTI     | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
----------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model    : gjrGARCH(1,1)
Mean Model     : ARFIMA(2,0,2)
Distribution   : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu      0.002814    0.060545   0.046479 0.962928
ar1    -0.194429    0.046575  -4.174544 0.000030
ar2    -0.908602    0.039406 -23.057458 0.000000
ma1     0.248445    0.043289   5.739264 0.000000
ma2     0.930479    0.031082  29.936167 0.000000
omega   0.070534    0.040415   1.745250 0.080941
alpha1  0.024554    0.021757   1.128516 0.259102
beta1   0.910209    0.028042  32.459090 0.000000
gamma1  0.100581    0.029327   3.429668 0.000604
skew    0.889753    0.040084  22.197454 0.000000
shape  10.526663    3.302337   3.187641 0.001434
Robust Standard Errors:
```

```
         Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu       0.002814    0.060828   0.046263 0.963101
ar1     -0.194429    0.059832  -3.249594 0.001156
ar2     -0.908602    0.039192 -23.183552 0.000000
ma1      0.248445    0.056443   4.401717 0.000011
ma2      0.930479    0.029396  31.653081 0.000000
omega    0.070534    0.044947   1.569280 0.116583
alpha1   0.024554    0.025457   0.964494 0.334798
beta1    0.910209    0.038030  23.934029 0.000000
gamma1   0.100581    0.032924   3.054989 0.002251
skew     0.889753    0.035778  24.868765 0.000000
shape   10.526663    2.907979   3.619924 0.000295
LogLikelihood : -2198.06
Information Criteria
------------------------------------


Akaike       4.2687
Bayes        4.3212
Shibata      4.2685
Hannan-Quinn 4.2886
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                       0.988  0.3202
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]     4.431  0.9977
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]     7.704  0.8333
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.02044  0.8863
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   0.24316  0.9891
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   1.89191  0.9175
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
```

```
             Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]   0.00773 0.500 2.000  0.9299
ARCH Lag[5]   0.42338 1.440 1.667  0.9060
ARCH Lag[7]   1.98904 2.315 1.543  0.7196
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  3.0271
Individual Statistics:
mu     0.05702
ar1    0.04218
ar2    0.29310
ma1    0.08730
ma2    0.15338
omega  0.20643
alpha1 0.88935
beta1  0.49304
gamma1 0.70682
skew   0.44400
shape  1.30152
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:        2.49 2.75 3.27
Individual Statistic:   0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                    t-value    prob sig
Sign Bias           2.5187 0.01193  **
Negative Sign Bias  0.4035 0.68670
Positive Sign Bias  1.3015 0.19338
Joint Effect        7.8174 0.04994  **
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     12.05       0.8833
2    30     23.41       0.7577
3    40     33.41       0.7224
4    50     40.80       0.7915
Elapsed time : 1.215995
```

Trong COVID-19

```
------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: VNIndex     | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
------------------------------------------------------------------
1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):
          Estimate Std. Error   t-value Pr(>|t|)
ar1       -0.07689    0.04481  -1.71612  0.08614
ar2       -0.90173    0.08310 -10.85051  0.00000
ma1        0.13426    0.03601   3.72861  0.00019
ma2        0.93987    0.06972  13.48038  0.00000
intercept  0.00991    0.09099   0.10896  0.91324
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 2.2398
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 1.94294
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 10.285 | p-value = 0.4159 (Đạt - Không tự tương quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)    : Stat = 0.1301 | p-value = 0.9997 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)
------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: S&P 500   | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(2,0,1)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.035272    0.042556  0.82884 0.407195
ar1     0.426031    0.150208  2.83627 0.004564
ar2    -0.038470    0.029975 -1.28338 0.199358
ma1    -0.437265    0.149188 -2.93096 0.003379
omega   0.069001    0.027467  2.51214 0.012000
alpha1  0.000000    0.003243  0.00000 1.000000
beta1   0.800814    0.036996 21.64584 0.000000
gamma1  0.424241    0.106930  3.96746 0.000073
skew    0.857777    0.062685 13.68402 0.000000
shape   4.752249    0.855771  5.55318 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu      0.035272    0.040607   0.86862 0.385057
ar1     0.426031    0.032789  12.99307 0.000000
ar2    -0.038470    0.019632  -1.95951 0.050053
ma1    -0.437265    0.029770 -14.68789 0.000000
omega   0.069001    0.023931   2.88338 0.003934
alpha1  0.000000    0.005044   0.00000 1.000000
beta1   0.800814    0.036176  22.13659 0.000000
gamma1  0.424241    0.121760   3.48424 0.000494
```

```
skew    0.857777    0.075734  11.32617 0.000000
shape   4.752249    1.617147   2.93866 0.003296
LogLikelihood : -832.749
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       3.3710
Bayes        3.4553
Shibata      3.3702
Hannan-Quinn 3.4041
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                    0.003926  0.9500
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][8]   2.891334  0.9986
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][14]  4.987437  0.8992
d.o.f=3
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.03053  0.8613
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   0.09113  0.9984
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   0.14623  1.0000
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]   0.05327 0.500 2.000  0.8175
ARCH Lag[5]   0.09779 1.440 1.667  0.9872
ARCH Lag[7]   0.12987 2.315 1.543  0.9989
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  7.5062
Individual Statistics:
mu     0.04847
ar1    0.57963
ar2    0.03486
ma1    0.56926
omega  0.49644
alpha1 3.59364
beta1  0.71942
gamma1 0.11135
skew   0.75357
shape  0.85515
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias          1.20637 0.2282
Negative Sign Bias 0.33797 0.7355
Positive Sign Bias 0.06841 0.9455
```

```
Joint Effect       1.86461 0.6010
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     11.84       0.8923
2    30     29.08       0.4609
3    40     31.84       0.7851
4    50     35.20       0.9309
Elapsed time : 0.772784
---------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: SSEC    | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
---------------------------------------------------------------------
1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):
          Estimate Std. Error  t-value Pr(>|t|)
ma1       -0.00432    0.04479 -0.09647  0.92315
ma2       -0.02950    0.04776 -0.61766  0.53680
intercept  0.00215    0.06119  0.03518  0.97194
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.4679
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 1.41729
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 4.1839 | p-value = 0.9387 (Đạt - Không tự tươ
ng quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)    : Stat = 0.1447 | p-value = 0.9996 (Đạt - Không có hiệ
u ứng ARCH)
---------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: Nikkei 225  | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
---------------------------------------------------------------------
1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):
          Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
ar1        0.02237    0.04463 0.50118  0.61624
ar2        0.06668    0.04462 1.49433  0.13509
intercept  0.01943    0.09360 0.20757  0.83557
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.4372
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 1.90906
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 6.0549 | p-value = 0.8106 (Đạt - Không tự tươ
ng quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)    : Stat = 0.0539 | p-value = 1 (Đạt - Không có hiệu ứng
ARCH)
---------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: KOSPI   | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
---------------------------------------------------------------------
1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):
          Estimate Std. Error   t-value Pr(>|t|)
ar1       -0.82935    0.02146 -38.63979  0.00000
ar2       -0.90736        NaN       NaN      NaN
ma1        0.87159    0.00651 133.80356  0.00000
ma2        0.97602        NaN       NaN      NaN
intercept  0.00495    0.09501   0.05211  0.95844
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.5773
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 2.04394
```

3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 1.8871 | p-value = 0.9971 (Đạt - Không tự tương quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)   : Stat = 0.0635 | p-value = 0.9999 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)

>>> TÀI SẢN: STI | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH

```
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(2,0,2)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
-----------------------------------
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu     -0.006275    0.040882   -0.15349 0.878009
ar1     1.728573    0.006183  279.58607 0.000000
ar2    -0.904114    0.019563  -46.21483 0.000000
ma1    -1.740430    0.005333 -326.36369 0.000000
ma2     0.930123    0.005166  180.03124 0.000000
omega   0.069636    0.039718    1.75327 0.079555
alpha1  0.000000    0.017919    0.00000 1.000000
beta1   0.836610    0.068046   12.29486 0.000000
gamma1  0.217948    0.093908    2.32088 0.020293
skew    0.871659    0.055649   15.66351 0.000000
shape   3.619265    0.648049    5.58486 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu     -0.006275    0.044661   -0.1405 0.888261
ar1     1.728573    0.026829   64.4293 0.000000
ar2    -0.904114    0.031781  -28.4484 0.000000
ma1    -1.740430    0.006359 -273.6928 0.000000
ma2     0.930123    0.004952  187.8254 0.000000
omega   0.069636    0.049320    1.4119 0.157975
alpha1  0.000000    0.023081    0.0000 1.000000
beta1   0.836610    0.091360    9.1573 0.000000
gamma1  0.217948    0.100687    2.1646 0.030417
skew    0.871659    0.060606   14.3823 0.000000
shape   3.619265    0.679278    5.3281 0.000000
LogLikelihood : -625.6967
Information Criteria
-----------------------------------

Akaike       2.5468
Bayes        2.6395
Shibata      2.5458
Hannan-Quinn 2.5832
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
-----------------------------------
                        statistic p-value
```

```
Lag[1]                       1.685  0.1942
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]     3.776  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]     6.594  0.9396
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.05209  0.8195
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   0.38059  0.9745
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   0.66375  0.9962
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]    0.3192 0.500 2.000  0.5721
ARCH Lag[5]    0.3338 1.440 1.667  0.9311
ARCH Lag[7]    0.4974 2.315 1.543  0.9786
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  1.8617
Individual Statistics:
mu     0.04594
ar1    0.02506
ar2    0.08505
ma1    0.01388
ma2    0.04184
omega  0.10681
alpha1 0.08433
beta1  0.16265
gamma1 0.32012
skew   0.11538
shape  0.03619
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:             2.49 2.75 3.27
Individual Statistic:        0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias          0.12127 0.9035
Negative Sign Bias 0.08323 0.9337
Positive Sign Bias 1.47664 0.1404
Joint Effect       2.92397 0.4035
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     22.08       0.2803
2    30     35.32       0.1942
3    40     41.92       0.3454
4    50     45.60       0.6118
Elapsed time : 0.9516292
--------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: TWII    | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
--------------------------------------------------------------------
```

1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(>|t|)
ar1	0.06818	0.04458	1.52931	0.12619
intercept	0.03108	0.08749	0.35519	0.72245

2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 3.4424
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma) : 1.82506
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 3.941 | p-value = 0.95 (Đạt - Không tự tương quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5) : Stat = 0.0224 | p-value = 1 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)

>>> TÀI SẢN: XAU | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH

----
* GARCH Model Fit *

Conditional Variance Dynamics

GARCH Model : gjrGARCH(1,1)
Mean Model : ARFIMA(1,0,2)
Distribution : sstd
Optimal Parameters

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
mu	0.021359	0.037358	0.571735	0.567502
ar1	0.380912	0.393453	0.968126	0.332981
ma1	-0.363177	0.392148	-0.926121	0.354383
ma2	-0.099807	0.046396	-2.151174	0.031462
omega	0.071330	0.066346	1.075115	0.282323
alpha1	0.058535	0.038063	1.537847	0.124086
beta1	0.872434	0.092624	9.419069	0.000000
gamma1	-0.001323	0.050387	-0.026247	0.979060
skew	0.910060	0.054309	16.756972	0.000000
shape	5.360185	1.522917	3.519683	0.000432

Robust Standard Errors:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
mu	0.021359	0.039875	0.535644	0.592204
ar1	0.380912	0.400335	0.951482	0.341360
ma1	-0.363177	0.393751	-0.922350	0.356346
ma2	-0.099807	0.051212	-1.948875	0.051310
omega	0.071330	0.064821	1.100403	0.271157
alpha1	0.058535	0.035235	1.661301	0.096653
beta1	0.872434	0.098394	8.866743	0.000000
gamma1	-0.001323	0.054104	-0.024444	0.980498
skew	0.910060	0.050179	18.136361	0.000000
shape	5.360185	1.291217	4.151264	0.000033

LogLikelihood : -677.1041
Information Criteria

Akaike 2.7484
Bayes 2.8327

```
Shibata      2.7476
Hannan-Quinn 2.7815
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                      0.8411  0.3591
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][8]     3.4830  0.9607
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][14]    6.3262  0.6916
d.o.f=3
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.4599  0.4977
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    5.0575  0.1486
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    7.5907  0.1546
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]     1.988 0.500 2.000  0.1586
ARCH Lag[5]     4.789 1.440 1.667  0.1149
ARCH Lag[7]     6.162 2.315 1.543  0.1307
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  1.6631
Individual Statistics:
mu     0.21181
ar1    0.08730
ma1    0.06497
ma2    0.07336
omega  0.15055
alpha1 0.35056
beta1  0.17412
gamma1 0.34126
skew   0.29861
shape  0.11051
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           0.6061 0.5447
Negative Sign Bias  0.4833 0.6291
Positive Sign Bias  0.7112 0.4773
Joint Effect        1.8917 0.5952
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     12.64       0.8565
2    30     25.12       0.6720
3    40     38.08       0.5117
4    50     47.60       0.5300
```

```
Elapsed time : 0.7417202
------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: WTI     | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
*---------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(1,0,2)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.019767    0.107783  0.18340 0.854488
ar1    -0.848469    0.171169 -4.95692 0.000001
ma1     0.834986    0.176234  4.73793 0.000002
ma2     0.014880    0.054001  0.27555 0.782895
omega   0.976169    0.291935  3.34379 0.000826
alpha1  0.086580    0.071823  1.20546 0.228024
beta1   0.665910    0.051112 13.02838 0.000000
gamma1  0.248031    0.113491  2.18547 0.028854
skew    0.818120    0.052647 15.53969 0.000000
shape   6.846512    2.032396  3.36869 0.000755
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.019767    0.109803  0.18002 0.857136
ar1    -0.848469    0.113344 -7.48580 0.000000
ma1     0.834986    0.118702  7.03428 0.000000
ma2     0.014880    0.054687  0.27209 0.785550
omega   0.976169    0.334246  2.92051 0.003495
alpha1  0.086580    0.065105  1.32985 0.183568
beta1   0.665910    0.045029 14.78845 0.000000
gamma1  0.248031    0.115126  2.15443 0.031207
skew    0.818120    0.037186 22.00063 0.000000
shape   6.846512    2.095346  3.26749 0.001085
LogLikelihood : -1193.453
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       4.8138
Bayes        4.8981
Shibata      4.8130
Hannan-Quinn 4.8469
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.1144  0.7351
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][8]    1.3389  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][14]   2.3926  0.9996
d.o.f=3
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
```

```
-----------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.2770  0.5987
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    0.6778  0.9271
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    0.9652  0.9877
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
-----------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]   0.09779 0.500 2.000  0.7545
ARCH Lag[5]   0.21999 1.440 1.667  0.9607
ARCH Lag[7]   0.37620 2.315 1.543  0.9882
Nyblom stability test
-----------------------------------
Joint Statistic:  2.2563
Individual Statistics:
mu     0.15435
ar1    0.05305
ma1    0.06649
ma2    0.05296
omega  0.35747
alpha1 0.11782
beta1  0.21432
gamma1 0.20106
skew   0.06406
shape  0.34199
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
-----------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           1.6121 0.1076
Negative Sign Bias  1.1131 0.2662
Positive Sign Bias  0.9933 0.3211
Joint Effect        2.9957 0.3923
Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
-----------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20      6.56       0.9962
2    30     21.16       0.8533
3    40     23.20       0.9790
4    50     35.60       0.9240
Elapsed time : 0.556443
```

Sau COVID-19

```
----------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: VNIndex     | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
----------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
```

```
Mean Model         : ARFIMA(1,0,2)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.096397    0.144160  6.6868e-01 0.503701
ar1     0.992358    0.014987  6.6213e+01 0.000000
ma1    -0.982370    0.000007 -1.4478e+05 0.000000
ma2     0.013864    0.017302  8.0131e-01 0.422949
omega   0.139323    0.054326  2.5646e+00 0.010330
alpha1  0.000000    0.001255  0.0000e+00 1.000000
beta1   0.816798    0.041620  1.9625e+01 0.000000
gamma1  0.227210    0.093680  2.4254e+00 0.015292
skew    0.881096    0.045654  1.9299e+01 0.000000
shape   2.968447    0.393026  7.5528e+00 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.096397    0.151492  6.3631e-01 0.524572
ar1     0.992358    0.014382  6.9000e+01 0.000000
ma1    -0.982370    0.000007 -1.5006e+05 0.000000
ma2     0.013864    0.013990  9.9100e-01 0.321685
omega   0.139323    0.051053  2.7290e+00 0.006353
alpha1  0.000000    0.001016  0.0000e+00 1.000000
beta1   0.816798    0.032000  2.5525e+01 0.000000
gamma1  0.227210    0.082576  2.7515e+00 0.005932
skew    0.881096    0.043680  2.0172e+01 0.000000
shape   2.968447    0.398760  7.4442e+00 0.000000
LogLikelihood : -821.4384
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       2.8769
Bayes        2.9524
Shibata      2.8764
Hannan-Quinn 2.9064
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.04233  0.8370
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][8]   1.47951  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][14]  3.91506  0.9778
d.o.f=3
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                       statistic p-value
Lag[1]                   0.02959  0.8634
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]  0.05649  0.9994
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]  0.10844  1.0000
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]  0.005221 0.500 2.000  0.9424
```

```
ARCH Lag[5]  0.028505 1.440 1.667  0.9978
ARCH Lag[7]  0.066281 2.315 1.543  0.9998
Nyblom stability test
-----------------------------------
Joint Statistic:  1.5713
Individual Statistics:
mu     0.1025
ar1    0.2443
ma1    0.2843
ma2    0.2397
omega  0.1673
alpha1 0.2128
beta1  0.2550
gamma1 0.2866
skew   0.2060
shape  0.4002
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
-----------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias          1.33480 0.1825
Negative Sign Bias 1.07740 0.2818
Positive Sign Bias 0.05731 0.9543
Joint Effect       2.44979 0.4844

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
-----------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     24.35      0.18296
2    30     40.27      0.07962
3    40     36.12      0.60207
4    50     48.12      0.50856

Elapsed time : 0.892544

------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: S&P 500   | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(0,0,2)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
-----------------------------------
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu      0.088053    0.032439  2.714394 0.006640
ma1    -0.033124    0.042616 -0.777252 0.437010
ma2    -0.002335    0.045968 -0.050796 0.959488
```

```
omega   0.064639    0.020215  3.197604 0.001386
alpha1  0.000000    0.077510  0.000000 1.000000
beta1   0.799688    0.054866 14.575279 0.000000
gamma1  0.257085    0.078536  3.273465 0.001062
skew    0.851155    0.053828 15.812529 0.000000
shape   6.492648    1.734587  3.743052 0.000182
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu      0.088053    0.035024  2.514062 0.011935
ma1    -0.033124    0.042696 -0.775802 0.437866
ma2    -0.002335    0.055085 -0.042389 0.966189
omega   0.064639    0.017701  3.651737 0.000260
alpha1  0.000000    0.159988  0.000000 1.000000
beta1   0.799688    0.074040 10.800707 0.000000
gamma1  0.257085    0.106206  2.420621 0.015494
skew    0.851155    0.050919 16.715915 0.000000
shape   6.492648    2.976500  2.181303 0.029161
LogLikelihood : -727.8602
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       2.5497
Bayes        2.6176
Shibata      2.5492
Hannan-Quinn 2.5762
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.03841  0.8446
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   0.30393  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   0.62338  1.0000
d.o.f=2
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.05791  0.8098
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   0.30876  0.9828
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   0.44353  0.9990
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]   0.08868 0.500 2.000  0.7659
ARCH Lag[5]   0.29879 1.440 1.667  0.9406
ARCH Lag[7]   0.32825 2.315 1.543  0.9912
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  4.7751
Individual Statistics:
mu     0.1024
ma1    0.2972
ma2    0.2555
omega  0.3285
```

```
alpha1 0.2848
beta1  0.3041
gamma1 0.1194
skew   0.5348
shape  0.6529
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:             2.1 2.32 2.82
Individual Statistic:        0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
-----------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           0.2967 0.7668
Negative Sign Bias  0.5196 0.6036
Positive Sign Bias  0.4289 0.6681
Joint Effect        0.6075 0.8947

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
-----------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     10.10       0.9505
2    30     28.12       0.5113
3    40     28.92       0.8811
4    50     52.62       0.3357

Elapsed time : 0.5553989

------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: SSEC    | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(0,0,0)
Distribution       : std
Optimal Parameters
-----------------------------------
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.015655    0.034025  0.46009 0.645448
omega   0.308931    0.129966  2.37702 0.017453
alpha1  0.113301    0.055542  2.03993 0.041357
beta1   0.619522    0.139548  4.43950 0.000009
gamma1 -0.042248    0.073847 -0.57211 0.567250
shape   3.719683    0.574414  6.47561 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.015655    0.033503  0.46726 0.640312
omega   0.308931    0.105749  2.92137 0.003485
alpha1  0.113301    0.089387  1.26753 0.204964
beta1   0.619522    0.113379  5.46415 0.000000
gamma1 -0.042248    0.114224 -0.36987 0.711478
shape   3.719683    0.667171  5.57531 0.000000
```

```
LogLikelihood : -774.6973
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       2.7014
Bayes        2.7466
Shibata      2.7012
Hannan-Quinn 2.7190
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                   0.001261  0.9717
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][2]  0.001327  0.9983
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][5]  1.315214  0.7852
d.o.f=0
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.3104  0.5775
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    1.1055  0.8354
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    1.9183  0.9145
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]  0.005333 0.500 2.000  0.9418
ARCH Lag[5]  1.209293 1.440 1.667  0.6720
ARCH Lag[7]  1.587493 2.315 1.543  0.8037
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  2.1609
Individual Statistics:
mu     0.7642
omega  0.1890
alpha1 0.1132
beta1  0.1674
gamma1 0.3312
shape  0.4887
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              1.49 1.68 2.12
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           0.8159 0.4149
Negative Sign Bias  0.2199 0.8260
Positive Sign Bias  0.3777 0.7058
Joint Effect        0.6958 0.8742

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     8.644       0.9789
```

```
2    30    17.640       0.9513
3    40    24.076       0.9708
4    50    32.208       0.9694

Elapsed time : 0.559835

------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: Nikkei 225  | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
*---------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(1,0,2)
Distribution       : std
Optimal Parameters
-----------------------------------
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.112588    0.046395   2.4268 0.015235
ar1    -0.960376    0.013706 -70.0719 0.000000
ma1     0.929847    0.001633 569.4052 0.000000
ma2    -0.048378    0.004116 -11.7525 0.000000
omega   0.509179    0.171185   2.9744 0.002935
alpha1  0.110776    0.080775   1.3714 0.170246
beta1   0.554536    0.115370   4.8066 0.000002
gamma1  0.146702    0.100651   1.4575 0.144968
shape   5.205319    1.100262   4.7310 0.000002
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error  t value Pr(>|t|)
mu      0.112588    0.046861   2.4026 0.016278
ar1    -0.960376    0.027803 -34.5423 0.000000
ma1     0.929847    0.002070 449.1486 0.000000
ma2    -0.048378    0.010868  -4.4516 0.000009
omega   0.509179    0.153310   3.3212 0.000896
alpha1  0.110776    0.089061   1.2438 0.213566
beta1   0.554536    0.101035   5.4886 0.000000
gamma1  0.146702    0.129880   1.1295 0.258679
shape   5.205319    1.143302   4.5529 0.000005
LogLikelihood : -959.9368
Information Criteria
-----------------------------------

Akaike       3.3527
Bayes        3.4206
Shibata      3.3522
Hannan-Quinn 3.3792
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
-----------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.3034  0.5817
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][8]    1.3371  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][14]   3.2990  0.9938
```

```
d.o.f=3
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.03382  0.8541
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   3.04857  0.3982
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   6.39684  0.2551
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]    0.3840 0.500 2.000  0.5355
ARCH Lag[5]    0.8314 1.440 1.667  0.7836
ARCH Lag[7]    4.0395 2.315 1.543  0.3409
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  1.7119
Individual Statistics:
mu     0.08398
ar1    0.37011
ma1    0.21723
ma2    0.21201
omega  0.26022
alpha1 0.51033
beta1  0.25294
gamma1 0.12931
shape  0.20555
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:             2.1 2.32 2.82
Individual Statistic:        0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value    prob sig
Sign Bias            1.605 0.10896
Negative Sign Bias   1.655 0.09856   *
Positive Sign Bias   1.240 0.21536
Joint Effect         4.397 0.22163

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     20.06       0.3908
2    30     27.50       0.5447
3    40     42.62       0.3180
4    50     47.78       0.5227

Elapsed time : 0.6777391

--------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: KOSPI   | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
--------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
```

```
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(2,0,2)
Distribution       : std
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu      0.094850    0.047304    2.00514 0.044949
ar1     0.566057    0.383749    1.47507 0.140194
ar2    -0.118863    0.250569   -0.47437 0.635233
ma1    -0.641681    0.374989   -1.71120 0.087044
ma2     0.218439    0.240532    0.90815 0.363799
omega   0.003924    0.005606    0.70003 0.483911
alpha1  0.000000    0.008493    0.00000 1.000000
beta1   0.995296    0.000882 1128.73864 0.000000
gamma1  0.007407    0.012566    0.58946 0.555552
shape   3.427334    0.545974    6.27746 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu      0.094850    0.050047    1.89522 0.058064
ar1     0.566057    0.351571    1.61008 0.107380
ar2    -0.118863    0.174289   -0.68199 0.495246
ma1    -0.641681    0.342475   -1.87366 0.060977
ma2     0.218439    0.165879    1.31686 0.187885
omega   0.003924    0.006339    0.61908 0.535866
alpha1  0.000000    0.009609    0.00000 1.000000
beta1   0.995296    0.000804 1237.25487 0.000000
gamma1  0.007407    0.014152    0.52340 0.600699
shape   3.427334    0.654428    5.23715 0.000000
LogLikelihood : -924.3771
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       3.2331
Bayes        3.3086
Shibata      3.2326
Hannan-Quinn 3.2625
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.9189  0.3378
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]   2.8884  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]   4.1071  0.9992
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic   p-value
Lag[1]                      9.077 0.0025878
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    14.007 0.0008198
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    15.251 0.0031101
d.o.f=2
```

```
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]   0.06187 0.500 2.000  0.8036
ARCH Lag[5]   0.06708 1.440 1.667  0.9925
ARCH Lag[7]   0.86533 2.315 1.543  0.9344
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  2.3532
Individual Statistics:
mu     0.51993
ar1    0.19591
ar2    0.22786
ma1    0.20859
ma2    0.24224
omega  0.14993
alpha1 0.15102
beta1  0.14754
gamma1 0.09856
shape  0.10305
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:             2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:        0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value      prob sig
Sign Bias           0.6028 0.5468992
Negative Sign Bias  3.8464 0.0001333 ***
Positive Sign Bias  0.8631 0.3884245
Joint Effect       16.8200 0.0007696 ***

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     22.55       0.2576
2    30     33.11       0.2734
3    40     38.19       0.5065
4    50     58.51       0.1659

Elapsed time : 0.5749331

----------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: STI     | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
----------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
------------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(2,0,2)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
```

```
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.086047    0.024837  3.4644e+00 0.000531
ar1     1.611441    0.031534  5.1101e+01 0.000000
ar2    -0.690368    0.030147 -2.2900e+01 0.000000
ma1    -1.489373    0.000375 -3.9666e+03 0.000000
ma2     0.553900    0.002096  2.6428e+02 0.000000
omega   0.000000    0.000160  1.7000e-05 0.999986
alpha1  0.000000    0.000839  0.0000e+00 1.000000
beta1   0.999027    0.000001  6.7458e+05 0.000000
gamma1 -0.000329    0.000870 -3.7769e-01 0.705660
skew    1.026796    0.062570  1.6410e+01 0.000000
shape   3.339291    0.322303  1.0361e+01 0.000000
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error     t value Pr(>|t|)
mu      0.086047    0.025170  3.4187e+00 0.000629
ar1     1.611441    0.056168  2.8690e+01 0.000000
ar2    -0.690368    0.056760 -1.2163e+01 0.000000
ma1    -1.489373    0.000403 -3.7002e+03 0.000000
ma2     0.553900    0.000505  1.0968e+03 0.000000
omega   0.000000    0.000111  2.5000e-05 0.999980
alpha1  0.000000    0.000971  0.0000e+00 1.000000
beta1   0.999027    0.000002  6.0423e+05 0.000000
gamma1 -0.000329    0.001010 -3.2524e-01 0.744999
skew    1.026796    0.065240  1.5739e+01 0.000000
shape   3.339291    0.442111  7.5531e+00 0.000000
LogLikelihood : -593.1813
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       2.0906
Bayes        2.1736
Shibata      2.0899
Hannan-Quinn 2.1229
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic   p-value
Lag[1]                       1.486 2.229e-01
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]    24.034 0.000e+00
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]    25.824 8.173e-07
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic   p-value
Lag[1]                    0.02055 8.860e-01
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]  24.22094 1.316e-06
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]  27.01514 2.823e-06
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3]    0.6114 0.500 2.000  0.4343
ARCH Lag[5]    0.6357 1.440 1.667  0.8430
ARCH Lag[7]    0.6594 2.315 1.543  0.9618
```

```
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  4.3384
Individual Statistics:
mu     1.31197
ar1    0.50059
ar2    0.93842
ma1    0.50661
ma2    0.93006
omega  0.03765
alpha1 0.03720
beta1  0.04489
gamma1 0.04363
skew   0.50573
shape  0.13756
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.49 2.75 3.27
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           1.4009 0.1618
Negative Sign Bias  0.1078 0.9142
Positive Sign Bias  0.5978 0.5502
Joint Effect        2.1837 0.5352

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     12.45       0.8655
2    30     21.90       0.8245
3    40     30.17       0.8439
4    50     34.80       0.9374

Elapsed time : 1.196375

---------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: TWII    | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
---------------------------------------------------------------------
*---------------------------------*
*          GARCH Model Fit        *
*---------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(2,0,2)
Distribution       : sstd
Optimal Parameters
------------------------------------
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu      0.096142    0.044621   2.154639 0.031190
ar1    -0.591907    0.035396 -16.722373 0.000000
ar2     0.367701    0.039587   9.288377 0.000000
ma1     0.578847    0.010042  57.645146 0.000000
```

```
ma2    -0.401873    0.008291 -48.472429 0.000000
omega   0.174714    0.056513   3.091554 0.001991
alpha1  0.001638    0.030581   0.053564 0.957283
beta1   0.785403    0.054031  14.536171 0.000000
gamma1  0.191797    0.065512   2.927671 0.003415
skew    0.876927    0.054137  16.198369 0.000000
shape   5.700598    1.197731   4.759499 0.000002
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error    t value Pr(>|t|)
mu      0.096142    0.045644   2.106325 0.035176
ar1    -0.591907    0.032877 -18.003666 0.000000
ar2     0.367701    0.038196   9.626803 0.000000
ma1     0.578847    0.006575  88.035178 0.000000
ma2    -0.401873    0.011892 -33.794097 0.000000
omega   0.174714    0.070275   2.486158 0.012913
alpha1  0.001638    0.027746   0.059037 0.952922
beta1   0.785403    0.064042  12.263795 0.000000
gamma1  0.191797    0.069475   2.760666 0.005768
skew    0.876927    0.052848  16.593233 0.000000
shape   5.700598    1.524706   3.738819 0.000185
LogLikelihood : -895.4283
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       3.1364
Bayes        3.2194
Shibata      3.1357
Hannan-Quinn 3.1688
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                      0.5243  0.4690
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]    2.2479  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]    4.2684  0.9988
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                    0.02051  0.8861
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]   0.09455  0.9983
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]   0.23598  0.9999
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale P-Value
ARCH Lag[3] 0.0008656 0.500 2.000  0.9765
ARCH Lag[5] 0.1220295 1.440 1.667  0.9826
ARCH Lag[7] 0.2127864 2.315 1.543  0.9966
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  2.7015
Individual Statistics:
mu     0.30722
```

```
ar1    0.10256
ar2    0.06446
ma1    0.17465
ma2    0.12387
omega  0.97061
alpha1 0.62587
beta1  0.61410
gamma1 0.56214
skew   0.24304
shape  0.30502
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.49 2.75 3.27
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
-----------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           0.7628 0.4459
Negative Sign Bias  0.5365 0.5918
Positive Sign Bias  0.1877 0.8512
Joint Effect        1.0766 0.7827

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     18.75       0.4731
2    30     25.94       0.6284
3    40     34.73       0.6648
4    50     41.72       0.7601

Elapsed time : 0.823035

----------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: XAU     | LOẠI MÔ HÌNH: GJR-GARCH
----------------------------------------------------------------------
*----------------------------------*
*          GARCH Model Fit         *
*----------------------------------*
Conditional Variance Dynamics
-----------------------------------
GARCH Model        : gjrGARCH(1,1)
Mean Model         : ARFIMA(2,0,2)
Distribution       : std
Optimal Parameters
-----------------------------------
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu      0.119993    0.036072    3.3264 0.000880
ar1    -1.241051    0.006460 -192.1067 0.000000
ar2    -0.970707    0.004538 -213.9102 0.000000
ma1     1.249021    0.001510  826.9705 0.000000
ma2     1.001081    0.000615 1626.7709 0.000000
omega   0.062229    0.034487    1.8044 0.071163
alpha1  0.166847    0.064630    2.5816 0.009835
beta1   0.847093    0.059208   14.3071 0.000000
gamma1 -0.144551    0.066032   -2.1891 0.028590
```

```
shape   7.103509    1.938759    3.6639 0.000248
Robust Standard Errors:
        Estimate  Std. Error   t value Pr(>|t|)
mu      0.119993    0.036857    3.2557 0.001131
ar1    -1.241051    0.009804 -126.5820 0.000000
ar2    -0.970707    0.004386 -221.3255 0.000000
ma1     1.249021    0.001799  694.2913 0.000000
ma2     1.001081    0.000777 1288.5971 0.000000
omega   0.062229    0.036923    1.6854 0.091911
alpha1  0.166847    0.078198    2.1337 0.032870
beta1   0.847093    0.061185   13.8448 0.000000
gamma1 -0.144551    0.081245   -1.7792 0.075206
shape   7.103509    1.546689    4.5927 0.000004
LogLikelihood : -774.6605
Information Criteria
------------------------------------

Akaike       2.7151
Bayes        2.7905
Shibata      2.7145
Hannan-Quinn 2.7445
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Residuals
------------------------------------
                         statistic p-value
Lag[1]                      0.1165  0.7329
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][11]    3.8576  1.0000
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][19]    8.5853  0.7066
d.o.f=4
H0 : No serial correlation
Weighted Ljung-Box Test on Standardized Squared Residuals
------------------------------------
                        statistic p-value
Lag[1]                     0.4189  0.5175
Lag[2*(p+q)+(p+q)-1][5]    4.7532  0.1739
Lag[4*(p+q)+(p+q)-1][9]    6.4635  0.2484
d.o.f=2
Weighted ARCH LM Tests
------------------------------------
            Statistic Shape Scale  P-Value
ARCH Lag[3]     6.998 0.500 2.000 0.008159
ARCH Lag[5]     7.025 1.440 1.667 0.034357
ARCH Lag[7]     7.486 2.315 1.543 0.068131
Nyblom stability test
------------------------------------
Joint Statistic:  1.5591
Individual Statistics:
mu     0.39512
ar1    0.07396
ar2    0.19168
ma1    0.13067
ma2    0.03743
omega  0.19081
alpha1 0.18679
beta1  0.21376
```

```
gamma1 0.13922
shape  0.07285
Asymptotic Critical Values (10% 5% 1%)
Joint Statistic:              2.29 2.54 3.05
Individual Statistic:         0.35 0.47 0.75
Sign Bias Test
------------------------------------
                   t-value   prob sig
Sign Bias           0.1042 0.9170
Negative Sign Bias  0.4903 0.6241
Positive Sign Bias  0.4937 0.6217
Joint Effect        0.5008 0.9187

Adjusted Pearson Goodness-of-Fit Test:
------------------------------------
  group statistic p-value(g-1)
1    20     10.44       0.9412
2    30     30.41       0.3938
3    40     32.93       0.7420
4    50     51.58       0.3731

Elapsed time : 0.8468819

--------------------------------------------------------------------
>>> TÀI SẢN: WTI     | LOẠI MÔ HÌNH: ARMA-PURE
--------------------------------------------------------------------
1. BẢNG HỆ SỐ MÔ HÌNH ARMA CHI TIẾT (COEFFICIENTS MATRIX):
          Estimate Std. Error   t-value Pr(>|t|)
ar1       -0.93153    0.04725 -19.71449  0.00000
ma1        0.89091    0.05742  15.51613  0.00000
intercept -0.06252    0.07610  -0.82150  0.41136
2. THAM SỐ PHÂN PHỐI PHẦN DƯ STUDENT-T:
   + Tham số Shape (v - Bậc tự do) : 7.5059
   + Độ lệch chuẩn mẫu (Sigma)     : 1.87045
3. KIỂM ĐỊNH CHẨN ĐOÁN PHẦN DƯ:
   + Ljung-Box Test phần dư (Lag 10) : Stat = 13.6791 | p-value = 0.1881 (Đạt - Không tự tương quan)
   + ARCH-LM Test phần dư (Lag 5)    : Stat = 7.3754 | p-value = 0.1942 (Đạt - Không có hiệu ứng ARCH)
```

Kiểm định phần dư chuẩn hóa

Trước COVID-19

```
Tài sản: VNIndex     | KS p-value: 0.9628 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: S&P 500   | KS p-value: 0.335 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: SSEC    | KS p-value: 0.79 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: Nikkei 225  | KS p-value: 0.9928 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: KOSPI   | KS p-value: 0.4601 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: STI     | KS p-value: 0.996 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: TWII    | KS p-value: 0.8741 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: XAU     | KS p-value: 0.8067 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: WTI     | KS p-value: 0.9584 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
```

Trong COVID-19

```
Tài sản: VNIndex     | KS p-value: 0.8193 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: S&P 500   | KS p-value: 0.9198 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: SSEC    | KS p-value: 0.9726 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: Nikkei 225  | KS p-value: 0.9435 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: KOSPI   | KS p-value: 0.9554 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: STI     | KS p-value: 0.6713 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: TWII    | KS p-value: 0.8781 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: XAU     | KS p-value: 0.7988 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: WTI     | KS p-value: 0.9602 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
```

Sau COVID-19

```
Tài sản: VNIndex     | KS p-value: 0.8585 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: S&P 500   | KS p-value: 0.858 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: SSEC    | KS p-value: 0.9955 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: Nikkei 225  | KS p-value: 0.9938 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: KOSPI   | KS p-value: 0.894 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: STI     | KS p-value: 0.9142 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: TWII    | KS p-value: 0.9843 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: XAU     | KS p-value: 0.9726 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
Tài sản: WTI     | KS p-value: 0.5152 (Đạt - Biến đổi Chuẩn)
```

PHỤ LỤC 4. KẾT QUẢ COPULA CÓ ĐIỀU KIỆN

Giai đoạn trước COVID-19

BẢNG: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG COPULA TỐI ƯU NHÓM ELLIPTICAL

Cặp Tài Sản	Mã Họ	Tên Họ Copula	Tham số 1 (Par1)	Tham số 2 (Par2)	Kendall Tau (τ)	Log-Likelihood	AIC	IC	Đuôi Dưới (λ_L)	Đuôi Trên (λ_U)
VNIndex - S&P 500	2	t	0.1081	6.2223	0.0689	22.1773	-40.35	5	-30.4702	0.0456	0.0456
VNIndex - SSEC	2	t	0.2060	7.1851	0.1321	35.6758	-67.3516	-57.4673	0.0481	0.0481
VNIndex - Nikkei 225	2	t	0.2470	7.1338	0.1589	46.8709	-89.	419	-79.8575	0.0570	0.0570
VNIndex - WTI	2	t	0.0525	8.9658	0.0334	6.9707	-9.9414	-0.0571	0.0135	0.0135
VNIndex - KOSPI	2	t	0.2216	8.5973	0.1422	37.0084	-70.0168	-60.1324	0.0339	0.0339
VNIndex - STI	2	t	0.1953	6.5029	0.1251	36.1644	-68.3287	-58.4444	0.0569	0.0569
VNIndex - TWII	2	t	0.2739	5.5211	0.1766	60.1342	-116.2684	-106.3841	0.0983	0.0983
VNIndex - XAU	2	t	-0.0705	15.0871	-0.0449	5.4074	-6.8148	3.0695	0.0005	0.0005

BẢNG: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG COPULA TỐI ƯU NHÓM ARCHIMEDEAN

Cặp Tài Sản	Mã Họ	Tên Họ Copula	Tham số 1 (Par1)	Tham số 2 (Par2)	Kendall Tau (τ)	Log-Likelihood	AIC	BIC	Đuôi Dưới (λ_L)	Đuôi Trên (λ_U)
VNIndex - S&P 500	19	Survival BB7	1.0840	0.0965	0.0879	20.900	-37.8012	-27.9169	0.1045	0.0008
VNIndex - SSEC	9	BB7	1.1033	0.2185	0.1438	37.8760	-71.7520	-61.8677	0.0419	0.1257
VNIndex - Nikkei 225	9	BB7	1.1314	0.2507	0.1664		48.0346	-92.0693	-82.1850	0.0630	0.1547
VNIndex - WTI	4	Gumbel	1.0429	0.0000	0.0411	2.6400	-3.2800	1.6621	0.0000	0.0562
VNIndex - KOSPI	19	Survival BB7	1.1258	0.1947	0.1444	38.4890	-72.9779	-63.0936	0.1490	0.0285
VNIndex - STI	9	BB7	1.0750	0.2463	0.1422	38.7400	-73.4801	-63.5958	0.0599	0.0944
VNIndex - TWII	9	BB7	1.1882	0.2455	0.1862	58.2429	112.4858	-102.6015	0.0594	0.2080
VNIndex - XAU	26	Rotated Joe 90 degrees	-1.0693	0.0000	-0.0384	6.7438	-11.4876	-6.5455	0.0000	0.0000

Giai đoạn trong COVID-19

BẢNG: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG COPULA TỐI ƯU NHÓM ELLIPTICAL

Cặp Tài Sản	Mã Họ	Tên Họ Copula	Tham số 1 (Par1)	Tham số 2 (Par2)	Kendall Tau (τ)	Log-Likelihood	AIC	BIC	Đuôi Dưới (λ_L)	Đuôi Trên (λ_U)
VNIndex - S&P 500	2	t	0.0936	8.8231	0.0597	7	.8636	-11.7271	-3.2979	0.0174	0.0174
VNIndex - SSEC	2	t	0.2574	6.5427	0.1657	25.9	054	-47.8107	-39.3815	0.0699	0.0699
VNIndex - Nikkei 225	2	t	0.2404	5.3121	0.1545		24.4998	-44.9996	-36.5704	0.0945	0.0945
VNIndex - WTI	2	t	-0.0097	11.0598	-0.0062	1.4	976	1.0048	9.4340	0.0043	0.0043
VNIndex - KOSPI	2	t	0.2865	4.2257	0.1850	35.8	355	-67.6710	-59.2418	0.1469	0.1469
VNIndex - STI	2	t	0.2185	5.6133	0.1402	21.7	146	-39.4293	-31.0001	0.0808	0.0808
VNIndex - TWII	2	t	0.2767	3.3679	0.1785	38.9	643	-73.9285	-65.4993	0.1848	0.1848
VNIndex - XAU	2	t	-0.0225	14.2391	-0.0143	1.2	483	1.5035	9.9327	0.0011	0.0011

BẢNG: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG COPULA TỐI ƯU NHÓM ARCHIMEDEAN

Cặp Tài Sản	Mã Họ	Tên Họ Copula	Tham số 1 (Par1)	Tham số 2 (Par2)	Kendall Tau (τ)	Log-Likelihood	AIC	BIC	Đuôi Dưới (λ_L)	Đuôi Trên (λ_U)
VNIndex - S&P 500	19	Survival BB7	1.0656	0.1213	0.0894		7.9918	-11.9837	-3.5544	0.0835	0.0033
VNIndex - SSEC	9	BB7	1.1639	0.2392	0.1750	27.	5956	-51.1913	-42.7620	0.0551	0.1860
VNIndex - Nikkei 225	19	Survival BB7	1.1837	0.1925	0.1669		23.4712	-42.9425	-34.5133	0.2040	0.0273
VNIndex - WTI	16	Survival Joe	1.0387	0.0000	0.0219	0.	9756	0.0488	4.2634	0.0510	0.0000
VNIndex - KOSPI	9	BB7	1.1232	0.3400	0.1930	32.	6176	-61.2352	-52.8060	0.1302	0.1465
VNIndex - STI	9	BB7	1.0935	0.2622	0.1554	22.	2241	-40.4482	-32.0190	0.0711	0.1151
VNIndex - TWII	9	BB7	1.1828	0.3032	0.2027	34.	1121	-64.2242	-55.7950	0.1017	0.2032
VNIndex - XAU	26	Rotated Joe 90 degrees	-1.0457	0.0000	-0.0257	1.	4548	-0.9097	3.3049	0.0000	0.0000

Giai đoạn Sau COVID-19

BẢNG: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG COPULA TỐI ƯU NHÓM ELLIPTICAL

Cặp Tài Sản	Mã Họ	Tên Họ Copula	Tham số 1 (Par1)	Tham số 2 (Par2)	Kendall Tau (τ)	Log-Likelihood	AIC	BIC	Đuôi Dưới (λ_L)	Đuôi Trên (λ_U)
VNIndex - S&P 500	2	t	0.0814	5.2802	0.0519	11	.8534	-19.7069	-10.9877	0.0584	0.0584
VNIndex - SSEC	2	t	0.1525	7.4948	0.0974	12.5	518	-21.1037	-12.3845	0.0354	0.0354
VNIndex - Nikkei 225	2	t	0.2047	6.3416	0.1313		20.5939	-37.1878	-28.4686	0.0618	0.0618
VNIndex - WTI	2	t	-0.0534	9.6865	-0.0340	4.2	361	-4.4723	4.2469	0.0057	0.0057
VNIndex - KOSPI	2	t	0.2175	6.2612	0.1396	21.8	565	-39.7131	-30.9939	0.0662	0.0662
VNIndex - STI	2	t	0.1451	6.1612	0.0927	16.8	682	-29.7364	-21.0173	0.0532	0.0532
VNIndex - TWII	2	t	0.2038	5.9399	0.1307	23.4	003	-42.8006	-34.0815	0.0697	0.0697

VNIndex - XAU	1	Gaussian	-0.0546	0.0000	-0.0348	0.8633	0.2735	4.6330	0.0000	0.0000

BẢNG: KẾT QUẢ ƯỚC LƯỢNG COPULA TỐI ƯU NHÓM ARCHIMEDEAN

Cặp Tài Sản	Mã Họ	Tên Họ Copula	Tham số 1 (Par1)	Tham số 2 (Par2)	Kendall Tau (τ)	Log-Likelihood	AIC	BIC	Đuôi Dưới (λ_L)	Đuôi Trên (λ_U)
VNIndex - S&P 500	14	Survival Gumbel	1.0568	0.0000	0.0537	7.3996	-12.7993	-8.4397	0.0731	0.0000
VNIndex - SSEC	14	Survival Gumbel	1.1059	0.0000	0.0958	11.747	-21.4295	-17.0699	0.1285	0.0000
VNIndex - Nikkei 225	9	BB7	1.1844	0.1299	0.1451	22.1293	-40.2587	-31.5395	0.0048	0.2046
VNIndex - WTI	23	Rotated Clayton 90 degrees	-0.1011	0.0000	-0.0481	2.947	-3.8695	0.4901	0.0000	0.0000
VNIndex - KOSPI	19	Survival BB7	1.0708	0.2638	0.1468	21.493	-38.8386	-30.1194	0.0896	0.0723
VNIndex - STI	19	Survival BB7	1.0802	0.1668	0.1144	17.066	-30.1132	-21.3941	0.1003	0.0157
VNIndex - TWII	19	Survival BB7	1.1137	0.2180	0.1479	23.960	-43.9920	-35.2728	0.1366	0.0416
VNIndex - XAU	5	Frank	-0.2946	0.0000	-0.0327	0.717	0.5766	4.9362	0.0000	0.0000

PHỤ LỤC 5 . Ước lượng VaR và kiểm định Kupiec

Giai đoạn trước COVID-19

```
================================================================
 >>> TIẾN TRÌNH: TÍNH VaR & BACKTESTING NHÓM COPULA: ELLIPTICAL <<<
================================================================
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - S&P 500...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.8128%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.1152%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.8772%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 26/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8340 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - SSEC...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9817%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.3547%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.3479%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 22/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5194 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 13/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8853 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - Nikkei 225...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9583%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.3309%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.3180%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 28/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5341 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - WTI...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.4573%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9551%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.0487%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 22/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5194 -> ĐẠT
```

```
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 14/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6691 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - KOSPI...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.7664%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.0609%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.8246%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 27/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.6768 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.3294 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - STI...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.7674%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.0516%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.7767%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.0435 -> KHÔNG Đ
ẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - TWII...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.7906%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.1020%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.9351%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 22/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5194 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - XAU...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.6936%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -0.9271%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.4753%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 17/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.0751 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm  9/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.2860 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  0/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 1.0000 -> ĐẠT
==================================================================
 >>> TIẾN TRÌNH: TÍNH VaR & BACKTESTING NHÓM COPULA: ARCHIMEDEAN <<<
==================================================================
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - S&P 500...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
```

```
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.8331%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.1378%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.9179%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 24/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8320 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 13/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8853 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - SSEC...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.0014%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.3874%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.4151%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 21/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3872 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - Nikkei 225...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9726%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.3597%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.3853%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 27/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.6768 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - WTI...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.4742%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9619%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9956%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 22/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5194 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 14/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6691 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - KOSPI...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.7645%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.0590%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.8573%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 27/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.6768 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.3294 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - STI...
----------------------------------------------------------------
```

```
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.7906%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.0912%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.8586%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.0435 -> KHÔNG Đ
ẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm  9/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.2860 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - TWII...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.8060%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.1233%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.9647%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 22/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5194 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - XAU...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.7007%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -0.9297%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -1.4494%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 17/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.0751 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm  9/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.2860 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  0/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 1.0000 -> ĐẠT
```

Giai đoạn trong COVID-19

```
================================================================
 >>> TIẾN TRÌNH: TÍNH VaR & BACKTESTING NHÓM COPULA: ELLIPTICAL <<<
================================================================
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - S&P 500...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3445%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9424%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.7596%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 26/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8340 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - SSEC...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1666%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.7206%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.5364%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
```

```
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 33/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1061 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 17/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.2146 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - Nikkei 225...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3486%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9623%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.9280%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 31/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.2209 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - WTI...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -2.0089%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -2.7967%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -4.8370%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 26/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8340 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.3294 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  4/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.3805 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - KOSPI...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3264%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9351%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.9082%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 30/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3052 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - STI...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.0414%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.5580%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.2897%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 30/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3052 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - TWII...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.2612%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.8616%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.8431%
```

```
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 32/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1553 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 19/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.0787 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - XAU...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.0004%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.4580%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9703%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 29/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.4096 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  4/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.3805 -> ĐẠT
================================================================
 >>> TIẾN TRÌNH: TÍNH VaR & BACKTESTING NHÓM COPULA: ARCHIMEDEAN <<<
================================================================
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - S&P 500...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3759%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9787%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.8329%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 26/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8340 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - SSEC...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1860%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.7536%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.6124%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 32/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1553 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.3294 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - Nikkei 225...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3672%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9959%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -4.0858%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 31/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.2209 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - WTI...
----------------------------------------------------------------
```

```
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -2.0641%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -2.8740%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -4.9894%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 25/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 1.0000 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 16/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.3294 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  4/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.3805 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - KOSPI...
----------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3716%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -2.0123%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -4.0806%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 29/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.4096 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - STI...
----------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.0695%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6082%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.4016%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 30/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3052 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 14/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6691 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - TWII...
----------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.3256%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.9515%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.9849%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 32/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1553 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 18/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.1331 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - XAU...
----------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.0027%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.4463%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.8834%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 29/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.4096 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 15/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4812 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  4/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.3805 -> ĐẠT
```

Giai đoạn sau COVID-19

```
================================================================
 >>> TIẾN TRÌNH: TÍNH VaR & BACKTESTING NHÓM COPULA: ELLIPTICAL <<<
================================================================
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - S&P 500...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9860%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.4081%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.6034%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 26/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8340 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - SSEC...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9783%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.4048%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.6497%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 22/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.5194 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 13/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8853 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - Nikkei 225...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1574%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6309%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9443%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 18/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1222 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  4/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.3805 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - WTI...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.2879%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.7665%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9827%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 21/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3872 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - KOSPI...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1586%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6481%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.0492%
```

```
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 24/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8320 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - STI...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.8257%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.2018%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.3446%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 21/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3872 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - TWII...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1649%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6550%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9957%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 24/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8320 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - XAU...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9326%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.2921%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.2746%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 24/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8320 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
================================================================
 >>> TIẾN TRÌNH: TÍNH VaR & BACKTESTING NHÓM COPULA: ARCHIMEDEAN <<<
================================================================
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - S&P 500...
----------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.0148%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.4370%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.6128%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 25/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 1.0000 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
----------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - SSEC...
----------------------------------------------------------------
```

```
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9890%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.4266%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.7310%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 21/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.3872 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
--------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - Nikkei 225...
--------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1778%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6472%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9166%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 17/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.0751 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  4/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.3805 -> ĐẠT
--------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - WTI...
--------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.2945%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.7579%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9026%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 19/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1884 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 10/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.4529 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
--------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - KOSPI...
--------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1677%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6393%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.9905%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 24/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8320 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  1/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.2781 -> ĐẠT
--------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - STI...
--------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.8407%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.2160%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.3658%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 19/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.1884 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  2/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7419 -> ĐẠT
--------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - TWII...
```

```
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -1.1806%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.6675%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -3.0317%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 23/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.6695 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 11/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.6571 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
------------------------------------------------------------------
  + Đang tính VaR & Backtest song song cho cặp: VNIndex - XAU...
------------------------------------------------------------------
  [GIÁ TRỊ VaR TRUNG BÌNH DỰ BÁO (250 NGÀY)]:
   + VaR Mức ý nghĩa 10% (Conf 90%): -0.9338%
   + VaR Mức ý nghĩa  5% (Conf 95%): -1.2979%
   + VaR Mức ý nghĩa  1% (Conf 99%): -2.2971%
  [KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH BACKTESTING KUPIEC POF]:
   - Mức 10% (Conf 90%) : Vi phạm 24/250 (Kỳ vọng: 25.0) | Kupiec p-val = 0.8320 -> ĐẠT
   - Mức 5% (Conf 95%)  : Vi phạm 12/250 (Kỳ vọng: 12.5) | Kupiec p-val = 0.8839 -> ĐẠT
   - Mức 1% (Conf 99%)  : Vi phạm  3/250 (Kỳ vọng:  2.5) | Kupiec p-val = 0.7580 -> ĐẠT
```

PHỤ LỤC 6 . Kết quả chỉ số lan tỏa rủi ro Diebold-Yilmaz

Giai đoạn trước COVID-19

```
======================================================================
     BẢNG  KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG TRÊN TẬP DỮ LIỆU NẠP MÔ HÌNH DY
======================================================================
 Tài Sản   Dạng Dữ Liệu ADF Statistic p-value                Kết Luận
     VNIndex      Chuỗi mức       -5.0223  0.0100          Chuỗi dừng I(0)
   S&P 500      Chuỗi mức       -6.0896  0.0100          Chuỗi dừng I(0)
    SSEC Sai phân bậc 1      -10.7290  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
  Nikkei 225      Chuỗi mức       -6.4937  0.0100          Chuỗi dừng I(0)
   KOSPI Sai phân bậc 1       -8.0576  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
     STI Sai phân bậc 1      -10.0686  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
    TWII Sai phân bậc 1       -8.1228  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
     XAU      Chuỗi mức       -3.9226  0.0129          Chuỗi dừng I(0)
     WTI      Chuỗi mức       -4.4042  0.0100          Chuỗi dừng I(0)
======================================================================
           BẢNG CHỈ SỐ LAN TỎA RỦI RO VaR 95% DIEBOLD-YILMAZ (2012)
======================================================================
Chỉ số Lan tỏa Tổng thể (Total Spillover Index): 39.89 %

          VNIndex S&P 500   SSEC Nikkei 225 KOSPI   STI   TWII   XAU    WTI   FROM
VNIndex     56.85 10.97   0.98   2.06  8.09  7.45  12.96  0.31   0.31  43.15
S&P 500    5.92 52.01   0.49   5.79  9.84  7.73  14.48  0.90   2.85  47.99
SSEC     1.66  1.24  66.58   1.10  9.60  9.92   9.25  0.28   0.38  33.42
Nikkei 225   4.75 19.48   0.45  41.76  9.48  8.45  11.26  1.21   3.15  58.24
KOSPI    0.09  0.24   0.10   0.01 54.13 10.39  34.00  1.00   0.04  45.87
STI      0.25  0.58   1.60   0.14 10.08 57.97  23.52  5.82   0.04  42.03
TWII     0.15  0.69   0.56   0.01 29.77 20.02  47.86  0.85   0.08  52.14
XAU      0.44  1.37   0.10   1.49  6.50  1.96   0.34 86.89   0.90  13.11
WTI      1.03 10.56   0.48   4.33  1.53  1.54   2.21  1.37  76.96  23.04
TO      14.29 45.13   4.76  14.94 84.88 67.47 108.03 11.74   7.75 359.00
NET    -28.85 -2.86 -28.66 -43.30 39.01 25.43  55.89 -1.37 -15.29     NA
```

Giai đoạn Trong COVID-19

```
======================================================================
     BẢNG KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG TRÊN TẬP DỮ LIỆU NẠP MÔ HÌNH DY
======================================================================
 Tài Sản   Dạng Dữ Liệu ADF Statistic p-value                Kết Luận
     VNIndex Sai phân bậc 1       -6.3992  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
   S&P 500      Chuỗi mức       -3.4986  0.0425          Chuỗi dừng I(0)
    SSEC      Chuỗi mức       -6.7201  0.0100          Chuỗi dừng I(0)
  Nikkei 225 Sai phân bậc 1       -7.2814  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
   KOSPI Sai phân bậc 1       -7.5379  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
     STI      Chuỗi mức       -3.7505  0.0215          Chuỗi dừng I(0)
    TWII Sai phân bậc 1       -7.9439  0.0100 Chuỗi sai phân dừng I(1)
     XAU      Chuỗi mức       -3.7437  0.0218          Chuỗi dừng I(0)
     WTI      Chuỗi mức       -4.8668  0.0100          Chuỗi dừng I(0)
======================================================================
           BẢNG CHỈ SỐ LAN TỎA RỦI RO VaR 95% DIEBOLD-YILMAZ (2012)
======================================================================
Chỉ số Lan tỏa Tổng thể (Total Spillover Index): 48.52 %

         VNIndex S&P 500  SSEC Nikkei 225 KOSPI    STI  TWII    XAU   WTI   FROM
VNIndex    34.30  0.88  2.75  21.77 19.44   0.35 19.72   0.62  0.17  65.70
S&P 500  10.95 68.12  0.51   4.64  1.65   9.22  2.26   2.00  0.64  31.88
SSEC     5.67  0.05 66.34   3.70  6.71   0.40 17.09   0.03  0.00  33.66
Nikkei 225 18.64  0.30  1.29  29.15 26.09   0.30 24.19   0.02  0.03  70.85
KOSPI  16.33  0.25  2.12  25.77 28.75   0.15 26.56   0.06  0.01  71.25
STI    10.36 26.97 13.04   1.46  0.54  43.14  2.08   1.24  1.17  56.86
TWII   16.27  0.12  6.07  23.27 25.92   0.15 28.06   0.13  0.01  71.94
XAU     3.40 14.91  0.87   1.90  1.23   1.73  1.28  74.48  0.20  25.52
```

WTI	0.45	3.96	0.06	0.10	0.07	1.10	0.03	3.24	91.00	9.00
TO	82.07	47.44	26.71	82.61	81.64	13.41	93.20	7.34	2.24	436.66
NET	16.37	15.56	-6.95	11.77	10.39	-43.46	21.26	-18.18	-6.76	NA

Giai đoạn sau COVID-19

BẢNG KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG TRÊN TẬP DỮ LIỆU NẠP MÔ HÌNH DY

Tài Sản	Dạng Dữ Liệu	ADF Statistic	p-value	Kết Luận
VNIndex	Chuỗi mức	-5.5554	0.01	Chuỗi dừng I(0)
S&P 500	Chuỗi mức	-5.0130	0.01	Chuỗi dừng I(0)
SSEC	Chuỗi mức	-5.9214	0.01	Chuỗi dừng I(0)
Nikkei 225	Chuỗi mức	-6.2099	0.01	Chuỗi dừng I(0)
KOSPI	Chuỗi mức	-6.8107	0.01	Chuỗi dừng I(0)
STI	Chuỗi mức	-9.3205	0.01	Chuỗi dừng I(0)
TWII	Chuỗi mức	-5.4696	0.01	Chuỗi dừng I(0)
XAU	Chuỗi mức	-4.6816	0.01	Chuỗi dừng I(0)
WTI	Sai phân bậc 1	-12.8748	0.01	Chuỗi sai phân dừng I(1)

BẢNG CHỈ SỐ LAN TỎA RỦI RO VaR 95% DIEBOLD-YILMAZ (2012)

Chỉ số Lan tỏa Tổng thể (Total Spillover Index): 53.01 %

	VNIndex	S&P 500	SSEC	Nikkei 225	KOSPI	STI	TWII	XAU	WTI	FROM
VNIndex	30.90	23.24	2.07	8.87	7.54	9.07	17.38	0.00	0.93	69.10
S&P 500	16.92	32.71	1.54	8.13	9.76	10.17	20.15	0.17	0.44	67.29
SSEC	3.54	3.90	78.85	6.31	2.40	0.33	4.14	0.15	0.38	21.15
Nikkei 225	5.48	9.59	2.66	36.81	20.74	4.88	19.08	0.05	0.72	63.19
KOSPI	6.20	11.55	1.05	21.75	35.38	5.05	18.56	0.02	0.43	64.62
STI	12.15	15.46	1.23	5.42	8.46	40.96	15.56	0.40	0.36	59.04
TWII	12.60	20.26	1.81	16.33	15.10	7.58	25.60	0.04	0.68	74.40
XAU	13.86	15.72	0.75	5.26	4.12	2.67	9.61	46.98	1.03	53.02
WTI	0.56	0.32	0.55	2.04	0.70	0.06	0.59	0.47	94.72	5.28
TO	71.31	100.06	11.67	74.10	68.82	39.80	105.07	1.31	4.96	477.09
NET	2.20	32.77	-9.48	10.91	4.19	-19.24	30.67	-51.71	-0.32	N

PHỤ LỤC B: TÓM TẮT CÁC NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM CÓ LIÊN QUAN

Tóm tắt các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc, phụ thuộc đuôi, sự lây lan và sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường chứng khoán

STT	Tên bài lược khảo	Tác giả	Năm	Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu	Biến nghiên cứu	Kết quả nghiên cứu chính và giá trị đối với luận án
1	No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements	Kristin J. Forbes & Roberto Rigobon	2002	Phương pháp nghiên cứu: kiểm định tương quan chéo có điều chỉnh sai lệch do phương sai thay đổi; so sánh mức đồng biến động giữa các giai đoạn khủng hoảng và bình thường. Dữ liệu nghiên cứu: lợi suất thị trường chứng khoán quốc tế trong các đợt khủng hoảng tài chính, công bố trên Journal of Finance.	Biến phụ thuộc/đo lường: hệ số tương quan lợi suất giữa các thị trường chứng khoán. Biến giải thích: trạng thái khủng hoảng, mức biến động thị trường, cú sốc từ thị trường gốc.	Nghiên cứu cho thấy tương quan thông thường có thể bị phóng đại trong giai đoạn biến động cao; khi điều chỉnh phương sai thay đổi, nhiều bằng chứng "contagion" trở thành "interdependence". Giá trị đối với luận án là cung cấp cơ sở phân biệt lây nhiễm tài chính và phụ thuộc lẫn nhau, tránh diễn giải mọi sự gia tăng đồng biến động là lan truyền khủng hoảng.
2	Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence	Andrew J. Patton	2006	Phương pháp nghiên cứu: Copula có điều kiện, cho phép tham số phụ thuộc biến đổi theo thông tin quá khứ và cho phép bất đối xứng phụ thuộc. Dữ liệu nghiên cứu: tỷ giá Deutsche mark và yen so với USD; công bố trên International Economic Review.	Biến nghiên cứu: lợi suất/tỷ giá song phương; tham số phụ thuộc có điều kiện; trạng thái đồng tăng/đồng giảm.	Nghiên cứu chứng minh Copula có điều kiện nắm bắt tốt hơn tương quan tuyến tính vì mô hình hóa trực tiếp cấu trúc phụ thuộc, đặc biệt phụ thuộc bất đối xứng. Giá trị đối với luận án là nền tảng phương pháp để sử dụng Copula có điều kiện khi đánh giá quan hệ VNIndex với các thị trường chứng khoán quốc tế.
3	Measuring Financial Contagion: A Copula Approach	Juan Carlos Rodriguez	2007	Phương pháp nghiên cứu: Copula chuyển trạng thái/Markov-switching copula nhằm đo sự thay đổi phụ thuộc trong khủng hoảng. Dữ liệu nghiên cứu: lợi suất ngày của các chỉ số chứng khoán Đông Á trong khủng hoảng châu Á và Mỹ Latinh trong khủng hoảng Mexico; Journal of Empirical Finance.	Biến phụ thuộc/đo lường: tham số phụ thuộc Copula, phụ thuộc đuôi trái và đuôi phải. Biến theo trạng thái: giai đoạn bình thường và giai đoạn khủng hoảng.	Kết quả cho thấy phụ thuộc tăng và có tính bất đối xứng trong khủng hoảng châu Á, đặc biệt ở vùng đuôi. Giá trị đối với luận án là củng cố cách tiếp cận đo phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi thay vì chỉ dùng hệ số tương quan Pearson.
4	Global Financial Crisis, Extreme Interdependences, and Contagion Effects: The Role of Economic Structure?	Riadh Aloui, Mohamed Safouane Ben Aïssa & Duc Khuong Nguyen	2011	Phương pháp nghiên cứu: nhiều hàm Copula để đo phụ thuộc tuyến tính, phi tuyến và phụ thuộc đuôi trong bối cảnh khủng hoảng tài chính toàn cầu. Dữ liệu nghiên cứu: các thị trường mới nổi so với thị trường Mỹ; Journal of Banking & Finance.	Biến nghiên cứu: lợi suất chỉ số chứng khoán Mỹ và các thị trường mới nổi; tham số Copula; phụ thuộc cực trị; cấu trúc kinh tế của từng thị trường.	Nghiên cứu phát hiện liên kết cực trị và contagion từ Mỹ sang các thị trường mới nổi trong khủng hoảng 2007-2009; mức độ phụ thuộc khác nhau theo đặc điểm thị trường. Giá trị đối với luận án là cơ sở so sánh VNIndex với S&P 500 và các thị trường khu vực trong các trạng thái trước, trong và sau COVID-19.

5	Financial Crises and Stock Market Contagion in a Multivariate Time-Varying Asymmetric Framework	Dimitris Kenourgios, Aristeidis Samitas & Nikos Paltalidis	2011	Phương pháp nghiên cứu: Copula Gaussian chuyển trạng thái và mô hình AG-DCC để nắm bắt tương quan phi tuyến và bất đối xứng. Dữ liệu nghiên cứu: BRIC, Mỹ và Anh trong giai đoạn 1995-2006, bao gồm nhiều cuộc khủng hoảng; Journal of International Financial Markets, Institutions & Money.	Biến nghiên cứu: lợi suất chứng khoán BRIC, Mỹ, Anh; tham số tương quan động; trạng thái khủng hoảng; mức độ lây nhiễm tài chính.	Kết quả cho thấy contagion xuất hiện rõ hơn khi dùng khung thời gian biến thiên và bất đối xứng; các thị trường mới nổi nhạy cảm với cú sốc từ thị trường phát triển. Giá trị đối với luận án là hỗ trợ lựa chọn khung Copula động/GARCH thay vì mô hình tĩnh.
6	Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from the Central and Eastern European Markets	Manolis N. Syllignakis & Georgios P. Kouretas	2011	Phương pháp nghiên cứu: DCC-GARCH để đánh giá tương quan có điều kiện theo thời gian. Dữ liệu nghiên cứu: thị trường chứng khoán Trung và Đông Âu với Mỹ, Đức và Nga giai đoạn 1997-2009; International Review of Economics & Finance.	Biến nghiên cứu: lợi suất tuần của các chỉ số chứng khoán; tương quan có điều kiện; cú sốc khủng hoảng tài chính 2007-2009.	Tương quan có điều kiện với thị trường phát triển tăng mạnh trong khủng hoảng, làm suy giảm lợi ích đa dạng hóa quốc tế. Giá trị đối với luận án là nhấn mạnh sự cần thiết phải phân tách giai đoạn nghiên cứu và đo cấu trúc phụ thuộc động của VNIndex.
7	Financial Contagion During Global Financial Crisis and COVID-19 Pandemic: The Evidence from DCC-GARCH Model	Thi Ngan Nguyen, Thi Kieu Hoa Phan & Thanh Liem Nguyen	2022	Phương pháp nghiên cứu: DCC-GARCH để đo contagion trong khủng hoảng tài chính toàn cầu và đại dịch COVID-19. Dữ liệu nghiên cứu: các thị trường châu Á và các thị trường Mỹ, Nhật Bản, Trung Quốc; công bố trong Cogent Economics & Finance.	Biến nghiên cứu: lợi suất chỉ số chứng khoán; tương quan động; giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu và COVID-19.	Nghiên cứu cho thấy mức liên kết giữa thị trường châu Á và các thị trường lớn tăng trong khủng hoảng, đặc biệt trong COVID-19. Giá trị đối với luận án là bằng chứng gần với bối cảnh Việt Nam, nhưng nghiên cứu này chủ yếu dùng DCC-GARCH nên chưa đo trực tiếp phụ thuộc đuôi bằng Copula.
8	Systematic Contagion Effects of the Global Financial Crisis on Advanced and Emerging Equity Markets	Dinesh Gajurel	2023	Phương pháp nghiên cứu: mô hình nhân tố có điều kiện và hệ số tương quan điều chỉnh theo Forbes và Rigobon. Dữ liệu nghiên cứu: nhóm thị trường chứng khoán phát triển và mới nổi trong khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007-2009; Journal of Risk and Financial Management.	Biến nghiên cứu: lợi suất thị trường chứng khoán; yếu tố thị trường toàn cầu; trạng thái khủng hoảng; hệ số contagion hệ thống.	Kết quả xác nhận hiệu ứng contagion có tính hệ thống nhưng khác nhau giữa thị trường phát triển và mới nổi. Giá trị đối với luận án là làm rõ việc cần kiểm tra tác động theo nhóm thị trường và theo giai đoạn, đặc biệt khi VNIndex được đặt trong mạng lưới Mỹ - Trung Quốc - Nhật Bản - Hàn Quốc - Đài Loan - Singapore.
9	Global Financial Crisis and Emerging Stock Market Contagion: A Multivariate FIAPARCH-DCC Approach	Dimitrios Dimitriou, Dimitris Kenourgios & Theologos Simos	2013	Phương pháp nghiên cứu: FIAPARCH-DCC nhằm xử lý đặc điểm bất đối xứng, nhớ dài và tương quan động của lợi suất chứng khoán. Dữ liệu nghiên cứu: thị trường chứng khoán mới nổi trong khủng hoảng tài chính toàn cầu;	Biến nghiên cứu: lợi suất chỉ số chứng khoán; tương quan động; biến động bất đối xứng; trạng thái khủng hoảng.	Nghiên cứu ghi nhận sự gia tăng tương quan động trong khủng hoảng và bằng chứng contagion tại một số thị trường mới nổi. Giá trị đối với luận án là nhấn mạnh nhu cầu xử lý đặc tính biến động bất đối xứng trước khi ước lượng phụ thuộc, phù hợp với nhánh GJR-GARCH trong luận án.

				Economic Modelling.		
10	On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms	Francis X. Diebold & Kamil Yilmaz	2014	Phương pháp nghiên cứu: khung connectedness dựa trên phân rã phương sai sai số dự báo của mô hình VAR; biểu diễn ma trận phân rã phương sai như một mạng có hướng và có trọng số. Dữ liệu nghiên cứu: biến động lợi suất cổ phiếu ngày của các định chế tài chính lớn tại Hoa Kỳ, tập trung vào khủng hoảng tài chính 2007-2008; Journal of Econometrics.	Biến nghiên cứu: biến động lợi suất cổ phiếu của các định chế tài chính; các chỉ số kết nối tổng thể, có hướng, ròng và theo cặp; cấu trúc mạng lưới theo thời gian.	Nghiên cứu mở rộng khung Diebold-Yilmaz dưới góc nhìn mạng lưới, cho phép nhận diện vai trò truyền hoặc tiếp nhận cú sốc của từng thành viên và mức kết nối của toàn hệ thống. Giá trị đối với luận án là nền tảng trực tiếp để diễn giải TCI, FROM, TO, NET và NPS trong hệ VAR gồm VNIndex và tám thị trường quốc tế.

Tóm tắt các nghiên cứu về mối quan hệ giữa vàng, dầu, thị trường chứng khoán và cơ chế lan tỏa rủi ro

STT	Tên bài lược khảo	Tác giả	Năm	Phương pháp và dữ liệu nghiên cứu	Biến nghiên cứu	Kết quả nghiên cứu chính và giá trị đối với luận án
1	Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold	Dirk G. Baur & Brian M. Lucey	2010	Phương pháp nghiên cứu: mô hình hồi quy với biến giả cho các trạng thái thị trường cực đoan để kiểm định vai trò phòng vệ và trú ẩn an toàn của vàng. Dữ liệu nghiên cứu: lợi suất cổ phiếu, trái phiếu và vàng tại Mỹ, Anh và Đức; The Financial Review.	Biến phụ thuộc: lợi suất vàng. Biến độc lập: lợi suất cổ phiếu, trái phiếu; biến trạng thái cực đoan của thị trường.	Vàng có thể là công cụ phòng vệ đối với cổ phiếu trong điều kiện bình thường và là tài sản trú ẩn trong một số trạng thái thị trường cực đoan. Giá trị đối với luận án là cơ sở lý thuyết để xem xét riêng quan hệ VNIndex-XAU bằng Copula có điều kiện, đồng thời đối chiếu với hướng lan tỏa rủi ro trong hệ Diebold-Yilmaz.
2	Is Gold a Safe Haven? International Evidence	Dirk G. Baur & Thomas K. McDermott	2010	Phương pháp nghiên cứu: phân tích kinh tế lượng trên mẫu quốc tế để kiểm định vai trò trú ẩn an toàn của vàng theo từng thị trường. Dữ liệu nghiên cứu: thị trường chứng khoán các nước phát triển và mới nổi giai đoạn 1979-2009; Journal of Banking & Finance.	Biến phụ thuộc: lợi suất vàng. Biến độc lập: lợi suất thị trường chứng khoán quốc gia; biến đại diện giai đoạn khủng hoảng/cực đoan.	Vàng là tài sản trú ẩn ở Mỹ và một số thị trường châu Âu nhưng không ổn định tại nhiều thị trường mới nổi. Giá trị đối với luận án là chỉ ra vai trò của vàng phụ thuộc vào bối cảnh thị trường, do đó cần kiểm định riêng cho VNIndex thay vì suy rộng từ thị trường phát triển.
3	Is Gold a Hedge or Safe Haven Against	Juan C. Reboredo	2013	Phương pháp nghiên cứu: Copula để phân	Biến nghiên cứu: lợi suất vàng, lợi suất	Vàng không nhất thiết là công cụ phòng vệ

	Oil Price Movements?			tích cấu trúc phụ thuộc giữa vàng và dầu, bao gồm phụ thuộc cực trị. Dữ liệu nghiên cứu: giá vàng và giá dầu; Resources Policy.	dầu; tham số Copula; phụ thuộc đuôi trong điều kiện biến động cực đoan.	thường xuyên trước biến động dầu, nhưng có thể là nơi trú ẩn trong biến động dầu cực đoan. Giá trị đối với luận án là hỗ trợ phân tích đồng thời XAU và WTI vì hai thị trường hàng hóa này có thể truyền tín hiệu khác nhau đến VNIndex.
4	Correlations and Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold	Walid Mensi, Mohamed Beljid, Anis Boubaker & Shunsuke Managi	2013	Phương pháp nghiên cứu: VAR-GARCH để đo liên kết lợi suất và lan tỏa biến động giữa cổ phiếu và hàng hóa. Dữ liệu nghiên cứu: S&P 500 và các chỉ số hàng hóa gồm năng lượng, vàng, lương thực, đồ uống giai đoạn 2000-2011; Economic Modelling.	Biến nghiên cứu: lợi suất S&P 500; giá dầu Brent/WTI; chỉ số vàng; các chỉ số hàng hóa khác; cú sốc và phương sai có điều kiện.	Có lan tỏa lợi suất và biến động đáng kể giữa S&P 500 và các thị trường hàng hóa; WTI và vàng có tương quan có điều kiện đáng chú ý với S&P 500. Giá trị đối với luận án là cơ sở thực nghiệm để đưa XAU và WTI vào khung phân tích rủi ro của thị trường chứng khoán.
5	Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers	Francis X. Diebold & Kamil Yilmaz	2012	Phương pháp nghiên cứu: mô hình VAR và phân rã phương sai tổng quát, không phụ thuộc vào thứ tự sắp xếp biến, để xây dựng chỉ số lan tỏa tổng thể và lan tỏa có hướng. Dữ liệu nghiên cứu: biến động ngày của các thị trường cổ phiếu, trái phiếu, ngoại hối và hàng hóa Hoa Kỳ từ tháng 1/1999 đến tháng 1/2010; International Journal of Forecasting.	Biến nghiên cứu: biến động của cổ phiếu, trái phiếu, ngoại hối và hàng hóa; TCI; lan tỏa nhận vào (FROM), truyền ra (TO) và lan tỏa ròng (NET).	Nghiên cứu thiết lập cách đo lường tổng mức kết nối và hướng truyền dẫn cú sốc trong một hệ thống đa biến. Giá trị đối với luận án là cơ sở phương pháp trực tiếp để sử dụng GFEVD và các chỉ số TCI, FROM, TO, NET khi đánh giá lan tỏa rủi ro giữa VNIndex, các thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI.
6	Dynamic Spillovers Across Oil, Gold and Stock Markets in the Presence of Major Public Health Emergencies	Jianhui Liao, Xuehong Zhu & Jinyu Chen	2021	Phương pháp nghiên cứu: phân tích lan tỏa biên và phân tích mạng lưới để đánh giá nguồn phát và kênh truyền rủi ro. Dữ liệu nghiên cứu: dầu, vàng và thị trường chứng khoán trong các sự kiện y tế công cộng lớn; International Review of Financial Analysis.	Biến nghiên cứu: lợi suất và biến động dầu, vàng, chứng khoán; chỉ số lan tỏa tổng, lan tỏa ròng, lan tỏa theo cặp.	Lan tỏa lợi suất và biến động giữa dầu, vàng và cổ phiếu là đáng kể; lan tỏa biến động nhạy cảm với các sự kiện khẩn cấp. Giá trị đối với luận án là cơ sở để chia giai đoạn COVID-19 và hậu COVID-19 khi đánh giá VNIndex với XAU và WTI.
7	Price-switching spillovers between gold, oil, and stock markets: Evidence from the USA and China during the COVID-19 pandemic	Walid Mensi, Juan Carlos Reboredo & Andrea Ugolini	2021	Phương pháp nghiên cứu: Price-switching spillover framework để đánh giá sự thay đổi cơ chế lan tỏa giữa các thị trường trong các trạng thái khác nhau. Dữ liệu nghiên cứu: giá vàng, giá dầu và thị trường chứng khoán Mỹ và Trung Quốc trong giai đoạn COVID-19; công bố trên *Resources Policy*.	Biến nghiên cứu: lợi suất vàng, lợi suất dầu, lợi suất thị trường chứng khoán Mỹ và Trung Quốc; chỉ số lan tỏa giữa các thị trường; trạng thái thị trường trong và ngoài khủng hoảng.	COVID-19 làm thay đổi đáng kể cơ chế lan tỏa giữa dầu, vàng và thị trường chứng khoán; cường độ truyền dẫn nhạy cảm với trạng thái và khác nhau giữa Hoa Kỳ và Trung Quốc. Giá trị đối với luận án là bằng chứng thực nghiệm cho việc phân tách giai đoạn và kết hợp Copula có điều kiện với DY để phân biệt cấu trúc phụ thuộc theo cặp

						và hướng lan tỏa trong hệ thống.
8	COVID-19 pandemic's impact on intraday volatility spillover between oil, gold, and stock markets	Walid Mensi, Xuan Vinh Vo & Sang Hoon Kang	2022 2022	Phương pháp nghiên cứu: khung lan tỏa biến động nội ngày và connectedness để đo mức lan tỏa tổng thể, có hướng và ròng. Dữ liệu nghiên cứu: dầu, vàng và thị trường chứng khoán trong giai đoạn COVID-19; Economic Analysis and Policy, tập 74, trang 702-715.	Biến nghiên cứu: biến động nội ngày của giá dầu, giá vàng và thị trường chứng khoán; chỉ số lan tỏa tổng và lan tỏa ròng giữa các thị trường.	Kết quả cho thấy COVID-19 làm gia tăng đáng kể lan tỏa biến động nội ngày giữa dầu, vàng và thị trường chứng khoán, đồng thời vai trò truyền hoặc nhận cú sốc thay đổi theo thị trường. Giá trị đối với luận án là cơ sở so sánh TCI, FROM, TO và NET giữa các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.
9	Dynamic Spillovers Between Oil Price, Stock Market, and Investor Sentiment: Evidence from the United States and Vietnam	Thai Hong Le & Anh Tram Luong	2022	Phương pháp nghiên cứu: TVP-VAR spillover framework để đo lan tỏa động theo thời gian. Dữ liệu nghiên cứu: cú sốc giá dầu, lợi suất chứng khoán và tâm lý nhà đầu tư tại Mỹ và Việt Nam giai đoạn 2010-2020; Resources Policy.	Biến nghiên cứu: cú sốc giá dầu; lợi suất thị trường chứng khoán; chỉ báo tâm lý nhà đầu tư; chỉ số lan tỏa động.	Mối quan hệ giữa cú sốc dầu, lợi suất chứng khoán và tâm lý nhà đầu tư biến đổi theo thời gian. Tại Việt Nam, tâm lý nhà đầu tư là nguồn truyền cú sốc ròng chính, trong khi dầu và lợi suất chứng khoán là các bên tiếp nhận ròng. Giá trị đối với luận án là bằng chứng trực tiếp cho Việt Nam và hỗ trợ việc phân tích vị thế truyền/nhận rủi ro của VNIndex trong hệ DY đa thị trường.
10	Frequency Spillovers, Connectedness, and the Hedging Effectiveness of Oil and Gold for US Sector ETFs	Sang Hoon Kang, Jose Arreola Hernandez, Perry Sadorsky & Ronald McIver	2021	Phương pháp nghiên cứu: phân tích connectedness và lan tỏa trong miền tần số dựa trên phân rã phương sai, kết hợp đánh giá hiệu quả phòng hộ. Dữ liệu nghiên cứu: các quỹ ETF ngành của Hoa Kỳ, dầu, vàng và các yếu tố bất định; Energy Economics.	Biến nghiên cứu: lợi suất/biến động của ETF ngành Hoa Kỳ, dầu và vàng; connectedness ngắn hạn và dài hạn; chỉ số phòng hộ và hiệu quả phòng hộ.	Nghiên cứu cho thấy lan tỏa giữa ETF ngành, dầu, vàng và các yếu tố bất định mang tính bất đối xứng theo tần số, mạnh hơn trong ngắn hạn và gia tăng trong các giai đoạn bất ổn tài chính. Giá trị đối với luận án là củng cố việc xem XAU và WTI như các thành phần của mạng lưới rủi ro, đồng thời diễn giải mức độ kết nối theo trạng thái thị trường thay vì chỉ dựa vào tương quan trung bình.
11	Gold Price, Oil Price, and Stock Market Return Spillovers: Empirical Evidence from Vietnam	Nguyen và cộng sự, Luong Tram Anh, Le Thi Phuong Uyen & Dau Thao Vy	2023	Phương pháp nghiên cứu: mô hình TVP-VAR để đo lường connectedness và lan tỏa động theo thời gian. Dữ liệu nghiên cứu: giá dầu, giá vàng và lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010-2022; VNU Journal of Economics and Business.	Biến nghiên cứu: lợi suất vàng, lợi suất dầu, lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam; chỉ số lan tỏa tổng, lan tỏa ròng và lan tỏa theo cặp.	Kết quả cho thấy mức độ phụ thuộc giữa dầu, vàng và chứng khoán Việt Nam biến đổi theo thời gian; lợi suất chứng khoán là bên truyền cú sốc ròng, còn dầu và vàng là các bên tiếp nhận ròng. Giá trị đối với luận án là bằng chứng gần nhất trong bối cảnh Việt Nam; luận án mở rộng sang hệ chín thị trường và kết hợp DY với Copula có điều kiện.
12	The Spillover Effects of Gold and Oil Prices: A Study	Thi Phuong Thao Dang & Buhong Liu	2026	Phương pháp nghiên cứu: DCC, wavelet coherence (WTC) và chỉ số lan tỏa Diebold-	Biến nghiên cứu: giá/lợi suất vàng SJC, XAU và WTI; tương quan động; đồng	Nghiên cứu phát hiện mối quan hệ động và biến thiên theo thời gian giữa SJC, XAU và WTI;

	of the Vietnamese and Global Markets			Yilmaz (DY). Dữ liệu nghiên cứu: giá vàng SJC, vàng quốc tế XAU và dầu thô WTI; Journal of Financial Economic Policy, Emerald.	chuyển động theo thời gian-tần số; chỉ số lan tỏa tổng thể, có hướng và ròng.	đồng chuyển động và lan tỏa biến động mạnh hơn trong COVID-19, trong đó vàng và dầu quốc tế giữ vai trò nổi bật trong truyền cú sốc tới thị trường vàng Việt Nam. Giá trị đối với luận án là công trình nền của tác giả sử dụng DY; luận án mở rộng trọng tâm sang VNIndex và hệ thống gồm các thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI.

Tổng hợp nghiên cứu trước và cơ sở lựa chọn phương pháp nghiên cứu

Tác giả, năm	Phương pháp	Đối tượng nghiên cứu	Kết quả chính	Khoảng trống nghiên cứu gợi mở	Nội dung luận án kế thừa và phát triển
Forbes & Rigobon (2002)	Tương quan điều chỉnh	Thị trường chứng khoán quốc tế	Phân biệt contagion và interdependence; tương quan có thể bị phóng đại khi biến động tăng.	Kết quả gợi mở nhu cầu mở rộng từ tương quan điều chỉnh sang các phương pháp có khả năng mô tả phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi giữa các thị trường.	Luận án kế thừa cách phân biệt contagion và interdependence, đồng thời phát triển phân tích sang cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và lan tỏa rủi ro.
Patton (2006)	Copula có điều kiện	Thị trường tài chính	Tham số phụ thuộc có thể biến đổi theo thông tin quá khứ và phản ánh bất đối xứng.	Nghiên cứu gợi mở hướng kết hợp phân tích phụ thuộc có điều kiện với đo lường mức độ kết nối và lan tỏa rủi ro trong một hệ nhiều thị trường.	Luận án kế thừa trực tiếp nền tảng Copula có điều kiện để mô hình hóa phụ thuộc động, bất đối xứng và phụ thuộc đuôi.
Rodriguez (2007)	Copula chuyển trạng thái	Thị trường chứng khoán Đông Á và Mỹ Latinh	Phụ thuộc gia tăng và bất đối xứng trong khủng hoảng, đặc biệt ở vùng đuôi.	Kết quả gợi mở việc mở rộng từ nhận diện phụ thuộc theo cặp sang phân tích hướng truyền và tiếp nhận rủi ro trong mạng lưới thị trường.	Luận án kế thừa cách tiếp cận Copula trong nhận diện phụ thuộc cực trị và phát triển thêm phân tích lan tỏa rủi ro bằng DY.
Aloui et al. (2011)	Copula	Mỹ và các thị trường mới nổi	Ghi nhận phụ thuộc cực trị và contagion trong khủng hoảng tài chính toàn cầu.	Bằng chứng về phụ thuộc cực trị gợi mở nhu cầu kiểm định trong bối cảnh Việt Nam và đặt kết quả phụ thuộc trong một khung đo lường mức độ kết nối (connectedness) rộng hơn.	Luận án kế thừa bằng chứng về phụ thuộc cực trị giữa thị trường phát triển và mới nổi để phân tích VNIndex với các thị trường quốc tế theo từng giai đoạn.

Tác giả, năm	Phương pháp	Đối tượng nghiên cứu	Kết quả chính	Khoảng trống nghiên cứu gợi mở	Nội dung luận án kế thừa và phát triển
Mensi et al. (2013)	VAR-GARCH	Chứng khoán và hàng hóa	Có lan tỏa lợi suất và biến động đáng kể giữa chứng khoán, năng lượng và vàng.	Kết quả về lan tỏa lợi suất và biến động gợi mở hướng nghiên cứu lan tỏa rủi ro được lượng hóa trực tiếp bằng VaR, với VNIndex là thị trường trọng tâm.	Luận án kế thừa bằng chứng về liên kết giữa chứng khoán, vàng và năng lượng để đưa XAU và WTI vào hệ thống đo lường rủi ro.
Liao et al. (2021)	Spillover và network analysis	Dầu, vàng, chứng khoán	Lan tỏa đáng kể và nhạy cảm với các sự kiện y tế công cộng lớn.	Bằng chứng về sự nhạy cảm của lan tỏa trước các sự kiện y tế công cộng gợi mở việc mở rộng sang bối cảnh Việt Nam và so sánh theo các giai đoạn trước, trong và sau COVID-19.	Luận án kế thừa cách xem xét lan tỏa theo sự kiện và sử dụng COVID-19 làm mốc so sánh sự thay đổi của mức độ kết nối rủi ro.
Mensi, Reboredo & Ugolini (2021)	Price-switching spillover	Vàng, dầu, chứng khoán Mỹ và Trung Quốc	COVID-19 làm thay đổi cơ chế và cường độ lan tỏa giữa các thị trường.	Kết quả về sự thay đổi cơ chế lan tỏa trong COVID-19 gợi mở việc kiểm định vai trò truyền và nhận rủi ro của VNIndex trong từng giai đoạn thị trường.	Luận án kế thừa bằng chứng về cơ chế lan tỏa thay đổi theo trạng thái để kiểm định sự thay đổi TCI, NET và NPS giữa các giai đoạn.
Mensi, Vo & Kang (2022)	Intraday volatility spillover	Dầu, vàng, chứng khoán	Lan tỏa biến động gia tăng đáng kể trong COVID-19.	Bằng chứng lan tỏa biến động trong COVID-19 gợi mở việc đánh giá mức độ kết nối của rủi ro cực trị bằng VaR 95% và so sánh theo giai đoạn.	Luận án kế thừa bằng chứng về gia tăng lan tỏa trong khủng hoảng để xây dựng kỳ vọng về sự thay đổi mức độ kết nối tại VaR 95% theo giai đoạn.

Tác giả, năm	Phương pháp	Đối tượng nghiên cứu	Kết quả chính	Khoảng trống nghiên cứu gợi mở	Nội dung luận án kế thừa và phát triển
Le & Luong (2022)	TVP-VAR spillover	Dầu, chứng khoán, tâm lý nhà đầu tư tại Mỹ và Việt Nam	Lan tỏa biến thiên theo thời gian và chịu tác động của các sự kiện.	Kết quả đối với Mỹ và Việt Nam gợi mở hướng mở rộng sang một mạng lưới nhiều thị trường gồm chứng khoán quốc tế, vàng và dầu trong cùng một khung đo lường mức độ kết nối.	Luận án kế thừa bằng chứng trực tiếp cho Việt Nam về tính động của lan tỏa và mở rộng sang hệ gồm VNIndex, sáu thị trường chứng khoán quốc tế, XAU và WTI.
Nguyen và cộng sự (2023)	TVP-VAR	Vàng, dầu, chứng khoán Việt Nam	Thị trường chứng khoán Việt Nam có thể vừa truyền vừa nhận cú sốc tùy bối cảnh.	Bằng chứng cho Việt Nam gợi mở việc mở rộng phạm vi từ quan hệ vàng, dầu và chứng khoán trong nước sang mạng lưới có thêm các thị trường chứng khoán quốc tế.	Luận án kế thừa kết quả về vai trò truyền và nhận cú sốc của thị trường chứng khoán Việt Nam để phân tích TO, FROM, NET và NPS của VNIndex.
Dang & Liu (2026)	Khung lan tỏa động	Vàng, dầu, thị trường Việt Nam và toàn cầu	Vàng quốc tế giữ vai trò quan trọng trong truyền dẫn cú sốc; vai trò truyền/nhận thay đổi theo giai đoạn.	Kết quả là cơ sở gần nhất để phát triển một khung tích hợp giữa phân tích cấu trúc phụ thuộc và đo lường lan tỏa rủi ro dựa trên các chuỗi VaR.	Luận án kế thừa khung lan tỏa động và phát triển theo hướng kết hợp Copula có điều kiện với DY trên chín chuỗi VaR.
Diebold & Yilmaz (2009, 2012, 2014); Pesaran & Shin (1998)	VAR-GFEVD / Connectedness	Hệ thống nhiều biến tài chính	Cho phép lượng hóa TCI, lan tỏa có hướng, NET và quan hệ theo cặp; GFEVD không phụ thuộc thứ tự biến.	Khung đo lường mức độ kết nối gợi mở việc kết hợp với Copula có điều kiện để đồng thời phân tích lan tỏa rủi ro ở cấp độ hệ thống và phụ thuộc phi tuyến, phụ thuộc đuôi ở cấp độ từng cặp.	Luận án kế thừa VAR-GFEVD và các chỉ số TCI, FROM, TO, NET, NPS làm nền tảng trực tiếp cho nhánh đo lường lan tỏa rủi ro.

Tác giả, năm	Phương pháp	Đối tượng nghiên cứu	Kết quả chính	Khoảng trống nghiên cứu gợi mở	Nội dung luận án kế thừa và phát triển
Luận án hiện tại	Copula có điều kiện + Diebold–Yilmaz trên VaR 95%	VNIndex; 6 thị trường chứng khoán quốc tế; XAU; WTI	Kết hợp phân tích phụ thuộc phi tuyến/đuôi ở cấp độ từng cặp với đo lường lan tỏa rủi ro trong hệ VAR 9 biến.	Khoảng trống luận án hướng tới là kết hợp cấu trúc phụ thuộc phi tuyến và phụ thuộc đuôi ở cấp độ từng cặp với lan tỏa rủi ro trong hệ VAR gồm chín chuỗi VaR 95%.	Copula có điều kiện giải thích cấu trúc phụ thuộc; DY tại VaR 95% xác định mức độ, hướng và vị thế lan tỏa rủi ro.

Nguồn: Tác giả tổng hợp.