BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN

NGUYỄN THU THỦY

NGHIÊN CỨU CẤU TRÚC PHỤ THUỘC GIỮA CÁC THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH VÀ ỨNG DỤNG TRONG ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH VIỆT NAM

CHUYÊN NGÀNH: KINH TẾ HỌC (TOÁN KINH TẾ)
MÃ SỐ: 62310101

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Người hướng dẫn khoa học:

1. PGS. TS. TRẦN TRỌNG NGUYÊN
2. PGS. TS. NGUYỄN VĂN QUÝ

HÀ NỘI - 2018

LỜI CAM ĐOAN

Nghiên cứu sinh đã đọc và hiểu về các hành vi vi phạm sự trung thực trong học thuật. Nghiên cứu sinh cam kết bằng danh dự cá nhân rằng nghiên cứu này do nghiên cứu sinh tự thực hiện và không vi phạm yêu cầu về sự trung thực trong học thuật.

Hà Nội, ngày … tháng … năm 2018

Người hướng dẫn khoa học	***Nghiên cứu sinh***
PGS.TS. Trần Trọng Nguyên	**Nguyễn Thu Thủy**

LỜI CẢM ƠN

Trong quá trình thực hiện luận án, tôi đã nhận được sự giúp đỡ nhiệt tình, tạo điều kiện thuận lợi của giáo viên hướng dẫn, đồng nghiệp, gia đình và bạn bè.

Tôi xin chân thành cảm ơn PGS. TS Trần Trọng Nguyên và PGS. TS Nguyễn Văn Quý về sự hướng dẫn nhiệt tình trong suốt quá trình tôi làm luận án.

Tôi xin cảm ơn đến các thầy, cô trong khoa Toán kinh tế, trường Đại học Kinh tế Quốc dân đã giúp đỡ và có những góp ý quý báu để tôi hoàn thành luận án.

Tôi xin cảm ơn các cán bộ thuộc Viện đào tạo Sau đại học, trường Đại học Kinh tế Quốc dân đã tạo điều kiện về các thủ tục hành chính và hướng dẫn chi tiết cho tôi quy trình thực hiện luận án.

Tôi xin bày tỏ lòng biết ơn những người đã sinh thành và nuôi dạy tôi trưởng thành, gia đình, bạn bè, các đồng nghiệp đã động viên, giúp đỡ tôi vượt qua những khó khăn trong quá trình học tập và hoàn thành luận án.

Dù đã cố gắng rất nhiều trong thời gian nghiên cứu nhưng bản Luận án này không thể tránh khỏi thiếu sót. Tôi rất mong nhận được những ý kiến đóng góp quý báu của quý thầy cô và đồng nghiệp để bản luận án này được hoàn thiện hơn.

Tôi xin trân trọng cảm ơn.

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN
LỜI CẢM ƠN
MỤC LỤC
DANH MỤC CÁC CHỮ VIẾT TẮT
DANH MỤC CÁC BẢNG BIỂU
DANH MỤC CÁC HÌNH VẼ
MỞ ĐẦU 1
CHƯƠNG 1. LÝ LUẬN CHUNG VỀ CẤU TRÚC PHỤ THUỘC GIỮA CÁC THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH VÀ ỨNG DỤNG TRONG ĐO LƯỜNG RỦI RO ... 6
1.1. Thị trường tài chính 6
1.1.1. Khái niệm thị trường tài chính 6
1.1.2. Phân loại thị trường tài chính 7
1.2. Lý luận cơ bản về nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và ứng dụng trong đo lường rủi ro 9
1.2.1. Khái niệm cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính 9
1.2.2. Ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong độ đo rủi ro 10
1.3. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính 11
1.3.1. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán một nước và thị trường chứng khoán các nước khác 14
1.3.2. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối một nước 17
1.4. Tổng quan các nghiên cứu liên quan đến Việt Nam 21
1.4.1. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán các nước khác 21
1.4.2. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam 24
1.5. Tổng quan về các chính sách trên thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu 27
1.5.1. Tổng quan về chính sách trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2004-2014 27
1.5.2. Tổng quan về chính sách trên thị trường ngoại hối của Việt Nam giai đoạn 2007-2015 35
KẾT LUẬN CHƯƠNG 1 38

CHƯƠNG 2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU.....39
2.1. Phương pháp copula.....39
2.2. Phương pháp hồi quy phân vị.....47
2.2.1. Phân vị.....47
2.2.2. Hồi quy phân vị 47
KẾT LUẬN CHƯƠNG 2.....51
CHƯƠNG 3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU CẤU TRÚC PHỤ THUỘC GIỮA CÁC THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH.....52
3.1. Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới.....52
3.1.1. Mô tả số liệu 52
3.1.2. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp copula.....57
3.1.3. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp hồi quy phân vị 73
3.1.4. So sánh và bình luận về kết quả thực nghiệm.....79
3.2. Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam 82
3.2.1. Mô tả số liệu 82
3.2.2. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp copula.....85
3.2.3. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp hồi quy phân vị 89
3.2.4. So sánh và bình luận về kết quả thực nghiệm.....93
KẾT LUẬN CHƯƠNG 3.....96
CHƯƠNG 4. ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH VIỆT NAM..97
4.1. Thủ tục ước lượng VaR, CVaR 97
4.2. Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới thời kỳ sau khủng hoảng 99
4.2.1. Mô tả số liệu 99
4.2.2. Đo lường VaR và CVaR của danh mục đầu tư chứng khoán trong nước và quốc tế.....102
4.3. Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam ...121
4.3.1. Mô tả số liệu 121
4.3.2. Đo lường VaR và CVaR của danh mục đầu tư chứng khoán và ngoại hối 122
4.4. Hậu kiểm mô hình VaR, CVaR 128
4.4.1. Hậu kiểm mô hình VaR 128
4.4.2. Hậu kiểm mô hình CVaR.....130
4.5. Một số khuyến nghị từ kết quả nghiên cứu.....132
4.5.1. Một số khuyến nghị đối với nhà quản lý 132

4.5.2. Một số khuyến nghị đối với nhà đầu tư 135
KẾT LUẬN CHƯƠNG 4..... 139
KẾT LUẬN, HẠN CHẾ CỦA LUẬN ÁN VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO 140
CÁC CÔNG TRÌNH KHOA HỌC ĐÃ CÔNG BỐ 143
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO..... 144
PHỤ LỤC

DANH MỤC CÁC CHỮ VIẾT TẮT

AIC	Akaike Info criterion (Tiêu chuẩn Akaike)
BIC	Bayesian Information Criterion (Tiêu chuẩn Bayes)
c.s	cộng sự
DMĐT	Danh mục đầu tư
ETF	Exchange Traded Fund (Quỹ hoán đổi danh mục)
ETF VNM	Quỹ ETF VNM
FTSE Vietnam	Quỹ ETF FTSE Vietnam
GPD	Generalized Pareto Distribution (Phân phối Pareto tổng quát)
IFM	Inference functions for margins (Phương pháp hàm suy diễn cho các biên duyên)
LL	Log-likelihood (giá trị logarit của hàm hợp lý)
NHNN	Ngân hàng nhà nước
OLS	Ordinary Least Square (Phương Pháp Bình Phương Nhỏ Nhất)
TTCK	Thị trường chứng khoán
TTNH	Thị trường ngoại hối
TTTC	Thị trường tài chính
UBCKNN	Ủy ban chứng khoán Nhà nước
USD	United States Dollar (Đô la Mỹ)
VND	Vietnam Dong (Đồng Việt Nam)

DANH MỤC CÁC BẢNG BIỂU

Bảng 1.1. Một số ưu điểm và hạn chế của một số phương pháp nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc 13

Bảng 1.2. So sánh ý tưởng của luận án với nghiên cứu của Cường và các c.s (2012) 23

Bảng 1.3. So sánh ý tưởng của luận án với nghiên cứu của Nga (2014) 26

Bảng 2.1. Một số họ copula và các hệ số phụ thuộc đuôi của chúng 42

Bảng 3.1. Mô tả thống kê chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán theo ngày từ 21/6/2004 đến 19/6/2014 54

Bảng 3.2. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới thời kỳ trước khủng hoảng (21/6/2004 đến 11/2/2008) 57

Bảng 3.3. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới thời kỳ khủng hoảng (12/2/2008-13/10/2009) 58

Bảng 3.4. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới thời kỳ sau khủng hoảng (14/10/2009-19/6/2014) 59

Bảng 3.5. Tham số thể hiện sự phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán thế giới sử dụng copula Gauss thời kỳ trước khủng hoảng (21/06/2004-11/2/2008) 60

Bảng 3.6. Tham số thể hiện sự phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán thế giới sử dụng copula Gauss thời kỳ khủng hoảng (12/2/2008-13/10/2009) 61

Bảng 3.7. Tham số thể hiện sự phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán thế giới sử dụng copula Gauss thời kỳ sau khủng hoảng (14/10/2009-19/6/2014) 61

Bảng 3.8. Mức độ tăng/giảm (%) của hệ số phụ thuộc tính bởi copula Gauss so với hệ số tương quan tuyến tính của các cặp lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới trong từng thời kỳ 63

Bảng 3.9. Sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc của thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới 64

Bảng 3.10. Ý nghĩa của các tham số của copula 68

Bảng 3.11. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán S&P500-Vnindex thời kỳ trước khủng hoảng và copula tốt nhất 69
Bảng 3.12. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán S&P500-Vnindex thời kỳ khủng hoảng và copula tốt nhất.....70
Bảng 3.13. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán S&P500-Vnindex thời kỳ sau khủng hoảng và copula tốt nhất 70
Bảng 3.14. Kết quả lựa chọn copula tốt nhất mô tả sự phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex từng thời kỳ và các hệ số phụ thuộc đuôi tương ứng 71
Bảng 3.15. Sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số S&P500 và Vnindex từng thời kỳ.....72
Bảng 3.16. Kết quả hồi quy phân vị mô hình.....75
Bảng 3.17. Kết quả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex từng thời kỳ.....76
Bảng 3.18. Kết quả mô tả sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex thời kỳ thị trường bình ổn và khủng hoảng 82
Bảng 3.19. Thống kê mô tả các chuỗi lợi suất 83
Bảng 3.20. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và các chuỗi lợi suất tỷ giá 85
Bảng 3.21. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Vnindex và tỷ giá VND/USD 86
Bảng 3.22. Ước lượng các tham số của copula cho từng cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Vnindex và lợi suất tỷ giá và copula tốt nhất.....87
Bảng 3.23. Ước lượng các tham số của copula cho từng cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Vnindex và lợi suất tỷ giá và copula tốt nhất.....89
Bảng 3.24. Kết quả hồi quy phân vị mô hình.....90
Bảng 3.25. Kết quả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Việt Nam và lợi suất từng tỷ giá trên thị trường ngoại hối.....91
Bảng 3.26. Kết quả mô tả cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán và ngoại hối.....94
Bảng 4.1. Kết quả lựa chọn copula tốt nhất mô tả sự phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex thời kỳ sau khủng hoảng.....102
Bảng 4.2. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên cho các chuỗi lợi suất Vnindex, FTSE100, Kospi, SSE.....102

Bảng 4.3. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling cho các chuỗi URVnindex, URFTSE100, URKospi, URSSE 104
Bảng 4.4. Các tham số của copula Student cho từng cặp lợi suất Vnindex với FTSE100, Kospi và SSE..... 104
Bảng 4.5. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Student cho từng cặp lợi suất VNindex với FTSE100, Kospi và SSE ... 106
Bảng 4.6. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với FTSE100, Kospi, SSE 107
Bảng 4.7. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với FTSE100, Kospi, SSE nhờ Copula Student 108
Bảng 4.8. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của các chuỗi lợi suất CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500 109
Bảng 4.9. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling cho các chuỗi URCAC40, URDowjones, URHangseng, URS&P500 110
Bảng 4.10. Các tham số của Copula Gumbel cho từng cặp lợi suất Vnindex với CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500 111
Bảng 4.11. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Gumbel cho từng cặp lợi suất VNindex với CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500 112
Bảng 4.12. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500 113
Bảng 4.13. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục Vnidex với CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500 nhờ Copula Gumbel 114
Bảng 4.14. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của các chuỗi lợi suất JCI, Nasdaq, Sti, Taiex 115
Bảng 4.15. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling cho các chuỗi URJCI, URNasdaq, URSti, URTaiex 116
Bảng 4.16. Các tham số của Copula Student cho từng cặp lợi suất Vnindex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex 117
Bảng 4.17. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Student cho từng cặp lợi suất VNindex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex..... 118
Bảng 4.18. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex 119
Bảng 4.19. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex nhờ Copula Student 120

Bảng 4.20. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên cho các chuỗi lợi suất vnindex và USD/VND 122
Bảng 4.21. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling 123
Bảng 4.22. Các tham số của copula Student 124
Bảng 4.23. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Student cho từng cặp lợi suất VNindex với lợi suất tỷ giá..... 125
Bảng 4.24. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với USD/VND..... 127
Bảng 4.25. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với USD/VND nhờ Copula Student..... 127
Bảng 4.26. Tóm tắt kết quả hậu kiểm mô hình VaR(0,95)..... 129
Bảng 4.27. Thống kê độ sai lệch tuyệt đối trung bình của các mô hình ước lượng VaR(0.95) 129
Bảng 4.28. Tóm tắt kết quả hậu kiểm mô hình CVaR(0,95) 131
Bảng 4.29. Thống kê độ sai lệch tuyệt đối trung bình của các mô hình ước lượng CVaR(0.95)..... 131

DANH MỤC CÁC HÌNH VẼ

Hình 2.1. Đồ thị biểu diễn các kết quả hồi quy phân vị của Y theo X 50
Hình 3.1. Đồ thị phân phối chuẩn Q-Q của các chuỗi lợi suất.....56
Hình 3.2. Đồ thị hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thời kỳ trước khủng hoảng65
Hình 3.3. Đồ thị hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thời kỳ khủng hoảng 66
Hình 3.4. Đồ thị hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thời kỳ sau khủng hoảng ...66
Hình 3.5. Đồ thị so sánh hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất chứng khoán thế giới và Việt Nam tính bằng copula Gauss trong 3 thời kỳ 67
Hình 3.6. Minh họa hình học sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới 78
Hình 3.7. Đồ thị phân phối chuẩn Q-Q của các chuỗi lợi suất.....84
Hình 3.8. Mật độ của *t*-copula Student mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường88
Hình 3.9. Minh họa hình học sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới 92
Hình 4.1. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất Vnindex, FTSE100, Kospi, SSE.....103
Hình 4.2. Biên hiệu quả của mô hình M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và FTSE100, Kospi, SSE.....106
Hình 4.3. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500.....109
Hình 4.4. Biên hiệu quả của mô hình M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500.....112
Hình 4.5. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất JCI, Nasdaq, Sti, Taiex.....115
Hình 4.6. Biên hiệu quả của mô hình M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và JCI, Nasdaq, Sti, Taiex.....119
Hình 4.7. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất vnindex và tỷ giá...122
Hình 4.8. Biên hiệu quả của M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và tỷ giá..126

MỞ ĐẦU

1. Lý do lựa chọn đề tài

Trong thời đại hội nhập ngày nay, nền kinh tế của mỗi quốc gia chịu sự ảnh hưởng sâu sắc từ nền kinh tế thế giới, đặc biệt là trong thời kỳ khủng hoảng kinh tế thế giới. Trước những biến động tài chính thế giới, các nước khác nhau bị ảnh hưởng theo các cách và mức độ khác nhau, do yếu tố lịch sử, văn hóa, chính sách và sức mạnh tài chính khác nhau. Trong những năm gần đây, thị trường tài chính thế giới đã chứng kiến sự đổ vỡ của nhiều tổ chức và định chế tài chính lớn, chẳng hạn: khủng hoảng tài chính toàn cầu (2007-2008), khủng hoảng nợ công Châu Âu (2010), … Hậu quả là làm suy giảm kinh tế toàn cầu.

Ngoài mối quan hệ giữa nền kinh tế các quốc gia khác khau, ngay trong nền kinh tế mỗi quốc gia, các thị trường tài chính cũng có mối quan hệ mật thiết với nhau. Sự biến động trên mỗi thị trường (hoặc một nhóm các thị trường) này có thể tác động mạnh mẽ đến sự biến động của các thị trường khác và ngược lại.

Bởi vậy, việc nghiên cứu để nhận diện, đo lường và phòng hộ rủi ro nhằm giúp giảm thiểu tổn thất, đảm bảo hoạt động an toàn, hiệu quả của các tổ chức tài chính nói chung và của các nhà đầu tư cá nhân nói riêng ngày càng trở thành vấn đề quan trọng và bức thiết, đặc biệt là thời kỳ kinh tế Việt Nam đang ngày càng hội nhập vào nền kinh tế thế giới. Để làm tốt điều đó, nhất thiết phải nắm bắt và đo lường được mức độ và cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính.

Như vậy, nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính ở phạm vi trong nước và trên thế giới đều cần thiết, giúp chúng ta nắm bắt được quy luật vận hành của nền kinh tế và lường trước được những rủi ro tiềm ẩn trong nó; đồng thời có thể đánh giá được mức độ rủi ro khi đầu tư vào một danh mục đầu tư tài chính gồm nhiều loại tài sản trong đó có cả tài sản trên thị trường trong nước và trên thị trường quốc tế, từ đó ước lượng được tổn thất có thể xảy ra khi có biến động xấu trên thị trường.

Trong tầm hiểu biết của tác giả, cho đến nay còn rất ít nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính Việt Nam trong nước và giữa thị trường tài chính Việt Nam với thị trường tài chính thế giới. Với sự cần thiết về nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính, đồng thời hi vọng làm giàu thêm các nghiên cứu thực nghiệm trong lĩnh vực này tác giả lựa chọn đề tài *"Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và ứng dụng trong đo lường rủi ro trên thị trường tài chính Việt Nam"*. Luận án dự kiến sử dụng phương pháp nghiên cứu tiên

tiến, hiện đại và ứng dụng thực nghiệm với số liệu về các thị trường tài chính Việt Nam và thế giới, giúp mô tả cấu trúc phụ thuộc theo nhiều phương diện với các kết quả ước lượng tốt. Các thị trường được nghiên cứu trong thị trường chứng khoán và TTNH ở Việt Nam; một số thị trường chứng khoán thế giới.

Như chúng ta đã biết, mỗi mô hình hoặc phương pháp định lượng thường gắn với những giả thiết nhất định. Việc đặt giả thiết này sẽ giúp chúng ta dễ dàng nghiên cứu mô hình hơn. Tuy nhiên, hạn chế là có khi những giả thiết này lại không phù hợp với điều kiện thị trường thực tế. Khi đó, rất cần phát triển những công cụ đo lường mới phù hợp hơn với điều kiện thực tế thị trường. Nói riêng, bản chất phụ thuộc giữa tỷ suất sinh lợi trên các thị trường tài chính đã trở thành vấn đề nóng, gây nhiều tranh cãi giữa các nhà kinh tế học trên cả lĩnh vực hàn lâm và thực tiễn. Các công cụ đo lường phụ thuộc tuyến tính đang được sử dụng phổ biến hiện nay thì khá đơn giản không thể mô tả một cách chính xác phân phối của các tỷ suất sinh lợi trên thị trường tài chính trong những điều kiện nhất định. Việc nghiên cứu các vấn đề này một cách chặt chẽ về mặt lý thuyết và minh chứng bằng các mô hình, các số liệu thực nghiệm trên thị trường tài chính Việt Nam sẽ là cơ sở khoa học, cung cấp những thông tin hữu ích và cần thiết cho các nhà nghiên cứu, nhà đầu tư và nhà hoạch định chính sách.

2. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

2.1. Đối tượng nghiên cứu: Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường rủi ro trên thị trường tài chính Việt Nam.

2.2. Phạm vi nghiên cứu:

+ Về nội dung nghiên cứu: Thị trường tài chính bao gồm thị trường tiền tệ (thị trường cho vay ngắn hạn, thị trường hối đoái, thị trường liên ngân hàng) và thị trường vốn (thị trường tín dụng thuê mua, thị trường thế chấp và thị trường chứng khoán). Trong luận án này, tác giả tập trung nghiên cứu thị trường chứng khoán (chỉ xét thị trường cổ phiếu) và thị trường ngoại hối. Thị trường chứng khoán là một cấu phần của thị trường vốn, được lựa chọn làm đại diện cho thị trường vốn. Thị trường hối đoái là một cấu phần của thị trường tiền tệ, được lựa chọn làm đại diện cho thị trường tiền tệ. Đây là một hạn chế của luận án do nguyên nhân khách quan về thu thập số liệu thực nghiệm. Các thành phần thị trường này đảm bảo có số liệu theo ngày song hành, đáp ứng được yêu cầu của phương pháp nghiên cứu. Bên cạnh đó, số liệu từ các thị trường này có kích thước mẫu nghiên cứu đủ lớn, góp phần nâng cao mức độ tin tưởng của kết quả thống kê khi phản ánh thực nghiệm.

+ Về không gian: thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán các quốc gia đại diện cho các thị trường phát triển (Mỹ, Anh, Pháp, Nhật Bản), thị trường đang phát triển (Úc, Singapo, Hàn Quốc, Trung Quốc), và thị trường mới nổi (Indonesia) thuộc một số khu vực tên thế giới như các nước trong khối ASEAN (Inđônêsia, Singapo), các nước khác khu vực châu Á và châu Úc (Nhật Bản, Hàn Quốc, Trung Quốc, Úc), hay các nước khu vực châu Âu (Pháp, Anh), châu Mỹ (Mỹ). Chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và tỷ giá giữa đồng Việt Nam với đồng tiền các quốc gia hàng đầu thế giới: Đô la Mỹ, Nhân dân tệ Trung Quốc, Yên Nhật; của các nước Châu Âu, Mỹ: đồng tiền chung Châu Âu, Franc Thụy Sĩ, Krone Đan Mạch, Bảng Anh, Krone Nauy, Krone Thụy Điển, Đô la Canada; Đô la Úc; hay của các nước láng giềng khu vực Châu Á: Đô la Hồng Kông, Ringit Malaysia, Đô la Singapo, Bạt Thái. Cũng do hạn chế khi thu thập số liệu nên luận án không thể nghiên cứu tất cả các quốc gia như mong muốn.

+ Về thời gian: từ năm 2004 đến 2015. Cụ thể, số liệu nghiên cứu về các cặp thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới được thu thập trong giai đoạn 2004-2014. Số liệu nghiên cứu về các cặp thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường ngoại hối được thu thập trong giai đoạn 2007-2015. Đây là giai đoạn đủ chứa đựng những thăng trầm của các thị trường được nghiên cứu, giúp trả lời được các câu hỏi nghiên cứu được đặt ra trong luận án.

+ Số liệu nghiên cứu về thị trường chứng khoán Việt Nam: http://hnx.vn, http://hsx.vn, www.fpts.com.vn. Số liệu về thị trường ngoại hối: http://www.bloomberg.com. Số liệu về thị trường chứng khoán thế giới: http://www.indexbook.net, http://research.stlouisfed.org, http://www.quotenet.com.

3. Mục tiêu nghiên cứu và câu hỏi nghiên cứu

Luận án nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán với thị trường ngoại hối ở Việt Nam; giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với một số thị trường chứng khoán thế giới với Việt Nam, bằng cách sử dụng hai phương pháp: copula và hồi quy phân vị. Từ đó, ứng dụng trong đo lường rủi ro trên thị trường tài chính của Việt Nam.

Mục tiêu nghiên cứu đó được cụ thể hóa bằng các câu hỏi nghiên cứu sau đây:

- Cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính đối xứng hay không đối xứng?

- Có hay không cấu trúc phụ thuộc đuôi giữa các thị trường, nếu có cấu trúc phụ thuộc đuôi giữa các thị trường thì sự phụ thuộc đuôi đó là sự phụ thuộc đuôi trên hay dưới, mức độ phụ thuộc là mạnh hay yếu?

- Có hay không hiệu ứng lan tỏa từ các thị trường chứng khoán thế giới đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời kỳ khủng hoảng Tài chính toàn cầu?

- Các giá trị VaR, CVaR của một số danh mục đầu tư tối ưu trên các thị trường là bao nhiêu?

4. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp được sử dụng trong nghiên cứu là phương pháp định lượng, cụ thể sử dụng phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị. Khi phân tích dữ liệu, luận án sử dụng các kỹ thuật phân tích thống kê như hồi quy, ước lượng, kiểm định với sự trợ giúp của các phần mềm EVIEWS, Matlab.

5. Những đóng góp mới của luận án

- *Đóng góp về mặt lý luận*

- Luận án thừa kế các nghiên cứu trước trong vấn đề nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán thế giới, nhưng cải tiến về xử lý số liệu bằng cách phân chia thời kỳ nghiên cứu thành các giai đoạn trước, trong và sau khủng hoảng. Việc phân chia này không chỉ giúp nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường một cách phù hợp mà còn cung cấp được bằng chứng thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa từ các thị trường chứng khoán thế giới đến thị trường chứng khoán Việt Nam.

- Luận án đề xuất phương pháp tiếp cận mới, phương pháp hồi quy phân vị, trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán thế giới, giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán Việt Nam.

- Luận án ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường các độ đo rủi ro VaR, CVaR trên thị trường tài chính Việt Nam.

- *Đóng góp về mặt thực tiễn*

- Mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính, bao gồm các vấn đề cấu trúc phụ thuộc là đối xứng (được mô tả bởi các hàm copula có tính chất đối xứng, với hệ số phụ thuộc hai đuôi bằng nhau) hay không đối xứng (được mô tả bởi các hàm copula có tính chất không đối xứng, với hệ số phụ thuộc hai đuôi không bằng nhau), có hệ số phụ thuộc đuôi trên (có xác suất hai thị trường cùng đi lên khác 0) hay có hệ số phụ thuộc đuôi dưới (có xác suất hai thị trường cùng đi xuống khác 0) giữa các thị trường, mức độ phụ thuộc giữa các thị trường (thể hiện qua độ lớn của các hệ số phụ thuộc).

- Chỉ ra bằng chứng thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa từ một số thị trường chứng khoán thế giới đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời kỳ khủng hoảng Tài chính toàn cầu. Đây là kết quả thực nghiệm mới trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính với tình huống của Việt Nam.

- Ứng dụng các kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường các độ đo rủi ro VaR và CVaR của danh mục đầu tư tối ưu trên các thị trường.

6. Kết cấu của luận án

Ngoài phần Mở đầu, Kết luận, Cam kết của tác giả, Phụ lục, Tài liệu tham khảo, Luận án gồm 4 chương:

Chương 1: Lý luận chung về nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và ứng dụng trong đo lường rủi ro.

Chương 2: Phương pháp nghiên cứu.

Chương 3: Kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính.

Chương 4: Đo lường rủi ro trên thị trường tài chính Việt Nam.

Trong đó các kết quả mới của luận án được trình bày trong Chương 3 và Chương 4.

CHƯƠNG 1. LÝ LUẬN CHUNG VỀ CẤU TRÚC PHỤ THUỘC GIỮA CÁC THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH VÀ ỨNG DỤNG TRONG ĐO LƯỜNG RỦI RO

Chương này, tác giả đặt vấn đề trình bày một số lý luận cơ bản về thị trường tài chính, sơ lược về các thị trường tài chính được nghiên cứu trong luận án bao gồm thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối. Ngoài ra, Chương 1 trình bày khái niệm cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và những thông tin thu được từ việc nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giúp ích cho việc phân tích và đo lường rủi ro trên thị trường tài chính Việt Nam.

1.1. Thị trường tài chính

1.1.1. Khái niệm thị trường tài chính

Thị trường tài chính được xem như là nhân tố khởi đầu của nền kinh tế thị trường. Các hoạt động của thị trường tài chính có tác động trực tiếp hoặc gián tiếp đến lợi ích của mỗi cá nhân, đến tốc độ phát triển của doanh nghiệp và đến hiệu quả của toàn bộ nền kinh tế. Các thành viên của thị trường tài chính bao gồm các cá nhân; các doanh nghiệp và các cơ quan chính phủ.

- Đối với các cá nhân: TTTC là nơi để tiết kiệm, cho vay, cầm cố, thế chấp tài sản và đầu tư các loại chứng khoán.

- Đối với các doanh nghiệp: TTTC là nơi doanh nghiệp huy động nguồn ngân quỹ mới hay đầu tư những khoản tài chính nhàn rỗi tạm thời và xác lập giá trị của công ty.

- Đối với chính phủ: TTTC là nơi chính phủ vay, mượn ngân sách hay tác động để thúc đẩy và điều chỉnh nền kinh tế phát triển.

Theo tổng quan tài liệu, TTTC có khái niệm thống nhất là nơi mua bán, trao đổi các khoản vốn nhằm đáp ứng nhu cầu khác nhau của các chủ thể trong nền kinh tế.

Thị trường tài chính cũng có thể được xem là nơi mua bán, trao đổi các công cụ tài chính.

Các công cụ tài chính là những quyền đòi nợ tài chính như chứng chỉ tiền gửi, cổ phiếu, trái phiếu, tín phiếu, hợp đồng bảo hiểm, các công cụ tài chính có thể được phân loại thành các công cụ của từng bộ phận thị trường. Tín phiếu kho bạc, các khoản vay liên ngân hàng, hối phiếu, chứng chỉ tiền gửi,... là những công cụ tài chính được lưu hành trên thị trường tiền tệ. Trong khi đó cổ phiếu, trái phiếu,... là những công cụ của thị trường vốn.

Thị trường tài chính là loại thị trường của các thị trường và là thị trường bậc cao của nền kinh tế, nó chỉ có thể tồn tại và hoạt động một cách bình thường trong điều kiện của nền kinh tế thị trường đầy đủ.

Khái niệm về thị trường tài chính nói trên và cách phân loại sau đây về thị trường tài chính, được tác giả luận án lựa chọn theo quan điểm của Quỳnh và cộng sự (2015).

1.1.2. Phân loại thị trường tài chính

• Căn cứ vào cách thức huy động vốn: thị trường tài chính được phân thành thị trường nợ và thị trường vốn cổ phần.

- Thị trường nợ: là thị trường mua bán các công cụ nợ, như trái phiếu hay các khoản cho vay. Thị trường này có đặc trưng là các công cụ giao dịch đều có kỳ hạn nhất định, có thể là ngắn hạn, trung hạn hoặc dài hạn tùy theo cam kết nợ giữa chủ nợ và người vay nợ. Sự hoạt động trên thị trường này phụ thuộc rất lớn vào sự biến động của lãi suất ngân hàng.

- Thị trường vốn cổ phần: là thị trường mua bán các cổ phần của công ty cổ phần. Đặc trưng của thị trường này là các công cụ trên thị trường không có kỳ hạn, chỉ có thời điểm phát hành, không có ngày mãn hạn. Người mua cổ phiếu chỉ có thể lấy lại tiền bằng cách bán lại cổ phiếu trên thị trường hoặc khi nào công ty tuyên bố phá sản. Không giống với thị trường nợ, hoạt động của thị trường vốn cổ phần cơ bản phụ thuộc vào hiệu quả kinh doanh của công ty cổ phần.

• Căn cứ vào tính chất của việc phát hành các công cụ tài chính, thị trường tài chính được chia thành thị trường sơ cấp và thị trường thứ cấp.

- Thị trường sơ cấp: là thị trường phát hành lần đầu các chứng từ có giá để huy động và tập trung vốn theo yêu cầu của các chủ thể trong nền kinh tế. Thị trường sơ cấp là nơi gặp gỡ giữa người cần vốn với người có vốn, họ có thể giao dịch trực tiếp với nhau với những cam kết chắc chắn về thời hạn, lãi suất, thanh toán,... (như phát hành trái phiếu, tín phiếu, chứng chỉ tiền gửi,...) hoặc những cam kết có tính nguyên tắc (phát hành cổ phiếu thường, chứng chỉ quỹ,...). Thị trường sơ cấp đóng vai trò cực kỳ quan trọng trong việc huy động và tập trung nguồn vốn cho nền kinh tế. Thị trường sơ cấp còn được gọi là thị trường cấp I, đây là thị trường cung cấp các sản phẩm tài chính cho thị trường thứ cấp.

- Thị trường thứ cấp là thị trường giao dịch, mua bán trao đổi các chứng từ có giá đã phát hành trên thị trường sơ cấp. Thị trường thứ cấp là thị trường sôi động nhất, hấp dẫn nhất đối với nhà đầu tư. Trên thị trường thứ cấp việc giao dịch mua bán chứng

từ có giá, chủ yếu đáp ứng nhu cầu đầu tư tài chính. Thị trường thứ cấp hoạt động với phạm vi thời gian và không gian có tính liên tục, trong khi thị trường sơ cấp hoạt động theo từng đợt phát hành, có thể có những khoảng trống giữa các giai đoạn. Sự hoạt động đan xen giữa thị trường sơ cấp và thị trường thứ cấp vừa hỗ trợ lẫn nhau, lại vừa làm cho TTTC hoạt động liên tục và thông suốt.

- Căn cứ theo thời hạn luân chuyên vốn, thị trường tài chính được phân thành: thị trường tiền tệ và thị trường vốn.

- Thị trường tiền tệ: là thị trường mua bán hoặc trao đổi các công cụ tài chính ngắn hạn, thường có thời hạn dưới 1 năm. Nhờ thị trường tiền tệ, các nguồn vốn nhàn rỗi được chuyển từ những nơi thừa vốn sang những nơi thiếu vốn đồng thời có nhu cầu đầu tư. Điều này góp phần tăng hiệu quả hoạt động phân bổ nguồn lực của xã hội. Thị trường tiền tệ còn là nơi Ngân hàng Trung ương thực thi nghiệp vụ thị trường mở để kiểm soát lượng tiền tệ dự trữ của các ngân hàng thương mại và điều tiết lượng cung tiền.

Thị trường tiền tệ bao gồm thị trường tín dụng, thị trường liên ngân hàng, thị trường chứng khoán ngắn hạn, thị trường ngoại hối,...

+ Thị trường tín dụng: bao gồm các hoạt động tín dụng của ngân hàng thương mại, đó là các hoạt động huy động và cho vay vốn ngắn hạn.

+ Thị trường liên ngân hàng: hoạt động nhằm giải quyết nhu cầu vốn tín dụng giữa các ngân hàng với nhau trước khi ngân hàng thương mại đi vay tái chiết khấu tại Ngân hàng Trung ương.

+ Thị trường chứng khoán ngắn hạn: là nơi thực hiện các giao dịch mua bán, chuyển nhượng và trao đổi các giấy tờ có giá ngắn hạn như kỳ phiếu ngân hàng, tín phiếu kho bạc, chứng chỉ tiền gửi, tiết kiệm và các giấy tờ có giá ngắn hạn khác.

+ Thị trường ngoại hối: là nơi diễn ra các giao dịch, mua bán, chuyển nhượng, vay và cho vay bằng ngoại tệ. Sự tác động qua lại giữa cung và cầu trên TTNH sẽ hình thành và ảnh hưởng đến tỷ giá hối đoái.

- Thị trường vốn là thị trường giao dịch các khoản vốn trung và dài hạn nhằm mục đích cung cấp tài chính cho các khoản đầu tư dài hạn của Chính phủ, của các doanh nghiệp và của các hộ gia đình. Thị trường vốn gồm có thị trường tín dụng dài hạn và TTCK.

Thị trường tiền tệ và thị trường vốn là các bộ phận cấu thành nên thị trường tài chính, chúng cùng thực hiện một chức năng là cung cấp vốn cho nền kinh tế. Các nghiệp vụ hoạt động trên hai thị trường này có mối liên quan mật thiết và có tác động tương hỗ lẫn nhau.

Việc phân định các bộ phận của thị trường tài chính chỉ là biện pháp tạo thuận lợi trong quá trình nghiên cứu của từng loại thị trường như một khái niệm kinh tế tồn tại độc lập và ly khai ra khỏi các mối quan hệ giữa các bộ phận cấu thành của nó.

1.2. Lý luận cơ bản về nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và ứng dụng trong đo lường rủi ro

1.2.1. Khái niệm cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính

Thuật ngữ *sự phụ thuộc* (dependence) được đưa ra bởi Santos (1970). Khi đó, sự phụ thuộc được hiểu là tình huống nền kinh tế một hay một số quốc gia chịu ảnh hưởng của các nước phát triển, bao gồm cả chiều hướng tích cực và tiêu cực. Khái niệm phụ thuộc cho phép chúng ta nhìn nhận nền kinh tế nội địa như một bộ phận của nền kinh tế thế giới (Santos (1970)). Thuật ngữ sự phụ thuộc giữa các TTTC trong các nghiên cứu hiện đại thừa kế và mở rộng khái niệm của Santos (1970).

Sự phụ thuộc (dependence/market comovement/association) giữa các thị trường tài chính có nghĩa là sự biến động của một thị trường (hay một nhóm thị trường) này ở một mức độ nào đó có tác động làm cho một thị trường (hay một nhóm thị trường) khác cũng biến động ở một mức độ nhất định.

Trong một trường hợp riêng khi nói đến sự phụ thuộc giữa thị trường mỗi quốc gia và thị trường quốc tế, các nghiên cứu thường sử dụng thuật ngữ "interdependence".

Sự phụ thuộc giữa các thị trường còn được nghiên cứu theo nghĩa *sự lan tỏa* (contagion) giữa các thị trường của Forbes và c.s (2002), theo nghĩa là ảnh hưởng xấu, tức là gây ra sự rớt giá và lợi suất âm. Cụ thể, sự lan tỏa giữa các thị trường là sự tăng cường đáng kể mối liên hệ giữa các thị trường sau khi có một cú sốc xảy ra với một hay một nhóm các quốc gia (Forbes và c.s (2002)). Theo nghĩa của Forbes, trường phái nghiên cứu sự lan tỏa quan tâm đến mối liên hệ giữa các thị trường khi xảy ra khủng hoảng ở một hay một nhóm trong số các thị trường.

Bên cạnh đó, Baur (2013) đã sử dụng các thuật ngữ mô tả sự phụ thuộc giữa các thị trường là *mức độ phụ thuộc* (degree of dependence) và *cấu trúc phụ thuộc* (structure of denpendence). Mức độ phụ thuộc giữa hai thị trường thường được đo bởi hệ số tương quan giữa chỉ số đại diện cho hai thị trường đó. Còn cấu trúc phụ thuộc của hai thị trường được mô tả bởi hàm phân phối xác suất đồng thời của hai chuỗi lợi suất chỉ số đại diện cho hai thị trường đó.

Một cách tiếp cận nữa, trong Chen và các c.s (2015), các tác giả khẳng định sự phụ thuộc giữa hai biến ngẫu nhiên X và Y được mô tả thông qua phân phối Farlie–Gumbel–Morgenstern (FGM) hai chiều (trang 98, Chen và các c.s (2015)):

$$\Pi(x,y)=F(x)G(y)\left(1+\theta\overline{F}(x)\overline{G}(y)\right),$$

trong đó $F=1-\overline{F}$ trên $R=(-\infty;\infty)$ và $G=1-\overline{G}$ trên $R_+=[0;\infty)$ là các phân phối biên duyên của (*X*, *Y*), và $\theta\in[-1;1]$ là một tham số thể hiện mức độ phụ thuộc.

Luận án này nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính theo khái niệm được đưa ra bởi Forbes và cộng sự (2002) và Baur (2013). Quan điểm nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường của trong luận án là nghiên cứu mức độ phụ thuộc và sự liên kết giữa các thị trường, đặc biệt quan tâm tới các biến cố hiếm và trong thời kỳ thị trường khủng hoảng, ví dụ như TTCK Mỹ khủng hoảng thì tác động như thế nào đến TTCK Việt Nam. Cấu trúc phụ thuộc đó không phải được xét thuần nhất trong tất cả các thời kỳ hay tất cả các giai đoạn phát triển của TTTC thế giới và Việt Nam mà sẽ được xét đến trong bối cảnh có tác động của các cuộc khủng hoảng tài chính hay khi Việt Nam tăng cường quan hệ thương mại quốc tế như sau khi Việt Nam gia nhập WTO,... Kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường trong luận án sẽ trả lời câu hỏi:

- Copula nào phù hợp để mô tả cấu trúc phụ thuộc? Bởi lẽ, từ dạng hàm copula phù hợp đó, sẽ "nối" được các phân phối biên của các chuỗi lợi suất thị trường, hình thành nên hàm phân phối xác suất đồng thời của các chuỗi lợi suất thị trường. Khi có được hàm phân phối xác suất đồng thời sẽ xác định được xác suất đồng thời, xác suất có điều kiện của các sự kiện diễn ra trên các thị trường.

- Các tham số của copula mô tả mức độ phụ thuộc là bao nhiêu? Vì từ các tham số của copula, chúng ta sẽ tính được các tham số đo lường mức độ phụ thuộc bao gồm hệ số tương quan, hệ số tương quan hạng, hệ số tương quan Kendall tau, hệ số phụ thuộc đuôi trên (xác suất các chuỗi lợi suất cùng nhận giá trị hai đuôi phải của phân phối của chúng), hệ số phụ thuộc đuôi dưới (xác suất các chuỗi lợi suất cùng nhận giá trị hai đuôi trái của phân phối của chúng).

- Các hệ số hồi quy mô tả sự phụ thuộc về độ lớn và dấu trong mô hình hồi quy phân vị là bao nhiêu? Hệ số hồi quy biến giả phân chia thời kỳ nghiên cứu khi có khủng hoảng và không có khủng hoảng có ý nghĩa thống kê hay không?

Định nghĩa độ đo rủi ro và một số vấn đề liên quan đến độ đo rủi ro quan trọng như VaR và CVaR sẽ được sử đụng trong Chương 4 của luận án được trình bày trong Phụ lục IX.

1.2.2. Ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong độ đo rủi ro

Có nhiều cách ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường rủi ro, mà trong luận án này, tác giả sẽ sử dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong

Chương 3, về dạng hàm copula tốt nhất đã xác định được trong mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK thế giới thời kỳ sau khủng hoảng (thời kỳ gần nhất so với hiện tại) để đo lường các độ đo rủi ro VaR và CVaR của các DMĐT chỉ số trong Chương 4, mỗi danh mục gồm chỉ số TTCK Việt Nam Vnindex và một chỉ số TTCK thế giới, hoặc mỗi DMĐT chỉ số gồm chỉ số TTCK Việt Nam Vnindex và một chỉ số TTNH. Sau đó thực hiện hậu kiểm các mô hình VaR và CVaR đó.

1.3. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính

Trong phần này, luận án trình bày một số phương pháp nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính. Mức độ và cấu trúc của sự phụ thuộc giữa các TTTC đã được xác định thông qua độ đo sự rủi ro và một số phương pháp như phương pháp hồi quy tuyến tính, phương pháp lý thuyết giá trị cực trị (Extreme Value Theory-EVT), phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị.

Theo Cherubini (2004) hay Nelsen (2006), độ đo sự phụ thuộc có thể phân loại thành: Hệ số tương quan tuyến tính, độ đo sự phù hợp (hệ số Kendall, hệ số Spearman, …), độ đo sự phụ thuộc đuôi. Trong lý thuyết kinh tế tài chính, độ đo truyền thống của sự phụ thuộc là hệ số tương quan Pearson, còn gọi là hệ số tương quan tuyến tính. Với giả thiết về phân phối chuẩn của các chuỗi lợi suất tài chính, hệ số tương quan tuyến tính là độ đo chính tắc về sự phụ thuộc. Tuy nhiên, McNeil và c.s (2005, Chương 5.2.1.) đã chỉ ra rằng, bất kỳ suy luận nào dựa trên hệ số tương quan tuyến tính cũng có thể dẫn tới sai lầm bởi vì các chuỗi lợi suất tài chính thường có phân phối đuôi dày và có phương sai sai số thay đổi, hiếm khi thỏa mãn giả thiết phân phối chuẩn. Tức là hệ số tương quan tuyến tính không cung cấp thông tin chính xác về cấu trúc phụ thuộc giữa các biến tài chính hoặc giữa các nhân tố rủi ro. Những nghiên cứu sự phụ thuộc dựa vào hệ số tương cũng được Embrechts và các c.s (2002) tổng kết lại một số hạn chế như:

(1) Hệ số tương quan không đo lường đầy đủ sự phụ thuộc trừ khi phân phối đồng thời của giá các tài sản là phân phối chuẩn. Đầu tiên, hệ số tương quan có thể chỉ đo lường sức mạnh liên hệ tuyến tính giữa hai hoặc nhiều biến ngẫu nhiên, nhưng nó có thể không mô tả sự phụ thuộc phi tuyến, cũng như trong trường hợp đuôi của phân phối bất đối xứng.

(2) Hai biến ngẫu nhiên là độc lập tức là chúng không có tương quan (hệ số tương quan tuyến tính bằng 0) nhưng điều ngược lại không đúng tức là hệ số tương quan tuyến tính bằng 0 không có nghĩa chúng là độc lập, điều ngược lại chỉ đúng cho các phân phối chuẩn.

(3) Giá trị của nó phụ thuộc vào các quan sát ngoại lai (outliner) và vì vậy có thể cung cấp thông tin sai lệch về mối quan hệ thực sự giữa các biến ngẫu nhiên.

(4) Hệ số tương quan tuyến tính chỉ bất biến trong trường hợp sự thay đổi của các biến là tuyến tính, điều này không đúng nếu như sự thay đổi của các biến là phi tuyến, chẳng hạn như biến đổi logarit - được sử dụng thường xuyên trong kinh tế học và tài chính.

(5) Khi phương sai tỷ suất sinh lợi tiến đến vô hạn, tức khi có các sự kiện đặc biệt mạnh thường xảy ra, hệ số tương quan tuyến tính giữa những tỷ suất sinh lợi này là không xác định.

(6) Hệ số tương quan tuyến tính đo lường sự phụ thuộc tuyến tính trung bình cho cả dãy biến ngẫu nhiên và vì vậy nó sẽ cung cấp ở mức tốt nhất thông tin về mức độ phụ thuộc chứ không phải là cấu trúc phụ thuộc giữa các biến.

Nếu hai biến ngẫu nhiên không tuân theo quy luật phân phối chuẩn, chúng ta có thể sử dụng hệ số tương quan hạng Spearman – lấy theo tên của Charles Spearman. Đây là một phương pháp phân tích phi tham số. Hệ số này được ước tính bằng cách biến đổi hai biến ngẫu nhiên ban đầu thành thứ bậc, và xem độ tương quan giữa hai dãy số thứ bậc đó. Một phương pháp phân tích phi tham số khác là hệ số tương quan hạng Kendall. Hệ số Kendall dùng để đo mức độ tương ứng giữa các cặp giá trị song hành của cặp biến ngẫu nhiên. Chúng ta có thể dễ dàng tính toán được các hệ số tương quan này, tuy nhiên có thể nhận thấy hai cặp biến ngẫu nhiên có hệ số tương quan bằng nhau nhưng có thể có cấu trúc phụ thuộc khác nhau, bởi vậy các hệ số tương quan không phải là lựa chọn tối ưu cho nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc. Vậy phương pháp nào phù hợp để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC, đặc biệt là khi có khủng hoảng? Những cuộc khủng hoảng tài chính hay các biến cố đuôi dưới thường gây ra những biến động lớn cho TTTC thế giới (gây ra sự rớt giá mạnh và tăng đột biến độ biến động của thị trường) dẫn đến những thay đổi về cấu trúc của thị trường. Trong trường hợp này phương pháp lý thuyết giá trị cực trị (Extreme Value Theory - EVT) thường được sử dụng (xem Jan và các c.s (2004), Haan và c.s (2006)). Tuy nhiên, Longin và Solnik (2001) đã chỉ ra hạn chế của phương pháp EVT là phương pháp EVT "không thể giúp xác định xem một quá trình sinh ra lợi suất cho trước có thể tái tạo tương quan vượt ngưỡng bất đối xứng cực trị được quan sát thấy trong dữ liệu hay không". Một phương pháp khác, hiện đại, tiện lợi và có nhiều ưu điểm hiện nay được sử dụng rất nhiều để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên là phương pháp copula. Ý tưởng về phương pháp copula được đưa ra bởi Sklar năm 1959. Lý thuyết về copula được tổng hợp và mô tả chi tiết nhờ Nelsen (2006).

Cherubini (2004) cũng mang đến cho chúng ta những kiến thức khá đầy đủ về copula và ứng dụng trong tài chính. Trong thống kê, copula là hàm nối các phân phối biên duyên để khôi phục lại hàm phân phối đồng thời. Các hàm copula khác nhau thì mô tả cấu trúc phụ thuộc khác nhau giữa các biến. Trong mô hình copula, nhiệm vụ chính là chọn ra một hàm copula phù hợp và thủ tục ước lượng tương ứng. Dowd (2008) đã nêu nhiều ưu điểm của copula. Patton (2012) đã tổng kết quá trình phát triển và ứng dụng của phương pháp copula trong phân tích chuỗi thời gian tài chính và kinh tế, trong đó có nhắc đến nhiều công trình nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc sử dụng phương pháp copula. Hiện nay, phương pháp copula được sử dụng phổ biến trong nhiều lĩnh vực của thống kê ứng dụng như: bảo hiểm, tài chính, xây dựng dân dụng, y học, nghiên cứu khí hậu, nông nghiệp… và đem lại nhiều kết quả tốt. Frees và Valdez (1998) đã tổng kết ngắn gọn lý thuyết về copula, bao gồm định nghĩa, tính chất, một số họ copula, vai trò của copula trong mô tả mối liên hệ giữa các biến ngẫu nhiên, khẳng định sự phát triển của ứng dụng copula trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc. Tác giả cũng mô tả quy trình ước lượng copula với số liệu cho trước. Chúng ta có thể tổng kết một số ưu điểm và hạn chế của từng phương pháp trong tổng quan về phương pháp nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc như trong Bảng 1.1 sau đây.

Bảng 1.1. Một số ưu điểm và hạn chế của một số phương pháp nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc

Phương pháp	Ưu điểm	Hạn chế
Phương pháp hồi quy tuyến tính	- Kỹ thuật đơn giản.	- Dạng mô hình phụ thuộc giữa các cặp lợi suất tài chính thường không tuyến tính. - Thường không thỏa mãn các điều kiện của mô hình.
Phương pháp lý thuyết giá trị cực trị	- Giúp mô tả được các sự kiện ở đuôi của phân phối.	- Không mô tả được cấu trúc phụ thuộc ở các phần còn lại, ngoài đuôi phân phối.
Phương pháp copula	- Mô tả được cấu trúc phụ thuộc (thông qua dạng hàm copula) và mức độ phụ thuộc (thông qua các độ đo rủi ro).	- Kỹ thuật phức tạp, khó khăn khi mô tả cấu trúc phụ thuộc ở số chiều từ 3 trở lên.
Phương pháp hồi quy phân vị	- Mô tả được bức tranh chi tiết về sự phụ thuộc theo từng trạng thái của biến phụ thuộc.	- Các giả thiết của mô hình hồi quy phân vị khó được thỏa mãn với số liệu thực tế. Mất nhiều thao tác thực hiện.

Nguồn: Tổng kết của tác giả

Trong luận án này, do thực hiện tổng quan nghiên cứu và điều kiện hạn chế về mặt thu thập số liệu, tác giả nhận thấy các TTTC thường được xuất hiện trong các nghiên cứu thực nghiệm là TTCK và TTNH. Với số lượng quan sát lớn, giúp cho quá trình phân tích thực nghiệm có được kết quả thuyết phục và thuận tiện về yêu cầu kỹ thuật của các mô hình kinh tế lượng. Do đó, trong luận án này, tác giả tập trung nghiên cứu:

- Cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK một số nước khác.

- Cấu trúc phụ thuộc giữa TTNH và TTCK Việt Nam.

Do đó, các phần tổng quan sau đây sẽ tập trung vào hai nội dung nghiên cứu được đề cập ở trên.

1.3.1. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán một nước và thị trường chứng khoán các nước khác

Gần đây, có nhiều nghiên cứu về sự liên kết giữa các TTCK trên phạm vi toàn cầu. Các nghiên cứu tập trung mô tả lợi nhuận của đa dạng hóa DMĐT thông qua việc đầu tư trên TTCK nhiều quốc gia. Một kiểu nghiên cứu là quan hệ cân bằng dài hạn giữa chỉ số chứng khoán nhiều nước trên thế giới, chẳng hạn như Ahlgren và Antell (2002), Taihai và các c.s (2004), Narayan và Smyth (2005) và D'Ecclesia và Costantini (2006) nghiên cứu sự liên kết giữa các TTCK các nước phát triển, trong khi Wong và các c.s (2004) và Valadkhani và các c.s (2008) nghiên cứu mối liên hệ giữa các TTCK Châu Á với các nước phát triển. Các nghiên cứu này nói chung đã chỉ ra rằng thị trường các nước phát triển ngày càng hội nhập, đồng thời các thị trường mới nổi thì ngày càng hội nhập với các thị trường phát triển. Cụ thể hơn, Ahlgren và Antell (2002) sử dụng bộ số liệu gồm các chỉ số TTCK đóng cửa cuối tháng của Phần Lan, Pháp, Đức, Thụy Sĩ, Anh và Mỹ, từ tháng 1/1980 đến tháng 2/1997. Nhờ kiểm định đồng tích hợp hợp lý tối đa Johansen (ML) và tỷ lệ hợp lý (LR), các tác giả chỉ ra rằng giá chứng khoán giữa các nước không có quan hệ đồng tích hợp. Taihai và các c.s (2004) nghiên cứu chỉ số giá chứng khoán theo tháng của các nước nhóm G7, từ tháng 3/1978 đến tháng 12/1997 bằng mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vectơ (VECM). Kết quả của kiểm định đồng tích hợp cho thấy có một xu hướng I(2) và hai xu hướng I(1) giữa các chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán. Cũng sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vectơ (VECM), D'Ecclesia và Costantini (2006) nghiên cứu dữ liệu chỉ số chứng khoán theo tháng của Mỹ, Anh, Nhật Bản và Canada trong giai đoạn từ 1978 đến 2002. Kết quả cho thấy tồn tại quan hệ cân bằng dài hạn giữa chỉ số chứng khoán các nước. Narayan và Smyth (2005) lại nghiên cứu

chỉ số chứng khoán theo tháng của New Zealand và các nước nhóm G7 nhờ các kiểm định đồng tích hợp của Johansen, Gregory và Hansen. Kiểm định Johansen cho thấy không có quan hệ cân bằng dài hạn giữa chỉ số chứng khoán New Zealand với bất kỳ chỉ số chứng khoán nước nào khác. Kiểm định Gregory và Hansen chỉ ra rằng chỉ số chứng khoán New Zealand có quan hệ đồng tích hợp với chỉ số chứng khoán Mỹ nhưng không có quan hệ đồng tích hợp với chỉ số chứng khoán các nước còn lại. Kiểm định đồng tích hợp còn được Wong và các c.s (2004) sử dụng để phân tích các chỉ số chứng khoán theo tuần của một số TTCK của Mỹ, Anh, Nhật Bản, Malaysia, Thái Lan, Hàn Quốc, Đài Loan, Singapo và Hồng Kông, từ 1/1/1981 đến 31/12/2002, để đưa ra nhận định rằng có sự biến động cùng lúc giữa một số thị trường. Và sự phụ thuộc giữa các thị trường ngày càng gia tăng sau khủng khoảng TTCK năm 1987 và khủng hoảng tài chính Châu Á năm 1997. Ngoài các phương pháp trên, Valadkhani và các c.s (2008) còn sử dụng phương pháp thành phần chính và hợp lý tối đa trên bộ số liệu gồm các chuỗi lợi suất chỉ số TTCK theo tháng của 13 nước (Úc, Đức, Hồng Kông, Indonesia, Nhật Bản, Hàn Quốc, Malaysia, Philippin, Singapo, Đài Loan, Thái Lan, Anh và Mỹ) giai đoạn từ tháng 12/1987 đến tháng 4/2007. Kết quả phân tích nhân tố cho thấy bằng chứng rằng chuỗi lợi suất một số nước châu Á có tương quan chặt chẽ với nhau, và chuỗi lợi suất một số nước phát triển cũng có tương quan chặt chẽ với nhau.

Trong các mối quan hệ giữa các TTCK, có một hình thái ngày càng được nhiều nghiên cứu nhắc đến là cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường.

Trong các phương pháp nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC, phương pháp copula đã được chỉ ra là có nhiều ưu điểm và đưa đến kết quả tốt. Một số nghiên cứu gần đây sử dụng phương pháp copula để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK một nước và TTCK các nước khác. Chẳng hạn, Bartram và các c.s (2007), Turgutly và Ucer (2010), Boubaker và Salma (2011, 2012). Cụ thể, Bartram và các c.s (2007) nghiên cứu 17 chỉ số TTCK khu vực Châu Âu giai đoạn 1994–2003 bằng mô hình copula động và nhận được kết quả là chỉ có sự phụ thuộc giữa các thị trường lớn mạnh tăng lên sau khi có đồng tiền chung ra đời, như Pháp, Đức, Ý, Hà Lan và Tây Ban Nha. Mô hình kết hợp các copula Gauss, Gumbel and Gumbel survival được Turgutly và Ucer (2010) sử dụng để nghiên cứu các chỉ số TTCK theo tháng của 3 thị trường lớn mạnh hàng đầu (Mỹ, Anh, Nhật Bản) và 9 TTCK mới nổi (Hy Lạp, Thổ Nhĩ Kỳ, Achentina, Braxin, Mehico, Malaysia, Hàn Quốc, Philippin và Thái Lan), từ tháng 1/1988 đến tháng 8/2006. Các tác giả nhận thấy không có cặp chỉ số TTCK nào thể hiện cấu trúc phụ thuộc đuôi trên. Các cặp chỉ số đều thể hiện cấu

trúc phụ thuộc đuôi dưới. Các thị trường mới nổi khu vực châu Âu đều có cấu trúc phụ thuộc với các thị trường hàng đầu thế giới. Vẫn bằng phương pháp copula, Boubaker và Salma (2011) nghiên cứu chỉ số chứng khoán S&P 500 và 15 chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán khác trong thời kỳ trước và trong khủng hoảng nợ dưới chuẩn và cho thấy có bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa giữa các thị trường sau khi xảy ra khủng hoảng tài chính toàn cầu sử dụng các tham số phụ thuộc đo bởi các tham số của copula. Một năm sau đó, Boubaker và Salma (2012) tiếp tục nghiên cứu 17 chỉ số TTCK châu Âu giai đoạn 2007-2011 để chỉ ra rằng có bằng chứng về sự phụ thuộc giữa các thị trường. Sự phụ thuộc giữa các thị trường lớn lại yếu đi sau khi có khủng hoảng tiền tệ tại Hy Lạp.

Một số nghiên cứu khác thì sử dụng phương pháp hồi quy phân vị để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các biến tài chính như Chuang và các c.s (2009), Lee và Li (2012), Baur (2013). Chẳng hạn, nghiên cứu của Baur (2013) đã ứng dụng phương pháp hồi quy phân vị để xử lý 3 bộ số liệu chuỗi thời gian tài chính khác nhau: TTNH, thị trường hàng hóa và TTCK; và chứng minh có sự khác nhau đáng kể trong cấu trúc phụ thuộc của các lớp tài sản này theo thời gian. Tác giả còn phân tích số liệu của 54 TTCK thế giới để chứng tỏ rằng thông tin chi tiết về cấu trúc phụ thuộc là rất quan trọng để có được lợi nhuận từ việc đa dạng hóa DMĐT cả khi thị trường hoạt động bình thường và khi thị trường khủng hoảng. Mỗi mô hình được ước lượng tại 99 mức phân vị, để đưa đến một bức tranh chi tiết về cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC: Sự phụ thuộc giữa các đồng tiền các nước tăng lên sau khi có sự ra đời của đồng tiền chung châu Âu; Sự phụ thuộc giữa các hàng hóa tăng lên sau khi diễn ra quá trình tài chính hóa (financialization); Sự phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thị trường tăng lên sau khi diễn ra khủng hoảng tài chính toàn cầu giai đoạn 2007-2008. Baur (2013) đã chỉ ra được bằng chứng của hiệu ứng lan tỏa. Có nhiều thị trường mới nổi thể hiện cấu trúc phụ thuộc ở những mức phân vị cao trong thời kỳ khủng hoảng tài chính, điều này sẽ không nhận thấy khi sử dụng hồi quy thông thường. Điều này cho thấy rằng hiệu ứng lan tỏa cũng diễn ra khi các thị trường ở trạng thái tốt, tức là hoàn toàn có thể thu được lợi nhuận thông qua đa dạng hóa DMĐT quốc tế với rổ các tài sản của các thị trường phụ thuộc đuôi phải. Bên cạnh đó, Baur (2013) còn chỉ ra rằng cấu trúc phụ thuộc của các nước công nghiệp nhỏ và các nước mới nổi có sự thay đổi đáng kể. Còn tại các nước công nghiệp lớn lại không thay đổi.

Phương pháp hồi quy phân vị còn được sử dụng nghiên cứu TTTC về quản trị rủi ro thông qua việc tính toán giá trị rủi ro (Value at Risk) như Engle và Manganelli (2004); để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các biến tài chính như Bassett và Chen (2001).

Một hình thái về cấu trúc phụ thuộc cũng thường được đề cập đến trong nhiều nghiên cứu là hiệu ứng lan tỏa giữa các thị trường khi có khủng hoảng, hay khi xảy ra một sự kiện tài chính như sự ra đời đồng tiền chung châu Âu, hay khủng hoảng nợ công ở Hy Lạp… Khái niệm về hiệu ứng lan tỏa (contagion) là sự thay đổi của sự thay đổi cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC thời kỳ khủng hoảng so với thời kỳ thị trường bình ổn. Nghiên cứu hiệu ứng lan tỏa, có thể sử dụng độ đo sự phụ thuộc tuyến tính như Baig and Goldfajn (1999), Forbes và Rigobon (2002), sử dụng các đồng vượt ngưỡng như Bae và các c.s (2003), Baur và Schulze (2005), sử dụng copula như Rodriguez (2007), hoặc hồi quy phân vị như Baur (2013).

1.3.2. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối một nước

Tổng quan tài liệu về nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc liên quan đến TTNH, tác giả tìm thấy các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các đồng ngoại tệ, như Vandna và c.s (2012), Chokethaworn và các c.s (2013), Patton (2006).

Còn vấn đề nghiên cứu mối quan hệ giữa tỷ giá và chứng khoán đã được thực hiện cho nhiều quốc gia sử dụng nhiều kỹ thuật khác nhau, và cũng đưa đến nhiều kết quả khác nhau. Đã có nhiều nghiên cứu cả về mặt lí thuyết và thực nghiệm về mối quan hệ và sự vận động cùng nhau giữa TTCK và thị trường ngoại tệ.

Về mặt lý thuyết: Các lý thuyết kinh tế học có 2 cách tiếp cận khác nhau về sự phụ thuộc giữa giá chứng khoán và tỷ giá, gọi là hướng tiếp cận "hướng đến dòng chảy tiền tệ" (flow-oriented) và hướng tiếp cận "hướng đến chứng khoán" (stock oriented) (trích dẫn theo Nguyễn Thị Liên Hoa và c.s (2014)). Tất cả những cách tiếp cận này chỉ rõ rằng TTCK tác động đến tỷ giá và ngược lại.

Đầu tiên, theo hướng tiếp cận "hướng đến dòng chảy tiền tệ" cho rằng sự thay đổi của tỷ giá ảnh hưởng đến mức độ cạnh tranh quốc tế và cán cân thương mại. Về mặt lý thuyết, sự thay đổi của tỷ giá sẽ ảnh hưởng đến sản lượng đầu ra và cuối cùng là vị thế cạnh tranh của các công ty. Nếu một công ty có vị thế canh tranh tốt hơn sẽ có tác động tích cực trực tiếp lên giá chứng khoán, bởi vì giá chứng khoán thể hiện dòng tiền mặt tương lai của công ty. Việc đồng nội tệ giảm giá sẽ giúp gia tăng lợi thế cạnh tranh của các công ty trong nước do hàng hóa xuất khẩu của họ sẽ rẻ hơn trong giao thương quốc tế. Kết quả là, sẽ có một mối tương quan dương giữa giá chứng khoán và tỷ giá.

Còn cách tiếp cận "hướng đến chứng khoán" thì thường xem xét đến các mô hình cân bằng danh mục, trong đó sẽ xem xét một danh mục đã được đa dạng hóa ở

mức độ quốc tế. Những mô hình này cho rằng sự biến động của tỷ giá sẽ ảnh hưởng đến cân bằng cung cầu của các tài sản tài chính nội địa và quốc tế. Do đó, theo cách tiếp cận này thì một sự gia tăng trong giá cả chứng khoán nội địa sẽ làm cho đồng nội tệ tăng giá bởi vì nhu cầu của các nhà đầu tư đối với nội tệ gia tăng để mua chứng khoán nội địa. Khi giá chứng khoán giảm sẽ làm giảm sự giàu có của các nhà đầu tư địa phương, dẫn đến làm giảm nhu cầu của họ về tiền tệ. Các ngân hàng sẽ phản ứng bằng cách giảm lãi suất, mà việc lãi suất giảm sẽ không có sức hấp dẫn đối với các dòng vốn, kết quả là nhu cầu đồng nội tệ giảm và vì vậy đồng nội tệ giảm giá. Bởi vì tài sản trong nước và tài sản nước ngoài không có sự thay thế hoàn hảo trong DMĐT hiệu quả cân bằng, khi các nhà đầu tư điều chỉnh tỷ lệ giữa tài sản nội địa và nước ngoài trong danh mục của họ để đối phó với sự thay đổi điều kiện kinh tế, tỷ giá cũng sẽ phải thay đổi theo. Vì vậy, cách tiếp cận "hướng đến chứng khoán" này sẽ cho thấy mối quan hệ ngược chiều nhau giữa giá chứng khoán và tỷ giá.

Về mặt thực nghiệm: Nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ tương tác và nhân quả giữa giá chứng khoán và tỷ giá đã đưa ra nhiều kết quả khác nhau (tương quan dương, tương quan âm, tồn tại quan hệ nhân quả và không tồn tại quan hệ nhân quả, quan hệ nhân quả một chiều, ...).

Từ quan điểm vi mô, đồng nội tệ tăng giá có thể làm cho các công ty xuất khẩu gặp bất lợi trong cạnh tranh, dẫn đến giá chứng khoán của các công ty này giảm, cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa tỷ suất sinh lợi chứng khoán và tỷ giá. Mặt khác, các công ty nhập khẩu có thể hưởng lợi từ việc đồng nội tệ tăng giá, cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa hai thị trường này. Từ quan điểm vĩ mô, nếu lãi suất nội tệ cao tương đối so với phần còn lại của thế giới, nhu cầu nội tệ sẽ cao hơn làm cho đồng nội tệ tăng giá. Trong khi đó, lãi suất cao hơn cũng sẽ làm gia tăng chi phí vay mượn của các công ty nội địa, làm cho giá chứng khoán giảm. Điều này cho thấy mối quan hệ ngược chiều giữa hai thị trường này.

Một số nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa TTCK và thị trường ngoại tệ có thể được nhắc đến như Solnik (l987), Jorion (l99l), Roll (l992), Neih và Lee (2001), Aloui (200l), Yang và Doong (2004), Phylaktis và Ravazzolo (2005), Pan và các c.s (2007), Zhao (2010), Diamandis và Drakos (2011).

Cụ thể, sử dụng phương pháp ước lượng bình phương tối thiểu (OLS), Solnik (l987) đã tìm thấy mối quan hệ dương ở mức yếu giữa tỷ giá và chứng khoán khi sử dụng dữ liệu theo tháng nhưng mối quan hệ lại ngược chiều khi sử dụng dữ liệu theo quý cho 8 quốc gia phương Tây: Canada, Pháp, Đức, Nhật Bản, Hà Lan, Thụy Sĩ,

Anh, và Mỹ; tỷ giá theo euro của các đồng tiền trong 1 tháng và 3 tháng. Giai đoạn nghiên cứu từ tháng 7/1973 đến tháng 12/1983. Tác giả tìm thấy kết quả là sau tháng 10/1979, tỷ giá hối đoái thực bị ảnh hưởng mạnh mẽ bởi lãi suất. Có mối tương quan dương giữa lợi suất chứng khoán và tỷ giá đặc biệt là giai đoạn sau năm 1979. Jorion (l99l) cho rằng sự thay đổi của tỷ giá sẽ không có tác động có thể dự báo được đến biến động của tỷ suất sinh lợi chứng khoán khi sử dụng lý thuyết định giá chênh lệch (Arbitrage Pricing Theory - APT) hai nhân tố và đa nhân tố để phân tích dữ liệu về chỉ số chứng khoán và ngoại hối của nước Mỹ giai đoạn từ tháng 1/1971 đến tháng 12/1987. Trong khi đó, những nghiên cứu khác sử dụng độ đo là hệ số tương quan của Roll (l992) khi nghiên cứu tác động của tỷ giá theo đồng Đôla Mỹ đến chỉ số TTCK của 24 quốc gia lại cho rằng tồn tại mối tương quan mạnh giữa sự thay đổi tỷ giá và biến động trên TTCK. Neih và Lee (2001) đã kiểm tra mối quan hệ động giữa giá chứng khoán và tỷ giá của các quốc gia G7 từ 1/10/1993 đến 15/2/1996 trên số liệu về giá đóng cửa hàng ngày của chỉ số TTCK và tỷ giá hối đoái theo USD của nhóm các nước G7. Nhờ kiểm định đồng tích hợp và mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vectơ, các tác giả chỉ ra rằng không tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa chỉ số TTCK và ngoại hối tại các nước này. Còn mối quan hệ cân bằng trong ngắn hạn chỉ tìm thấy tại một số nước trong nhóm, chẳng hạn tỷ giá giảm thường kéo TTCK Đức đi xuống, nhưng lại đẩy TTCK ngày hôm sau của Canada và Anh đi lên. Tuy nhiên, khi giá chứng khoán tăng lại thường làm giảm giá ngoại hối ngày hôm sau ở Ý và Nhật Bản. Còn tại Mỹ, không tìm thấy mối quan hệ cân bằng giữa giá chứng khoán và giá trị đồng đô la cả trong ngắn hạn và dài hạn. Aloui (200l) nghiên cứu hiệu ứng lan tỏa và nhân quả giữa TTCK và TTNH của Mỹ và một vài quốc gia khu vực châu Âu trong giai đoạn trước khi đồng Euro ra đời và sau khi đồng Euro ra đời, bằng cách sử dụng mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy tổng quát dạng mũ (Exponential Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic - EGARCH) đa biến. Dữ liệu được nghiên cứu là giá đóng cửa hàng ngày của tỷ giá theo đô là Mỹ và chỉ số TTCK 5 nước (Pháp, Ý, Đức, Bỉ, Mỹ) giai đoạn từ 28/12/1990 đến 10/02/2005. Kết quả là có hiệu ứng lan tỏa và quan hệ nhân quả của tỷ giá đến giá chứng khoán khi có sự ra đời của đồng Euro. Tuy nhiên giá chứng khoán không có tác động đến tỷ giá trong cả hai thời kỳ trước và sau khi có đồng Euro. Với cùng chủ đề, Yang và Doong (2004) đã nghiên cứu sự bất đối xứng trong hiệu ứng lan tỏa giữa giá chứng khoán và tỷ giá đối với bảy nước công nghiệp lớn trong giai đoạn 01/05/1979 đến 01/01/1999 bằng cách sử dụng mô hình tự hồi quy dạng vectơ (VAR) và mô hình EGARCH đa biến; kết quả cho thấy có hiệu ứng lan tỏa độ biến động dạng bất đối xứng và sự biến động của chỉ số giá TTCK có ảnh

hưởng đến sự biến động của tỷ giá trong tương lai, nhưng sự biến động của tỷ giá ít có tác động trực tiếp hơn đến sự biến động chỉ số giá TTCK trong tương lai. Một hướng khác, Phylaktis và Ravazzolo (2005) đã nghiên cứu mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa giá chứng khoán và tỷ giá sử dụng phương pháp đồng liên kết và kiểm định nhân quả Granger đa biến đối với các quốc gia vùng vịnh Thái Bình Dương. Cụ thể là, chỉ số chứng khoán 5 nước khu vực Thái Bình Dương và tỷ giá đồng tiền mỗi nước với đồng đô la Mỹ: Malaysia và Thái Lan: từ tháng 1/1980 đến tháng 12/1998; Hồng Kông: từ tháng 1/1981 đến tháng 12/1998; Philippin: từ tháng 5/1986 đến tháng 12/1998; Singapo: từ tháng 1/1990 đến tháng 12/1998. Kết quả cho thấy chỉ số TTCK Mỹ là một biến nguyên nhân quan trọng trong quan hệ nhân quả. Giá chứng khoán và tỷ giá có mối quan hệ cùng chiều.

Pan và các c.s (2007) đã sử dụng kiểm định nhân quả Granger, mô hình tự hồi quy dạng vectơ, phân rã phương sai, phân tích hàm phản ứng để kiểm tra mối quan hệ động giữa tỷ giá và giá chứng khoán của 7 quốc gia châu Á, bao gồm Hồng Kông, Nhật Bản, Hàn Quốc, Malaysia, Singapo, Đài Loan và Thái Lan từ 1/1988 đến 10/1998. Kết quả là có mối quan hệ nhân quả có ý nghĩa thống kê đối với Hồng Kông, Nhật Bản, Malaysia và Thái Lan thời kỳ trước khủng hoảng. Các tác giả tìm thấy bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ nhân quả từ tỷ giá hối đoái đến chỉ số chứng khoán các nước Hồng Kông, Nhật Bản, Malaysia, và Thái Lan trước khi xảy ra khủng hoảng tài chính Châu Á năm 1997. Có quan hệ nhân quả từ TTCK đến TTNH các nước Hồng Kông, Hàn Quốc, Singapo. Không có nước nào thể hiện quan hệ nhân quả từ TTCK đến TTNH trong giai đoạn diễn ra khủng hoảng Châu Á, nhưng lại có quan hệ nhân quả từ TTNH đến TTCK, trừ Malaysia. Zhao (2010) sử dụng dữ liệu theo tháng từ năm 1991 đến năm 2009 để kiểm tra hiệu ứng động giữa giá chứng khoán và tỷ giá ở Trung Quốc bằng cách sử dụng mô hình VAR và GARCH. Kết quả cho thấy không tồn tại quan hệ cân bằng dài hạn giữa tỷ giá hối đoái thực của đồng Nhân dân tệ theo đô la Mỹ và giá chứng khoán Trung Quốc. Tồn tại hiệu ứng lan tỏa hai chiều giữa hai thị trường, tức là những biến động trong quá khứ trên TTCK có tác động đến độ biến động trong tương lai của TTNH và ngược lại. Diamandis và Drakos (2011) phân tích mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán cũng như là ảnh hưởng của các cú sốc ngoại sinh đối với bốn quốc gia, bao gồm Achentina, Braxin, Chile và Mehico sử dụng kĩ thuật đồng liên kết và kiểm định nhân quả Granger. Dữ liệu theo tháng từ tháng 1/1980 đến tháng 2/2009 cho 4 nước châu Mỹ La tinh: Achentina, Braxin, Chile và Mehico, về tỷ giá theo đô la Mỹ và chỉ số TTCK. Kết quả là Không có mối quan hệ

dài hạn có ý nghĩa thống kê giữa giá chứng khoán và tỷ giá ở từng quốc gia. Tuy nhiên, sau khi kết hợp với TTCK Mỹ, kết quả lại cho thấy giá chứng khoán và tỷ giá có mối quan hệ cùng chiều với TTCK Mỹ tạo điều kiện thuận lợi cho việc truyền tải giữa tỷ giá và chứng khoán ở những quốc gia này.

Trong khi có nhiều nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK quốc tế và một số nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các tỷ giá bằng hàm copula, thì vẫn có rất ít nghiên cứu sử dụng copula để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK và TTNH. Gần đây, Ning (2010), đã nghiên cứu sự biến động cùng nhau giữa TTCK và TTNH của các quốc gia châu Âu bằng cách mô hình hóa cấu trúc phụ thuộc sử dụng phương pháp copula. Tác giả sử dụng dữ liệu theo tháng của lợi suất chứng khoán Canada và lợi suất tỷ giá USD/CAD giai đoạn từ tháng 1/1995 đến tháng 12/2006. Tác giả đã tìm thấy rằng có sự phụ thuộc đuôi đối xứng giữa các cặp tỷ giá và chứng khoán ở cả hai giai đoạn và sau khi đồng EUR ra đời, và phát hiện thấy cấu trúc phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới giữa hai lớp tài sản này.

1.4. Tổng quan các nghiên cứu liên quan đến Việt Nam

1.4.1. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường chứng khoán các nước khác

Mặc dù có rất nhiều các nghiên cứu về sự liên kết giữa các thị trường, nhiều thị trường mới nổi, trong đó có Việt Nam vẫn còn chưa được "khám phá", và do đó đây chính là khoảng trống nghiên cứu mà luận án lựa chọn. Việc nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK thế giới là cần thiết và hữu ích vì TTCK Việt Nam được xếp vào nhóm thị trường mới nổi, nên có thể không bị ảnh hưởng bởi các thị trường khác, đây là cơ hội để các nhà đầu tư đa dạng hóa DMĐT. Hơn nữa, theo quan điểm về thị trường mới nổi, Việt Nam là thị trường giàu tiềm năng, thu hút vốn đầu tư trong và ngoài nước. Bởi vậy, các thông tin về cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK các nước khác được nhiều nhà tham gia trên thị trường mong đợi. Ngoài ra trong thời kỳ hội nhập kinh tế quốc tế, việc đa dạng hóa DMĐT trên thị trường toàn cầu nhằm giảm thiểu rủi ro là có thể, và những thông tin về cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC phạm vi quốc tế đáp ứng phần nào nhu cầu thông tin cho nhà đầu tư và nhà hoạch định chính sách.

Theo tìm hiểu của tác giả, đã có một số nghiên cứu về vấn đề này, có liên quan đến TTCK Việt Nam. Đó là, Wang (2011) đã xây dựng mô hình EGARCH 2 biến của hệ số tương quan có điều kiện động để chứng tỏ trong giai đoạn từ 2006 đến 2009 TTCK Trung Quốc mang đến nhiều rủi ro của quá trình lan tỏa (contagion) tới

thị trường Việt Nam hơn so với TTCK Mỹ, và những ảnh hưởng này mạnh mẽ hơn sau cuộc khủng hoảng thế chấp. Đồng thời, tác giả đưa ra lời khuyên cho nhà đầu tư nên quan tâm đến tình hình tài chính không chỉ trong nước mà của cả các nước láng giềng. Hay Chang và c.s (2010) đã sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số vượt ngưỡng và mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy tổng quát (GARCH) để nghiên cứu mối quan hệ giữa TTCK Việt Nam và các đối tác thương mại chính là Mỹ, Nhật Bản, Singapo và Trung Quốc. Kết quả cho thấy, TTCK Việt Nam bị tác động bởi thị trường Nhật Bản và Singapo. Độ biến động trên TTCK Việt Nam và các nước có tác động bất đối xứng. Kết quả này gợi ý các nhà đầu tư cá nhân và các tổ chức tài chính nên giữ các DMĐT dài hạn trên TTCK Việt Nam. Ngoài ra, Nguyễn Phúc Cảnh và các c.s (2016) đã nghiên cứu tác động lan tỏa của TTCK Trung Quốc đối với thị trường chứng khoán của 6 nước trong khu vực Đông Nam Á bao gồm Inđônêsia, Malaysia, Philipin, Singapo, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2015. Thông qua việc sử dụng mô hình tự hồi quy dạng vectơ, hàm phản ứng và phân rã phương sai cho dữ liệu chuỗi thời gian theo ngày, kết quả cho thấy TTCK Trung Quốc có tác động lan tỏa đến các thị trường 6 nước ASEAN, và tác động lan tỏa có độ trễ từ 2 đến 3 ngày.

Một nghiên cứu gần đây của Cường và các c.s (2012) thường được đề cập khi nhắc đến nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK thế giới và TTCK Việt Nam. Sử dụng phương pháp EVT và copula, Cường và các c.s (2012) đã phân tích cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và 17 TTCK khác trong giai đoạn 2002-2009. Kết quả cho thấy TTCK Việt Nam có xu hướng giảm cùng các TTCK Trung Quốc, Hồng Kông, Nhật Bản, Malaysia, Philipin, Thái Lan, Thụy Sĩ và Mỹ. Các tác giả nhấn mạnh tầm quan trọng của việc sử dụng phương pháp copula trong kiểm tra cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK. Ý tưởng này cũng được nhắc đến trong hướng nghiên cứu tiếp theo của Mạnh (2014): "Mở rộng nghiên cứu sự phụ thuộc của TTCK và các thị trường khác trong nước, giữa TTCK Việt Nam và các thị trường ở khu vực và quốc tế".

Tác giả có thể đưa ra một số nhận định về điểm khác biệt của luận án này với nghiên cứu của Cường và các c.s (2012) như trong Bảng 1.2 sau đây.

Bảng 1.2. So sánh ý tưởng của luận án với nghiên cứu của Cường và các c.s (2012)

Vấn đề		Ý tưởng nghiên cứu của Cường (2012)	Ý tưởng nghiên cứu của tác giả
Nội dung nghiên cứu		- Cấu trúc phụ thuộc từng cặp giữa các chuỗi lợi suất chỉ số TTCK thế giới (Inđônêsia, Malaysia, Philipin, Singapo, Thái Lan, Trung Quốc (Thâm Quyến), Hồng Kông, Nhật Bản, Hàn Quốc, Đài Loan, Úc, Pháp, Đức, Hà Lan, Thụy Sĩ, Anh, Mỹ (Dowjones, Nasdaq, NYSE)) và TTCK Việt Nam (VNindex)	- Cấu trúc phụ thuộc từng cặp giữa các chuỗi lợi suất chỉ số TTCK thế giới (Nhật Bản, Pháp, Anh, Hồng Kông, Inđônêsia, Úc, Singapo, Hàn Quốc, Đài Loan, Thượng Hải và Mỹ (Dowjones, Nasdaq, S&P500)) và TTCK Việt Nam (VNindex) - Cấu trúc phụ thuộc từng cặp giữa các chuỗi lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam (VNindex) và các cặp tỷ giá ngoại hối (AUD/VND, CAD/VND, USD/VND,…).
Phương pháp nghiên cứu		- Copula và lý thuyết giá trị cực trị.	- Copula và hồi quy phân vị. Mô hình hồi quy phân vị tương tự trong Baur (2013).
Giai đoạn và cách thức nghiên cứu	Giữa TTCK Việt Nam và TTCK thế giới	2002-2009, chưa bao gồm thời kỳ hậu khủng hoảng tài chính toàn cầu, không phân chia chuỗi số liệu để nghiên cứu từng giai đoạn, không đề cập đến hiệu ứng lan tỏa.	2004-2014, bao gồm thời kỳ khủng hoảng và hậu khủng hoảng tài chính toàn cầu, phân chia chuỗi số liệu để nghiên cứu từng phần để thấy sự thay đổi cấu trúc đồng thời cung cấp bằng chứng thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa giữa các TTCK
	Giữa TTCK Việt Nam và TTNH	Không nghiên cứu.	Từ 2007 đến 2015, không phân chia số liệu thành nhiều giai đoạn.

Nguồn: Phân tích của tác giả

1.4.2. Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam

Các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC nội địa đã được nghiên cứu cho một số nước trên thế giới, chủ yếu tại các nước phát triển, vấn đề này tại các nước đang phát triển, các nước mới nổi còn nhiều khoảng trống có thể thực hiện. Các nghiên cứu về vấn đề này tại Việt Nam mới dừng lại ở mức độ nghiên cứu mối quan hệ giữa các TTTC trong nước bằng phương pháp nghiên cứu lý thuyết hoặc sử dụng hệ số tương quan tuyến tính, hoặc mới bắt đầu áp dụng nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc bằng phương pháp copula nhưng chưa có hệ thống. Có thể nhắc đến một số nghiên cứu như Nguyệt và Thảo (2013), Nguyễn và Quyết (2013), Hoa và Hường (2014), Lộc (2014), Yến và Sơn (2014), Nga (2014), Thơ và Lam (2015). Một số phương pháp đã được các nghiên cứu trước sử dụng như kiểm định đồng tích hợp theo phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị phần dư Engle Granger trong Nguyệt và Thảo (2013) khi sử dụng dữ liệu theo tháng về Cung tiền, Lạm phát, Hoạt động kinh tế thực, Lãi suất, Tỷ giá hối đoái, Giá dầu, từ tháng 7/2000 đến tháng 9/2011. Từ đó, các tác giả cho rằng tỷ giá hối đoái có tương quan âm với TTCK (-): khi tỷ giá tăng (VND mất giá) 100 đồng/USD thì chỉ số VN-Index sụt giảm 16,672 điểm. Một phương pháp khác là sử dụng mô hình tự hồi quy dạng vectơ (VAR) cũng được Nguyễn và Quyết (2013) vận dụng với dữ liệu theo tháng từ tháng 10/2007 đến tháng 10/2012 tại TP.HCM về tỷ giá USD, lãi suất thị trường liên ngân hàng, chỉ số giá cổ phiếu. Kết quả cho thấy biến giá cổ phiếu có mối liên hệ với lãi suất và tỷ giá. Sự biến động tỷ giá hối đoái sẽ tạo ra các cú sốc tiêu cực đến giá cổ phiếu. Cũng sử dụng mô hình tự hồi quy dạng vectơ (VAR) cùng với mô hình phương sai thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát hóa (GARCH) đa biến, Thơ và Lam (2015) phân tích dữ liệu về chỉ số VNIndex và tỷ giá hiệu lực thực theo tháng từ tháng 07 năm 2000 đến tháng 12 năm 2013. Các tác giả thu được kết quả rằng không có mối quan hệ cân bằng dài hạn ổn định giữa tỷ giá hiệu lực thực VND và giá chứng khoán. Lan tỏa trong giá trị trung bình giữa TTNH và TTCK cũng không được tìm thấy trong giai đoạn nghiên cứu. Ngoài ra, bài nghiên cứu xem xét hiệu ứng lan tỏa bất ổn chéo giữa TTNH và TTCK sử dụng thống kê tỷ lệ hợp lý tối đa. Tồn tại hiệu ứng lan tỏa bất ổn hai chiều giữa hai thị trường, chỉ ra rằng những thay đổi ngoài kỳ vọng trong quá khứ trên TTCK có tác động lớn đến những bất ổn trong tương lai trên TTNH và ngược lại. Tương tự mô hình VAR, mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vectơ (VECM) được sử dụng trong Yến và Sơn (2014) để phân tích dữ liệu theo tháng về lạm phát, lãi suất, tỷ giá, cung tiền và chỉ số VNIndex từ tháng 01/2007 đến tháng 12/2012. Các tác giả tìm thấy tỷ giá có tương quan cùng chiều với

TTCK. Bên cạnh đó, Hoa và Hường (2014) nghiên cứu chỉ số đóng cửa hàng tháng của TTCK định danh bằng đồng tiền địa phương và tỷ giá hối đoái cho năm quốc gia mới nổi là Việt Nam, Singapore, Malaysia, Indonesia và Mexico trong giai đoạn từ tháng 1 năm 2005 đến tháng 12 năm 2013 bằng mô hình EGARCH chuyển đổi Markov. Kết quả nhận được là hệ số ước lượng của sự thay đổi tỷ giá hối đoái mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê với tất cả các thị trường, điều đó đưa đến kết luận rằng những biến động trên thị trường ngoại hối sẽ làm giảm lợi nhuận trên thị trường chứng khoán. Một cú sốc dương trong thị trường ngoại hối gần như dẫn lợi nhuận chứng khoán đến trạng thái bất ổn với giá trị thấp. Đó là xu hướng chung của tất cả các thị trường, tuy nhiên ở mỗi thị trường có tốc độ chuyển đổi trạng thái khác nhau. Xác suất chuyển đổi trạng thái của TTCK phụ thuộc vào mức độ thay đổi của tỷ giá hối đoái nhanh hay chậm. Cung cấp bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa biến động giữa TTNH và TTCK cho tất cả các thị trường trừ Malaysia. Các kết luận trên đã đáp ứng mục tiêu nghiên cứu của bài và phần nào khẳng định thêm rằng mối liên kết động giữa tỷ giá hối đoái và biến động TTCK có khác nhau giữa các quốc gia khác nhau về về vị trí địa lý, đặc điểm khu vực, đặc điểm quốc gia, đặc điểm chính trị và các chính sách kinh tế vĩ mô giữa các thị trường. Hay theo phương pháp truyền thống là sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đa biến, Lộc (2014) phân tích chuỗi giá, lợi nhuận trên mỗi cổ phiếu của 20 cổ phiếu niêm yết tại Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh, lãi suất cho vay, tỷ giá USD/VND, giá vàng và chỉ số giá tiêu dùng theo thời gian với tần suất theo quý trong giai đoạn từ 31/12/2006 đến 31/12/2012. Phương pháp này cũng giúp chỉ ra rằng tỷ giá USD/VND có tương quan cùng chiều với sự thay đổi giá của các cổ phiếu.

Trong các nghiên cứu về chủ đề này, đáng chú ý có luận văn thạc sĩ của Nga (2014). Luận văn này nghiên cứu sự biến đổi cùng nhau giữa TTCK và TTNH của năm quốc gia gồm Mỹ, Châu Âu, Nhật Bản, Trung Quốc, Việt Nam, bằng cách mô hình hóa trực tiếp cấu trúc phụ thuộc sử dụng các hàm copula. Dữ liệu được sử dụng trong luận văn là dữ liệu theo ngày của TTCK và TTNH của năm quốc gia gồm Mỹ, Châu Âu, Nhật Bản, Trung Quốc, Việt Nam từ 28/7/2000 đến 30/09/2014. Dữ liệu nghiên cứu trong luận văn được chia thành hai thời kỳ: thời kỳ trước khủng hoảng từ 28/7/2000 đến 27/2/2007 và thời kỳ sau khủng hoảng từ 27/2/2007 đến 30/9/2014. Kết quả cho thấy rằng Copula SJC thay đổi theo thời gian (Time varying Symmetrized Joe-Clayton) là mô hình tốt để mô tả sự biến động cùng lúc giữa TTCK và TTNH đối với cặp chỉ số chứng khoán SHANGHAI và tỷ giá CNY-USD giai đoạn sau khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008, điều này có nghĩa là cặp chỉ số chứng khoán và tỷ giá

này cho thấy có sự phụ thuộc đuôi bên phải trong những tình huống thị trường biến động cực mạnh. Đối với cặp chỉ số VNINDEX và tỷ giá VND-USD giai đoạn sau khủng hoảng thì copula Gumbel là mẫu hình thể hiện sự phụ thuộc tốt nhất, tức có bằng chứng về sự phụ thuộc đuôi bên phải cao hơn, hay hai TTCK và ngoại tệ của Việt Nam sẽ có khả năng bùng nổ cùng nhau nhiều hơn. Tất cả những cặp chỉ số chứng khoán và tỷ giá còn lại phù hợp nhất với mẫu hình copula Gaussian thay đổi theo thời gian (Time varying Gaussian copula), có nghĩa là các cặp chứng khoán, tỷ giá này sẽ bùng nổ hoặc sụp đổ cùng nhau theo mẫu hình đối xứng.

Một số điểm khác của luận án này so với nghiên cứu của Nga (2014) được trình bày tóm tắt trong Bảng 1.3 dưới đây.

Bảng 1.3. So sánh ý tưởng của luận án với nghiên cứu của Nga (2014)

Vấn đề	Ý tưởng nghiên cứu của Nga (2014)	Ý tưởng nghiên cứu của tác giả
Nội dung nghiên cứu	- Cấu trúc phụ thuộc từng cặp giữa các chuỗi lợi suất theo ngày chỉ số TTCK mỗi quốc gia (Mỹ, Trung Quốc, Châu Âu, Nhật Bản, Việt Nam) và lợi suất chỉ số tỷ giá theo USD của đồng tiền nước đó trong hai giai đoạn: trước khủng hoảng (từ 28/7/2000 đến 27/2/2007) và sau khủng hoảng (từ 27/2/2007 đến 30/9/2014).	- Cấu trúc phụ thuộc từng cặp giữa chuỗi lợi suất theo ngày của chỉ số TTCK VNINDEX và chuỗi lợi suất chỉ số TTNH (Đô la Úc AUD, Đô la Canada CAD, Franc Thụy Sĩ CHF, Nhân dân tệ Trung Quốc CNY, đồng tiền chung Châu Âu EUR, Bảng Anh GBP, Đô la Hồng Kông HKD, Yên Nhật JPY, Ringit Malaysia MYR, Krone Nauy NOK, Krone Thụy Điển SEK, Đô la Singapo SGD, Bạt Thái THB, Đô la Mỹ USD) giai đoạn từ 02/01/2007 đến 15/10/2015.
Phương pháp nghiên cứu	- Copula.	- Copula và hồi quy phân vị từ đó so sánh kết quả thực nghiệm nhận được.
Giai đoạn và cách thức nghiên cứu	2000-2014, phân chia chuỗi số liệu để nghiên cứu từng giai đoạn trước và sau, khủng hoảng tài chính toàn cầu, nhưng không đề cập đến hiệu ứng lan tỏa.	2007-2015, không phân chia chuỗi số liệu để nghiên cứu thời kỳ trước và sau khủng hoảng.

Nguồn: Phân tích của tác giả

1.5. Tổng quan về các chính sách trên thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu

1.5.1. Tổng quan về chính sách trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2004-2014

Ngày 11/7/1998, Chính phủ ban hành về chứng khoán trong Nghị định số 48/CP và TTCK chính thức khai sinh cho TTCK Việt Nam ra đời. Đồng thời, Chính phủ cũng thành lập trung tâm giao dịch chứng khoán đặt tại Thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội. Trung tâm giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh được thành lập theo Quyết định số 127/1998/QĐ-TTg ngày 11/7/1998 và chính thức đi vào hoạt động thực hiện phiên giao dịch đầu tiên vào ngày 28/7/2000. Ngày 08/08/2007, Trung tâm giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh trở thành Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh với vốn điều lệ là 1000 tỷ đồng. Trung tâm giao dịch chứng khoán Hà Nội đã chính thức chào đời vào ngày 8/3/2005. Và ngày 17/1/2009, Trung tâm giao dịch chứng khoán Hà Nội trở thành sở giao dịch chứng khoán Hà Nội. Khác với Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh vốn là nơi niêm yết và giao dịch chứng khoán của các công ty lớn thì Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội là sân chơi cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa với vốn điều lệ từ 5 đến 30 tỷ đồng.

- Giai đoạn 2004-2005: Giai đoạn này thuộc giai đoạn chập chững biết đi của TTCK Việt Nam từ 2000-2005.

Nhằm tăng cường hiệu lực quản lý nhà nước, Chính phủ đã ban hành Nghị định 66/2004/NĐ-CP chuyển UBCK về Bộ Tài chính. Đây là một động thái tích cực, tạo điều kiện phối hợp tốt hơn giữa các cơ quan quản lý để sớm thúc đẩy thị trường phát triển.

Trong năm 2004, Bộ Tài chính đã ban hành đồng bộ các văn bản hướng dẫn thi hành Nghị định số 144/2003/NĐ-CP về niêm yết cổ phiếu và trái phiếu trên TTCK tập trung; phát hành cổ phiếu, trái phiếu ra công chúng; thành viên và giao dịch chứng khoán; công bố thông tin trên TTCK; quy chế tổ chức và hoạt động của CTCK; quy chế thành lập và hoạt động của văn phòng đại diện tổ chức kinh doanh chứng khoán nước ngoài tại Việt Nam; hệ thống chỉ tiêu giám sát tài chính đối với CTCK và công ty quản lý quỹ; quy chế đăng ký, lưu ký, bù trừ và thanh toán chứng khoán; quy chế lựa chọn doanh nghiệp kiểm toán được chấp thuận trong lĩnh vực chứng khoán.

Sau khi Luật Thuế thu nhập doanh nghiệp 2003 có hiệu lực thi hành, Bộ Tài chính ban hành Thông tư 100/2004/TT-BTC hướng dẫn riêng về thuế giá trị gia tăng và thuế thu nhập doanh nghiệp đối với lĩnh vực chứng khoán và có Công văn số

11924/TC-CST ngày 20/10/2004 về ưu đãi thuế thu nhập doanh nghiệp đối với các tổ chức niêm yết chứng khoán lần đầu.

Bên cạnh đó, NHNN ban hành quy định về quản lý ngoại hối đối với giao dịch chứng khoán của nhà đầu tư nước ngoài trên TTGDCK, đặc biệt là quy định về việc ngân hàng thương mại cổ phần đăng ký niêm yết và phát hành cổ phiếu ra công chúng, vừa giúp tạo hàng cho TTCK, vừa giúp các ngân hàng có điều kiện tốt hơn trong việc huy động vốn trên TTCK phục vụ hoạt động kinh doanh, đồng thời giúp hoạt động của các ngân hàng minh bạch, rõ ràng hơn.

Với những quy định mới tại Nghị định 144/2003/NĐ-CP, Chính phủ cũng đã ban hành Nghị định số 161/NĐ-CP ngày 7/9/2004 về xử lý vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và TTCK, thay thế Nghị định số 22/2000/NĐ-CP. Kế đến là ban hành Nghị định 187/2004/NĐ-CP thay thế Nghị định 64/2002/NĐ-CP về cổ phần hóa DNNN với định hướng cổ phần hóa các công ty, tổng công ty lớn làm ăn hiệu quả, gắn với việc niêm yết trên TTCK.

Sang năm 2005, ngày 8/3/2005, sau một thời gian dài chuẩn bị, TTGDCK Hà Nội dành cho giao dịch cổ phiếu của các doanh nghiệp vừa và nhỏ, với cơ chế giao dịch thoả thuận đã chính thức đi vào hoạt động. Bên cạnh đó, Thủ tướng Chính phủ ký Quyết định số 189/2005/QĐ-TTg thành lập Trung tâm Lưu ký chứng khoán.

Để tăng cường hàng hóa cho TTCK, Thủ tướng Chính phủ ban hành Quyết định 528/QĐ-TTg ngày 14/6/2005 về việc phê duyệt danh sách các công ty cổ phần hóa thực hiện bán đấu giá cổ phần, niêm yết, đăng ký giao dịch tại các TTGDCK. Đồng thời, theo Quyết định 2592/2005/QĐ-BTC của Bộ Tài chính, DNNN tiến hành cổ phần hoá thông qua cơ chế bán đấu giá cổ phần trên các TTGDCK (theo tinh thần Nghị định 187/2004/NĐ-CP về chuyển công ty nhà nước sang công ty cổ phần), sau đó làm các thủ tục cấp phép niêm yết/đăng ký giao dịch trên các TTGDCK. UBCK cũng đã ban hành Quy chế mẫu về đấu giá cổ phần tại TTGDCK để triển khai thực hiện.

Bên cạnh đó, Thủ tướng Chính phủ ban hành Quyết định số 238/2005/QĐ-TTg thay thế Quyết định số 146/2003/QĐ-TTg về tỷ lệ tham gia của bên nước ngoài vào TTCK Việt Nam nhằm thu hút nhà đầu tư nước ngoài. Theo đó, các tổ chức, cá nhân nước ngoài được nắm giữ tối đa 49% cổ phiếu, chứng chỉ quỹ của tổ chức niêm yết/đăng ký giao dịch trên TTCK Việt Nam (ngoại trừ tổ chức niêm yết/đăng ký giao dịch thuộc khối ngân hàng, tỷ lệ nắm giữ tối đa của nhà đầu tư nước ngoài là 30%) và tối đa 30% cổ phiếu của công ty/tổ chức chưa niêm yết. Tổ chức kinh doanh chứng

khoán nước ngoài được góp vốn, mua cổ phần, góp vốn liên doanh thành lập CTCK hoặc công ty quản lý quỹ liên doanh tối đa là 49% vốn điều lệ.

- Giai đoạn năm 2006:

Điểm nổi bật nhất của giai đoạn này chính là sự ra đời của Luật Chứng khoán lần đầu tiên được Quốc hội thông qua. Trong quá trình thực hiện Nghị định 144/2003/NĐ-CP (trước đó là Nghị định 48/1998/NĐ-CP), phạm vi điều chỉnh của Nghị định đã bộc lộ nhiều hạn chế, chưa bao quát và phù hợp với điều kiện thực tế cũng như định hướng chiến lược phát triển TTCK.

Cụ thể: phạm vi điều chỉnh còn hẹp (chưa điều chỉnh việc phát hành chứng khoán ra nước ngoài), chưa điều chỉnh hoạt động giao dịch trên TTCK phi tập trung, giao dịch chứng khoán phái sinh…, do đó chưa tạo ra được môi trường pháp lý đầy đủ, đồng bộ và ổn định để điều chỉnh mọi hoạt động trên TTCK.

Mặt khác, do chưa có Luật nên tính pháp lý của hệ thống pháp luật về TTCK chưa cao, chưa giải quyết được những khác biệt so với những văn bản pháp luật khác như Bộ luật Dân sự, Bộ luật Hình sự, Luật Doanh nghiệp…

Nhằm đáp ứng nhu cầu vốn cho đầu tư phát triển đòi hỏi phải phát triển TTCK trở thành kênh huy động vốn trung và dài hạn quan trọng cho nền kinh tế và yêu cầu bức thiết là phải hoàn chỉnh thể chế về chứng khoán và TTCK, Quốc hội đã thông qua Luật Chứng khoán ngày 29/6/2006, có hiệu lực từ ngày 1/1/2007.

Luật Chứng khoán ra đời góp phần hoàn chỉnh thể chế các quy định pháp luật trong hệ thống pháp luật về TTCK, tạo nên một bước tiến vượt bậc trong việc nâng cao tính minh bạch của thị trường, mà quan trọng là đưa ra khái niệm về công ty đại chúng và yêu cầu các công ty đại chúng chưa niêm yết phải có nghĩa vụ công bố thông tin (nghĩa vụ này trước đó chỉ áp dụng cho các công ty niêm yết), đồng thời bổ sung nhiều quy định mới về phát hành chứng khoán, các hoạt động kinh doanh, dịch vụ chứng khoán, quy định về nguyên tắc áp dụng điều ước quốc tế...

Các văn bản hướng dẫn Luật Chứng khoán được gấp rút hoàn thiện, trình cơ quan có thẩm quyền ban hành kịp thời.

Cũng trong năm 2006, Bộ Tài chính ban hành Kế hoạch phát triển TTCK giai đoạn 2006 - 2010, với mục tiêu cơ bản là mở rộng TTCK có tổ chức, áp dụng thông lệ tốt nhất về quản trị công ty đại chúng và các tổ chức kinh doanh chứng khoán, nâng cao quy mô và năng lực của các tổ chức kinh doanh, dịch vụ chứng khoán.

- Giai đoạn năm 2007: Giai đoạn bùng nổ của TTCK.

Để hướng dẫn Luật Chứng khoán, Chính phủ đã ban hành Nghị định 14/2007/NĐ-CP quy định chi tiết thi hành một số điều của Luật Chứng khoán; Nghị định 36/2007/NĐ-CP về xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán, đi kèm với đó là các văn bản hướng dẫn thi hành: Thông tư hướng dẫn hồ sơ đăng ký chào bán chứng khoán ra công chúng; Thông tư hướng dẫn mua bán lại cổ phiếu và một số trường hợp phát hành thêm cổ phiếu của công ty đại chúng; Thông tư hướng dẫn công bố thông tin trên TTCK; Quyết định ban hành Quy chế quản trị công ty áp dụng cho công ty niêm yết, Quy chế tổ chức và hoạt động của CTCK, Quy chế tổ chức và hoạt động của công ty quản lý quỹ, Quy chế thành lập và quản lý quỹ đầu tư chứng khoán; Quy chế đăng ký, lưu ký, bù trừ và thanh toán chứng khoán.

Với mục tiêu phát triển nhanh, đồng bộ, vững chắc thị trường vốn Việt Nam, trong đó TTCK đóng vai trò chủ đạo, Thủ tướng Chính phủ đã ban hành Quyết định 128/2007/QĐ-TTg phê duyệt Đề án phát triển thị trường vốn Việt Nam đến năm 2010 và tầm nhìn đến 2020. Trên cơ sở đó, các đề án để thực thi Luật Chứng khoán đã được triển khai nghiên cứu xây dựng như: Đề án thị trường trái phiếu chính phủ chuyên biệt; Đề án tổ chức quản lý và giao dịch cổ phiếu công ty đại chúng chưa niêm yết; Đề án phát triển ổn định và bền vững TTCK Việt Nam; Đề án chuyển đổi các TTGDCK, TTLKCK sang mô hình doanh nghiệp theo quy định tại Luật Chứng khoán.

Để từng bước chuẩn hóa tổ chức giao dịch thị trường, Thủ tướng Chính phủ ban hành Quyết định số 559/QĐ-TTg về chuyển TTGDCK TP. HCM thành Sở GDCK TP. HCM hoạt động theo mô hình công ty TNHH một thành viên do Nhà nước làm chủ sở hữu, hoạt động theo các chuẩn mực và thông lệ quốc tế.

- Giai đoạn năm 2008-2009: Giai đoạn chịu ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính toàn cầu.

Trong giai đoạn thăng trầm của TTCK 2008-2009, để tiếp tục thu hút nhà đầu tư nước ngoài, Thủ tướng Chính phủ đã ký ban hành Nghị định 53/2009/NĐ-CP về phát hành trái phiếu quốc tế và Quyết định 55/2009/QĐ-TTg cho phép nhà đầu tư nước ngoài được mua 49% vốn cổ phần của công ty đại chúng (trước đây chỉ là công ty niêm yết), ngoại trừ quy định của pháp luật chuyên ngành hoặc/và danh mục ngành nghề cụ thể; không hạn chế sở hữu trái phiếu. Tuy nhiên, Luật Thuế thu nhập cá nhân 2007 có hiệu lực thi hành từ 1/1/2009 quy định, nhà đầu tư cá nhân trong nước và ngoài nước sẽ bị đánh thuế thu nhập đối với cổ tức, trái tức, thu nhập từ chuyển nhượng chứng khoán, thu nhập từ nhận thừa kế là chứng khoán, thu nhập từ nhận quà tặng là chứng khoán. Năm 2008 xảy ra khủng hoảng tài chính toàn cầu khiến TTCK suy giảm mạnh. Được sự đồng ý của Ủy ban Thường vụ Quốc hội, Bộ Tài chính đã

ban hành Thông tư 160/2009/TT-BTC nhằm hỗ trợ các cá nhân tham gia trên TTCK, cụ thể: miễn thuế thu nhập cá nhân từ ngày 1/1/2009 đến hết ngày 31/12/2009, bao gồm cá nhân cư trú và cá nhân không cư trú có thu nhập từ đầu tư vốn, từ chuyển nhượng vốn (bao gồm cả chuyển nhượng chứng khoán). Một điểm chính sách cần quan tâm trong giai đoạn này là phản ứng trước tình cảnh khủng hoảng tài chính toàn cầu đổ bộ vào TTTC Việt Nam trong đó có TTCK, công cụ duy nhất mà UBCK đã thực hiện là giảm biên độ giao dịch, chỉ giúp làm chậm lại quá trình "rơi" của Vnindex.

***- Giai đoạn năm 2010-2011**:* Giai đoạn giao dịch có nhiều biến động.

Nhằm hoàn thiện khung pháp lý, thể chế chính sách cho phát triển thị trường, trong năm 2010, Chính phủ đã ban hành Nghị định 01/2010/NĐ-CP về chào bán cổ phần riêng lẻ; Nghị định 84/2010/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định số 14/2007/NĐ-CP quy định chi tiết thi hành một số điều của Luật Chứng khoán; Nghị định 85/2010/NĐ-CP về xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và TTCK.

Hàng loạt văn bản hướng dẫn đã được Bộ Tài chính ban hành như: Thông tư hướng dẫn công bố thông tin trên TTCK; Quy định chỉ tiêu an toàn tài chính và biện pháp xử lý đối với các tổ chức kinh doanh chứng khoán không đáp ứng chỉ tiêu an toàn tài chính; Quy định mức thu, chế độ thu nộp, quản lý và sử dụng phí hoạt động chứng khoán áp dụng tại các Sở GDCK và TTLKCK; sửa đổi, bổ sung Quy chế đăng ký, lưu ký, bù trừ và thanh toán chứng khoán; sửa đổi, bổ sung Quy chế tổ chức và quản lý giao dịch chứng khoán công ty đại chúng chưa niêm yết tại Sở GDCK Hà Nội.

Ngày 24/11/2010, Quốc hội khóa XII đã thông qua Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Chứng khoán (có hiệu lực thi hành từ ngày 1/7/2011) nhằm khắc phục những vướng mắc trong thực tiễn hoạt động của TTCK và thực tế thi hành Luật Chứng khoán 2006; đảm bảo định hướng phát triển thị trường theo đúng mục tiêu; đồng thời từng bước tiếp cận với quy định và thông lệ quốc tế, cũng như tăng cường sự quản lý của Nhà nước trong lĩnh vực chứng khoán và TTCK.

Theo đó, bổ sung nhiều quy định mới như phạm vi điều chỉnh (bổ sung áp dụng đối với cả chào bán chứng khoán riêng lẻ), các quy định liên quan đến quản trị công ty, công bố thông tin, chào bán chứng khoán ra công chúng, chào mua công khai, các tổ chức kinh doanh chứng khoán…

Cũng trong năm 2010, cơ quan quản lý đã chấp thuận cho các Sở GDCK thực hiện thay đổi lớn về cơ chế giao dịch. Sở GDCK TP. HCM thực hiện rút ngắn thời

gian khớp lệnh mở cửa, kéo dài thời gian khớp lệnh liên tục và tăng thêm 15 phút cho một phiên giao dịch.

Sở GDCK Hà Nội áp dụng giao dịch trực tuyến trên thị trường giao dịch cổ phiếu niêm yết và mở rộng thời gian giao dịch từ 8h30 đến 15h, thay thế phương thức giao dịch thỏa thuận điện tử bằng phương thức khớp lệnh liên tục trên thị trường UPCoM. TTLKCK đưa vào vận hành hệ thống phần mềm lưu ký mới có khả năng giám sát chi tiết đến từng tài khoản, từ đó có thể phát hiện ngay lập tức hiện tượng bán trước khi chứng khoán về tài khoản.

Năm 2011, cơ quan quản lý tiếp tục hoàn thiện khuôn khổ pháp lý, chính sách và thể chế cho TTCK. Chính phủ đã ban hành Nghị định sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định 85/2010/NĐ-CP về xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và TTCK. Cơ quan quản lý cũng tăng cường công tác kiểm soát rủi ro đối với các tổ chức kinh doanh chứng khoán trên cơ sở áp dụng các chỉ tiêu an toàn tài chính theo Thông tư 226/2010/TT-BTC và tăng cường kiểm tra, giám sát các giao dịch trên thị trường, thanh tra các tổ chức vi phạm để có biện pháp xử lý kịp thời.

Bên cạnh đó, Bộ Tài chính ban hành Thông tư số 74/2011/TT-BTC hướng dẫn về giao dịch chứng khoán với nhiều quy định mới thuận lợi hơn cho hoạt động giao dịch và tính thanh khoản của thị trường như: cho phép mỗi nhà đầu tư được mở nhiều tài khoản; thực hiện các giao dịch ngược chiều (mua, bán) cùng một loại chứng khoán trong ngày giao dịch; cho phép giao dịch vay mua ký quỹ... Ngoài ra, để tạo khung pháp lý và chuẩn bị cho việc thành lập và quản lý quỹ mở, Bộ Tài chính đã ban hành Thông tư số 183/2011/TT-BTC.

- Giai đoạn năm 2012-2013:

Trong năm 2012, Thủ tướng Chính phủ đã ban hành Quyết định số 252/QĐ-TTg phê duyệt Chiến lược phát triển TTCK giai đoạn 2011 - 2020; Quyết định số 253/QĐ-TTg phê duyệt Đề án quản lý vốn đầu tư gián tiếp; Quyết định số 1826/QĐ-TTg phê duyệt Đề án tái cấu trúc TTCK và các doanh nghiệp bảo hiểm; Chỉ thị 08/CT-TTg về thúc đẩy hoạt động và tăng cường quản lý TTCK nhằm giúp thị trường phát triển lành mạnh, minh bạch, hiệu quả.

Để triển khai các quyết định trên, Chính phủ đã ban hành Nghị định 58/2012/NĐ-CP quy định chi tiết và hướng dẫn thi hành một số điều của Luật Chứng khoán và Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Chứng khoán.

Đây là văn bản quan trọng được xây dựng trên cơ sở gộp 3 Nghị định (Nghị định 14/2007/NĐ-CP, Nghị định 84/2010/NĐ-CP và Nghị định 01/2010/NĐ-CP) để đảm bảo văn bản thống nhất, hoàn chỉnh.

Nhiều vấn đề quan trọng trong Luật sửa đổi, bổ sung Luật Chứng khoán được chính thức hóa bằng một văn bản pháp lý với những quy định cụ thể, chi tiết về chào bán chứng khoán, niêm yết, giao dịch, kinh doanh, đầu tư chứng khoán, dịch vụ về chứng khoán và TTCK. Tiêu chuẩn phát hành, niêm yết cũng được nâng cao về vốn điều lệ niêm yết tối thiểu, bổ sung yêu cầu không có lỗ lũy kế và chỉ tiêu lãi trên vốn chủ sở hữu (ROE) phải tối thiểu 5%.

Trên cơ sở Nghị định số 58/2012/NĐ-CP, hàng loạt Thông tư đã được Bộ Tài chính ban hành, hướng dẫn về việc công bố thông tin trên TTCK; hướng dẫn về quản trị công ty áp dụng cho các công ty đại chúng; hướng dẫn việc mua lại cổ phiếu, bán cổ phiếu quỹ và một số trường hợp phát hành thêm cổ phiếu của công ty đại chúng; hướng dẫn quản lý giao dịch trái phiếu chính phủ; hướng dẫn hồ sơ đăng ký chào bán chứng khoán ra công chúng; hướng dẫn hoạt động của nhà đầu tư nước ngoài trên TTCK Việt Nam; hướng dẫn về thành lập và hoạt động của CTCK, công ty quản lý quỹ, công ty đầu tư chứng khoán, quỹ đầu tư bất động sản, quỹ đóng, quỹ thành viên; sửa đổi, bổ sung Quy chế hành nghề chứng khoán.

Bộ Tài chính cũng ban hành Quyết định số 62/QĐ-BTC phê duyệt Đề án tái cấu trúc các CTCK và bước đầu thực hiện việc sắp xếp, phân loại các CTCK.

Năm 2013, Chính phủ ban hành Nghị định số 108/2013/NĐ-CP thay thế Nghị định số 85/2010/NĐ-CP quy định xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và TTCK.

Để răn đe các hành vi vi phạm, Nghị định quy định mức phạt tiền cao gấp nhiều lần so với trước đó và chế tài xử lý đa dạng hơn như đình chỉ hoạt động niêm yết chứng khoán, giao dịch chứng khoán từ 1 - 3 tháng, bị buộc hủy bỏ thông tin, cải chính thông tin và nộp lại số lợi bất hợp pháp có được do thực hiện hành vi vi phạm.

Bên cạnh đó, Nghị định quy định chi tiết mức phạt đối với hành vi vi phạm quy định giao dịch bị cấm khác như: hành vi giao dịch nội bộ, hành vi gian lận hoặc tạo dựng, công bố thông tin sai sự thật nhằm lôi kéo, xúi giục việc mua, bán chứng khoán và hành vi giao dịch thao túng TTCK.

Nhằm tái cấu trúc thị trường trái phiếu, trong năm 2013, Bộ Tài chính đã phê duyệt Lộ trình phát triển thị trường trái phiếu đến năm 2020 tại Quyết định số 261/QĐ-BTC, trong đó đề xuất các giải pháp và kế hoạch triển khai cụ thể nhằm thúc

đẩy thị trường trái phiếu bao gồm: tiếp tục đẩy mạnh và đa dạng hóa trái phiếu chính phủ có kỳ hạn từ 10 năm trở lên; củng cố hệ thống nhà đầu tư; hoàn thiện cơ chế và hệ thống giao dịch trái phiếu chính phủ; xây dựng và phát triển hệ thống các nhà tạo lập thị trường.

Tiếp tục hoàn thiện khung pháp lý cho TTCK, Bộ Tài chính ban hành các văn bản hướng dẫn thực hiện xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và TTCK; giám sát giao dịch chứng khoán trên TTCK; hướng dẫn công tác giám sát tuân thủ của UBCK đối với hoạt động trong lĩnh vực chứng khoán của Sở GDCK, TTLKCK; hướng dẫn về niêm yết chứng khoán sau hợp nhất, sáp nhập nhằm tạo điều kiện thuận lợi cho quá trình tái cấu trúc các công ty niêm yết qua quá trình hợp nhất, sáp nhập doanh nghiệp; hướng dẫn giao dịch điện tử trên TTCK; hướng dẫn đăng ký thành lập, tổ chức và hoạt động văn phòng đại diện của tổ chức kinh doanh chứng khoán nước ngoài, chi nhánh công ty quản lý quỹ nước ngoài tại Việt Nam...

UBCK ban hành các văn bản quy định, hướng dẫn về chuyên môn, nghiệp vụ như hướng dẫn việc thiết lập và vận hành hệ thống quản trị rủi ro cho CTCK, công ty quản lý quỹ; hướng dẫn xếp loại CTCK theo tiêu chuẩn CAMEL; quy định chào mua, chào bán trên thị trường trái phiếu chính phủ; hướng dẫn quản lý, giám sát, kiểm tra các công ty quản lý quỹ... UBCK cũng đã chấp thuận cho các Sở GDCK kéo dài thời gian giao dịch và triển khai nhiều lệnh mới.

- Giai đoạn năm 2014:

Với quan điểm xây dựng TTCK phái sinh theo mô hình tập trung, hoạt động thống nhất dưới sự quản lý của Nhà nước, không để TTCK phái sinh tự do hình thành và hoạt động tự phát, Thủ tướng Chính phủ đã ký ban hành Quyết định số 366/QĐ-TTg phê duyệt Đề án xây dựng và phát triển TTCK phái sinh tại Việt Nam, góp phần hỗ trợ cho TTCK cơ sở phát triển ổn định, vững chắc, từ đó tăng sức cạnh tranh và thu hẹp dần khoảng cách giữa TTCK Việt Nam với thế giới.

Bên cạnh đó, để đẩy mạnh tiến trình cổ phần hóa 432 DNNN trong giai đoạn 2014 - 2015, Chính phủ ban hành Nghị quyết 15/NQ-CP và Quyết định 51/2014/QĐ-TTg với những giải pháp cụ thể và đột phá, gắn cổ phần hóa DNNN với đăng ký giao dịch và niêm yết trên sàn chứng khoán trong thời hạn 90 ngày.

Bộ Tài chính tiếp tục ban hành văn bản hướng dẫn về phí bán đấu giá cổ phần và các loại chứng khoán; về phí, lệ phí trong lĩnh vực chứng khoán; chế độ tài chính đối với tổ chức kinh doanh chứng khoán; hướng dẫn chế độ kế toán áp dụng cho CTCK, tạo hành lang pháp lý để CTCK tiếp cận dần với việc xác định giá trị hợp lý

của các khoản đầu tư nhằm phản ánh đúng thực trạng tài chính của công ty. Công tác tái cấu trúc các tổ chức kinh doanh chứng khoán đã đạt được kết quả tốt, từ 105 CTCK trước đây hiện đã thu hẹp còn 81 công ty.

Bên cạnh đó, UBCK ban hành các quyết định về phương pháp tính khoản thu trái pháp luật từ việc thực hiện hành vi thao túng giá chứng khoán và giao dịch nội bộ; quy chế hợp nhất CTCK; quy trình thẩm định và giám sát công ty kiểm toán được chấp thuận kiểm toán cho đơn vị có lợi ích công chúng thuộc lĩnh vực chứng khoán; quy chế hướng dẫn công ty đại chúng sử dụng hệ thống công bố thông tin. Đồng thời, chấp thuận ban hành 8 quy chế nghiệp vụ liên quan đến hoạt động tổ chức giao dịch thanh toán bù trừ đối với quỹ ETF của Sở GDCK TP. HCM, Sở GDCK Hà Nội, TTLKCK, tạo ra sản phẩm mới cho TTCK.

Hiện cơ quan quản lý đang tích cực hoàn thiện khung pháp lý thông qua việc sửa đổi, bổ sung Nghị định hướng dẫn Luật Chứng khoán; xây dựng văn bản mới hướng dẫn về giao dịch chứng khoán, công bố thông tin, chế độ kế toán áp dụng đối với quỹ ETF, công ty đầu tư chứng khoán, quỹ đầu tư bất động sản; sửa đổi, bổ sung một số văn bản khác và tiếp tục nghiên cứu phát triển các sản phẩm mới như chứng quyền (covered warrant), các sản phẩm trái phiếu mới, bộ chỉ số tổng hợp của thị trường, chỉ số trái phiếu. Bên cạnh đó, UBCK đẩy mạnh việc triển khai tái cấu trúc TTCK trên 4 trụ cột là tái cấu trúc hàng hóa, tổ chức kinh doanh chứng khoán, các Sở GDCK và cơ sở nhà đầu tư.

1.5.2. Tổng quan về chính sách trên thị trường ngoại hối của Việt Nam giai đoạn 2007-2015

Ngày 31/12/2006, NHNN đã ban hành Quyết định số 2554/QĐ-NHNN thay thế Quyết định số 679/2002/QĐ-NHNN ngày 01/07/2002 về việc nới lỏng biên độ tỷ giá ngoại tệ. Đây là lần đầu tiên NHNN thực hiện nới lỏng biên độ gia dịch tỷ giá sau ba năm áp dụng mức ±0,25% lên thành 0,5%.

Từ tháng 9/2007 đến tháng 3/2008 tái diễn tình trang dư cung ngoại tệ do USD liên tục mất giá. Khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 khiến tình hình kinh tế thế giới và trong nước diễn biến phức tạp. NHNN điều chỉnh giảm mạnh tỷ giá bình quân liên ngân hàng, mở rộng biên độ tỷ giá từ ± 0,5% lên ± 0,75% từ 24/12/2007, điều chỉnh lên ± 1% từ 10/3/2008, doanh nghiệp xuất khẩu gặp khó khăn khi bán ngoại tệ vì ngân hàng thương mại không muốn mua.

Ngày 07/11/2008, Chính phủ đã nâng biên độ từ +/- 2% đến 3% so với tỷ giá bình quân liên ngân hàng.Tỷ giá USD/VND tăng lên và đạt mức 17000. Cuối chiều

24/12, thống đốc NHNN quyết định tăng mạnh tỷ giá USD/VND thêm 3% (tỷ giá liên ngân hàng), thị trường ngoại tệ đồng USD sôi động, giá USD nhích lên từng ngày vượt mức 17000 đồng lên mức 17500 vào những ngày cuối năm.

Trong năm sau đó, ngày 24/3/2009, NHNN bắt đầu nới biên độ từ +/-3% lên +/-5%. Tỷ giá mua - bán giao ngạy (SPOT) không được vượt quá biên độ 5% so vói tỷ giá bình quân liên ngân hàng do Ngân hàng Nhà nước công bố hằng ngày. Từ ngày 26/11, NHNN ra quyết định 2666/QĐ-NHNN, thu hẹp biên độ dao động tỷ giá từ ± 5% xuống ± 3%.

Trong năm tiếp theo, ngày 11/2/2010, NHNN điều chỉnh tăng tỷ giá bình quân liên ngân hàng từ mức 17941 VND/USD lên mức 18544 VND/USD nhằm khuyến khích các tập đoàn, tổng công ty lớn của nhà nước bán lẻ ngoại tệ cho các ngân hàng. Sau đó, trước sức ép của thị trường, tháng 8/2010, NHNN buộc phải tăng tỷ giá bình quân liên ngân hàng thêm 2,1%, lên mức 18932 VND/USD.

Năm 2011 được xem là một năm tương đối thành công của chính sách quản lý ngoại hối với tỷ giá diễn biến tương đối ổn định, giá vàng trong nước tuy vẫn tiếp tục tăng nóng nhưng đã bám sát hơn với giá vàng thế giới. Tỷ giá USD/VND phản ánh sát hơn cung – cầu thị trường và tương đối ổn định; hoạt động mua – bán ngoại tệ trên thị trường tự do được hạn chế. Ngay từ đầu năm 2011, NHNN đã điều chỉnh mạnh tỷ giá bình quân liên ngân hàng với quyết định số 230/2011/QĐ-NHNN ngày 11/2/2011: tỷ giá USD/VND tăng (giảm giá VND) 9,3% từ 18932 lên 20693 VND/USD; biên độ giao dịch giảm từ +/- 3% xuống +/- 1%. Mức tỷ giá mới phản ánh sát hơn cung - cầu ngoại tệ trên TTNH. Ngoài ra, để giảm dần hiện tượng đô-la hóa trong nền kinh tế, NHNN đã áp dụng cơ chế quản lý chặt chẽ hơn lãi suất huy động USD; phối hợp với các cơ quan chức năng có liên quan thực hiện các biện pháp tăng cường giám sát, kiểm tra và xử lý các điểm kinh doanh ngoại tệ trái phép, làm hoạt động mua-bán ngoại tệ trên thị trường tự do giảm mạnh và nhiều điểm mua-bán đô la đã phải ngưng giao dịch… Những quyết sách điều hành tỷ giá của NHNN đã hỗ trợ tích cực cho sự ổn định của tỷ giá trong năm 2011, tình trạng tỷ giá diễn biến "nóng" vào cuối năm đã không còn lặp lại và quan trọng là niềm tin của người dân vào chính sách tỷ giá được cải thiện.

Ghi nhận thành công lớn nhất của NHNN trong năm 2012 là duy trì tỷ giá VND/USD ổn định ở mức 20828 VND/USD, giữ nguyên so với mục tiêu điều hành trong năm 2012 (tỷ giá năm 2012 biến động không quá 2-3%). Bước sang năm 2013, thị trường ngoại tệ 8 tháng đầu năm giữ được sự ổn định, tỷ giá dao động trong biên độ cho phép. Trong 6 tháng đầu, tỷ giá USD trên thị trường liên ngân hàng được giữ ổn

định ở mức 20828 VND/USD. Từ 28/6, NHNN điều chỉnh tỷ giá tăng lên 21038 VND/USD. Đến 9/10/2013, tỷ giá giao dịch USD của các ngân hàng thương mại dao động trong khoảng từ 21080 đến 21140 VND.

Trong 6 tháng đầu năm 2014, tỷ giá bình quân liên ngân hàng giữa VND với USD được giữ ổn định ở mức 20036 VND/USD cho đến ngày 19/6/2014 được NHNN điều chỉnh tăng 1% lên 21246 VND/USD, theo đó trần tỷ giá mới là 21458 VND/USD và sàn tỷ giá mới là 21034 VND/USD. Sự điều chỉnh này thể hiện áp lực tăng tỷ giá VND/USD, nhu cầu ngoại tệ tăng nhưng vẫn nằm trong khả năng đáp ứng của thị trường cũng như khả năng điều tiết của NHNN. Quyết định điều chỉnh tỷ giá này đã góp phần ổn định thị trường và hỗ trợ xuất khẩu trong những tháng cuối năm, qua đó hỗ trợ tăng trưởng kinh tế.

Diễn biến kinh tế thế giới năm 2015 cũng rất bất lợi đối với việc ổn định tỷ giá của Việt Nam. Cuối tháng 7/2015, cam kết kiểm soát biên độ tỷ giá tăng không quá 2% được NHNN khẳng định nhiều lần, dù kể từ ngày 7/5 đã chính thức nới hết room cho phép. Nhưng, đến 11/8, mọi thứ đã thay đổi bất ngờ khi Trung Quốc phá giá CNY. Trong vòng một tuần lễ, NHNN đã liên tiếp phá giá tiền đồng bằng động tác kép, vừa nới biên độ, vừa nâng tỷ giá điều hành, đưa tỷ lệ phá giá cả năm lên đến 5%. Đây là tình huống hoàn toàn nằm ngoài dự báo, mà NHNN đã lý giải bởi sức ép từ việc phá giá mạnh CNY và FED có khả năng tăng lãi suất.

KẾT LUẬN CHƯƠNG 1

Trên cơ sở hệ thống hóa một cách ngắn gọn các vấn đề cơ bản về thị trường tài chính được nghiên cứu, về cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính, và đặc biệt là tổng quan các nghiên cứu trước về vấn đề nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK trong nước và nước ngoài, giữa TTCK và TTNH một nước, chương này có một số kết luận như sau:

✓ Nội dung cơ bản trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính được tiếp cận theo hai hướng:

- Nếu sử dụng phương pháp copula thì cần chỉ ra dạng hàm copula mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thị trường, dạng hàm đối xứng thì cấu trúc phụ thuộc đối xứng, dạng hàm bất đối xứng thì cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng. Đuôi của hàm copula dày hay mỏng mô tả phân phối đuôi của cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường. Từ đó tìm được hệ số phụ thuộc đuôi, có độ lớn mô tả mức độ phụ thuộc giữa các chỉ số thị trường. Hàm copula này sau đó sẽ được sử dụng trong tính các độ đo rủi ro VaR, CVaR của các danh mục đầu tư tối ưu được xây dựng từ các tài sản của các thị trường.

- Nếu sử dụng phương pháp hồi quy phân vị thì cần mô tả cấu trúc phụ thuộc tại từng mức phân vị khác nhau từ bé (1%) đến lớn (99%) để có được bức tranh chi tiết về cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường tại từng trạng thái của thị trường phụ thuộc. Độ lớn của các hệ số phụ thuộc được hồi quy giúp mô tả mức độ phụ thuộc giữa các thị trường.

✓ Hai phương pháp được lựa chọn nghiên cứu là phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị không phải là hai phương pháp ưu việt tuyệt đối và hơn mọi phương pháp khác, mà đây là hai phương pháp có nhiều ưu điểm và hiện được sử dụng nhiều trên thế giới nhưng còn ít nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam, cần được kiểm nghiệm mức độ phù hợp trên số liệu của Việt Nam để từ đó mở rộng sử dụng nhằm cung cấp những kết quả phù hợp với thực tế Việt Nam.

✓ Tổng quan về các chính sách trên các thị trường tài chính là cơ sở để có những nhận định và khuyến nghị chính sách sau khi có kết quả nghiên cứu thực nghiệm.

✓ Tổng quan các nghiên cứu trước cho thấy vấn đề nghiên cứu trong luận án thực hiện khoảng trống trong nghiên cứu thực nghiệm.

CHƯƠNG 2. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Chương này tập trung trình bày hai phương pháp được lựa chọn sử dụng trong luận án để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính là phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị.

2.1. Phương pháp copula

Copula là phân phối đồng thời hay hàm phân phối đa biến từ các hàm phân phối biên duyên của các biến ngẫu nhiên 1-chiều. Trong phạm vi luận án này, chúng tôi chỉ giới thiệu copula 2-chiều. Các copula nhiều chiều hơn được xây dựng tương tự (xem Cherubini (2004)).

Định nghĩa (Copula – McNeil (2005) trang 198): Một hàm Copula 2-chiều (gọi tắt là một Copula) là một hàm C xác định trên $[0;1]\times[0;1]$, lấy giá trị trong $[0;1]$ và thỏa mãn các tính chất sau:

1. $C(x)=0, \forall x\in[0;1]^2$ nếu ít nhất một thành phần của x bằng 0.
2. $C(1;x) = C(x;1) = x, \forall x \in [0;1]$.
3. $\forall (a_1;a_2),(b_1;b_2)\in[0;1]^2$ với $a_1 \le b_1, a_2 \le b_2$, ta có:

$$C(a_2;b_2)-C(a_1;b_2)-C(a_2;b_1)+C(a_1;b_1)\ge 0.$$

Chúng ta có thể hình dung hàm copula như một hàm hợp từ các hàm phân phối biên duyên của một véc tơ ngẫu nhiên đến hàm phân phối đồng thời của các hàm phân phối biên duyên đó. Đặc trưng này giúp ta có thể nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên ngay cả khi chúng không cùng phân phối. Khi đó, copula tương ứng là hàm phân phối đồng thời với các biến chính là các hàm phân phối biên duyên của các biến ban đầu.

Định lý Sklar đặc biệt hữu ích trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc và đo lường rủi ro của DMĐT mà các tài sản trong danh mục có lợi suất là các biến ngẫu nhiên không độc lập và không cùng phân phối xác suất.

Định lý Sklar (McNeil (2005), trang 200) Cho $F_1(x_1)$, $F_2(x_2)$ tương ứng là hàm phân phối biên duyên của các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, khi đó tồn tại một hàm copula C sao cho:

$$F(x_1;x_2)=C(F_1(x_1);F_2(x_2)), \text{ với } \forall (x_1;x_2)\in R^2.$$

Nếu F_1, F_2 liên tục, thì C là duy nhất. Ngược lại, nếu C là một copula, F_1, F_2 tương ứng là các hàm phân phối của X_1, X_2 thì F được định nghĩa bởi (1) là hàm phân phối đồng thời có các hàm phân phối biên duyên F_1, F_2.

Định lý này làm minh bạch ý tưởng chính về việc mô tả cấu trúc phụ thuộc sử dụng các hàm copula: các tính chất thống kê của các biên duyên và cấu trúc liên kết của chúng có thể tháo gỡ, để chúng ta có thể xây dựng các biên duyên một cách độc lập.

Khái niệm về sự phù hợp và sự phụ thuộc, Biên Fréchet-Hoeffding, Định lý Fréchet-Hoffding được trình bày trong Phụ lục I. Một loại hệ số phụ thuộc được nhắc đến nhiều trong luận án là hệ số phụ thuộc đuôi.

Các hàm copula giúp chúng ta nhận biết sự phụ thuộc đuôi. Các đại lượng này đo mức độ phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên xuất phát việc quan sát các cực trị. Theo quan điểm hình học, sự phụ thuộc đuôi thể hiện sự tập trung vào đuôi trên và dưới của hàm phân phối đồng thời của hai biến ngẫu nhiên X_1 và X_2. Ta chính thức phát biểu định nghĩa như sau:

Định nghĩa (sự phụ thuộc đuôi trên và dưới) Cho trước các biến ngẫu nhiên X_1 và X_2 với các phân phối biên duyên F_1 và F_2, các số đo sự phụ thuộc đuôi trên và dưới được xác định bởi:

$$\lambda_U = \lim_{u \uparrow 1} P\left[X_2 > F_2^{-1}(u) \middle| X_1 > F_1^{-1}(u)\right], \qquad \lambda_L = \lim_{u \downarrow 0} P\left[X_2 \le F_2^{-1}(u) \middle| X_1 \le F_1^{-1}(u)\right].$$

Nếu λ_U (tương ứng, λ_L) dương, thì hai biến ngẫu nhiên được gọi là có phụ thuộc (asymptotically dependent) ở đuôi trên (tương ứng, đuôi dưới); nếu λ_U (tương ứng, λ_L) bằng 0, thì hai biến ngẫu nhiên được gọi là không có sự phụ thuộc đuôi (asymptotically independent). Định nghĩa này có thể được phát biểu lại theo ngôn ngữ hàm copula của hai biến ngẫu nhiên như sau:

$$\lambda_U = \lim_{u \uparrow 1} \frac{1 - 2u + C(u,u)}{1-u}, \qquad \lambda_L = \lim_{u \downarrow 0} \frac{C(u,u)}{u}.$$

Các hàm copula có khả năng mô tả cách mà hai biến ngẫu nhiên cùng phản ứng với các sự kiện đuôi dưới, điều này có ích đối với mục tiêu kiểm tra phản ứng cùng lúc của các lợi suất âm quá mức của các chuỗi thời gian trong tài chính. Một khái niệm quan trọng trong phương diện này là một *sự phụ thuộc dương (positive quadrant dependence)* được đưa ra bởi Lehmann (1966). Hai biến ngẫu nhiên phụ thuộc dương nếu xác suất cùng nhận giá trị nhỏ là cận trên của xác suất để biến cố đó xảy ra với điều kiện hai biến ngẫu nhiên độc lập.

Định nghĩa (Sự phụ thuộc dương) Hai biến ngẫu nhiên X_1 và X_2 được gọi là phụ thuộc dương (PQD) nếu:

$$P(X_1 \le x_1, X_2 \le x_2) \ge P(X_1 \le x_1) \times P(X_2 \le x_2) \text{ với mọi } (x_1, x_2) \in \square^2.$$

Bất đẳng thức PQD có thể được viết lại một cách dễ dàng theo ngôn ngữ copula: X_1 và X_2 là PQD nếu:

$$C(u_1, u_2) \ge u_1 u_2,$$

với mọi $(u_1, u_2) \in [0,1]^2$. Áp dụng công thức xác suất có điều kiện, bất đẳng thức PQD có thể viết lại thành:

$$P(X_1 \le x_1 | X_2 \le x_2) \ge P(X_1 \le x_1).$$

Một hạn chế tiêu biểu xuất hiện trong các ứng dụng tài chính là xác suất có điều kiện là một hàm không tăng của x_2. Điều này có thể phiên dịch thành xác suất để lợi suất theo giá hay chỉ số X_1 nhận giá trị nhỏ không làm tăng lợi suất theo giá hay chỉ số khác của X_2.

Định nghĩa (Sự giảm đuôi trái) Có thể nói rằng một biến ngẫu nhiên X_1 là giảm đuôi trái (Left tail decreasing - LTD) trong X_2, nếu hàm phân phối xác suất có điều kiện $P(X_1 \le x_1 | X_2 \le x_2)$ là hàm không giảm của x_2, với mọi $x_1 \in R$. Điều này tương đương với yêu cầu tỷ số $\frac{C(u_1, u_2)}{u_2}$ là không giảm theo u_2 với mọi $u_2 \in [0,1]$.

Hàm phân phối xác suất của cả giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất của n biến ngẫu nhiên $X_1, ..., X_n$ với các hàm phân phối xác suất $F_1, ..., F_n$ có thể được biểu diễn theo copula C của chúng. Cho $X_1, ..., X_n$ là các biến ngẫu nhiên với cùng một miền xác định J và đặt $m = \min(X_1, X_2, ..., X_n)$ và $M = \max(X_1, X_2, ..., X_n)$.

Vì $F_M(a) = P(M \le a) = P(X_1 \le a, X_2 \le a, ..., X_n \le a) = F(a, a, ...a)$, ta có:

$$F_{\max(X_1, X_2, ..., X_n)}(a) = C(F_1(a), F_2(a), ..., F_n(a)).$$

Hơn nữa, $F_m(a) = P(m \le a) = 1 - P(m > a) = 1 - P(X_1 > a, X_2 > a, ..., X_n > a)$, sao cho:

$$F_{\min(X_1, X_2, ..., X_n)}(a) = 1 - \overline{C}(F_1(a), F_2(a), ..., F_n(a)),$$

trong đó $a \in J$ và $\overline{C}$ là *survival copula* được xác định trong công thức (1) Phụ lục I.

Có nhiều dạng Copula được hình thành tùy thuộc vào cách tiếp cận. Tuy vậy, dù là dạng Copula nào thì cũng tồn tại một bộ tham số đặc trưng, nó cũng khái quát được mối quan hệ giữa các biến với nhau trong hàm phân phối đồng thời, chẳng hạn như độ dao động, mức tương quan.

Các hàm copula được sử dụng trong luận án thuộc một trong hai nhóm hàm copula eliptic và copula Ác-si-mét sau đây. Lý thuyết về các copula của hai họ copula này cũng được trình bày trong Phụ lục I. Sau đây, luận án chỉ trình bày những thông tin liên quan đến hệ số phụ thuộc đuôi của các copula đó.

Bảng 2.1. Một số họ copula và các hệ số phụ thuộc đuôi của chúng

Copula	$C(u,v)$	λ_L	λ_U
Gaussian	$\Phi_\rho\left(\Phi^{-1}(u),\Phi^{-1}(v)\right)$, trong đó Φ_ρ là ham phân phối xác suất Gauss chuẩn hóa hai biến với hệ số tương quan Pearson ρ và Φ^{-1} là hàm nghịch đảo của Φ	0	
Clayton	$\left(u^{-\alpha}+v^{-\alpha}-1\right)^{-1/\alpha}$ $\alpha>0$	$2^{-1/\alpha}$	0
Rotated Clayton	$u+v-1+C(1-u,1-v)$ trong đó C là copula Clayton	0	$2^{-1/\alpha}$
Plackett	$\left(\left(1+(\theta-1)(u+v)\right)-\frac{\sqrt{\left(1+(\theta-1)(u+v)\right)^2-4uv\theta(\theta-1)}}{2(\theta-1)}\right)$, với $0<\theta\neq 1$, uv, với $\theta=1$	0	
Frank	$\frac{1}{\alpha}\ln\left(1+\frac{\left(e^{\alpha u}-1\right)\left(e^{\alpha v}-1\right)}{\left(e^{\alpha}-1\right)}\right)$ $\alpha\neq 0$	0	
Gumbel	$\exp\left(-(-\ln u)^{\alpha}+(-\ln v)^{\alpha}\right)^{1/\alpha}$, $\alpha>1$	0	$2-2^{1/\alpha}$
Rotated Gumbel	$u+v-1+C(1-u,1-v)$ trong đó C là copula Gumbel	$2-2^{1/\alpha}$	0

Copula	$C(u,v)$	λ_L	λ_U
t-Student	$t_{v,r}\left(t_v^{-1}(u), t_v^{-1}(v)\right)$, trong đó $t_{v,r}$ là hàm phân phối xác suất t-Student hai biến với tham số r và số bậc tự do v, còn t_v^{-1} là nghịch đảo của hàm t_v	$2t_{v+1}\left(-\sqrt{\frac{(v+1)(1-r)}{(1+r)}}\right)$	
Symmetrised Joe-Clayton	$0.5\left(C_{\tau^U,\tau^L}(u,v)+u+v-1+C_{\tau^L,\tau^U}(1-u,1-v)\right)$, với $C_{\tau^U,\tau^L}(u,v)=1-\left\{\left[\left(1-(1-u)^{\kappa}\right)^{-\gamma}+\left[\left(1-(1-v)^{\kappa}\right)^{-\gamma}-1\right]\right]^{-1/\gamma}\right\}^{1/\kappa}$ trong đó $\kappa=1/\log_2\left(2-\tau^U\right), \gamma=-1/\log_2\left(\tau^L\right)$, và $\tau^U,\tau^L\in(0,1)$	τ^L	τ^U

Nguồn: Adam và các c.s, (2013).

Để ước lượng các tham số để xác định một copula trong một họ cho trước, chúng ta có thể sử dụng một trong ba phương pháp:

A. Phương pháp hợp lý tối đa chính xác (EML).

B. Phương pháp hàm suy diễn cho các biên duyên (IFM).

C. Phương pháp hạt nhân phi tham số (NK).

Chúng ta xét một quá trình ngẫu nhiên X *n*-chiều dừng. Các dữ liệu đầu vào gồm một chuỗi thời gian $\left(X_{1,t}, X_{2,t}, ..., X_{n,t}\right)_{t=1,...,T}$ của các vectơ mẫu theo thời gian tại các thời điểm $t=1,...,T$. Các dữ liệu này có thể là các chuỗi lợi suất của *n* giá tài sản tài chính quan sát được vào các ngày liên tục. Theo đó, chúng ta chỉ xét các phân phối liên tục. Đặc biệt, chúng ta cũng giả sử cả copula và các phân phối biên duyên đều liên tục. Việc ước lượng một mô hình thống kê nhiều chiều cần 3 bước:

(1) Chọn các phân phối biên duyên và ước lượng chúng trên dữ liệu chuẩn hóa;

(2) Chọn một họ các hàm copula biểu diễn cấu trúc phụ thuộc của dữ liệu nhiều chiều.

(3) Ước lượng các tham số của copula.

Bước đầu tiên sử dụng phương pháp ước lượng truyền thống của thống kê nhiều chiều. Bước thứ hai sử dụng một số tiêu chuẩn kiểm định đã biết như AIC, BIC, LL để lựa chọn copula phù hợp nhất với bộ dữ liệu cho trước. Bước cuối cùng được thực hiện

nhờ hàm hợp lý tối đa với kết quả lấy từ các bước trước. Phương pháp EML giải quyết (1) và (2) cùng lúc. Tuy nhiên, đổi lại, khi đó chúng ta phải thực hiện một thuật toán với các bước tính toán nặng nề. Phương pháp IMF tách các biến từ các kết quả ước lượng cấu trúc phụ thuộc và do đó hợp lý hơn trong tình huống mô tả cấu trúc copula cơ bản. Phương pháp hạt nhân phi tham số giả sử rằng không có dạng đặc biệt cho các hàm phân phối có liên quan trong quá trình ước lượng, nhưng nó lại đòi hỏi các tập dữ liệu phải đủ lớn.

Phương pháp ước lượng các hàm copula trong luận án là phương pháp IFM, nên tác giả chỉ trình bày nội dung phương pháp này.

Thuật toán (IFM)

1. Xác định các hàm lôga hợp lý L cho phân phối đồng thời, L_j cho biên duyên thứ j, và L_c cho hàm copula c:

$$\mathsf{L}(\omega,\theta)=\sum_{t=1}^{T}\ln c\left(F_1(x_{1t};\theta_1),F_2(x_{2t};\theta_2),\ldots,F_n(x_{nt};\theta_n);\omega\right)+\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{n}\ln f_j\left(x_{jt};\theta_j\right),$$

$$\mathsf{L}_{\mathrm{j}}\left(\theta_j\right)=\sum_{t=1}^{T}\ln f_j\left(x_{jt};\theta_j\right),$$

$$\mathsf{L}_{\mathrm{c}}(\omega)=\sum_{t=1}^{T}\ln c\left(F_1\left(x_{1t};\hat{\theta}_1\right),F_2\left(x_{2t};\hat{\theta}_2\right),\ldots,F_n\left(x_{nt};\hat{\theta}_n\right);\omega\right).$$

(Ở đây, vectơ $\theta=(\theta_1,\ldots,\theta_n)$ gồm tất cả các tham số của các phân phối biên duyên và vectơ ω gồm tất cả các tham số của copula).

2. Với mỗi biên duyên chuẩn hóa, ước lượng các tham số θ_j trên một miền compact Θ_j bằng phương pháp hợp lý tối đa (ML):

$$\hat{\theta}_j=\arg\max_{\theta_j\in\Theta_j}\mathsf{L}_{\mathrm{j}}\left(\theta_j\right).$$

3. Ước lượng các tham số ω của copula trên miền compact Ω bằng phương pháp hợp lý tối đa:

$$\hat{\omega}=\arg\max_{\omega\in\Omega}L_C(\omega)..$$

4. Tính $\hat{\beta}_{\mathrm{IFM}}=\left(\hat{\omega},\hat{\theta}\right)$.

Các ước lượng IFM giải hệ phương trình:

$$\left(\frac{\partial L_1}{\partial \theta_1},\ldots,\frac{\partial L_n}{\partial \theta_n},\frac{\partial L_c}{\partial \omega}\right)=0,$$

trong đó các kết quả MLE lấy từ việc giải phương trình:

$$\left(\frac{\partial L}{\partial \theta_1},\ldots,\frac{\partial L}{\partial \theta_n},\frac{\partial L}{\partial \omega}\right)=0.$$

Với các điều kiện chính quy, các ước lượng IFM dần tới phân phối chuẩn, tức là:

$$\sqrt{T}\left(\hat{\beta}_{\mathrm{IFM}}-\beta_0\right)\to N\left(0,\mathfrak{h}^{-1}(\beta_0)\right).$$

Ở đây $\mathfrak{h}(\beta_0)$ là ma trận thông tin Godambe:

$$\mathfrak{h}(\beta_0)=D^{-1}V\left(D^{-1}\right)^{\mathrm{T}},$$

$$D=E\left[\nabla_\beta s(\beta)\right],\ V=E\left[s(\beta)s(\beta)^{\mathrm{T}}\right] \text{ và } s(\beta)=\left(\partial L_1\partial\theta_1,\ldots,\partial L_n\partial\theta_n,\partial L_c\partial\theta_\omega\right)^{\mathrm{T}}.$$

Thuật toán mô phỏng copula (Cherubini và các cộng sự (2004))

Một phương pháp chung để mô phỏng các quan sát từ một copula cho trước là thực hiện các tính toán sử dụng cách tiếp cận trong trường hợp có điều kiện (conditional sampling). Để giải thích khái niệm này một cách đơn giản, chúng ta xét trường hợp copula hai chiều với tất cả các tham số đã biết (các tham số này cho trước hoặc có thể ước lượng được nhờ một số phương pháp thống kê). Nhiệm vụ là tạo ra các cặp (u,v) với u,v là các giá trị quan sát trong đoạn $[0,1]$ của các biến ngẫu nhiên *U* và *V* có phân phối chuẩn. Hai biến ngẫu nhiên *U* và *V* có hàm phân phối xác suất đồng thời là *C*. Để làm được điều đó chúng ta sử dụng phân phối có điều kiện

$$c_u(v)=\Pr\left(V\le v\middle|U=u\right)$$

là xác suất của *V* nhận giá trị không vượt quá *v* khi *U* nhận giá trị không vượt quá *u*.

Chúng ta đã có kết quả rằng

$$c_u(v)=\Pr\left(F_2\le v\middle|F_1=u\right)=\lim_{\Delta u\to 0}\frac{C(u+\Delta u,v)-C(u,v)}{\Delta u}=\frac{\partial C}{\partial u}=C_u(v),$$

trong đó $C_u(v)$ là đạo hàm riêng của *C* theo *u*. Chúng ta cũng biết $c_u(v)$ là hàm không giảm và xác định với hầu hết các giá trị của $v\in[0,1]$.

Với các kết quả này chúng ta tạo ra các cặp (u,v) cần tìm như sau:

- Tạo hai biến độc lập có phân phối đều $(u,w)\in[0,1]$. u là thành phần đầu tiên mà chúng ta đang tìm.

- Tìm hàm (tựa) – nghịch đảo của $c_u(v)$. Điều này phụ thuộc vào các tham số của copula là phụ thuộc vào u. Đặt $\upsilon = c_u^{-1}(w)$ để nhận được thành phần cần tìm thứ hai.

Thủ tục tổng quát như sau:

- Định nghĩa $C_i = C(F_1, F_2, ..., F_i, 1, 1, ..., 1)$ với $i = 2, 3, ..., n$.

- Tìm F_1 từ phân phối đều $U(0,1)$.

- Sau đó, tìm F_2 từ $C_2(F_2|F_1)$.

- Một cách tổng quát, tìm F_n từ $C_n(F_n|F_1, ..., F_{n-1})$.

Tương tự, chúng ta xét một n-copula $C = C(u_1, u_2, ..., u_n)$ và ký hiệu $C_k = C(u_1, u_2, ..., u_k, 1, ..., 1)$ với $k = 2, ..., n-1$ là các phân phối biên k-chiều của C, với $C_1(u_1) = u_1$ và $C_n(u_1, u_2, ..., u_n) = C(u_1, u_2, ..., u_n)$.

Vì $U_1, U_2, ..., U_n$ có hàm phân phối xác suất đồng thời là C, nên phân phối xác suất có điều kiện của U_k, khi đã biết trước các giá trị của $U_1, ..., U_{k-1}$, được xác định như sau:

$$C_k(u_k|u_1, ..., u_{k-1}) = \Pr(U_k \le u_k | U_1 = u_1, ..., U_{k-1} = u_{k-1})$$
$$= \frac{\left[\partial^{k-1} C_k(u_1, ..., u_k)\right] / \left[\partial u_1 ... \partial u_{k-1}\right]}{\left[\partial^{k-1} C_{k-1}(u_1, ..., u_{k-1})\right] / \left[\partial u_1 ... \partial u_{k-1}\right]}$$

Với $k = 2, ..., n$. Rõ ràng chúng ta giả sử rằng cả tử thức và mẫu thức đều tồn tại và mẫu thức phải khác không. Do đó chúng ta có thuật toán như sau:

- Mô phỏng biến ngẫu nhiên u_1 cho phân phối chuẩn $U(0,1)$

- Mô phỏng biến ngẫu nhiên u_2 từ $C_2(\cdot|u_1)$

- …

- Mô phỏng biến ngẫu nhiên u_n từ $C_n(\cdot|u_1, ..., u_{n-1})$

Để mô phỏng giá trị u_k từ $C_k(\cdot|u_1, ..., u_{k-1})$ chúng ta phải tạo ra v tuân theo phân

phối đều $U(0,1)$ sao cho $u_k = C_k^{-1}(\upsilon | u_1,...,u_{k-1})$ có thể tìm được từ phương trình $\upsilon = C_k(u_k | u_1,...,u_{k-1})$ nhờ phương pháp số học.

Các phương pháp số học này được đưa ra bởi Genest (1987) cho copula Frank. Phương pháp này của Genest (1987) cũng có thể áp dụng cho copula Clayton và copula Gumbel. Tuy nhiên phương pháp số học này đòi hỏi khối lượng tính toán khá nhiều nên Marshall và Olkin (1988) còn đưa ra thêm một phương pháp số học khác để cải tiến.

Cách tiếp cận có điều kiện nêu trên rất rõ ràng nhưng không thể tìm được hàm nghịch đảo bằng phương pháp giải tích. Trong tình huống này chúng ta phải sử dụng các thuật toán số học để xác định các thành phần cần tìm. Các thủ tục này cần sự hỗ trợ của các đoạn mã trong các phần mềm chuyên sâu.

2.2. Phương pháp hồi quy phân vị

Phương pháp hồi quy phân vị được Koenker và Bassett giới thiệu lần đầu tiên năm 1978. Thay vì ước lượng các tham số của hàm hồi quy trung bình bằng phương pháp OLS, Koenker và Bassett (1978) đề xuất việc ước lượng tham số hồi quy trên từng phân vị của biến phụ thuộc để sao cho tổng chênh lệch tuyệt đối của hàm hồi quy phân vị τ của biến phụ thuộc là nhỏ nhất. Tức là, thay vì xác định tác động biên của biến độc lập đến giá trị trung bình của biến phụ thuộc, hồi quy phân vị sẽ giúp xác định tác động biên của biến độc lập đến biến phụ thuộc trên từng phân vị của biến phụ thuộc đó.

2.2.1. Phân vị

Cho Y là một biến ngẫu nhiên có hàm phân phối xác suất là F_Y. Với $\tau \in (0;1)$ thì giá trị phân vị τ của Y là giá trị Q_τ sao cho:

$$P(Y < Q_\tau) \le \tau \le P(Y \le Q_\tau), \text{ hoặc } Q = \inf\{y : F_Y(y) \ge \tau\}.$$

Nếu Y là biến ngẫu nhiên liên tục thì $P(Y < y) = P(Y \le y) = F_Y(y)$, do đó $F_Y(Q_\tau) = \tau$.

Nếu F liên tục và tăng thì $Q_\tau = F_Y^{-1}(\tau)$.

Điều này có nghĩa là $100\tau\%$ số quan sát của Y có giá trị không vượt quá giá trị phân vị Q_τ và $100(1 - \tau)\%$ số quan sát của Y có giá trị không thấp hơn Q_τ.

2.2.2. Hồi quy phân vị

Tương tự phương pháp hồi quy, Koenker và Bassett (1978) đề xuất dạng mở

rộng của bài toán tìm Q_τ nói trên để tìm hàm $Q_\tau(Y|X)$. Phương pháp này gọi là phương pháp hồi quy phân vị. Giả sử ta có mẫu số liệu với các quan sát $(Y_i, X_i^{'})^{'}$, $i=\overline{1,n}$ với X_i là vectơ $k\times 1$. Biến phụ thuộc Y có dạng $Y_i = h(X_i, \beta_\tau) + u_{\tau i}$ trong đó $u_{\tau i}$ là sai số của quan sát thứ i khi xét tại phân vị τ thỏa $Q_\tau(u_{\tau i}|X_i) = 0$.

Khi đó, ta cần tìm hàm phân vị có điều kiện $Q_\tau(Y_i|X_i) = h(X_i, \beta_\tau)$ để hàm số $\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(Y_i - h(X_i, \beta_\tau))$ đạt giá trị nhỏ nhất. Tuy nhiên việc tìm hàm phân vị $Q_\tau(Y_i|X_i)$ cũng chính là tìm hệ số hồi quy β_τ. Bài toán trở thành tìm β_τ để cực tiểu biểu thức $\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(Y_i - h(X_i, \beta_\tau))$. Khi xét bài toán này trên một mẫu số liệu cụ thể sẽ thu được ước lượng của β_τ và ký hiệu là $\hat{\beta}_\tau$,

Nghĩa là $\hat{\beta}_\tau = \arg\min_{\beta_\tau \in R^k} \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(Y_i - h(X_i, \beta_\tau))$.

Nếu $h(X_i, \beta_\tau)$ là hàm tuyến tính, tức là $h(X_i, \beta_\tau) = X_i^{'}\beta_\tau$, thì

$$\hat{\beta}_\tau = \arg\min_{\beta_\tau \in R^k} \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau).$$

Đặt $V(\beta_\tau) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau)$.

Khi đó ta nhận được $\hat{\beta}_\tau = \arg\min_{\beta_\tau \in R^k} V(\beta_\tau)$.

và $Q_\tau(Y_i|X_i) = h(X_i, \hat{\beta}_\tau)$ trở thành *hàm hồi quy phân vị ở phân vị* τ.

Tương tự, hàm *hồi quy phân vị tuyến tính ở phân vị* τ có dạng $Q_\tau(Y_i|X_i) = X_i^{'}\hat{\beta}_\tau$.

Và hàm hồi quy phân vị tuyến tính mẫu ở phân vị τ sẽ là

$$Q_\tau(Y_i|X_i) = X_i^{'}\hat{\beta}_\tau \text{ hay } Y_i = X_i^{'}\hat{\beta}_\tau + u_{\tau i} \text{ với } Q_\tau(u_{\tau i}|X_i) = 0.$$

Giá trị $\hat{\beta}_\tau$ trong biểu thức trên tìm được bằng cách chọn tham số hồi quy phân vị sao cho hàm mục tiêu $V(\beta_\tau) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau)$ đạt giá trị nhỏ nhất. Khi đó, ước

lượng đạt được khi xét trên một mẫu số liệu, cụ thể là:

$$\hat{\beta}_\tau = \arg\min_{\beta_\tau \in R^k} V(\beta_\tau),$$

với $V(\beta_\tau) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \rho_\tau (Y_i - X_i^{'}\beta_\tau).$

Hàm mục tiêu $V(\beta_\tau)$ có thể có nhiều cách biểu diễn khác nhau.

$$V(\beta_\tau) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\tau - I_{\{Y_i - X_i^{'}\beta_\tau < 0\}}\right)(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau).$$

Hàm mục tiêu $V(\beta_\tau)$ có thể biểu diễn lại một cách tương đương

$$V(\beta_\tau, \tau) = \frac{1}{n}\left[\sum_{\{i|Y_i > X_i^{'}\beta_\tau\}} \tau.(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau) + \sum_{\{i|Y_i > X_i^{'}\beta_\tau\}} (\tau - 1).(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau)\right].$$

Cách viết này cho thấy việc ước lượng tham số trong hàm hồi quy ứng với phân vị τ là dựa trên toàn bộ mẫu số liệu. Mỗi quan sát được gán trọng số tương ứng. Cụ thể, những quan sát nằm phía trên đường hồi quy phân vị τ được gán trọng số τ và những quan sát nằm phía dưới được gán trọng số $1-\tau$.

Công thức $V(\beta_\tau)$ còn có thể được viết dưới dạng:

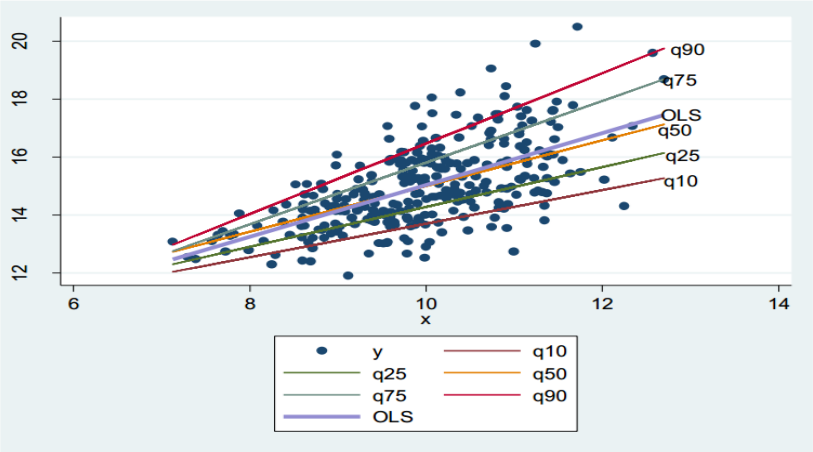
$$V(\beta_\tau, \tau) = \sum_{i=1}^{n}\left[\left(\tau - \frac{1}{2} + \frac{1}{2}\operatorname{sgn}(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau)\right).(Y_i - X_i^{'}\beta_\tau)\right].$$

Trong đó sgn(.) là hàm dấu, với $\operatorname{sgn}(z) = 1 - 2I_{\{z<0\}}$ với $I_{(.)}$ là hàm chỉ số.

Nếu $\tau = \frac{1}{2}$, hồi quy phân vị sẽ cho kết quả hàm hồi quy trung vị có điều kiện $Q_{0,5}(Y_i|X_i) = X_i^{'}\beta_{0,5}$. Đây cũng chính là lời giải của bài toán hồi quy theo phương pháp LAD (*Least Absolute Deviation* – Độ lệch tuyệt đối nhỏ nhất) rất phổ biến trong kinh tế lượng cổ điển.

$$\hat{\beta}_{LAD} = \arg\min_{\beta_{0,5} \in R^k}\left[\sum_{i=1}^{n}\left|Y_i - X_i^{'}\beta_\tau\right|\right].$$

Trong hồi quy phân vị, ứng với mỗi phân vị $\tau \in (0,1)$, ta có thể ước lượng được một hàm hồi quy. Hình 2.11 là một hình vẽ minh họa cho trường hợp hồi quy được thực hiện trên các phân vị 0,1 – 0,25 – 0,5 – 0,75 và 0,9.



Hình 2.1. Đồ thị biểu diễn các kết quả hồi quy phân vị của Y theo X

Nguồn: Trần Thị Tuấn Anh (2015).

Hồi quy bằng phương pháp OLS chỉ thu được một đường hồi quy duy nhất thể hiện giá trị trung bình có điều kiện của biến phụ thuộc Y theo các giá trị của biến độc lập X. Trong khi đó hồi quy phân vị cho thấy được nhiều hàm hồi quy tương ứng với từng phân vị của biến phụ thuộc.

Các tính chất của hồi quy phân vị có thể tìm thấy trong Koenker (2005) và Hao & Naiman (2007).

KẾT LUẬN CHƯƠNG 2

Trên cơ sở tổng hợp các tài liệu lý thuyết đã có, tác giả trình bày lại các nội dung về phương pháp sử dụng các hàm copula và phương pháp hồi quy phân vị. Hai phương pháp này được tác giả lựa chọn để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới, giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán Việt Nam trong Chương 3. Các kết quả nhận được từ hai phương pháp nghiên cứu này tiếp tục được ứng dụng trong đo lường rủi ro VaR, CVaR của danh mục đầu tư chỉ số trong Chương 4.

CHƯƠNG 3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU CẤU TRÚC PHỤ THUỘC GIỮA CÁC THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH

Chương này, tác giả đặt vấn đề nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán thế giới và thị trường chứng khoán Việt Nam tiếp cận bằng 2 phương pháp đã được thực nghiệm chứng minh là hữu ích trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc: phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị. Hai cách tiếp cận đều được thực hiện trên cùng một bộ số liệu để thuận tiện cho việc so sánh kết quả thực nghiệm và rút ra hàm ý chính sách. Ý tưởng vận dụng hai phương pháp này với dữ liệu trong giai đoạn trải qua khủng hoảng là để sử dụng một kịch bản trong quá khứ, minh chứng cho khả năng phản ánh tốt thực tế của hai mô hình. Trong tương lai, nếu trong quá trình theo dõi, cập nhật dữ liệu của các thị trường mà nhận thấy số liệu có "biểu hiện" như trong quá khứ thì có thể vận dụng các phương pháp này để đo lường cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường tài chính, phục vụ mục đích làm chính sách và ra quyết định đầu tư.

3.1. Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới

3.1.1. Mô tả số liệu

Các phân tích được thực hiện trên bộ dữ liệu gồm 4977 quan sát về chuỗi lợi suất của chỉ số TTCK Việt Nam (VNindex) và chuỗi lợi suất của một số một số TTCK thế giới trong giai đoạn từ 21/6/2004 đến 19/6/2014. Các chỉ số TTCK thế giới được nghiên cứu là Nhật Bản (Nikkei225), Pháp (CAC40), Anh (FTSE100), Indonesia (JCI), Úc (ASX), Singapore (STI), Hàn Quốc (Kospi), Trung Quốc (Đài Loan (Taiex), Thượng Hải (SSE), Hồng Kông (Hangseng)) và Mỹ (gồm 3 chỉ số S&P500, Dowjones và Nasdaq). Các TTCK trên được lựa chọn nghiên cứu với những lý do như sau:

- Quan hệ của Việt Nam với Mỹ: TTCK Mỹ là thị trường số một toàn cầu, có tầm ảnh hưởng hàng đầu tới nền kinh tế thế giới. Bởi vậy, việc luận án quan tâm nghiên cứu thị trường Mỹ nhằm thăm dò sự tác động của thị trường hàng đầu này tới thị trường Việt Nam, một thị trường nhỏ, mới nổi.

- Quan hệ của Việt Nam với Nhật Bản: Từ quan hệ Đối tác bền vững (7/2004), qua nhiều nấc tiến triển về quan hệ ngoại giao, đến năm 2014, Việt Nam và Nhật Bản đã tiến tới "Tuyên bố chung về việc thiết lập quan hệ Đối tác chiến lược sâu rộng vì hòa bình và phồn vinh ở Châu Á". Nhật Bản là nước tài trợ ODA lớn nhất cho Việt Nam, chiếm khoảng 30% tổng cam kết ODA của cộng đồng quốc tế đối với Việt Nam.

- Quan hệ của Việt Nam với Pháp, Anh: Đây là những nhà đầu tư quốc tế có tầm cỡ, đang được thu hút đầu tư vào Việt Nam. Theo số liệu của Cục Đầu tư nước ngoài (Bộ Kế hoạch và Đầu tư), tính đến năm 2007, Pháp hiện đứng thứ 9/77 quốc gia và vùng lãnh thổ có vốn đầu tư vào Việt Nam và đứng thứ hai trong khu vực châu Âu, chỉ sau Hà Lan. Trong khi đó, cũng theo số liệu của Cục Đầu tư nước ngoài (Bộ Kế hoạch và Đầu tư) tính đến ngày 20/6/2015, Anh có 206 dự án còn hiệu lực với tổng vốn đăng ký là 3,195 tỷ USD, đứng thứ 16/103 quốc gia và vùng lãnh thổ đầu tư có đầu tư tại Việt Nam. Những mối quan hệ của các đối tác mang tầm "lịch sử" này liệu có được phản ánh trên TTCK?

- Quan hệ của Việt Nam với Trung Quốc: Theo nhận định của tờ The Economist, Bắc Kinh, chứ không phải Oa-sinh-tơn, đang ngày càng trở thành nhân tố có những quyết định ảnh hưởng đến tình hình lao động, các công ty, TTTC và các nền kinh tế trên khắp thế giới. Luận án tìm hiểu mức độ ảnh hưởng của TTCK của quốc gia lớn mạnh này tới thị trường Việt Nam thông qua ba chỉ số đại diện là Đài Loan (Taiex), Thượng Hải (SSE), Hồng Kông (Hangseng).

- Quan hệ của Việt Nam với một số nước khối ASEAN: Trong đó có các quốc gia như Singapo, Inđônêsia. Cùng với Hàn Quốc, Nhật Bản, thì Singapo là một trong ba nước đứng đầu về tổng vốn đầu tư trực tiếp vào Việt Nam. Trong khi đó mối quan hệ giữa Inđônêsia với Việt Nam thiên về chính trị, văn hóa. Hai "trướng phái" quan hệ đối ngoại như vậy của Việt Nam trong khối ASEAN được phản ánh trong cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK như thế nào? Liệu trong tương lai có hứa hẹn những tích cực hay hướng điều chỉnh chính sách tài chính ra sao với hai nhóm quốc gia trong ASEAN, một nhóm hiện đã có quan hệ kinh tế sâu sắc, một nhóm chưa được nâng tầm quan hệ kinh tế?

- Quan hệ của Việt Nam với Hàn Quốc: Như đã đề cập ở trên, Hàn Quốc là một trong ba nước đứng đầu về tổng vốn đầu tư trực tiếp vào Việt Nam.

- Quan hệ của Việt Nam với Úc: Việt Nam là đối tác thương mại tăng trưởng nhanh nhất của Úc trong số các nước ASEAN. Xuất khẩu của Úc sang Việt Nam tăng trung bình 16% mỗi năm trong một thập kỷ qua. Thương mại hai chiều tăng từ 32,3 triệu USD năm 1990 lên 6 tỷ USD năm 2014. Đầu tư trực tiếp của Úc vào Việt Nam đạt 1,65 tỷ năm 2014. Úc cũng là đối tác phát triển quan trọng của Việt Nam.

Chuỗi VNindex được lấy từ trang hsx.vn, các chỉ số chứng khoán nước ngoài được lấy từ indexbook.net. Các chuỗi lợi suất của các cổ phiếu tính theo công thức:

$$R_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right),$$ với P_t là giá trị của chỉ số tại thời điểm t.

Các chuỗi lợi suất cũng được lấy một cách phù hợp để giải thích cho sự khác nhau về múi giờ giữa các nước. Với các nước có giờ giao dịch trong ngày trước Việt Nam, giá đóng cửa trong ngày của nước đó được ghép cặp với giá giao dịch chứng khoán của Việt Nam cùng ngày. Với các nước có giờ giao dịch trong ngày sau Việt Nam, giá đóng cửa ngày hôm trước của nước đó được ghép cặp với giá giao dịch chứng khoán của Việt Nam ngày hôm nay. Những ngày TTCK Việt Nam ngừng giao dịch, số liệu tương ứng được cắt bớt trên các TTCK thế giới để các chuỗi số liệu song hành. Giá trị tại thời điểm đóng cửa của các chỉ số TTCK được giả định bằng giá đóng cửa điều chỉnh, nghĩa là bỏ qua phần ảnh hưởng của cổ tức, và việc tách, thưởng cho phiếu lên chỉ số của cả thị trường. Bên cạnh đó, tuy các chỉ số TTCK các nước khác nhau được công bố là có cách tính khác nhau, theo phương pháp chỉ số giá bình quân Passcher hay theo phương pháp bình quân giản đơn, cũng không ảnh hưởng đến tính đại diện của chỉ số cho TTCK quốc gia đó. Các thống kê mô tả được cho trong Bảng 3.1.

Bảng 3.1. Mô tả thống kê chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán theo ngày từ 21/6/2004 đến 19/6/2014

	RVNINDEX	RSP500	RDOWJONES	RNASDAQ	RNIKKEI225	RCAC40	RFTSE100
Mean	0.000322	0.000224	0.000199	0.000325	0.000121	8.87E-05	0.000170
Maximum	0.077407	0.109572	0.105083	0.111594	0.132346	0.105946	0.093842
Minimum	-0.060547	-0.094695	-0.082005	-0.095877	-0.121110	-0.094715	-0.092646
Std. Dev.	0.016061	0.012915	0.011831	0.013841	0.015555	0.014481	0.012114
Skewness	-0.079267	-0.322134	-0.081145	-0.260351	-0.580718	0.042362	-0.141942
Kurtosis	4.160193	14.18258	14.10605	10.46932	11.77654	10.03448	11.85182
Jarque-Bera	141.6314	12959.50	12743.16	5790.731	8095.642	5112.014	8101.709
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	0.798083	0.555229	0.494101	0.804623	0.300852	0.220008	0.420990
Sum Sq. Dev.	0.639240	0.413295	0.346825	0.474746	0.599596	0.519659	0.363626

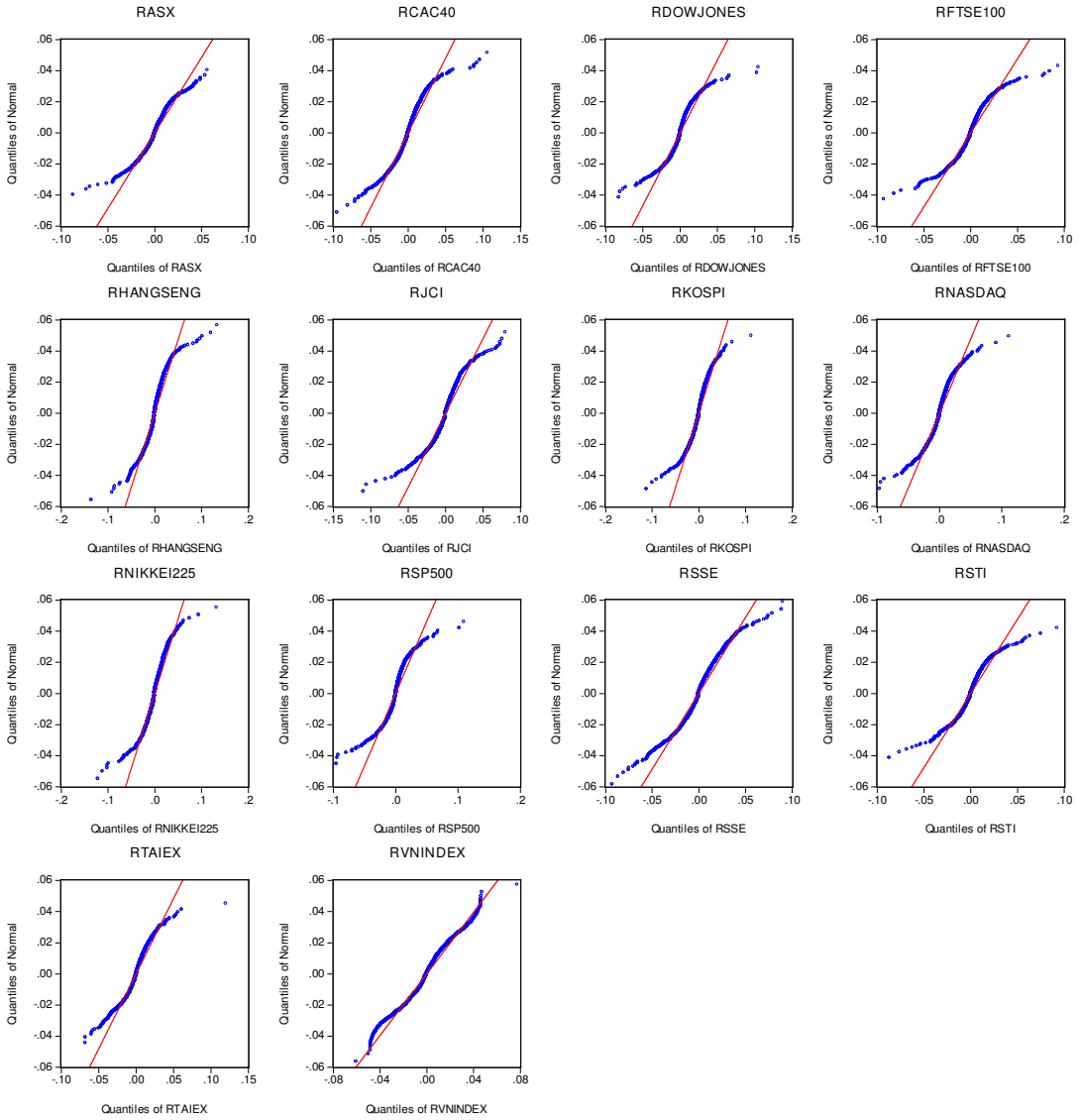
	RSTI	RSSE	RTAIEX	RKOSPI	RASX	RJCI	RHANGSENG
Mean	0.000240	0.000128	0.000209	0.000410	0.000181	0.000755	0.000272
Maximum	0.092447	0.090343	0.120089	0.112844	0.056282	0.080428	0.134068
Minimum	-0.086960	-0.092562	-0.067692	-0.111720	-0.087043	-0.109539	-0.135820
Std. Dev.	0.011806	0.016610	0.012690	0.013819	0.011333	0.014476	0.015881
Skewness	-0.121535	-0.283630	-0.172058	-0.559530	-0.441028	-0.589798	0.093608
Kurtosis	10.65927	6.692701	9.216968	10.67012	8.262310	10.18066	13.07592
Jarque-Bera	6065.642	1441.727	4004.526	6206.084	2940.706	5469.640	10490.21
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	0.594224	0.317346	0.517128	1.016592	0.448815	1.871522	0.673263
Sum Sq. Dev.	0.345384	0.683668	0.399057	0.473198	0.318259	0.519264	0.624979

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Nhìn chung, giá trị trung bình của các chuỗi lợi suất khá gần 0 trong hầu hết các trường hợp. Lợi suất trung bình cao nhất là của thị trường Inđônêsia (0,0755%), sau đó là thị trường Hàn Quốc (0,041%) và thị trường Mỹ (chỉ số NASDAQ: 0,0325%). Lợi suất trung bình thấp nhất là của thị trường Pháp (0,00887%). Trong số các thị trường được nghiên cứu không có thị trường nào thể hiện hiệu quả đầu tư thấp, tức là không có thị trường nào có trung bình của chuỗi lợi suất mang dấu âm. Bảng 3.1 cũng cho thấy giá trị trung bình của các lợi suất cũng tương đối nhỏ so với độ lệch chuẩn của các chuỗi này. Giá trị trung bình biến thiên từ 0,00887% đến 0,0755%, trong khi độ lệch chuẩn biến thiên từ 1,1333% (của thị trường Úc) đến 1,661% (của thị trường Trung Quốc), điều này thể hiện các chuỗi lợi suất có độ biến động tương đối cao. Thị trường Việt Nam có độ biến động cao thứ nhì, sau thị trường Trung Quốc, ở mức 1,6061%.

Hệ số bất đối xứng của tất cả các chuỗi lợi suất đều khác không và đa phần phân phối của các chuỗi lợi suất đều lệch trái, trừ một số chuỗi lợi suất có phân phối lệch phải là Pháp và Hồng Kông. Biểu đồ phân phối chuẩn Q-Q trong Hình 3.1 của tất cả các chuỗi lợi suất cho thấy các chuỗi này đều không có phân phối chuẩn. Bằng trực quan có thể thấy, các phần đuôi của các phân phối tách xa đường thẳng thể hiện phân phối chuẩn, điều này cho biết các chuỗi lợi suất có phân phối đuôi dày chứ không có phân phối chuẩn. Các chuỗi lợi suất cũng có hệ số nhọn khác nhau, biến thiên từ 4,16 (của thị trường Việt Nam) đến 14,18 (của thị trường Mỹ: chỉ số S&P500), cũng thể hiện các chuỗi lợi suất không có phân phối chuẩn. Điều này cũng được ủng hộ nhờ giá trị thống kê Jaque-Bera trong Bảng 3.1. Kiểm định Jaque-Bera, với giá trị xác suất tương ứng đều rất bé, tức là giả thuyết H_0 về tính phân phối chuẩn của các chuỗi lợi

suất bị bác bỏ, do đó việc sử dụng phân phối chuẩn để nghiên cứu dữ liệu chứng khoán trong trường hợp này là không phù hợp.



Hình 3.1. Đồ thị phân phối chuẩn Q-Q của các chuỗi lợi suất

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập

Hệ số phụ thuộc đuôi giữa chỉ số TTCK của Việt Nam với các TTCK thế giới nói trên được đo lường trong từng thời kỳ biến động của thị trường, đó là các giai đoạn trước, trong và sau khủng hoảng tài chính thế giới 2007-2008. Bởi lẽ khi thị trường có những biến động thì cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường cũng biến đổi theo. Nghiên cứu này cung cấp kết quả thực nghiệm cho nhận định định tính đó. Việc phân chia các giai đoạn nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc cũng đóng góp bằng chứng

thực nghiệm của hiệu ứng lan tỏa từ các TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam. Thời kỳ khủng hoảng được lựa chọn là từ 12/2/2008 đến 13/10/2009. Việc chọn thời kỳ khủng hoảng căn cứ theo diễn biến lịch sử của TTCK Việt Nam - biến phụ thuộc được nghiên cứu trong luận án, không đồng nghĩa với thời kỳ suy giảm của cả nền kinh tế Việt Nam. Sự khác biệt về cách phân chia giai đoạn nghiên cứu nhằm phục vụ mục tiêu nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trên TTTC.

3.1.2. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp copula

Hệ số tương quan tuyến tính giữa hai chuỗi lợi suất của TTCK Việt Nam với các chuỗi lợi suất còn lại trong thời kỳ trước, trong và sau khủng hoảng được trình bày trong các Bảng 3.2, 3.3 và 3.4, tương ứng. Hệ số tương quan tuyến tính là độ đo truyền thống của sự phụ thuộc đã được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu tài chính trước đây. Việc trình bày kết quả về hệ số tương quan tuyến tính giữa các cặp lợi suất nhằm mục đích so sánh với hệ số tương quan đo bằng phương pháp copula, nhằm cung cấp một bằng chứng thực nghiệm chứng tỏ rằng phương pháp copula cho kết quả về hệ số tương quan tốt hơn hệ số tương quan tuyến tính.

Bảng 3.2. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới thời kỳ trước khủng hoảng (21/6/2004 đến 11/2/2008)

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
ASX	0.083496 (2.513671) [0.0121]	CAC40	0.129048 (3.904082) [0.0001]	DOW JONES	0.087215 (2.626469) [0.0088]	FTSE100	0.120042 (3.627495) [0.0003]
HANGSENG	0.047230 (1.418474) [0.1564]	JCI	0.105771 (3.191027) [0.0015]	KOSPI	0.072932 (2.193790) [0.0285]	NASDAQ	0.092867 (2.798117) [0.0052]
NIKKEI225	0.122716 (3.709511) [0.0002]	SP500	0.088734 (2.672570) [0.0077]	SSE	0.019351 (0.580648) [0.5616]	STI	0.036225 (1.087475) [0.2771]
TAIEX	0.099486 (2.999465) [0.0028]						

Ghi chú: Giá trị thống kê T để trong ngoặc ( ), giá trị xác suất tương ứng để trong ngoặc [ ].

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Khi thực hiện phân chia thời kỳ, như trong giai đoạn trước khủng hoảng thì mức độ phụ thuộc của TTCK Việt Nam và TTCK các nước có sự thay đổi so với trước. Mức độ phụ thuộc được sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc là giữa TTCK Pháp, Nhật Bản, Anh, Inđônêsia, Đài Loan, Mỹ (Nasdaq, S&P500, Dowjones), Úc, Hàn Quốc, Hồng Kông, Singapo, Thượng Hải với TTCK Việt Nam. Dẫn đầu về mức độ phụ thuộc trong thời kỳ khủng hoảng là các thị trường phát triển, sau đó là các thị trường mới nổi khu vực châu Á như Inđônêsia, Đài Loan, tiếp theo là thị trường Mỹ, thị trường Úc, sau đó là các thị trường mới nổi còn lại khu vực châu Á.

Bảng 3.3. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới thời kỳ khủng hoảng (12/2/2008-13/10/2009)

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
ASX	0.271862 (5.748068) [0.0000]	CAC40	0.348567 (7.566860) [0.0000]	DOW JONES	0.382791 (8.430764) [0.0000]	FTSE100	0.351803 (7.646968) [0.0000]
HANGSENG	0.175505 (3.627295) [0.0003]	JCI	0.249142 (5.234337) [0.0000]	KOSPI	0.173192 (3.578010) [0.0004]	NASDAQ	0.368748 (8.071730) [0.0000]
NIKKEI225	0.314873 (6.750078) [0.0000]	SP500	0.383243 (8.442455) [0.0000]	SSE	0.112723 (2.308294) [0.0215]	STI	0.167989 (3.467354) [0.0006]
TAIEX	0.174399 (3.603721) [0.0004]						

Ghi chú: Giá trị thống kê T để trong ngoặc ( ), giá trị xác suất tương ứng để trong ngoặc [ ].

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Trong giai đoạn khủng hoảng, mức độ phụ thuộc được sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc là giữa TTCK Mỹ (S&P500, Dowjones, Nasdaq), Anh, Pháp, Nhật Bản, Úc, Inđônêsia, Hồng Kông, Đài Loan, Hàn Quốc, Singapo, Thượng Hải với K Việt Nam. Thứ tự về mức độ phụ thuộc giống như trong tình huống trước khủng hoảng.

Bảng 3.4. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới thời kỳ sau khủng hoảng (14/10/2009-19/6/2014)

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
ASX	0.163532 (5.652983) [0.0000]	CAC40	0.168514 (5.830174) [0.0000]	DOW JONES	0.180529 (6.259387) [0.0000]	FTSE100	0.151617 (5.231035) [0.0000]
HANGSENG	0.145898 (5.029340) [0.0000]	JCI	0.056228 (1.920561) [0.0000]	KOSPI	0.126709 (4.356242) [0.0000]	NASDAQ	0.187688 (6.516479) [0.0000]
NIKKEI225	0.146827 (5.062077) [0.0000]	SP500	0.188215 (6.535458) [0.0000]	SSE	0.102632 (3.518622) [0.0005]	STI	0.110109 (3.777984) [0.0000]
TAIEX	0.111497 (3.826224) [0.0000]						

Ghi chú: Giá trị thống kê T để trong ngoặc ( ), giá trị xác suất tương ứng để trong ngoặc [ ].

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Giai đoạn sau khủng hoảng, mức độ phụ thuộc được sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc là giữa TTCK Mỹ (S&P500, Nasdaq, Dowjones), Pháp, Úc, Anh, Nhật Bản, Hồng Kông, Hàn Quốc, Đài Loan, Singapo, Thượng Hải, Inđônêsia với TTCK Việt Nam. Vị trí ảnh hưởng hàng đầu vẫn là thị trường Mỹ, sau đó đến các thị trường phát triển châu Âu, châu Á và đến các thị trường mới nổi khu vực châu Á.

Trong cả 3 thời kỳ, tất cả các hệ số tương quan đều dương, tức là, các chuỗi lợi suất có xu hướng biến đổi cùng chiều. Trong mỗi thời kỳ, khi lợi suất của các chỉ số chứng khoán thế giới tăng/giảm thì chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán Việt Nam cũng tăng/giảm. Trong thời kỳ trước khủng hoảng, hệ số tương quan tuyến tính cao nhất là giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Pháp (12,9%), sau đó là giữa cặp Việt Nam-Nhật Bản (12,27%), Việt Nam-Anh (12%). Hệ số tương quan tuyến tính thấp nhất là 1,93% giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Trung Quốc (SSE). Trong thời kỳ khủng hoảng, hệ số tương quan tuyến tính cao nhất là giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Mỹ, cụ thể là VNINDEX-S&P500

(38,32%), sau đó là VNINDEX-DOWJONES (38,28%) và VNINDEX-NASDAQ (36,87%). Hệ số tương quan tuyến tính thấp nhất là 11,27% giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Trung Quốc (SSE). Tất cả các hệ số tương quan giữa các cặp lợi suất trong thời kỳ khủng hoảng đều tăng lên so với thời kỳ trước khủng hoảng, trừ cặp Việt Nam-Bungari. Đây là một dấu hiệu của hiệu ứng lan tỏa. Chúng ta xét tiếp thời kỳ sau khủng hoảng, để đánh giá sơ bộ tác động của hiệu ứng lan tỏa. Trong thời kỳ sau khủng hoảng, hệ số tương quan tuyến tính cao nhất lần lượt giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và ba chuỗi lợi suất của thị trường Mỹ: VNINDEX-NASDAQ (19,28%), VNINDEX-S&P 500 (18,67%), và VNINDEX-DOWJ ONES (18,54%). Hệ số tương quan tuyến tính thấp nhất là 5,62% giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Inđônêsia.

Hệ số tương quan tuyến tính là độ đo truyền thống của sự phụ thuộc. Nghiên cứu thực hiện tính toán hệ số tương quan tuyến tính nhằm đối chiếu với hệ số tương quan tính bởi copula. Như chúng ta đã biết, Copula Gauss được xem như copula của phân phối chuẩn đồng thời, nên chúng ta có thể so sánh tham số copula Gauss, trong các Bảng 3.5, 3.6, 3.7 với hệ số tương quan tuyến tính giữa cặp lợi suất của hai thị trường trong các Bảng 3.2, 3.3, 3.4 một cách tương ứng.

Bảng 3.5. Tham số thể hiện sự phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán thế giới sử dụng copula Gauss thời kỳ trước khủng hoảng (21/06/2004-11/2/2008)

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
ASX	0.092576515	CAC40	0.122659979	DOWJONES	0.089424205	FTSE100	0.114273461
HANGSENG	0.047256295	JCI	0.086453075	KOSPI	0.072254288	NASDAQ	0.103172525
NEIKKEI225	0.126838756	SP500	0.09445303	SSE	0.011323672	STI	0.045903134
TAIEX	0.091899175						

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Trong giai đoạn trước khủng hoảng thì mức độ phụ thuộc của TTCK Việt Nam và TTCK các nước có sự thay đổi so với khi không phân chia giai đoạn nghiên cứu. Mức độ phụ thuộc được sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc là giữa TTCK Nhật Bản, Pháp, Anh, hai chỉ số Nasdaq và S&P500 của thị trường Mỹ, Úc, Đài Loan, chỉ số Dowjones của thị trường Mỹ, Inđônêsia, Hàn Quốc, Hồng Kông, Singapo, Thượng Hải với TTCK Việt Nam. Dẫn đầu về mức độ phụ thuộc là thị

trường phát triển châu Á, châu Âu, thị trường Mỹ, sau đó là các thị trường mới nổi khu vực châu Á.

Bảng 3.6. Tham số thể hiện sự phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán thế giới sử dụng copula Gauss thời kỳ khủng hoảng (12/2/2008-13/10/2009)

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
ASX	0.267719562	CAC40	0.337763849	DOWJONES	0.368259003	FTSE100	0.346472396
HANGSENG	0.163712088	JCI	0.249008458	KOSPI	0.159054151	NASDAQ	0.361309495
NEIKKEI225	0.297671526	SP500	0.361512972	SSE	0.115493122	STI	0.140449679
TAIEX	0.165022848						

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Trong giai đoạn khủng hoảng, mức độ phụ thuộc được sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc là giữa TTCK Mỹ (Dowjones, S&P500, Nasdaq), Anh, Pháp, Nhật Bản, Úc, Inđônêsia, Đài Loan, Hồng Kông, Hàn Quốc, Singapo, Thượng Hải với TTCK Việt Nam. Thứ tự về mức độ phụ thuộc đã có sự thay đổi so với trước khủng hoảng. Ví trị số 1 về tác động trong khủng hoảng đến từ thị trường số 1 thế giới, sau đó mới tới các thị trường phát triển, cuối cùng là các thị trương mới nổi.

Bảng 3.7. Tham số thể hiện sự phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và một số chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán thế giới sử dụng copula Gauss thời kỳ sau khủng hoảng (14/10/2009-19/6/2014)

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
ASX	0.160513284	CAC40	0.17152381	DOWJONES	0.179887129	FTSE100	0.154920361
HANGSENG	0.14256399	JCI	0.041903058	KOSPI	0.126869805	NASDAQ	0.181407803
NEIKKEI225	0.151504783	SP500	0.181174215	SSE	0.090173055	STI	0.10240092
TAIEX	0.115419848						

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Giai đoạn sau khủng hoảng, mức độ phụ thuộc được sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc là giữa TTCK Mỹ (Nasdaq, S&P500, Dowjones), Pháp, Úc, Anh, Nhật Bản, Hồng Kông, Hàn Quốc, Đài Loan, Singapo, Thượng Hải, Inđônêsia với TTCK Việt Nam. Vị trí ảnh hưởng hàng đầu vẫn là thị trường Mỹ, sau đó đến các thị trường phát triển châu Âu, châu Á và đến các thị trường mới nổi khu vực châu Á.

Trong cả 3 thời kỳ, tất các hệ số phụ thuộc đều dương, tức là hầu hết các chuỗi lợi suất có xu hướng biến đổi cùng chiều. Trong mỗi thời kỳ, khi lợi suất của các chỉ số chứng khoán thế giới tăng/giảm thì chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán Việt Nam cũng tăng/giảm. Trong thời kỳ trước khủng hoảng, hệ số phụ thuộc cao nhất là giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Nhật Bản (12,68%), sau đó là giữa cặp Việt Nam-Pháp (12,27%), Việt Nam-Anh (11,43%). Hệ số phụ thuộc thấp nhất là 1,13% giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Trung Quốc. Trong thời kỳ khủng hoảng, hệ số phụ thuộc cao nhất là giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Mỹ (VNindex-Dowjones: 36,83%, VNindex-S&P500: 36,15%, VNindex-Nasdaq: 36,13%), sau đó là giữa cặp Việt Nam-Anh (34,65%), Việt Nam-Pháp (33,78%). Hệ số phụ thuộc thấp nhất là 11,55% giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Trung Quốc. Tất cả các hệ số phụ thuộc giữa các cặp lợi suất trong thời kỳ khủng hoảng đều tăng lên so với thời kỳ trước khủng hoảng, đây là một dấu hiệu của hiệu ứng lan tỏa. Mức độ tăng của hệ số phụ thuộc mạnh nhất, thể hiện hiệu ứng lan tỏa mạnh mẽ nhất, là từ các thị trường Mỹ, Anh, Pháp. Mức độ tăng của hệ số phụ thuộc yếu nhất, thể hiện hiệu ứng lan tỏa yếu nhất, như từ thị trường Trung Quốc. Kết quả này cũng phù hợp với vị thế ảnh hưởng số một của thị trường Mỹ với hầu hết các thị trường khác và hiệu ứng lan tỏa tới thị trường Việt Nam từ các nước lớn mạnh ở châu Âu. Chúng ta xét tiếp thời kỳ sau khủng hoảng, để nhận định sơ bộ tác động của hiệu ứng lan tỏa. Trong thời kỳ sau khủng hoảng, hệ số tương quan tuyến tính cao nhất lần lượt giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và ba chuỗi lợi suất của thị trường Mỹ: VNINDEX-NASDAQ (18,14%), VNINDEX-S&P500 (18,12%) và VNINDEX-DOWJONES (17,99%), và. Hệ số phụ thuộc thấp nhất là 4,19% giữa cặp lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và Inđônêsia. Có thể nhận thấy có sự thay đổi khi đo lường hệ số phụ thuộc bằng copula Gauss so với hệ số tương quan tuyến tính. Sự khác biệt cụ thể được trình bày trong Bảng 3.8 sau đây.

Bảng 3.8. Mức độ tăng/giảm (%) của hệ số phụ thuộc tính bởi copula Gauss so với hệ số tương quan tuyến tính của các cặp lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới trong từng thời kỳ

Hệ số / Chỉ số	Trước khủng hoảng			Khủng hoảng			Sau khủng hoảng		
	Hệ số tương quan tuyến tính	Hệ số phụ thuộc đo bởi Copula Gauss	Mức độ tăng/ giảm (%)	Hệ số tương quan tuyến tính	Hệ số phụ thuộc đo bởi Copula Gauss	Mức độ tăng/ giảm (%)	Hệ số tương quan tuyến tính	Hệ số phụ thuộc đo bởi Copula Gauss	Mức độ tăng/ giảm (%)
ASX	0.083496	0.09257651	10.88	0.271862	0.26771956	-1.52	0.163532	0.1605133	-1.85
CAC40	0.129048	0.12265997	-4.95	0.348567	0.33776384	-3.1	0.168514	0.1715238	1.79
DOWJONES	0.087215	0.08942420	2.53	0.382791	0.36825900	-3.8	0.180529	0.1798871	-0.36
FTSE100	0.120042	0.11427346	-4.81	0.351803	0.34647239	-1.52	0.151617	0.1549204	2.18
HANGSENG	0.04723	0.04725629	0.06	0.175505	0.16371208	-6.72	0.145898	0.142564	-2.29
JCI	0.105771	0.08645307	-18.26	0.249142	0.24900845	-0.05	0.056228	0.0419031	-25.48
KOSPI	0.072932	0.07225428	-0.93	0.173192	0.15905415	-8.16	0.126709	0.1268698	0.13
NASDAQ	0.092867	0.10317252	11.1	0.368748	0.36130949	-2.02	0.187688	0.1814078	-3.35
NIKKEI225	0.122716	0.12683875	3.36	0.314873	0.29767152	-5.46	0.146827	0.1515048	3.19
SP500	0.088734	0.09445303	6.45	0.383243	0.36151297	-5.67	0.188215	0.1811742	-3.74
SSE	0.019351	0.01132367	-41.48	0.112723	0.11549312	2.46	0.102632	0.0901731	-12.14
STI	0.036225	0.04590313	26.72	0.167989	0.14044967	-16.39	0.110109	0.1024009	-7
TAIEX	0.099486	0.09189917	-7.63	0.174399	0.16502284	-5.38	0.111497	0.1154198	3.52

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Trong đó, ở từng thời kỳ trước, trong và sau khủng hoảng, hệ số phụ thuộc đo bởi copula Gauss thay đổi so với hệ số tương quan tuyến tính mạnh nhất, tương ứng, ở các cặp Trung Quốc-Việt Nam (-41,48%), Singapo-Việt Nam (-16,39%), Inđônêsia-Việt Nam (-25,48%).

Chúng ta có thể nhận thấy việc mô tả mức độ phụ thuộc giữa các TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam trong toàn thời kỳ dường như không phù hợp bằng việc nghiên cứu thông qua phân chia thành các giai đoạn nghiên cứu trước, trong và sau khủng hoảng. Thời kỳ trước khủng hoảng, khi sử dụng hai phương pháp truyền thống (hệ số tương quan tuyến tính) và phương pháp hiện đại hơn (hệ số phụ thuộc đo bởi copula Gauss) cho kết quả không thống nhất về phương diện sắp xếp mức độ tác động từ mạnh đến yếu từ các TTCK thế giới đến Việt Nam. Tuy nhiên, thời kỳ trong và sau khủng hoảng hai phương pháp cho kết quả thống nhất về phương diện sắp xếp mức độ tác động từ mạnh đến yếu từ các TTCK thế giới đến Việt Nam. Mặc dù, hệ số phụ thuộc đo mức độ tác động của TTCK thế giới đến TTCK có sự khác nhau đáng kể. tác giả có thể tổng kết điều này trong Bảng 3.9 sau đây.

Bảng 3.9. Sắp xếp theo chiều giảm dần mức độ phụ thuộc của thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới

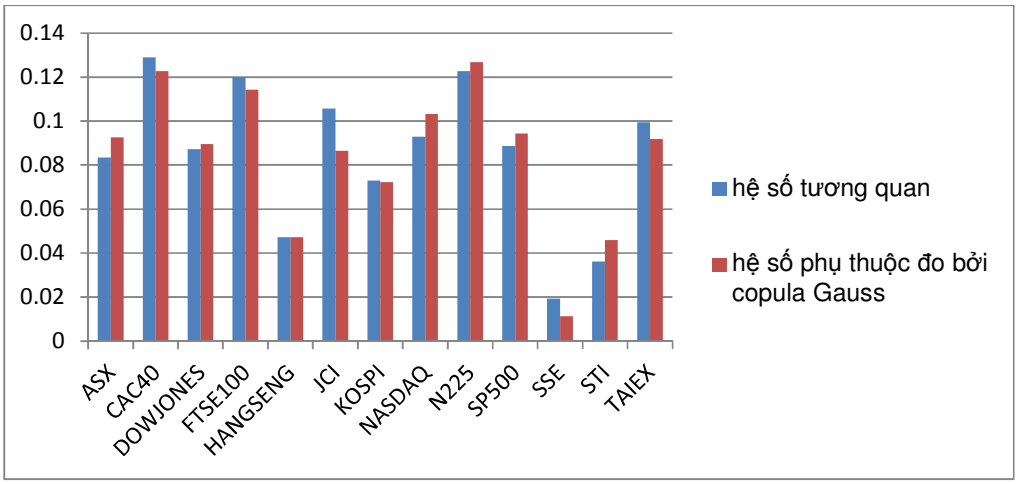
Thứ tự tác động	Trước khủng hoảng		Khủng hoảng		Sau khủng hoảng	
	Đo bởi hệ số tương quan tuyến tính	Đo bởi hệ số phụ của Copula Gauss	Đo bởi hệ số tương quan tuyến tính	Đo bởi hệ số phụ của Copula Gauss	Đo bởi hệ số tương quan tuyến tính	Đo bởi hệ số phụ của Copula Gauss
1	Pháp (0.129048)	Nhật Bản (0.1268388)	S&P500 (0.383243)	Dowjones (0.368259)	S&P500 (0.188215)	Nasdaq (0.1814078)
2	Nhật Bản (0.122716)	Pháp (0.12266)	Dowjones (0.382791)	S&P500 (0.361513)	Nasdaq (0.187688)	S&P500 (0.1811742)
3	Anh (0.120042)	Anh (0.1142735)	Nasdaq (0.368748)	Nasdaq (0.3613095)	Dowjones (0.180529)	Dowjones (0.1798871)
4	Inđônêsia (0.105771)	Nasdaq (0.1031725)	Anh (0.351803)	Anh (0.3464724)	Pháp (0.168514)	Pháp (0.1715238)
5	Đài Loan (0.099486)	S&P500 (0.094453)	Pháp (0.348567)	Pháp (0.3377638)	Úc (0.163532)	Úc (0.1605133)
6	Nasdaq (0.092867)	Úc (0.0925765)	Nhật Bản (0.314873)	Nhật Bản (0.2976715)	Anh (0.151617)	Anh (0.1549204)
7	S&P500 (0.088734)	Đài Loan (0.0918992)	Úc (0.271862)	Úc (0.2677196)	Nhật Bản (0.146827)	Nhật Bản (0.1515048)

Thứ tự tác động	Trước khủng hoảng		Khủng hoảng		Sau khủng hoảng	
	Đo bởi hệ số tương quan tuyến tính	Đo bởi hệ số phụ của Copula Gauss	Đo bởi hệ số tương quan tuyến tính	Đo bởi hệ số phụ của Copula Gauss	Đo bởi hệ số tương quan tuyến tính	Đo bởi hệ số phụ của Copula Gauss
8	Dowjones (0.087215)	Dowjones (0.0894242)	Inđônêsia (0.249142)	Inđônêsia (0.2490085)	Hồng Kông (0.145898)	Hồng Kông (0.142564)
9	Úc (0.083496)	Inđônêsia (0.0864531)	Hồng Kông (0.175505)	Đài Loan (0.1650228)	Hàn Quốc (0.126709)	Hàn Quốc (0.1268698)
10	Hàn Quốc (0.072932)	Hàn Quốc (0.0722543)	Đài Loan (0.174399)	Hồng Kông (0.1637121)	Đài Loan (0.111497)	Đài Loan (0.1154198)
11	Hồng Kông (0.04723)	Hồng Kông (0.0472563)	Hàn Quốc (0.173192)	Hàn Quốc (0.1590542)	Singapo (0.110109)	Singapo (0.1024009)
12	Singapo (0.036225)	Singapo (0.0459031)	Singapo (0.167989)	Singapo (0.1404497)	Thượng Hải (0.102632)	Thượng Hải (0.0901731)
13	Thượng Hải (0.019351)	Thượng Hải (0.0113237)	Thượng Hải (0.112723)	Thượng Hải (0.1154931)	Inđônêsia (0.056228)	Inđônêsia (0.0419031)

Ghi chú: Trong ngoặc ( ) là các hệ số tương quan và hệ số phụ thuộc của copula Gauss

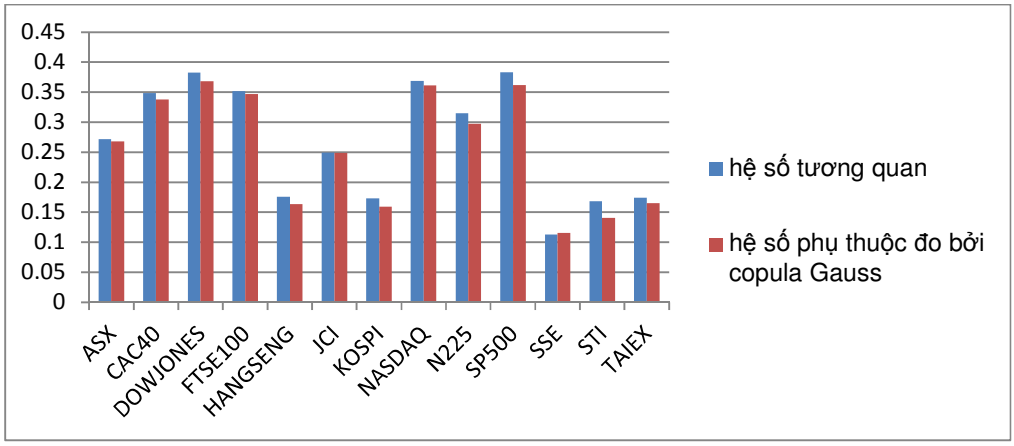
Nguồn: tác giả tổng hợp từ kết quả nhận được

Các biểu đồ sau thể hiện trực quan độ lớn và sự khác biệt khi đo lường mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất sử dụng hệ số tương quan tuyến tính và hệ số phụ thuộc đo bởi copula Gauss trong từng thời kỳ trước, trong và sau khủng hoảng.



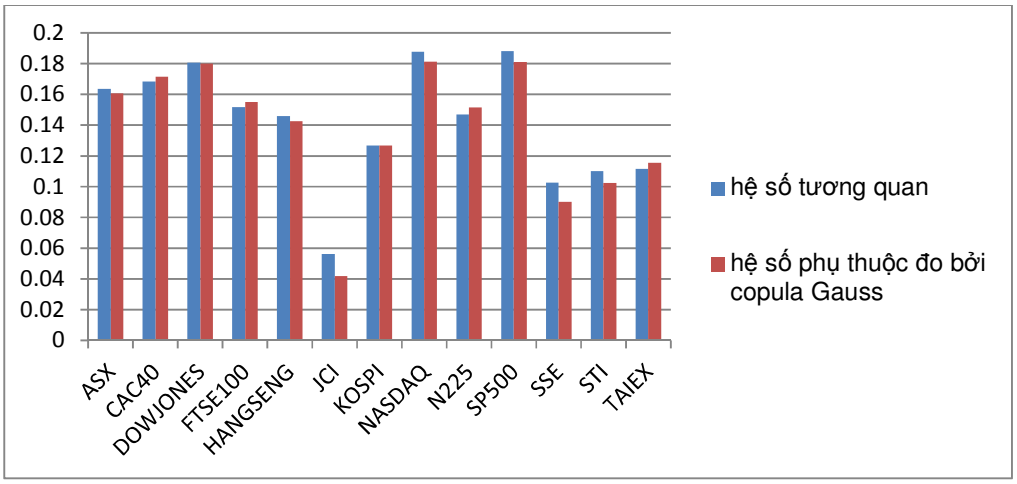
Hình 3.2. Đồ thị hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thời kỳ trước khủng hoảng

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập



Hình 3.3. Đồ thị hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thời kỳ khủng hoảng

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập



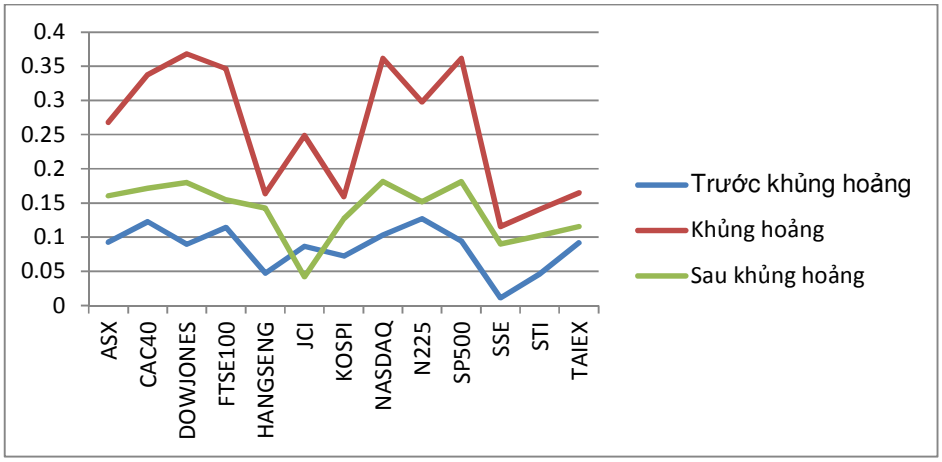
Hình 3.4. Đồ thị hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất thời kỳ sau khủng hoảng

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập

Hệ số phụ thuộc tương ứng tính bởi copula Gauss có khi tăng, có khi giảm so với hệ số tương quan tuyến tính.

Thời kỳ sau khủng hoảng, hệ số phụ thuộc giữa các cặp lợi suất đều giảm so với thời kỳ khủng hoảng. Thời kỳ sau khủng hoảng, hệ số phụ thuộc giữa thị trường Việt Nam và tất cả các thị trường đều tăng lên so với thời kỳ trước khủng hoảng. Như vậy, hiệu ứng lan tỏa tạo gây ra tác động đến sự phụ thuộc giữa các cặp lợi suất, khiến mức độ gắn kết giữa các thị trường trở nên mạnh mẽ hơn sau khủng hoảng.

Hình 3.5 sau đây thể hiện xu hướng biến đổi của hệ số phụ thuộc tính bởi copula Gauss giữa các cặp lợi suất trải qua 3 thời kỳ.



Hình 3.5. Đồ thị so sánh hệ số phụ thuộc giữa các chuỗi lợi suất chứng khoán thế giới và Việt Nam tính bằng copula Gauss trong 3 thời kỳ

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập

Một ứng dụng trong đo lường rủi ro trên TTTC Việt Nam trong tình huống này là tính hệ số phụ thuộc đuôi giữa các TTCK thế giới và Việt Nam. Để đo lường hệ số phụ thuộc đuôi giữa các chuỗi lợi suất chứng khoán, nghiên cứu sử dụng các hàm copula được đưa ra bởi Sklar (Nelsen, 2006). Đây là phương pháp gần đây được sử dụng nhiều trong phân tích tài chính với nhiều ưu điểm đã được trình bày ở phần tổng quan các phương pháp nghiên cứu. Ý tưởng này đã được thực hiện trong Boubaker và c.s (2011), trong đó các tác giả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số chứng khoán S&P 500 và 15 chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán khác trong thời kỳ trước và trong khủng hoảng để đưa ra bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa nhờ phương pháp copula. Boubaker đã sử dụng 5 copula: Gauss, Student, Clayton, Gumbel và Frank. Luận án này sử dụng 9 copula như trong Cuong và các c.s (2012), bao gồm các copula: Gauss, Clayton, Rotated-Clayton, Plackett, Frank, Gumbel, Rotated-Gumbel, Student, Symmetrised-Joe-Clayton (SJC) để đo lường hệ số phụ thuộc đuôi giữa chuỗi lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và các chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán của 16 thị trường mới nổi và 7 thị trường phát triển, trong cả 3 thời kỳ trước, trong và sau khủng hoảng. Từ đó đưa ra bằng chứng thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa từ các TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam. Trong Boubaker và c.s (2011) các tác giả tìm bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa thông qua sự thay đổi của các hệ số tương quan mô tả sự phụ thuộc chính là các tham số trong hàm copula và đề xuất một hướng nghiên cứu tiếp theo là tìm bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa thông qua sự thay đổi của các hệ số phụ thuộc đuôi. Hướng nghiên cứu được đề xuất đó sẽ được thực hiện trong luận án này.

Cụ thể, trong từng thời kỳ, trước, trong và sau khủng hoảng, tác giả lựa chọn copula phù hợp nhất với từng cặp chuỗi lợi suất, và tính các hệ số phụ thuộc đuôi đo lường bởi copula phù hợp nhất đó. Với kết quả thu được, tác giả so sánh các hệ số phụ thuộc đuôi trong thời kỳ khủng hoảng so với thời kỳ trước khủng hoảng để chỉ ra bằng chứng thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa. Bên cạnh đó, tác giả cũng so sánh hệ số phụ thuộc đuôi trong thời kỳ sau khủng hoảng với các thời kỳ trước để thể hiện tác động của hiệu ứng lan tỏa đến cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các TTCK thế giới và TTCK Việt Nam.

Bảng 3.10. Ý nghĩa của các tham số của copula

Copula	**Tham số 1**	**Tham số 2**	**Hệ số tương quan hạng**	**Hệ số tương quan Kendall**	**Hệ số phụ thuộc đuôi dưới**	**Hệ số phụ thuộc đuôi trên**
Normal	Hệ số tương quan $\rho \in (-1;1)$		$\frac{6}{\pi}\arcsin\rho$	$\frac{2}{\pi}\arcsin\rho$	0	0
Clayton	$\alpha > 0$		Không xác định	$\frac{\alpha}{\alpha+2}$	$2^{-\frac{1}{\alpha}}$	0
Rotated Clayton	$\alpha > 0$		Không xác định	$\frac{\alpha}{\alpha+2}$	0	$2^{-\frac{1}{\alpha}}$
Plackett	$\alpha > 0$		$\frac{\alpha^2 - 2\alpha\log\alpha - 1}{(\alpha-1)^2}$	Không xác định	0	0
Frank	$\alpha \neq 0$		$g_\rho(\alpha)$	$g_\tau(\alpha)$	0	0
Gumbel	$\alpha > 1$		Không xác định	$\frac{\alpha-1}{\alpha}$	0	$2 - 2^{\frac{1}{\alpha}}$
Rotated Gumbel	$\alpha > 1$		Không xác định	$\frac{\alpha-1}{\alpha}$	$2 - 2^{\frac{1}{\alpha}}$	0
Student	Hệ số tương quan $\rho \in (-1;1)$	Số bậc tự do $\nu > 2$	Không xác định	Không xác định	$g_T(\rho,\nu)$	$g_T(\rho,\nu)$
Symmetrised Joe-Clayton	Hệ số phụ thuộc đuôi trên τ^U	Hệ số phụ thuộc đuôi dưới τ^L	Không xác định	$\frac{2}{\pi}\arcsin\rho$	τ^L	τ^U

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Bảng 3.11, 3.12, 3.13 trình bày chi tiết sự lựa chọn copula tốt nhất và các tham số tương ứng của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Dowjones-Việt Nam, lần lượt trong 3 thời kỳ trước, trong và sau khủng hoảng. Copula tốt nhất được in đậm trong bảng. Trong số các copula được khớp, các tiêu chuẩn Log-Likelihood, AIC và BIC được sử dụng để chọn ra copula tốt nhất. Những kết quả tính toán này thu được nhờ code matlab tương tự như từ http://public.econ.duke.edu/~ap172/ như đã từng được sử dụng trong nhiều nghiên cứu trước, trong đó có Cuong (2009) với những chỉnh sửa phù hợp với số liệu đã thu thập. Nội dung chi tiết của code Matlab được trình bày trong Phụ lục VI. Để thuận tiện cho việc theo dõi các bảng kết quả, tác giả tổng kết lại ý nghĩa các tham số của copula trong Bảng 3.10 sau đây trên cơ sở tham khảo Bảng 3 trang 62 trong Patton (2011), cũng chính là các tham số tương ứng xuất hiện trong Bảng 2.1 Chương 2.

Trong Bảng 3.10 trên hệ số tương quan hạng của copula Frank được xác định bởi $g_\rho(\alpha) = 1 - 12\frac{D_1(\alpha) - D_2(\alpha)}{\alpha}$, và hệ số tương quan Kendall tau được xác định bởi $g_\tau(\alpha) = 1 - 4\frac{1 - D_1(\alpha)}{\alpha}$, trong đó là hàm "Debye". Hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc đuôi trên của copula Student là $g_T(\rho, \nu) = 2.F_{Studt}\left(-\sqrt{(\nu+1)\frac{\rho-1}{\rho+1}}, \nu+1\right)$.

Bảng 3.11. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán S&P500-Vnindex thời kỳ trước khủng hoảng và copula tốt nhất

Copula	TS 1	TS 2	LL	AIC	BIC	XH
Normal	0.0945		-4.0506	-8.0989	-8.0936	6
Clayton	**0.1222**		**-5.2774**	**-10.5525**	**-10.5472**	**1**
Rotated Clayton	0.0645		-1.4262	-2.8501	-2.8448	8
Plackett	1.3325		-4.0909	-8.1796	-8.1743	4
Frank	0.5729		-4.0643	-8.1265	-8.1212	5
Gumbel	1.1000		0.9265	1.8551	1.8604	9
Rotated Gumbel	1.1000		-2.5103	-5.0184	-5.0131	7
Student	0.0968	28.3497	-4.5432	-9.0820	-9.0714	3
Symmetrised Joe-Clayton	0.0000	0.0251	-4.8952	-9.7859	-9.7753	2

TS: Tham số, XH: Xếp hạng

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Bảng 3.12. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán S&P500-Vnindex thời kỳ khủng hoảng và copula tốt nhất

Copula	TS 1	TS 2	LL	AIC	BIC	XH
Normal	0.3615		-29.1319	-58.2591	-58.2494	4
Clayton	0.5001		-26.7108	-53.4168	-53.4071	5
Rotated Clayton	0.4323		-20.8607	-41.7165	-41.7068	9
Plackett	2.8879		-25.2874	-50.5700	-50.5603	7
Frank	2.1475		-24.2264	-48.4479	-48.4382	8
Gumbel	1.2701		-25.8372	-51.6696	-51.6599	6
Rotated Gumbel	1.2919		-30.2373	-60.4697	-60.4600	3
Student	0.3613	9.3289	-30.6863	-61.3629	-61.3435	2
Symmetrised Joe-Clayton	**0.1426**	**0.2389**	**-32.3301**	**-64.6507**	**-64.6313**	**1**

TS: Tham số, XH: Xếp hạng

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Bảng 3.13. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán S&P500-Vnindex thời kỳ sau khủng hoảng và copula tốt nhất

Copula	TS 1	TS 2	LL	AIC	BIC	XH
Normal	0.1812		-19.4409	-38.8800	-38.8757	5
Clayton	0.2326		-21.3561	-42.7105	-42.7062	3
Rotated Clayton	0.1546		-9.3883	-18.7749	-18.7706	9
Plackett	1.7206		-18.2604	-36.5191	-36.5147	6
Frank	1.0667		-17.7087	-35.4157	-35.4113	7
Gumbel	1.1026		-13.1608	-26.3199	-26.3156	8
Rotated Gumbel	**1.1268**		**-22.4243**	**-44.8468**	**-44.8425**	**1**
Student	0.1838	24.8697	-20.1393	-40.2753	-40.2666	4
Symmetrised Joe-Clayton	0.0017	0.1026	-22.3331	-44.6628	-44.6541	2

TS: Tham số, XH: Xếp hạng

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Với tình huống về cặp chỉ số lợi suất của S&P500 và VNINDEX, các copula tốt nhất tương ứng cho các giai đoạn trước, trong và sau khủng hoảng là copula Clayton, copula Symmetrised Joe-Clayton và copula Rotated Gumbel. Copula Clayton cung cấp thông tin về cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng với hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0 và hệ số phụ thuộc đuôi dưới khác 0. Copula Symmetrised Joe-Clayton cung cấp thông

tin về cấu trúc phụ thuộc đuôi hai phía nhưng hai hệ số phụ thuộc đuôi khác 0, nhưng không bằng nhau. Copula Rotated Gumbel cung cấp thông tin về hệ số phụ thuộc đuôi dưới còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. Xin nhắc lại rằng hệ số phụ thuộc đuôi trên thể hiện rằng hai chuỗi lợi suất của 2 thị trường có xu hướng cùng tăng còn hệ số phụ thuộc đuôi dưới thể hiện rằng hai chuỗi lợi suất của 2 thị trường có xu hướng cùng giảm.

Hoàn toàn tương tự, chúng ta thu được kết quả lựa chọn được copula tốt nhất cho từng cặp lợi suất chỉ số TTCK trong từng giai đoạn và các hệ số phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới tính nhờ các copula tốt nhất đó. Kết quả được trình bày trong Bảng 3.14 sau đây.

Bảng 3.14. Kết quả lựa chọn copula tốt nhất mô tả sự phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex từng thời kỳ và các hệ số phụ thuộc đuôi tương ứng

Chỉ số	Thời kỳ trước khủng hoảng			Thời kỳ khủng hoảng			Thời kỳ sau khủng hoảng		
	Copula tốt nhất	HSPTĐD	HSPTĐT	Copula tốt nhất	HSPTĐD	HSPTĐT	Copula tốt nhất	HSPTĐD	HSPTĐT
ASX	Student	0.075424	0.075424	Student	0.143839	0.143839	SJC	0.075397	0.002675
CAC40	Student	0.030584	0.030584	SJC	0.206112	0.140931	Rotated Gumbel	0.145784	0
Dow Jones	Clayton	0.002047	0	SJC	0.243407	0.143644	Rotated Gumbel	0.147431	0
FTSE100	Student	0.041068	0.041068	SJC	0.247832	0.119099	Student	0.01033	0.01033
HANGSENG	Student	0.005207	0.005207	Student	0.113082	0.113082	Rotated Gumbel	0.132465	0
JCI	Student	0.016339	0.016339	SJC	0.087053	0.107323	Clayton	3.39E-07	0
KOSPI	Clayton	0.000909	0	Student	0.087382	0.087382	Student	0.002906	0.002906
Nasdaq	Student	0.00432	0.00432	SJC	0.232965	0.144291	Clayton	0.054137	0
Nikkei225	Student	0.023073	0.023073	Student	0.137429	0.137429	Plackett	0	0
S&P 500	Clayton	0.0034	0	SJC	0.2389	0.1426	Rotated Gumbel	0.1501	0
SSE	Student	0.018035	0.137429	SJC	0.024462	0.009492	Student	0.012604	0.012604
STI	Student	0.045034	0.045034	Student	0.069408	0.069408	Clayton	0.007335	0
TAIEX	Student	0.006098	0.006098	Student	0.105694	0.105694	Clayton	0.008375	0

HSPTĐT: Hệ số phụ thuộc đuôi trên, HSPTĐD: Hệ số phụ thuộc đuôi dưới.

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Bảng 3.14 thể hiện, khi cuộc khủng hoảng tài chính thế giới xảy ra, các nhà đầu tư cần thay đổi phương pháp quản lý DMĐT của mình, thể hiện ở việc lựa chọn các copula khác nhau để đo lường cấu trúc phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chứng khoán. Điều này lại một lần nữa khẳng định có hiệu ứng lan tỏa từ các TTCK thế giới, bao gồm cả thị trường phát triển và mới nổi, tới TTCK Việt Nam. Hiệu ứng lan tỏa là một hình thái thể hiện cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC. Hiệu ứng lan tỏa không chỉ làm thay đổi mức độ phụ thuộc giữa các thị trường, thể hiện ở sự thay đổi của các hệ số phụ thuộc, mà còn làm thay đổi cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường, chẳng hạn như trước khủng hoảng, cấu trúc phụ thuộc giữa chuỗi lợi suất Dowjones của thị trường Mỹ và chuỗi lợi suất Vnindex của Việt Nam là cấu trúc bất đối xứng đo lường bởi copula bất đối xứng Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi trên còn hệ số phụ thuộc đuôi dưới bằng 0, còn trong và sau khủng hoảng, cấu trúc đã chuyển sang cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng nhưng dạng hàm copula SJC có cả hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới.

Bảng 3.15. Sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số S&P500 và Vnindex từng thời kỳ

<table>
<tr><th>Chỉ số</th><th>Thời kỳ trước khủng hoảng</th><th>Thời kỳ khủng hoảng</th><th>Thời kỳ sau khủng hoảng</th></tr>
<tr><td rowspan="2">S&P 500</td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ trước khủng hoảng có dạng bất đối xứng, được mô tả nhờ copula Clayton, với hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0 còn hệ số phụ thuộc đuôi dưới bằng 0,0034, sang thời kỳ khủng hoảng cấu trúc phụ thuộc vẫn có dạng bất đối xứng, nhưng được mô tả nhờ copula SJC, có hệ số phụ thuộc đuôi dưới bằng 0,2389 còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0,1426.
- Hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ sau khủng hoảng tăng 70 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng, ngoài ra thời kỳ khủng hoảng đã xuất hiện hệ số phụ thuộc đuôi trên.</td><td></td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng cấu trúc phụ thuộc vẫn có dạng đối xứng, được mô tả nhờ copula Rotated Gumbel, có hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0 và còn hệ số phụ thuộc đuôi dưới bằng 0,1501.
- Hệ số phụ thuộc đuôi dưới đã giảm so với thời kỳ khủng hoảng, chỉ còn bằng 62,83%, nhưng vẫn cao hơn 4 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.</td></tr>
</table>

Nguồn: phân tích của tác giả

Các cặp lợi suất khác cũng thể hiện sự thay đổi trong mức độ và/hoặc cấu trúc phụ thuộc tương tự. Và tác động của hiệu ứng lan tỏa từ các thị trường khác nhau tới thị trường Việt Nam là khác nhau, cần được xử lý thông tin theo các cách khác nhau. Có thể minh họa thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa lợi suất VNindex và S&P500 qua các thời kỳ như trong Bảng 3.15. Sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới khác và Vnindex từng thời kỳ được trình bày trong Phụ lục II.

Các nghiên cứu thực nghiệm với số chiều lớn hơn 2 để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa nhiều TTCK một cách đồng thời (từ 3 thị trường trở lên) gặp phải nhiều tính toán phức tạp. Đã có nghiên cứu đề cập đến vấn đề này như Lê Trung Thành và cộng sự (2016). Tuy nhiên trong nghiên cứu này, các tác giả chưa tìm được các tham số của copula, các tham số copula này mới là yếu tố mô tả cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường.

3.1.3. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp hồi quy phân vị

Dựa theo ý tưởng của Baur (2013), luận án này nghiên cứu cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK một số nước trong giai đoạn 2006-2015 bằng phương pháp hồi quy phân vị.

Mô hình nghiên cứu dựa theo Baur (2013):

$$y = x'\beta + \varepsilon \text{ với } Q_y\left(\mathrm{t}\middle|x\right) = x'\beta\left(\mathrm{t}\right). \tag{3.1}$$

trong đó, $Q_y\left(\mathrm{t}\middle|x\right)$ là phân vị có điều kiện thứ t của y được giả định là phụ thuộc tuyến tính đối với các biến độc lập *x*. Tác giả nghiên cứu sự phụ thuộc giữa *y* và *x* trên hai phương diện cấu trúc và mức độ phụ thuộc. Cấu trúc của sự phụ thuộc giữa *y* và *x* được xác định bởi vectơ các ước lượng phân vị

$$\hat{\beta} = \left(\hat{\beta}(\mathrm{t}=1),...,\hat{\beta}(\mathrm{t}=50),...,\hat{\beta}(\mathrm{t}=99)\right)'$$

Mức độ phụ thuộc dựa vào trung bình các ước lượng tại tất cả các mức phân vị, ký hiệu là $\bar{\hat{\beta}}$.Rõ ràng, mức độ phụ thuộc ở mỗi phân vị xác định cấu trúc của sự phụ thuộc giữa *y* và *x*.

Mô hình hồi quy chuỗi lợi suất của chỉ số TTCK Việt Nam (r) theo chỉ số TTCK của nước thứ i được ký hiệu là r_i:

$$Q_r\left(t\middle|X\right) = \alpha(t) + \beta(t)\, r_i + \gamma(t)\, r_i D_{crisis} + u(t). \tag{3.2}$$

Mô hình này ước lượng tác động của chỉ số TTCK nước thứ i lên các chỉ số của Việt Nam với điều kiện (phân vị t) của chuỗi lợi suất của chỉ số TTCK Việt nam, trong đó *γ (t)r$_i$Dcrisis* ngầm thể hiện sự khác nhau về mức độ và cấu trúc phụ thuộc trong khung cảnh động, tức là sự khác nhau trong thời kỳ bình thường và thời kỳ khủng hoảng, thể hiện qua biến giả *Dcrisis*. Biến giả nhận giá trị bằng 1 nếu quan sát vectơ r_i tại thời điểm trong giai đoạn khủng hoảng và bằng 0 trong các trường hợp còn lại. Các phân vị có thể được hiểu như là trạng thái của chuỗi lợi suất. Các mức phân vị thấp (ví dụ mức phân vị 5%) thể hiện trạng thái không tốt của thị trường Việt Nam, còn các mức phân vị cao (ví dụ mức phân vị 95%) thể hiện trái thái tốt của thị trường Việt Nam.

Cấu trúc của sự thay đổi do khủng hoảng giữa hai TTCK được xác định bởi vectơ các ước lượng phân vị $\hat{\gamma} = \left(\hat{\gamma}(t=1),...,\hat{\gamma}(t=50),...,\hat{\gamma}(t=99)\right)'$ của γ . Mức độ phụ thuộc trung bình thay đổi do khủng hoảng được xác định bởi trung bình các hệ số ước lượng của γ tại tất cả các mức phân vị, ký hiệu là $\bar{\hat{\gamma}}$. Nếu $\bar{\hat{\gamma}} > 0$ thì có sự thay đổi dương (tăng) về mức độ phụ thuộc trung bình so với mức độ phụ thuộc trung bình $\bar{\hat{\beta}}$, nếu $\bar{\hat{\gamma}} < 0$ thì có sự thay đổi âm (giảm) về mức độ phụ thuộc trung bình trong thời kỳ khủng hoảng so với mức độ phụ thuộc trung bình $\bar{\hat{\beta}}$. Chú ý rằng γ đo tác động biên trong thời kỳ khủng hoảng. Sự thay đổi tổng thể (hay toàn bộ) đối với một mức phân vị trong thời kỳ khủng hoảng nhận được bằng cách cộng các hệ số ước lượng β và γ tại mỗi mức phân vị t. Cấu trúc của sự phụ thuộc thay đổi nếu $\hat{\gamma}(t) \neq \hat{\gamma}(t^*)$ tại ít nhất hai t và t* và $t \neq t^*$. Tức là có một sự thay đổi về cấu trúc phụ thuộc nếu $\hat{\gamma}(t)$ không bằng nhau tại các mức phân vị khác nhau.

Tại từng mức phân vị, mô hình được ước lượng và thực hiện lần lượt các kiểm định:

- Dạng đúng của mô hình.
- Sự khác 0 của các hệ số hồi quy.
- Sự khác nhau của hệ số hồi quy của từng biến độc lập tại các mức phân vị khác nhau.

Phần này mô tả các kết quả ước lượng của hồi quy phân vị được xác định trong phương trình (3.2). Thời kỳ khủng hoảng vẫn được lựa chọn từ 11/2/2008 đến 13/10/2009.

Bảng 3.16 sau đây thể hiện tóm tắt kết quả ước lượng của mô hình (2) cho tình

huống thể hiện sự phụ thuộc của chỉ số VNindex vào chỉ số S&P500, được ước lượng tại 99 mức phân vị. Kết quả chi tiết được trình bày trong bảng đầu tiên của Phụ lục III. Chú ý rằng tham số $\hat{\gamma}$ chỉ mô tả sự thay đổi sự phụ thuộc trong thời kỳ khủng hoảng. Các tác động trong thời kỳ khủng hoảng nhận được bằng cách cộng các hệ số ước lượng tại mỗi mức phân vị. Bảng kết quả chỉ lưu lại những mô hình hồi quy tại các mức phân vị có các hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%.

Bảng 3.16. Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}(t \mid X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{SP500} + \gamma(t) r_{SP500} D_{crisis} + u(t)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.15	C	-0.013403	0.000472	-28.41748	0	0.045952
	RSP500	0.261324	0.036331	7.192881	0	
	DCRISIS*RSP500	0.113452	0.044675	2.539472	0.0112	
0.16	C	-0.012934	0.000474	-27.27044	0	0.046075
	RSP500	0.256301	0.036041	7.11135	0	
	DCRISIS*RSP500	0.128662	0.044245	2.907911	0.0037	
…	…	…	…	…	…	…
0.92	C	0.02171	0.000808	26.86976	0	0.029735
	RSP500	0.197241	0.095349	2.068625	0.0387	
	DCRISIS*RSP500	0.285783	0.104829	2.726174	0.0065	
0.93	C	0.023208	0.000859	27.00433	0	0.029995
	RSP500	0.227811	0.078884	2.887917	0.0039	
	DCRISIS*RSP500	0.240456	0.113469	2.119126	0.0342	

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Bảng 3.16 cho thấy một bức tranh chi tiết về mức độ phụ thuộc của TTCK Việt Nam và TTCK Mỹ tại từng mức phân vị và sự thay đổi mức độ phụ thuộc đó là do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính thế giới. Cụ thể, TTCK Việt Nam có xu hướng biến đổi cùng chiều với TTCK Mỹ, tức là có xu hướng cùng đi xuống trong thời kỳ khủng hoảng với TTCK Mỹ.

Bảng 3.17 sau đây tổng hợp ngắn gọn kết quả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và lợi suất các chỉ số TTCK thế giới. Kết quả chi tiết hồi quy phân vị từng mô hình được trình bày trong các bảng còn lại của Phụ lục III.

Bảng 3.17. Kết quả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex từng thời kỳ

Chỉ số	Thời kỳ không khủng hoảng		Tác động của khủng hoảng		Thời kỳ khủng hoảng	
	Các mức phân vị (%) tại đó hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê mức 5%	Mức độ phụ thuộc	Các mức phân vị (%) tại đó hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê mức 5%	Mức độ phụ thuộc	Các mức phân vị (%) tại đó hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê mức 5%	Mức độ phụ thuộc
ASX	1, 7- 90, 92, 93.	0.200042	1, 2, 14, 30-75, 89-93.	0.263926	1, 14, 30-75, 89, 90, 92, 93.	0.428938
CAC40	2, 6-88, 92-95	0.174397	10, 11, 13-92	0.235177	10, 11, 13-88, 92	0.3986
Dow Jones	3, 5-94	0.231938	12-73, 76-84, 86-90, 98, 99	0.227422	12-73, 76-84, 86-90	0.444114
FTSE100	2, 6-91, 93, 94	0.206849	12, 14-67, 69-93	0.254531	12, 14-67, 69-93	0.451687
HANG SENG	8-86, 98	0.127229	1, 2, 96-99	0.207768	98	0.1831
JCI	4-59, 63, 76-79, 82-88	0.10311	3, 10-28, 41-67, 69-91, 93, 94	0.230215	10-28, 41-59, 63, 76-79, 82-88	0.297004
KOSPI	8-90	0.126466	31, 32, 45-47, 49, 54-69, 72-76, 98	0.188216	31, 32, 45-57, 49, 54-69, 72-76	0.293685
Nasdaq	3, 5-90	0.194483	16-91, 95, 97-99	0.210806	16-47, 48-51, 52-90	0.376968
Nikkei225	3, 7-90, 96	0.148928	18-22, 31-83, 86-90, 92, 94-96	0.197428	18-22, 31-83, 86-90, 96	0.324133
S&P 500	3, 5-90, 93	0.221357	8, 15-93, 95, 97-99	0.206219	8, 15-90, 93	0.400324
SSE	1, 15-44, 60, 86, 87, 89-92	0.080912	1-6, 9, 97	0.187341	1	0.174203
STI	7-71	0.159247	89-93, 95-98	0.360199	0	0.360199
TAIEX	4, 7-78, 80-85, 87, 91-96	0.143838	27, 30, 43, 59-65, 82-86, 88	0.176443	27, 30, 43, 59-65, 82-85	0.287046

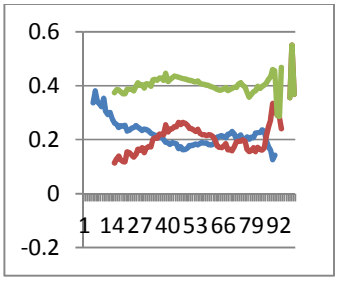
Nguồn: tác giả thống kê từ kết quả thực nghiệm

Từ các bảng này, chúng ta nhận thấy phương pháp hồi quy phân vị phương trình mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Hồng Kông chỉ cho kết quả các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê tại mức phân vị 98%, kết quả hồi quy phân vị phương trình mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Thượng Hải chỉ cho kết quả các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê tại mức phân vị 1%, kết quả hồi quy phân vị phương trình mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Singapo cho kết quả các hệ số hồi quy không có ý nghĩa thống kê tại mọi mức phân vị. Như vậy từ kết quả này có thể nói rằng không có sự phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với các TTCK Hồng Kông, Thượng Hải và Singapo. Hoặc chúng ta cần thêm các phương pháp khác nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường này hoặc có thể cần thay đổi sự lựa chọn giai đoạn khủng hoảng để khẳng định kết quả trên.

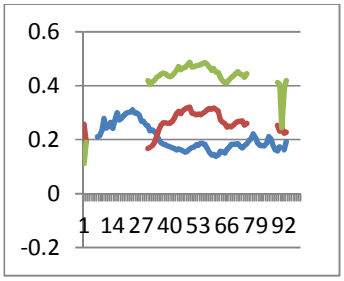
Tóm lại, kết quả hồi quy phân vị cho thấy cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với TTCK Mỹ, Nhật Bản, Anh, Pháp, Úc, Indonesia, Hàn Quốc và Đài Loan. Khi xảy ra khủng hoảng tài chính thế giới, mức độ phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với các TTCK Mỹ, Nhật Bản, Pháp, Anh, Úc và Inđônêxia, Hàn Quốc và Đài Loan đều tăng lên, với mức độ khác nhau, tăng mạnh là giữa TTCK Việt Nam và TTCK Mỹ, Anh, Pháp và Inđônêxia, tăng ít hơn giữa TTCK Việt Nam và TTCK Nhật Bản, Hàn Quốc và Đài Loan.

Mức độ phụ thuộc khi thị trường hoạt động bình thường, mức độ phụ thuộc do khủng hoảng gây ra và mức độ phụ thuộc trong thời kỳ khủng hoảng giữa TTCK Việt Nam và một số TTCK thế giới tại các mức phân vị khác nhau được minh họa trong Hình 3.6.

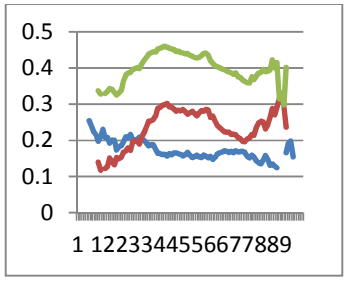
Trong Hình 3.6, trục tung thể hiện mức độ phụ thuộc, trục hoành thể hiện các mức phân vị khác nhau. Đường màu xanh nước biển thể hiện sự phụ thuộc trong thời kỳ các thị trường hoạt động bình thường (ngoài giai đoạn từ 11/2/2008 đến 13/10/2009), đường màu đỏ thể hiện sự thay đổi sự phụ thuộc do khủng hoảng gây ra, và đường màu xanh lá cây thể hiện sự phụ thuộc trong thời kỳ khủng hoảng (giai đoạn từ 11/2/2008 đến 13/10/2009). Các hình này thể hiện trực quan các kết quả nghiên cứu về sự thay đổi cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với các TTCK thế giới khi trải qua cuộc khủng hoảng tài chính thế giới.



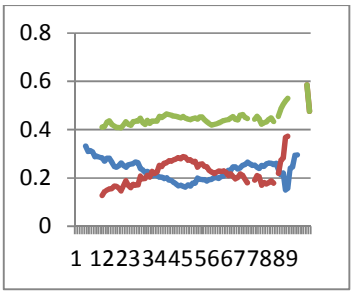
rVNindex – rSP500



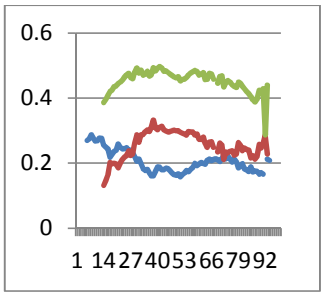
rVNindex – rASX



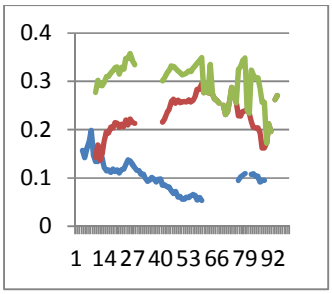
rVNindex – rCAC40



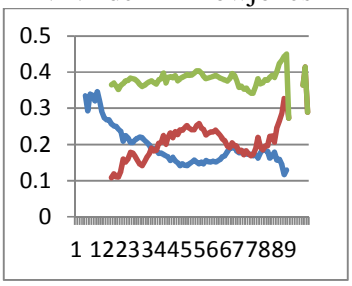
rVNindex – rDowjones



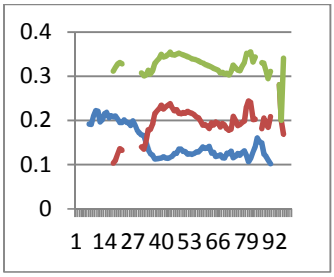
rVNindex – rFTSE100



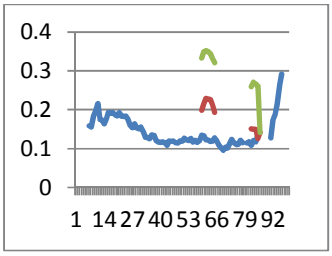
rVNindex – rJCI



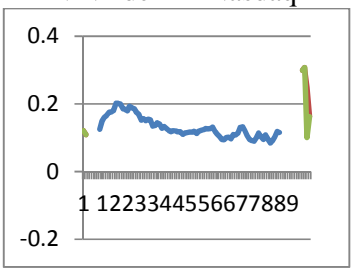
rVNindex – rNasdaq



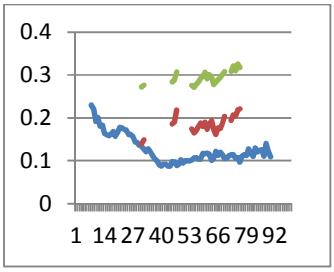
rVNindex – rNikkei225



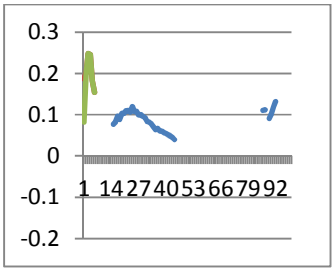
rVNindex – rTaiex



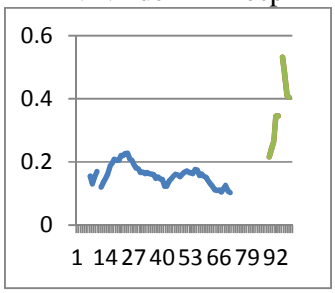
rVNindex – rHangseng



rVNindex – rKospi



rVNindex – rSse



rVNindex – rSti

Hình 3.6. Minh họa hình học sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập

3.1.4. So sánh và bình luận về kết quả thực nghiệm

Đối với phương pháp copula, việc lựa chọn các copula tốt nhất cho từng cặp lợi suất chứng khoán thể hiện việc lựa chọn mô hình tốt nhất để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các cặp lợi suất. Việc đo lường hệ số phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới của từng cặp lợi suất thể hiện mức độ phụ thuộc cực trị giữa các thị trường, tương ứng, thể hiện khả năng hai thị trường cùng bùng nổ hoặc cùng sụp đổ. Việc phân chia các giai đoạn nghiên cứu để đo lường mức độ và mô tả cấu trúc phụ thuộc được chính xác hơn vì khi có khủng hoảng tài chính xảy ra thì thường gây ra hiện tượng thay đổi cấu trúc (structure change), ngoài ra kết quả thực nghiệm có được giúp thể hiện một hình thái của cấu trúc phụ thuộc là hiệu ứng lan tỏa.

Cụ thể, kết quả thực nghiệm trên thể hiện rằng, tồn tại hiệu ứng lan tỏa từ tất cả các thị trường phát triển và mới nổi lên TTCK Việt Nam ở các mức độ khác nhau. Điều đó thể hiện ở việc hệ số phụ thuộc đuôi giữa các thị trường tăng lên một cách đáng kể khi có khủng hoảng. Các hệ số phụ thuộc đuôi này được tính nhờ copula tốt nhất trong từng giai đoạn với mỗi cặp lợi suất chứng khoán. Trong đó hiệu ứng nhanh và mạnh nhất là từ thị trường Mỹ sau đó là từ các thị trường lớn mạnh như Pháp, Anh, Nhật Bản, và các thị trường Hồng Kông, Inđônêsia, Hàn Quốc và Đài Loan. Kết quả về khẳng định vai trò chủ đạo của thị trường Mỹ với các thị trường mới nổi ở châu Á cũng đã được chỉ ra trong Masil and Masil (1999), Climent and Meneu (2003). Trong kết quả của Chang và c.s (2010) với số liệu chứng khoán của Việt Nam, Mỹ, Nhật Bản, Singapo và Trung Quốc cho thấy TTCK Việt Nam chịu tác động của thị trường Singapo. Trong luận án này, khi cập nhật dữ liệu chứng khoán từ 2004 đến 2014 thì kết quả cho thấy hiệu ứng lan tỏa từ thị trường Singapo nhưng ở mức độ yếu.

Đối với phương pháp hồi quy phân vị, chúng ta nhận thấy có cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Mỹ, Nhật Bản. Đây là kết quả phù hợp với thực tiễn và nhiều nghiên cứu khác, vì đây là những thị trường lớn mạnh của các cường quốc hàng đầu thế giới, chi phối nền kinh tế của nhiều quốc gia. Sau khi Việt Nam đăng cai tổ chức Hội nghị thượng đỉnh APEC 14 (2006), Mỹ đã dành cho Việt Nam quy chế thương mại bình thường vĩnh viễn (11/2006). Năm 2006, Việt Nam cũng gia nhập WTO. Và 2006 chính là năm bắt đầu cho giai đoạn bùng nổ của TTCK Việt Nam như trong phần tổng quan về TTCK Việt Nam được trình bày ở Chương 1. Điều này thể hiện rõ trong sự thay đổi cả về mức độ và cấu trúc phụ thuộc của TTCK Việt Nam với TTCK Mỹ ở trên. Còn Nhật Bản luôn là đối tác kinh tế quan trọng hàng đầu của Việt Nam. Trong số các quốc gia có dự án đầu tư

tại Việt Nam, Nhật Bản đứng thứ 3 về số vốn đăng ký nhưng đứng đầu về kim ngạch đầu tư đã đi vào thực hiện. Nhật Bản còn là nước tài trợ ODA lớn nhất cho Việt Nam.

Nghiên cứu cũng tìm thấy cấu trúc phụ thuộc của TTCK Việt Nam với TTCK Anh, Pháp, Úc, là các TTCK lâu đời và lớn mạnh phương Tây. Điều này thể hiện sự chuyển biến tích cực và cho thấy sự mở rộng hội nhập và vươn xa của TTCK Việt Nam tới các TTCK đó. Ngoài ra, TTCK Việt Nam cũng có cấu trúc phụ thuộc với TTCK Inđônêxia, một quốc gia trong khu vực ASEAN. Kết quả này cũng phù hợp với thực tế hợp tác Kinh tế - Thương mại - Đầu tư giữa Việt Nam và Inđônêxia ngày càng tăng. Kim ngạch thương mại hai chiều tăng trưởng tốt, đạt hơn 4,6 tỷ USD năm 2012, hướng tới mục tiêu 5 tỷ USD hoặc cao hơn nữa trước năm 2015.

Những kết quả về sự phụ thuộc này của TTCK Việt Nam với một số quốc gia trên phù hợp với thực tiễn rằng tính chất, quy mô và mức độ hội nhập của TTCK Việt Nam với TTCK thế giới và khu vực đã và đang có nhiều thay đổi thực sự đáng kể. Đặc biệt, sau khi trở thành thành viên của WTO, Việt Nam đã thực hiện đầy đủ và đúng lộ trình cam kết trong lĩnh vực tài chính nói chung và trong lĩnh vực dịch vụ chứng khoán nói riêng. Thành tựu quan trọng mà TTCK Việt Nam đạt được chính là sự gia tăng đáng kể của dòng vốn đầu tư gián tiếp vào thị trường trong nước. Sự có mặt của các nhà đầu tư nước ngoài, các quỹ đầu tư chứng khoán, các tập đoàn tài chính lớn sẽ góp phần chuyên nghiệp hóa TTCK Việt Nam, tăng cường mức độ phụ thuộc của TTCK Việt Nam với TTCK thế giới. Nghiên cứu này hướng tới những phân tích định lượng với mục đích đóng góp nguồn tham khảo tin cậy cho các nhà hoạch định chính sách và nhà đầu tư.

Kết quả còn chỉ ra là không có bằng chứng về sự phụ thuộc của TTCK Việt Nam và các TTCK Hồng Kông, Sing-ga-po và Thượng Hải. Việt Nam mới đặt quan hệ "đối tác chiến lược" với Sing-ga-po hai năm trở lại đây nhưng mối quan hệ đó lại không được thể hiện trong cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK hai nước. Việt Nam và Trung Quốc có mối quan hệ lâu đời, nhưng có thể TTCK không phải là kênh kinh tế mà Trung Quốc quan tâm đầu tư tại Việt Nam, thay vào đó là các hoạt động xuất nhập khẩu hàng hóa, dệt may, bất động sản,… Một kết quả khá ngạc nhiên ở đây, đó là theo Trang thông tin điện tử đầu tư nước ngoài thuộc Bộ kế hoạch và đầu tư, Cục đầu tư nước ngoài, khi đánh giá tình hình đầu tư nước ngoài 7 tháng đầu năm 2014, đã có 101 quốc gia và vùng lãnh thổ có đầu tư tại Việt Nam, trong đó Nhật Bản là nhà đầu tư lớn nhất với 2353 dự án còn hiệu lực, tổng vốn đăng ký 36

tỷ USD. Hàn Quốc đứng thứ 2 với 3901 dự án còn hiệu lực, tổng vốn đăng ký 32,8 tỷ USD. Tiếp theo là các nhà đầu tư Sing-ga-po, Đài Loan và Hồng Kông. Tuy nhiên phản ánh trong kết quả nghiên cứu ở đây về TTCK lại chỉ cho thấy cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Nhật Bản, và cấu trúc phụ thuộc yếu giữa TTCK Việt Nam với Đài Loan và Hàn Quốc, mà không tìm thấy cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với TTCK Sing-ga-po và Hồng Kông.

Từ các kết quả nghiên cứu này, có thể có một số khuyến nghị chính sách trong bối cảnh quốc tế hóa thương mại và tăng cường đầu tư trực tiếp nước ngoài, như sau: Các nhà hoạch định chính sách của Việt Nam có lẽ nên phát triển các chính sách hoặc khuyến khích tăng các hoạt động đầu tư chứng khoán với các TTCK mà Việt Nam ít phụ thuộc như Hồng Kông, Sing-ga-po và Thượng Hải, tăng cường hơn nữa quan hệ trên TTCK với Hàn Quốc, và cần quan tâm, theo dõi TTCK Sing-ga-po – một thị trường có đầu tư rộng rãi trong khu vực và trên thế giới. Cấu trúc phụ thuộc yếu giữa TTCK Việt Nam và TTCK Sing-ga-po hay Thượng Hải cần được xem xét nghiên cứu thêm.

Những thông tin nghiên cứu này còn hướng tới các nhà đầu tư muốn đa dạng hóa DMĐT gồm nhiều cổ phiếu trên sàn chứng khoán nhiều quốc gia. Các nhà đầu tư nên quan tâm đến tình hình TTCK các nước mạnh, các nước láng giềng, các nước có quan hệ thương mại khi quyết định đầu tư và quản lý DMĐT của mình, đồng thời có biện pháp phòng hộ rủi ro và xử lý kịp thời trước khi khủng hoảng tài chính thế giới (nếu có) đổ bộ vào thị trường trong nước.

Các kết quả ước lượng còn minh họa rằng sử dụng phương pháp hồi quy phân vị cung cấp một bức tranh chi tiết về sự phụ thuộc, làm sâu sắc hơn những hiểu biết về mối quan hệ giữa TTCK Việt Nam và thế giới, góp phần làm giàu thêm thông tin trong vấn đề này, vốn còn rất ít nghiên cứu.

Tổng kết lại, chúng ta có thể so sánh kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường chứng khoán thế giới và TTCK Việt Nam khi sử dụng 2 phương pháp đã được sử dụng trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC cho kết quả tốt, là phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị, như trong Bảng 3.18 sau đây.

Bảng 3.18. Kết quả mô tả sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex thời kỳ thị trường bình ổn và khủng hoảng

Các cặp lợi suất	Phương pháp copula			Phương pháp hồi quy phân vị		
	Thay đổi cấu trúc phụ thuộc	Thay đổi mức độ phụ thuộc	Bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa	Thay đổi cấu trúc phụ thuộc	Thay đổi mức độ phụ thuộc	Bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa
ASX-VNindex	Không	Có	Có	Có	Có	Có
CAC40- VNindex	Có	Có	Có	Có	Có	Có
DOWJONES- VNindex	Có	Có	Có	Có	Có	Có
FTSE100- VNindex	Có	Có	Có	Có	Có	Có
HANGSENG- VNindex	Không	Có	Có	Không	Có	Có
JCI- VNindex	Có	Có	Có	Có	Có	Có
KOSPI- VNindex	Có	Có	Có	Không	Có	Có
NASDAQ- VNindex	Có	Có	Có	Có	Có	Có
NIKKEI225- VNindex	Không	Có	Có	Có	Có	Có
S&P500- VNindex	Có	Có	Có	Có	Có	Có
SSE- VNindex	Có	Có	Có	Không	Có	Có
STI-VNindex	Không	Có	Có	Có	Có	Có
TAIEX- VNindex	Không	Có	Có	Không	Có	Có

Nguồn: tác giả tổng hợp từ kết quả nghiên cứu

Bảng 3.18 thể hiện một kết quả thực nghiệm khá thống nhất về hiện tượng lan tỏa từ một số TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam khi có khủng hoảng tài chính toàn cầu diễn ra.

3.2. Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam

3.2.1. Mô tả số liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu đóng cửa của chỉ số TTCK Việt Nam và tỷ giá một số đồng ngoại tệ với đồng Việt Nam. Các chuỗi số liệu được thu thập từ 02/01/2007 đến 15/10/2015, gồm 2160 quan sát. Do các ngày nghỉ lễ và giờ giao dịch lệch nhau giữa các thị trường, nên dữ liệu được điều chỉnh lại cho phù hợp. Chỉ số VNINDEX, thể hiện xu hướng giá cổ phiếu hằng ngày của TTCK Việt Nam, được lấy từ https://www.hsx.vn/. Tỷ giá giữa các đồng ngoại tệ và đồng Việt Nam được khai thác từ http://www.bloomberg.com, bao gồm tỷ giá của VND với các đồng tiền: của các nước hàng đầu thế giới: Đô la Mỹ USD, Nhân dân tệ Trung Quốc CNY, Yên Nhật JPY; của các nước Châu Âu, Mỹ: đồng tiền chung Châu Âu EUR, Franc Thụy Sĩ CHF, Krone Đan

Mạch DKK, Bảng Anh GBP, Krone Nauy NOK, Krone Thụy Điển SEK, Đô la Canada CAD; Đô la Úc AUD; hay của các nước láng giềng khu vực Châu Á: Đô la Hồng Kông HKD, Ringit Malaysia MYR, Đô la Singapo SGD, Bạt Thái THB. Tác giả khảo sát cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất VNindex với mỗi tỷ giá để tìm câu trả lời cho câu hỏi: vị trí độc tôn của Đô la Mỹ có còn phù hợp?

Chuỗi lợi suất của các chỉ số được xác định như sau: $r_t = \ln(p_t/p_{t-1})$, với p_t là giá trị của chỉ số tại thời điểm đóng cửa của ngày thứ t.

Bảng 3.19 sau đây thể hiện các thống kê mô tả của các chuỗi lợi suất.

Bảng 3.19. Thống kê mô tả các chuỗi lợi suất

	RAUD_VND	RCAD_VND	RCHF_VND	RCNY_VND	RDKK_VND	REUR_VND	RGBP_VND	RHKD_VND
Mean	0.000115	0.000106	0.000266	0.000249	8.38E-05	8.41E-05	4.05E-05	0.000155
Maximum	0.083601	0.038796	0.128744	0.032284	0.033856	0.033696	0.034073	0.032934
Minimum	-0.06921	-0.045	-0.0917	-0.04459	-0.05139	-0.05109	-0.05081	-0.046
Std. Dev.	0.009969	0.007289	0.008322	0.003054	0.007189	0.007192	0.006734	0.00286
Skewness	-0.39466	-0.19341	1.1073	-1.12523	-0.1188	-0.11779	-0.34267	-1.44794
Kurtosis	10.4885	6.12031	38.23892	52.44428	6.102681	6.045806	7.283602	69.46911
Jarque-Bera	5100.698	889.3247	112149.8	220380.1	871.0735	839.5303	1692.92	398203.2
Probability	0	0	0	0	0	0	0	0

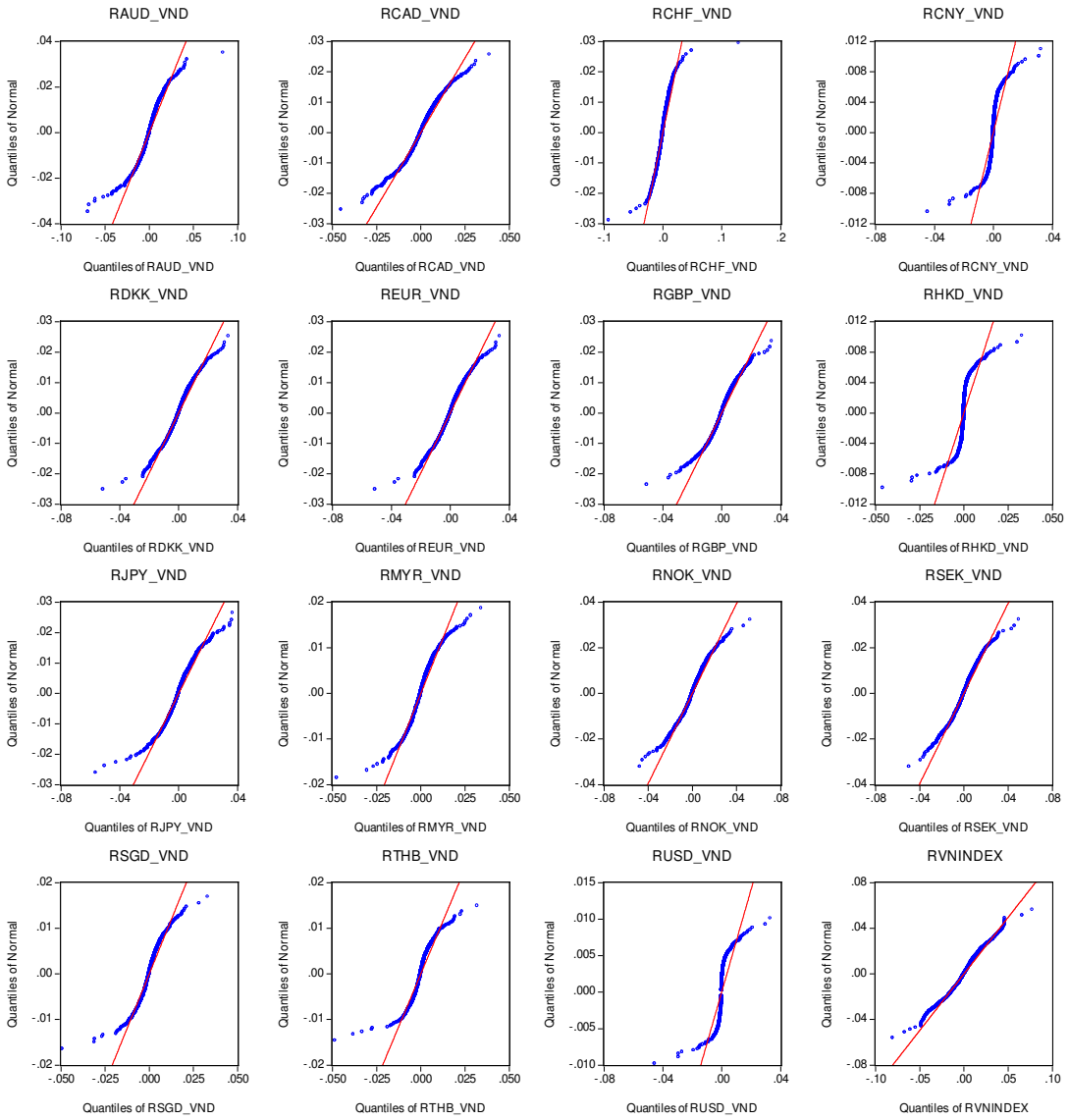
	RJPY_VND	RMYR_VND	RNOK_VND	RSEK_VND	RSGD_VND	RTHB_VND	RUSD_VND	RVNINDEX
Mean	0.000154	8.11E-05	3.08E-05	7.07E-05	0.000202	0.000155	0.000153	-0.0001
Maximum	0.03668	0.034187	0.052553	0.049908	0.033136	0.031851	0.033062	0.077407
Minimum	-0.05623	-0.04751	-0.04739	-0.04971	-0.04922	-0.04848	-0.04549	-0.08053
Std. Dev.	0.007507	0.005313	0.009194	0.009219	0.004759	0.004218	0.002842	0.016043
Skewness	-0.22217	-0.05965	-0.09642	-0.09859	-0.50146	-0.86107	-1.46601	-0.16417
Kurtosis	8.04292	9.812569	5.58217	5.30815	13.68102	21.31664	70.18734	4.414002
Jarque-Bera	2305.495	4176.346	603.1516	482.7558	10353.3	30447.76	406857.7	189.5612
Probability	0	0	0	0	0	0	0	0

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Nhìn chung, giá trị trung bình của các chuỗi lợi suất khá gần 0. TTCK Việt Nam thể hiện hiệu quả đầu tư tương đối thấp, thể hiện ở trung bình của chuỗi lợi suất VNindex âm. Trong khi TTNH có hiệu tư đầu tư khả quan hơn khi trung bình của chuỗi lợi suất tỷ giá mang dấu dương.

Hệ số bất đối xứng của tất cả các chuỗi lợi suất đều khác không và đều lệch trái. Biểu đồ phân phối chuẩn Q-Q trong Hình 3.7 của các chuỗi lợi suất cho thấy các chuỗi này đều không có phân phối chuẩn. Bằng trực quan có thể thấy, các phần đuôi của các

phân phối tách xa đường thẳng thể hiện phân phối chuẩn, điều này cho biết các chuỗi lợi suất có phân phối đuôi dày chứ không có phân phối chuẩn. Các chuỗi lợi suất cũng có hệ số nhọn khác nhau, lần lượt là 4,4 và 70,2, cũng thể hiện các chuỗi lợi suất không có phân phối chuẩn. Điều này cũng được ủng hộ nhờ giá trị thống kê Jaque-Bera trong Bảng 3.19. Kiểm định Jaque-Bera, với giá trị xác suất tương ứng đều rất bé, tức là giả thuyết H_0 về tính phân phối chuẩn của các chuỗi lợi suất bị bác bỏ, do đó việc sử dụng phân phối chuẩn để nghiên cứu dữ liệu chứng khoán trong trường hợp này là không phù hợp.



Hình 3.7. Đồ thị phân phối chuẩn Q-Q của các chuỗi lợi suất

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập

3.2.2. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp copula

Hệ số tương quan tuyến tính giữa hai chuỗi lợi suất của TTCK Việt Nam và tỷ giá VND/USD được trình bày trong Bảng 3.20. Hệ số tương quan tuyến tính là độ đo truyền thống của sự phụ thuộc đã được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu tài chính trước đây. Việc trình bày kết quả về hệ số tương quan tuyến tính giữa các cặp lợi suất nhằm mục đích so sánh với hệ số tương quan đo bằng phương pháp copula, nhằm cung cấp một bằng chứng thực nghiệm chứng tỏ rằng phương pháp copula cho kết quả về hệ số tương quan tốt hơn hệ số tương quan tuyến tính.

Bảng 3.20. Hệ số tương quan tuyến tính giữa các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và các chuỗi lợi suất tỷ giá

Indicies	Correlation	Indicies	Correlation	Indicies	Correlation
RAUD_VND	0.047247 (2.196759) [0.0281]	RCAD_VND	0.013874 (0.644414) [0.5194]	RCHF_VND	0.000922 (0.04283) [0.9658]
RCNY_VND	-0.032081 (-1.490741) [0.1362]	RDKK_VND	0.004989 (0.231694) [0.8168]	REUR_VND	0.004219 (0.195942) [0.8447]
RGBP_VND	0.010931 (0.507697) [0.6117]	RHKD_VND	-0.03464 (-1.609556) [0.1076]	RJPY_VND	-0.027922 (-1.297301) [0.1947]
RMYR_VND	0.081787 (3.81125) [0.0001]	RNOK_VND	0.021642 (1.005378) [0.3148]	RSEK_VND	0.016229 (0.753842) [0.451]
RSGD_VND	0.012908 (0.599536) [0.5489]	RTHB_VND	-0.006297 (-0.292466) [0.77]	RUSD_VND	-0.037987 (-1.76553) [0.0776]

Ghi chú: Giá trị thống kê T để trong ngoặc ( ), giá trị xác suất tương ứng để trong ngoặc [ ].

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Chỉ có hệ số tương quan tuyến tính giữa lợi suất chỉ số TTCK Vnindex và lợi suất tỷ giá AUD/VND và MYR/VND có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, và các hệ số tương quan này đều dương, thể hiện xu hướng biến đổi cùng chiều giữa hai thị trường. Hệ số tương quan tuyến tính là độ đo truyền thống của sự phụ thuộc, tuy nhiên khi các chuỗi lợi suất không có phân phối chuẩn thì độ đo này cho kết quả đo lường không còn chính xác nữa.

Để đo lường mức độ phụ thuộc và mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường, nghiên cứu sử dụng các hàm copula. Ở đây, 9 copula, bao gồm các copula: Gauss, Clayton, Rotated-Clayton, Plackett, Frank, Gumbel, Rotated-Gumbel, Student, Symmetrised-Joe-Clayton (SJC) được sử dụng để đo lường hệ số phụ thuộc đuôi giữa chuỗi lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và lợi suất chỉ số tỷ giá VND/USD.

Cụ thể, tác giả lựa chọn copula phù hợp nhất với cặp chuỗi lợi suất, và tính các hệ số phụ thuộc đuôi đo lường bởi copula phù hợp nhất đó. Bảng 3.21 sau đây trình bày chi tiết sự lựa chọn copula tốt nhất và các tham số tương ứng của copula cho cặp lợi suất chứng khoán và tỷ giá. Trong số các copula được khớp, các tiêu chuẩn Log-Likelihood, AIC và BIC được sử dụng để chọn ra copula tốt nhất.

Bảng 3.21. Ước lượng các tham số của copula cho cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Vnindex và tỷ giá VND/USD

Copula	TS 1	TS 2	LL	AIC	BIC	XH
Normal	-0.0505		-2.752	-5.5024	-5.5	2
Clayton	9.9e-05		0.004	0.0097	0.0123	6
Rotated Clayton	9.9e-05		0.0019	0.0047	0.007	5
Plackett	0.8545		-2.354	-4.7068	-4.704	3
Frank	9.9e-05		0.0015	0.004	0.007	4
Gumbel	1.1		27.482	54.965	54.968	9
Rotated Gumbel	1.1		26.82	53.642	53.645	8
Student	**-0.0437**	**4.928**	**-31.652**	**-63.301**	**-63.296**	**1**
Symmetrised Joe-Clayton	1.91e-06	1.91e-06	3.568	7.138	7.143	7

TS: Tham số, XH: Xếp hạng

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Vậy với cặp chỉ số lợi suất của VNINDEX và tỷ giá VND/USD, copula tốt nhất là copula Student. Copula này cung cấp một cấu trúc phụ thuộc đối xứng bao gồm sự phụ thuộc đuôi trái và phải, hai hệ số phụ thuộc đuôi này bằng nhau. Xin nhắc lại rằng hệ số phụ thuộc đuôi trên thể hiện rằng hai chuỗi lợi suất của 2 thị trường có xu hướng cùng tăng còn hệ số phụ thuộc đuôi dưới thể hiện rằng hai chuỗi lợi suất của 2 thị trường có xu hướng cùng giảm. Và tham số của copula student thể hiện sự phụ thuộc giữa hai chuỗi lợi suất là –0,0437 thể hiện mức độ phụ thuộc ngược chiều mạnh hơn so với hệ số tương quan tuyến tính là là –0,038.

Với từng cặp chỉ số lợi suất Vnindex và tỷ giá, các tính toán được thực hiện tương tự và thu được kết quả như trong Bảng 3.22 sau đây.

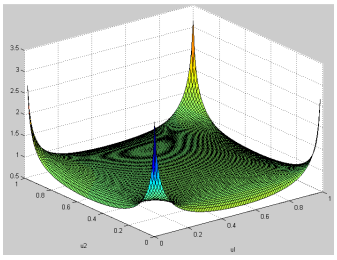
Bảng 3.22. Ước lượng các tham số của copula cho từng cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Vnindex và lợi suất tỷ giá và copula tốt nhất

Cặp lợi suất	Copual tốt nhất	Các tham số	
		Tham số thứ nhất	Tham số thứ hai
rvnindex-raud/vnd	Student	0.0277226	6.0587576
rvnindex-rcad/vnd	Student	0.0150808	6.4980146
rvnindex-rchf/vnd	Student	-0.0057305	7.9686994
rvnindex-rcny/vnd	Student	-0.0322446	6.6696631
rvnindex-rdkk/vnd	Student	-0.0074593	6.9071636
rvnindex-reur/vnd	Student	-0.0078109	6.9424635
rvnindex-rgbp/vnd	Student	-0.004537	6.8128855
rvnindex-rhkd/vnd	Student	-0.0325554	4.8707476
rvnindex-rjpy/vnd	Student	-0.0209216	5.9204782
rvnindex-rmyr/vnd	Student	0.0919734	18.813904
rvnindex-rnok/vnd	Student	0.0236537	6.8715753
rvnindex-rsek/vnd	Student	0.0100981	6.1662919
rvnindex-rsgd/vnd	Student	0.0124502	13.104438
rvnindex-rthb/vnd	Student	0.0184886	8.5263198
rvnindex-rusd/vnd	Student	-0.0436613	4.9280262

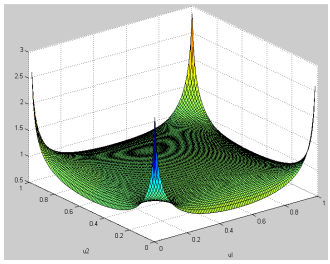
Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Copula tốt nhất cho từng cặp lợi suất đều là copula Student. Tham số thứ nhất đặc trưng cho hệ số tương quan, hay mức độ phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất. Lợi suất chỉ số TTCK có xu hướng biến đổi cùng chiều với lợi suất của các cặp tỷ giá đồng tiền Úc, Canada, Malaysia, Nauy, Thụy Điển, Singapo, Thái Lan so với đồng Việt Nam; nhưng lại có xu hướng biến đổi ngược chiều với lợi suất của các cặp tỷ giá đồng tiền Thụy Sĩ, Trung Quốc, Đan Mạch, đồng tiền chung Châu Âu, Anh, Hồng Kông, Nhật Bản so với đồng Việt Nam.

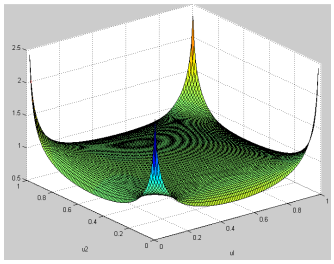
Hình 3.8 sau đây minh họa cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường.



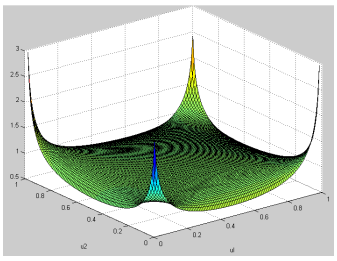
Rvnindex-raud/vnd



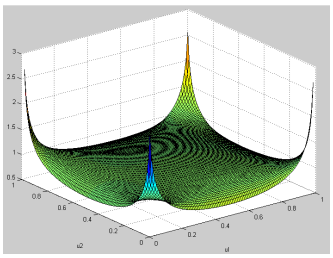
Rvnindex-rcad/vnd



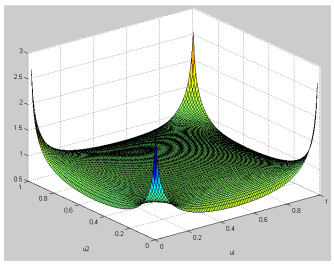
Rvnindex-rchf/vnd



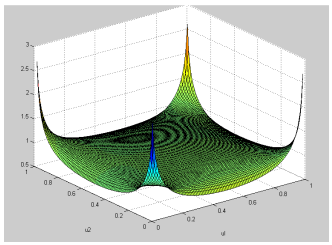
Rvnindex-rcny/vnd



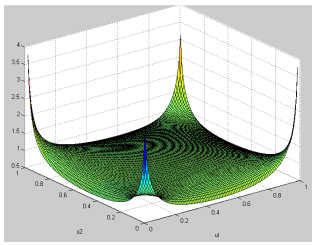
Rvnindex-rdkk/vnd



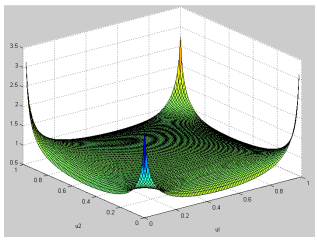
Rvnindex-reur/vnd



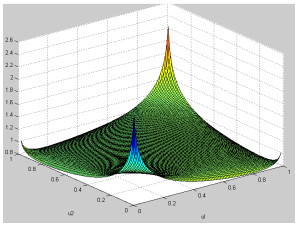
Rvnindex-rgbp/vnd



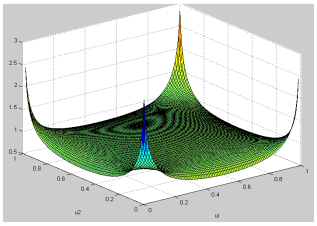
Rvnindex-rhkd/vnd



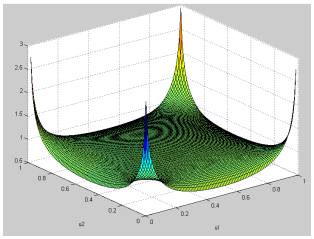
Rvnindex-rjpy/vnd



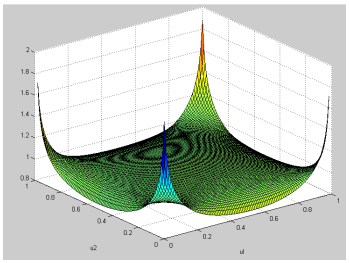
Rvnindex-rmyr/vnd



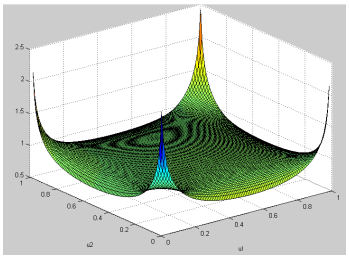
Rvnindex-rnok/vnd



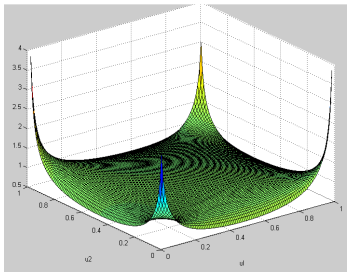
Rvnindex-rsek/vnd



Rvnindex-rsgd/vnd



Rvnindex-rthb/vnd



Rvnindex-rusd/vnd

Hình 3.8. Mật độ của *t*-copula Student mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường

Nguồn: tác giả vẽ sử dụng Matlab

Có thể nói, cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK và TTNH khá ổn định, trừ một tình huống giữa lợi suất chỉ số Vnindex và lợi suất tỷ giá đồng Myanma và đồng Việt Nam.

Một ứng dụng trong đo lường rủi ro trên TTTC Việt Nam trong tình huống này là đường hệ số phụ thuộc đuôi giữa TTNH và TTCK Việt Nam. Hệ số phụ thuộc đuôi giữa hai thị trường được tính như trong Bảng 3.23 sau.

Bảng 3.23. Ước lượng các tham số của copula cho từng cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Vnindex và lợi suất tỷ giá và copula tốt nhất

Cặp lợi suất	Copual tốt nhất	Xếp hạng mức độ phụ thuộc	Hệ số phụ thuộc đuôi	
			dưới	trên
rvnindex-rhkd/vnd	Student	1	0.04719	0.0471931
rvnindex-rusd/vnd	Student	2	0.04434	0.0443407
rvnindex-raud/vnd	Student	3	0.03599	0.0359919
rvnindex-rsek/vnd	Student	4	0.03224	0.032244
rvnindex-rjpy/vnd	Student	5	0.03159	0.0315893
rvnindex-rcad/vnd	Student	6	0.02885	0.0288471
rvnindex-rnok/vnd	Student	7	0.02584	0.0258372
rvnindex-rgbp/vnd	Student	8	0.02346	0.0234629
rvnindex-rdkk/vnd	Student	9	0.02231	0.0223089
rvnindex-rcny/vnd	Student	10	0.02209	0.0220896
rvnindex-reur/vnd	Student	11	0.02196	0.021961
rvnindex-rchf/vnd	Student	12	0.01473	0.0147255
rvnindex-rthb/vnd	Student	13	0.01337	0.013372
rvnindex-rsgd/vnd	Student	14	0.00231	0.002308
rvnindex-rmyr/vnd	Student	15	0.00062	0.0006226

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

3.2.3. Kết quả thực nghiệm sử dụng phương pháp hồi quy phân vị

Bảng 3.24 sau đây thể hiện kết quả ước lượng của mô hình thể hiện sự phụ thuộc của chuỗi lợi suất chỉ số VNindex và chuỗi lợi suất tỷ giá USD/VND, được ước lượng tại 99 mức phân vị. Bảng kết quả chỉ lưu lại những mô hình hồi quy tại các mức phân vị có các hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%.

Bảng 3.24. Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}(t \mid X) = \alpha(t) + \beta(t)\, r\mathrm{usd}/vn\mathrm{d} + u(t)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.03	C	-0.03415	0.001417	-24.10635	0	0.002308
	Rusd/vnd	-0.492361	0.133339	-3.69254	0.0002	
0.04	C	-0.030793	0.00111	-27.73072	0	0.002393
	Rusd/vnd	-0.377601	0.142319	-2.653213	0.008	
0.28	C	-0.007013	0.000458	-15.31359	0	0.001229
	Rusd/vnd	-0.275424	0.090957	-3.028079	0.0025	
0.29	C	-0.006326	0.000432	-14.64094	0	0.001551
	Rusd/vnd	-0.310649	0.080266	-3.870248	0.0001	
0.30	C	-0.005873	0.000418	-14.03517	0	0.001655
	Rusd/vnd	-0.302623	0.08111	-3.730998	0.0002	
0.31	C	-0.005578	0.00041	-13.60927	0	0.001817
	Rusd/vnd	-0.296125	0.083003	-3.567653	0.0004	
0.32	C	-0.005111	0.000391	-13.08238	0	0.001852
	Rusd/vnd	-0.309284	0.082469	-3.750302	0.0002	
0.33	C	-0.004837	0.000382	-12.65938	0	0.001727
	Rusd/vnd	-0.317589	0.08455	-3.756233	0.0002	
0.34	C	-0.004424	0.000371	-11.93707	0	0.001661
	Rusd/vnd	-0.270766	0.092414	-2.92992	0.0034	
0.35	C	-0.004121	0.000363	-11.35257	0	0.001622
	Rusd/vnd	-0.264105	0.09753	-2.707933	0.0068	
0.36	C	-0.003775	0.000354	-10.65362	0	0.001637
	Rusd/vnd	-0.256494	0.10259	-2.50018	0.0125	
0.37	C	-0.003488	0.000349	-9.99813	0	0.001659
	Rusd/vnd	-0.250192	0.103317	-2.421602	0.0155	
0.38	C	-0.003154	0.000344	-9.175893	0	0.001711
	Rusd/vnd	-0.248938	0.103839	-2.397343	0.0166	
0.39	C	-0.00276	0.000338	-8.164938	0	0.001779
	Rusd/vnd	-0.279255	0.106308	-2.626841	0.0087	
0.40	C	-0.002488	0.000336	-7.409235	0	0.001896
	Rusd/vnd	-0.300228	0.121523	-2.470541	0.0136	
0.41	C	-0.002242	0.000335	-6.698269	0	0.001843
	Rusd/vnd	-0.319214	0.150298	-2.123881	0.0338	
0.44	C	-0.001297	0.000331	-3.925617	0.0001	0.00163
	Rusd/vnd	-0.287847	0.144999	-1.985165	0.0473	
0.50	C	0.000372	0.00033	1.126532	0.2601	0.001278
	Rusd/vnd	-0.239964	0.117972	-2.034071	0.0421	
0.51	C	0.000653	0.000331	1.971264	0.0488	0.001182
	Rusd/vnd	-0.236086	0.117855	-2.003195	0.0453	
0.52	C	0.000911	0.000332	2.74249	0.0061	0.001058
	Rusd/vnd	-0.226522	0.113387	-1.997785	0.0459	
0.68	C	0.006312	0.00035	18.0089	0	0.000863
	Rusd/vnd	-0.332376	0.157586	-2.109164	0.035	
0.77	C	0.009495	0.000388	24.47554	0	0.001455
	Rusd/vnd	-0.322643	0.162645	-1.98372	0.0474	

Nguồn: tác giả tính toán từ số liệu đã thu thập

Bảng 3.24 cho thấy một bức tranh về mức độ phụ thuộc của chuỗi lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và chuỗi lợi suất tỷ giá USD/VND của TTNH tại từng mức phân vị. Cụ thể, TTCK Việt Nam có xu hướng biến đổi ngược chiều với tỷ giá ngoại hối. Nói về tương quan giữa hai thị trường, Yến và Sơn (2014) đã khẳng định "ảnh hưởng của tỷ giá đến biến động giá cổ phiếu và TTCK không xác định rõ chiều hướng cụ thể mà phụ thuộc vào từng trường hợp cụ thể", trường hợp của luận án là mối tương quan trong giai đoạn 2007-2015.

Bảng 3.25 sau đây tổng hợp ngắn gọn kết quả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và lợi suất từng tỷ giá trên TTNH. Kết quả chi tiết hồi quy phân vị từng mô hình được trình bày trong Phụ lục IV.

Bảng 3.25. Kết quả mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất chỉ số chứng khoán Việt Nam và lợi suất từng tỷ giá trên thị trường ngoại hối

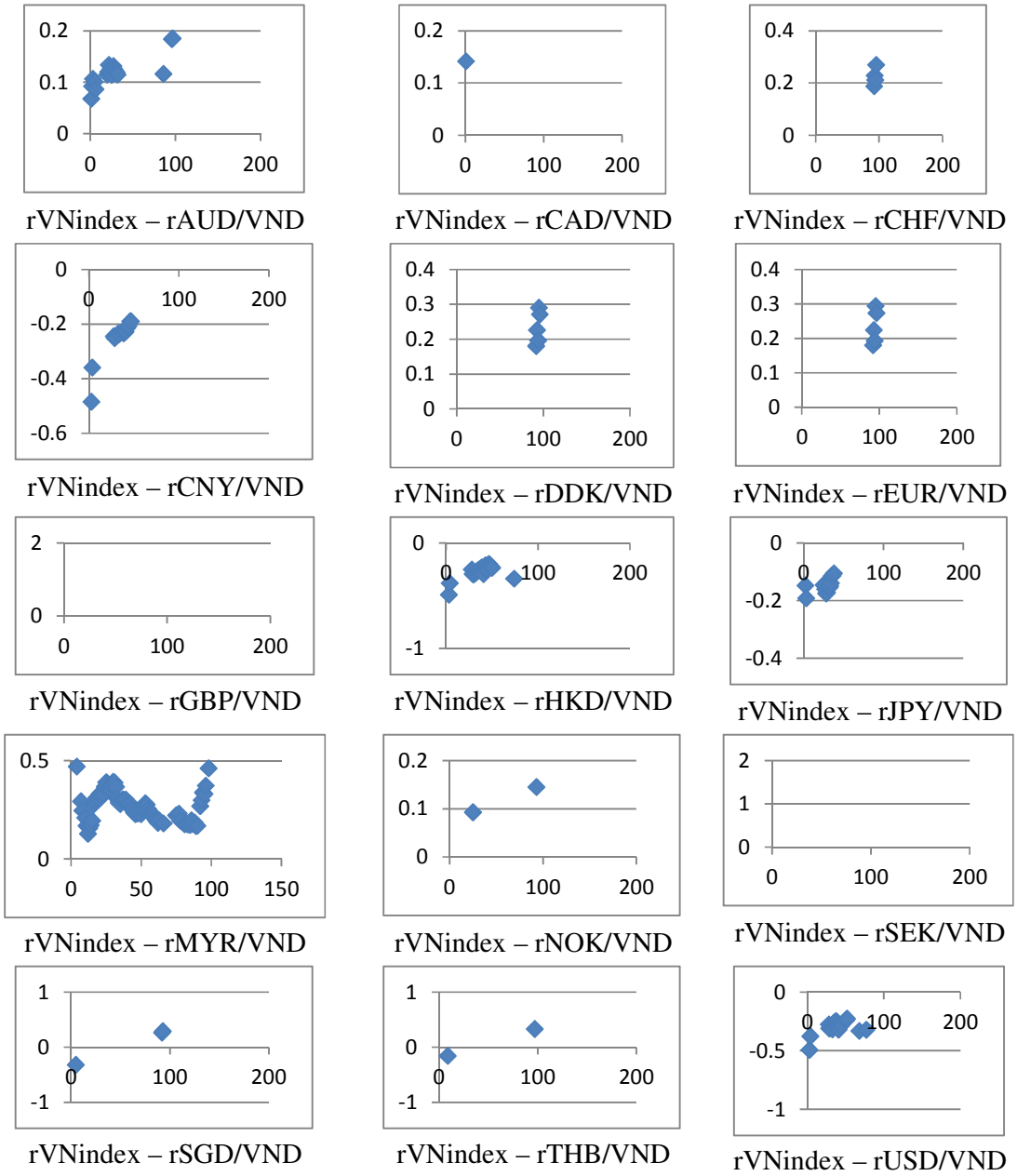
Chỉ số	Các mức phân vị (%) tại đó hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê mức 5%	Mức độ phụ thuộc
RAUD_VND	1-3, 5, 6, 20-32, 86, 96, 97	0.120025
RCAD_VND	1	0.141425
RCHF_VND	92-95	0.22414
RCNY_VND	3, 4, 28, 29, 33, 34, 39-41, 43, 44, 46, 47	-0.25441
RDKK_VND	92-96	0.232813
REUR_VND	92-96	0.232841
RGBP_VND	0	0
RHKD_VND	3, 4, 28-50, 74	-0.26929
RJPY_VND	2, 3, 25-36, 38	-0.14805
RMYR_VND	4, 7-63, 66, 75-77, 81-90, 92-96, 98	0.263604
RNOK_VND	25, 93	0.118809
RSEK_VND	0	0
RSGD_VND	5, 92, 93	0.078343
RTHB_VND	9, 97	0.088316
RUSD_VND	3, 4, 28-41, 44, 50-52, 68, 77	-0.29619

Nguồn: tác giả thống kê từ kết quả thực nghiệm

Từ các bảng này, chúng ta nhận thấy phương pháp hồi quy phân vị phương trình mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và lợi suất chỉ số tỷ giá GBP/VND và SEK/VND cho kết quả không có hệ số hồi quy nào có ý nghĩa thống kê ở mức 5% tại tất cả các mức phân vị, còn mô hình mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và lợi suất chỉ số tỷ giá CAD/VND chỉ cho kết quả các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê tại mức phân vị 1. Như vậy từ kết quả này

có thể nói rằng không có sự phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam với lợi suất chỉ số tỷ giá GBP/VND, SEK/VND và CAD/VND. Hoặc chúng ta cần thêm các phương pháp khác nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường này.

Cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và từng lợi suất chỉ số tỷ giá trên TTNH tại các mức phân vị khác nhau được minh họa trong Hình 3.9.



Hình 3.9. Minh họa hình học sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới

Nguồn: tác giả vẽ bằng phần mềm từ số liệu đã thu thập

3.2.4. So sánh và bình luận về kết quả thực nghiệm

Đối với phương pháp copula, cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK và TTNH là cấu trúc phụ thuộc đối xứng, đo lường tốt nhất bởi copula Student, nhưng mức độ phụ thuộc đều khá nhỏ. Tác giả khảo sát cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK và lợi suất từng tỷ giá nhằm khảo sát cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK nói chung với từng chỉ số thành phần của TTNH. Và tất cả các cặp chỉ số đều phù hợp với copula Student. Copula Student có hệ số phụ thuộc đuôi trên và đuôi dưới bằng nhau nên khả năng hai thị trường cùng bùng nổ hoặc cùng khủng hoảng là bằng nhau. Mặt khác, hệ số phụ thuộc đuôi trên hoặc dưới đều khá nhỏ, trung bình ở mức 0,02446, hệ số phụ thuộc đuôi thấp nhất là 0,0006226 giữa cặp chỉ số VNINDEX và đồng tiền của Myanmar, hệ số phụ thuộc đuôi cao nhất là 0,047193 giữa cặp chỉ số VNINDEX và đô la Hồng Kông. Bởi vậy quyết định đa dạng hóa DMĐT gồm chứng khoán và ngoại tệ cần được cân nhắc kỹ lưỡng. Các nhà hoạch định chính sách cần có chính sách phòng hộ rủi ro vì có khả năng hai thị trường cùng sụp đổ, từ đó đảm bảo an ninh tài chính cho TTTC Việt Nam. Hoặc có thể cần khảo sát thêm các mô hình có các dạng hàm khác để tìm cấu trúc phụ thuộc sát nhất với dữ liệu thực tế. Có thể nhận thấy sự khác biệt trong kết quả nghiên cứu của luận án so với kết quả nghiên cứu của Nga (2014) về giai đoạn sau khủng hoảng tài chính toàn cầu đã được trình bày trong mục 1.4.2 ở Chương 1 của luận án.

Đối với phương pháp hồi quy phân vị, tác giả tìm thấy cấu trúc phụ thuộc rất đa dạng ở các trạng thái khác nhau của TTCK, như trong Bảng 3.26 phía dưới. Mức độ phụ thuộc trung bình thuận chiều giữa lợi suất VNindex từ mức cao nhất đến thấp nhất là với các chuỗi lợi suất MYR/VND, EUR/VND, DKK/VND, CHF/VND, CAD/VND, AUD/VND, NOK/VND, THB/VND, SGD/VND. Mối quan hệ thuận chiều tìm được nhờ phương pháp hồi quy phân vị trong tình huống này đều giữa lợi suất chỉ số TTCK với một số lợi suất của các đồng tiền có giao dịch trên TTNH so với VND nhưng không phải là các đồng tiền mạnh và phổ biến. Quan hệ thống kê này cần được nghiên cứu thêm để có thể giải thích được mối quan hệ trong thực tế. Mức độ phụ thuộc trung bình ngược chiều giữa lợi suất VNindex từ mức cao nhất đến thấp nhất là với các chuỗi lợi suất USD/VND, HKD/VND, CNY/VND, JPY/VND. Mối quan hệ ngược chiều giữa lợi suất chỉ số TTCK với một số tỷ giá của các đồng tiền mạnh, phổ biến với VND ở đây là hoàn toàn phù hợp với lý thuyết kinh tế học. Đồng thời cũng khẳng định việc điều chỉnh chính sách tỷ giá của nhà quản lý và việc đầu tư của nhà đầu tư khi đầu tư trên hai TTCK và ngoại hối không nhất thiết phải theo dõi tất cả các tỷ giá có giao dịch mà trước hết quan tâm tới các đồng tiền mạnh kể trên. Đồng thời, quan hệ

thuận chiều thể hiện việc đầu tư có vai trò thay thế, khi TTCK sụt giảm có thể chuyển hướng đầu tư sang TTNH và ngược lại. Và khi sử dụng phương pháp hồi quy phân vị, tác giả không tìm thấy cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK và các cặp lợi suất GBP/VND, SEK/VND.

Tổng kết lại, chúng ta có thể so sánh kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và TTNH khi sử dụng 2 phương pháp đã được sử dụng trong nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC cho kết quả tốt, là phương pháp copula và phương pháp hồi quy phân vị, như trong Bảng 3.26 sau đây.

Bảng 3.26. Kết quả mô tả cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán và ngoại hối

Các cặp lợi suất	Phương pháp copula		Phương pháp hồi quy phân vị	
	Cấu trúc phụ thuộc	Mức độ phụ thuộc	Cấu trúc phụ thuộc	Mức độ phụ thuộc
rvnindex-raud/vnd	Student	0.0277226	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp, thấp, dưới trung bình, cao và rất cao	0.120025
rvnindex-rcad/vnd	Student	0.0150808	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp	0.141425
rvnindex-rchf/vnd	Student	-0.0057305	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất cao	0.22414
rvnindex-rcny/vnd	Student	-0.0322446	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp, dưới trung bình,	-0.25441
rvnindex-rdkk/vnd	Student	-0.0074593	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất cao	0.232813
rvnindex-reur/vnd	Student	-0.0078109	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất cao	0.232841
rvnindex-rgbp/vnd	Student	-0.004537	Không tìm thấy cấu trúc phụ thuộc	0
rvnindex-rhkd/vnd	Student	-0.0325554	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp, dưới trung bình, tương đối cao	-0.26929
rvnindex-rjpy/vnd	Student	-0.0209216	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp, dưới trung bình	-0.14805
rvnindex-rmyr/vnd	Student	0.0919734	Phụ thuộc chặt chẽ tại hầu hết các trạng thái của chứng khoán ở trang thái	0.256475

Các cặp lợi suất	Phương pháp copula		Phương pháp hồi quy phân vị	
	Cấu trúc phụ thuộc	Mức độ phụ thuộc	Cấu trúc phụ thuộc	Mức độ phụ thuộc
rvnindex-rnok/vnd	Student	0.0236537	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất dưới trung bình, rất cao	0.118809
rvnindex-rsek/vnd	Student	0.0100981	Không tìm thấy cấu trúc phụ thuộc	0
rvnindex-rsgd/vnd	Student	0.0124502	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp, rất cao	0.078343
rvnindex-rthb/vnd	Student	0.0184886	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất thấp, rất cao	0.088316
rvnindex-rusd/vnd	Student	-0.0436613	Phụ thuộc khi TTCK ở trạng thái có lợi suất rất thấp, dưới trung bình, trung bình, trên trung bình, tương đối cao	-0.29619

Nguồn: tác giả tổng hợp từ kết quả nghiên cứu

Bảng 3.26 thể hiện kết quả thống nhất khá cao khi mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất chỉ số TTCK với lợi suất một số đồng tiền với VND. Về chiều hướng phụ thuộc có kết quả không thống nhất chỉ ở 3 cặp lợi suất rvnindex-rchf/vnd, rvnindex-rdkk/vnd, rvnindex-reur/vnd. Mức độ phụ thuộc giữa các thị trường đo bởi phương pháp copula khá thấp, mức độ phụ thuộc đo bởi phương pháp hồi quy phân vị cao hơn. Sự phụ thuộc ở mức thấp nhận được từ phương pháp copula là phù hợp với thực tiễn. Với phương pháp hồi quy phân vị cần những nghiên cứu thêm vì mô hình hồi quy tuyến tính đơn thường ít gặp trong thực tiễn, dẫn đến kết quả đo lường có thể có sai lệch do một số khuyết tật của mô hình còn mắc phải.

KẾT LUẬN CHƯƠNG 3

Chương 3 thực hiện phân tích thực nghiệm nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính: giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới, giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường ngoại hối lần lượt bằng hai phương pháp copula và hồi quy phân vị, đã thu được các kết quả sau:

- ✓ Khi nghiên cứu cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường tài chính khi thị trường có biến động nên phân chia thời kỳ nghiên cứu để phù hợp với sự thay đổi cấu trúc, đồng thời tìm được hiệu ứng lan tỏa giữa các thị trường.
- ✓ Có sự khác biệt khi đo lường sự phụ thuộc khi sử dụng hệ số tương quan tuyến tính và hệ số phụ thuộc đo bởi copula với hầu hết các cặp chỉ số thị trường.
- ✓ Đã tìm được hàm copula tốt nhất mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp thị trường trong mỗi giai đoạn trước, trong và sau khủng hoảng.
- ✓ Đã mô tả được một cách chi tiết bằng cả con số và hình ảnh cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường tài chính tại các trạng thái khác nhau của thị trường bị tác động nhờ phương pháp hồi quy phân vị.
- ✓ Bước đầu ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính để đo lường hệ số phụ thuộc, hệ số phụ thuộc đuôi giữa các thị trường sử dụng hàm copula mô tả cấu trúc phụ thuộc đã tìm thấy trước đó. Những kết quả đo lường rủi ro này liên quan mật thiết đến việc phân tích cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường, đặc biệt được sử dụng để chỉ ra bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa giữa các thị trường nên được trình bày trong Chương 3. Kết quả cho thấy, trải qua thời kỳ khủng hoảng, cả hai phương pháp copula và hồi quy phân vị đều ủng hộ bằng chứng có hiệu ứng lan tỏa từ các thị trường chứng khoán thế giới được nghiên cứu đến thị trường chứng khoán Việt Nam. Những ứng dụng chi tiết hơn sẽ được trình bày trong Chương 4.

CHƯƠNG 4. ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH VIỆT NAM

Chương này, tác giả đặt vấn đề ứng dụng các kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính trong đo lường giá trị rủi ro VaR và giá trị rủi ro có điều kiện CVaR của danh mục đầu tư chỉ số trên các thị trường tương ứng. Danh mục đầu tư chỉ số được hiểu là danh mục đầu tư mô tả sự phân bổ vốn trên các thị trường mà chưa cụ thể là tài sản nào. Đây là vấn đề được quan tâm bởi các quỹ lớn, nhà đầu tư lớn và có thể cả các nhà hoạch định chính sách cấp quốc gia. Cụ thể là, sử dụng copula tốt nhất đối với mỗi cặp chỉ số đã được tìm thấy ở Chương 3 để tính VaR và CVaR của danh mục đầu tư thị trường tối ưu.

4.1. Thủ tục ước lượng VaR, CVaR

Các bước ước lượng VaR và CVaR của danh mục đầu tư được thực hiện tương tự như Mạnh (2015), hay trong Nguyên (2018), sau đó là hậu kiểm mô hình. Hai nghiên cứu trên đều đo lường rủi ro của DMĐT gồm các tài sản trên TTCK Việt Nam. Luận án sẽ nghiên cứu DMĐT gồm nhiều chỉ số đại diện cho các TTTC khác nhau. Cụ thể:

Bước 1: Sử dụng phân phối GPD để ước lượng đuôi dưới và đuôi trên của phân phối xác suất cho mỗi chuỗi lợi suất; phần giữa của phân phối mỗi chuỗi lợi suất chúng ta sử dụng phương pháp Kernel để xấp xỉ.

Để ước lượng phân phối của đuôi trên, chúng ta thường sử dụng các quan sát ít nhất từ giá trị phân vị 90% của chuỗi lợi suất và để ước lượng phân phối của đuôi dưới chúng ta thường sử dụng các quan sát không lớn hơn giá trị phân vị 10% của chuỗi lợi suất. Ngoài ra, chúng ta thường sử dụng phương pháp hợp lý tối đa để ước lượng các tham số của GPD, và phải đảm bảo tính hội tụ của các lời giải số. Trong luận án này, tác giả cũng áp dụng quy tắc chọn mẫu như trên để ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên cho mỗi chuỗi lợi suất. Chúng ta sẽ nhận được kết quả ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của mỗi chuỗi lợi suất (các kết quả này có được nhờ phần mềm Matlab). Nội dung chi tiết của code Matlab được trình bày trong Phụ lục VI.

Bên cạnh đó, chúng ta có thể quan sát đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất. Dựa trên đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất, chúng ta quan sát xem phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất sai lệch như thế nào so với phân phối chuẩn và phân phối GPD đang được sử dụng hay không, đặc biệt là đuôi trái và đuôi phải của phân phối. Để từ đó củng cố việc sử dụng phân phối GPD để

mô tả phân phối của chuỗi lợi suất hay quay về sử dụng phân phối chuẩn để mô tả phân phối của các chuỗi lợi suất. Để chính xác hơn, chúng ta cần thực hiện kiểm định tính phân phối đều cho các chuỗi lợi suất đã được chuẩn hóa như sau: Theo một kết quả trong lý thuyết xác suất nếu biến ngẫu nhiên X có hàm phân phối xác suất $F(x)$, khi đó biến ngẫu nhiên $U=F(X)$ có phân phối đều trong khoảng [0, 1]. Kết quả này đã được ứng dụng trong phương pháp mô phỏng ngẫu nhiên để taọ ra các giá trị của một biến ngẫu nhiên tuân theo một phân phối xác định (chẳng hạn: phân phối chuẩn, phân phối Student, phân phối mũ,…). Để khẳng định được tính phù hợp của GPD-Kernel-GPD (nếu có) trong ước lượng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất, chúng ta thực hiện kiểm định phân phối đều cho các chuỗi lợi suất đã được chuẩn hóa, chính là các chuỗi lợi suất sau khi biến đổi qua hàm phân phối xác suất (GPD-Kernel-GPD) của các chuỗi lợi suất ban đầu. Cũng có thể chứng minh được rằng dạng GPD-Kernel-GPD đúng là một phân phối xác suất của chuỗi lợi suất ban đầu.

Bước 2: Sau khi lựa chọn được phân phối xác suất cho các chuỗi lợi suất, tiếp theo chúng ta xây dựng phân phối đồng thời để sử dụng trong ước lượng các độ đo rủi ro và lựa chọn danh mục đầu tư tối ưu của danh mục các chỉ số.

Ở trên, chúng ta đã thực hiện phân tích thực nghiệm để lựa chọn được phân phối phù hợp cho mỗi chuỗi lợi suất. Dựa vào phương pháp Copula, chúng ta có thể xây dựng được phân phối đồng thời của các lợi suất trong danh mục. Theo cách tiếp cận này, để ước lượng được các độ đo rủi ro (VaR, CVaR) và giải bài toán tối ưu, chúng ta phải kết hợp với phương pháp mô phỏng ngẫu nhiên để tạo ra các giá trị lợi suất của phân phối đồng thời này, sau đó tính lợi suất của danh mục và các độ đo rủi ro. Trước hết, chúng ta thực hiện các bước để tính các độ đo VaR và CVaR cho một danh mục cụ thể. Trước tiên dựa trên các chuỗi lợi suất đã biến đổi về các chuỗi nhận giá trị trong đoạn [0, 1], chúng ta ước lượng các tham số của Copula được lựa chọn. Bằng phương pháp IFM, chúng ta ước lượng được các tham số của copula đó.

Sau khi ước lượng được các tham số của Copula, chúng ta thực hiện mô phỏng để tạo ra các giá trị lợi suất thông qua Copula. Trong phần này, chúng ta ước lượng VaR và CVaR cho danh mục gồm 2 chuỗi lợi suất (lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và lợi suất chỉ số TTCK thế giới, hoặc lợi suất chỉ số TTCK Việt Nam và chỉ số TTNH) với giả định trọng của mỗi tài sản bằng nhau (= 1/2). Trong phần thực nghiệm tính toán các độ đo rủi ro, chúng ta tạo ra M = 10000 giá trị lợi suất. Sau khi có các giá trị lợi suất được mô phỏng qua Copula được chọn, dựa trên phân phối xác suất của mỗi chuỗi lợi suất ban đầu chúng ta tính được 10000 giá trị mô phỏng cho mỗi chuỗi lợi suất.

Bước 3: Bên cạnh việc giả định phân bổ 50% vốn vào mỗi thị trường như ở Bước 2, chúng ta tìm danh mục tối ưu cho nhóm tài sản rủi ro theo mô hình M-CVaR. Để làm điều đó, chúng ta lần lượt tiến hành ước lượng đường biên hiệu quả theo M-CVaR bằng cách tính toán 20 danh mục biên duyên (khi không có bán khống) cho mỗi mô hình để vẽ đường biên hiệu quả. Sau đó, chúng ta sẽ tìm danh mục tối ưu tương ứng với từng mức lợi suất thuộc miền giá trị cho phép theo mô hình M-CVaR. Khi đã có được trọng số của mỗi danh mục tối ưu, chúng ta ước lượng VaR, CVaR của mỗi danh mục đó. Trong mô hình M-CVaR, CVaR được sử dụng làm độ đo rủi ro cho DMĐT. Mô hình M-CVaR được trình bày trong Mạnh (2015) và được tóm tắt trong Phụ lục V của luận án.

Với thuật toán nói chung như vậy, sau đây chúng ta lần lượt tính các giá trị VaR và CVaR cho từng danh mục gồm 2 chỉ số TTTC, tiếp cận từ phương pháp Copula.

4.2. Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam và thế giới thời kỳ sau khủng hoảng

Trong Chương 3, cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và một số TTCK thế giới được nghiên cứu trong 3 thời kỳ: trước, trong và sau khủng hoảng tài chính toàn cầu. Nhưng trong phần ứng dụng ở Chương 4 này, tác giả chỉ đo lường rủi ro trong giai đoạn sau khủng hoảng, tức là gần với thực tại, và có hàm ý phòng hộ cho tương lai. Với những số liệu cập nhật tiếp vào thời kỳ này có thể được thực hiện tương tự trong luận án. Còn những thông tin trong quá khứ, những thông tin trong 2 thời kỳ trước, được nghiên cứu trong Chương 3 với hàm ý trình bày bằng chứng thực nghiệm cho hiệu ứng lan tỏa dưới tác động của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu.

4.2.1. Mô tả số liệu

Số liệu về các chuỗi lợi suất chỉ số chứng khoán Việt Nam và một số quốc gia tương tự như ở Chương 3, bao gồm chỉ số TTCK Việt Nam (VNindex) và một số một số TTCK thế giới trong giai đoạn từ sau khủng hoảng, từ 14/10/2009 đến 19/6/2014, gồm 1165 quan sát. Các chỉ số TTCK thế giới được nghiên cứu là Pháp (CAC40), Anh (FTSE100), Hồng Kông (Hangseng), Indonesia (JCI), Singapore (STI), Hàn Quốc (Kospi), Đài Loan (Taiex), Thượng Hải (SSE) và Mỹ (gồm 3 chỉ số S&P500, Dowjones và Nasdaq).

Ý tưởng của phần này như sau: Trong Chương 3, ở thời kỳ sau khủng hoảng, chúng ta đã xác định được Copula tốt nhất để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và mỗi TTCK thế giới (xem Bảng 3.14 Chương 3). Trong Chương 4, chúng ta giả định tạo một danh mục gồm 2 chỉ số là Vnindex và một chỉ số TTCK quốc tế. Với hàm ý rằng, nhà đầu tư quyết định đầu tư trên 2 thị trường, còn vấn đề đầu tư cụ

thể vào tài sản nào trên từng thị trường sẽ được nghiên cứu sau, có thể là hình thức đầu tư vào các quỹ chỉ số. Phương án "đầu tư theo chỉ số" đã khá phổ biến ở các TTCK nước ngoài, tuy nhiên còn khá mới trên TTCK Việt Nam. Trong thời gian gần đây, một số công ty, sàn vàng tại Việt Nam đã triển khai sản phẩm giao dịch chỉ số theo VN-Index đến các nhà đầu tư. "Đầu tư theo chỉ số" là việc nhà đầu tư mua chứng chỉ của một quỹ đầu tư, mà DMĐT của quỹ này bao gồm một phần hoặc toàn bộ chứng khoán cấu thành nên một chỉ số trên thị trường theo tỉ lệ vốn hóa thị trường thích hợp sao cho mức chênh lệch giữa tỉ suất sinh lợi của danh mục và tỉ suất sinh lợi của chỉ số thị trường tiến đến 0. Một quỹ đầu tư cung cấp chứng chỉ như vậy gọi là quỹ chỉ số (index fund). Về cơ sở lý luận, Hoàng Đình Tuấn (2010a) đã khẳng định "danh mục của các danh mục đầu tư cũng sẽ là danh mục" (trang 40), do đó việc đo lường các rủi ro của các DMĐT chỉ số ở Chương 4 này là thực hiện được.

Đầu tư theo chỉ số có một số lợi thế như:

Thứ nhất, dễ sử dụng. Ưu điểm lớn nhất của đầu tư chỉ số là nó không yêu cầu bất kì sự hiện diện nào của các nhà đầu tư trong giao dịch. Tất cả những gì nhà đầu tư phải làm là chọn chỉ số mà mình muốn đầu tư và sau đó ban quản lý quỹ sẽ thực hiện toàn bộ phần còn lại. Lợi nhuận mà nhà đầu tư nhận được sẽ chính là hiệu suất và chỉ số đó đã có được trong thời gian đầu tư đó. Các quỹ chỉ số phổ biến nhất trên thế giới là S&P 500, DowJones và Nasdaq.

Thứ hai, chi phí thấp. Vì công việc quản lý của các quỹ chỉ số không quá phức tạp nên chi phí nhà đầu tư phải chi trả cho các nhà quản lý quỹ sẽ thấp hơn hẳn so với các loại quỹ tương hỗ thông thường. Những quỹ năng động có lợi nhuận cao hơn nhưng bù vào đó là mức phí cao cũng những rủi ro song hành.

Thứ ba, hiệu quả cao hơn. Các quỹ chỉ số có hiệu suất trong lịch sử tốt hơn các quỹ năng động khác. Họ tự hào rằng mình mang lại lợi nhuận cao hơn trong khi chi phí đầu tư cũng như lệ phí tham gia của nhà đầu tư đều thấp. Quỹ chỉ số mang lại lợi nhuận cao nhờ việc đa dạng hóa DMĐT ở một mức chi phí thấp cho các nhà đầu tư. Lợi nhuận sau thế cao khiến cho các quỹ đầu tư chỉ số trở thành một công cụ khá hấp dẫn các nhà đầu tư.

Tuy nhiên, đầu tư theo chỉ số cũng có một số nhược điểm:

Thứ nhất, không có khả năng đánh bại thị trường. Nếu quỹ chỉ số theo đuổi những "khoảnh khắc" của thị trường như những đối tượng đầu tư khác, họ sẽ thể hiện rằng mình không có khả năng làm tốt hơn thị trường. Những quỹ đầu tư năng động có khả năng điều chỉnh danh mục của mình để tận dụng những thời điểm mà thị trường

"có song". Thông trường, trong bối cảnh kinh tế tăng trưởng thì các quỹ đầu tư chỉ số sẽ mang lại hiệu quả kém hơn so với các quỹ năng động.

Thứ hai, hiệu suất của quỹ phụ thuộc vào tình trạng của nền kinh tế. Quỹ chỉ số cũng có thể hoạt động kém trong nền kinh tế trì trệ. Ví dụ, nếu nhà đầu tư đầu tư vào chỉ số S&P 500 vào năm 2000, nhà đầu tư sẽ thực sự thua lỗ trong vòng một thập kỷ qua. Nếu kinh tế Mỹ vẫn tiếp tục tăng trưởng chậm hoặc không tăng trưởng thì các quỹ chỉ số sẽ còn hoạt động kém hiệu quả hơn nữa. Như chúng ta có thể thấy, các quỹ chỉ số cũng có những điểm lợi thế cũng như bất lợi riêng. Tuy nhiên, chúng thực sự là một công cụ đầu tư tốt cho các nhà đầu tư thụ động đang tìm kiếm sự đa dạng hóa nhanh chóng, dễ dàng với mức chi phí thấp.

Một phương pháp đầu tư đã phổ biến tại phần lớn các thị trường tiên tiến trên thế giới thì xu thế tất yếu nó sẽ được áp dụng tại các thị trường mới nổi khác trong tương lai, ví dụ như tại Việt Nam. Thực tế, cũng đã có một số quỹ đầu tư chỉ số hoạt động trên TTCK Việt Nam như FTSE Vietnam Index ETF, Market Vectors Vietnam ETF (V.N.M), MSCI Frontier Markets Index, iShares MSCI Vietnam Investable Market Index Fund, ETF VFMVN30. TTCK Việt Nam đang trong quá trình hoàn thiện và phát triển, với mức tăng trưởng hàng năm là khá cao và lớn hơn so mức tăng trưởng bình quân toàn thế giới. Chiến lược đầu tư theo chỉ số khá phù hợp với những nhà đầu tư dài hạn, có mức độ chấp nhận rủi ro thấp, đặc biệt với những người mới tham gia thị trường – những người còn thiếu kiến thức và cả kinh nghiệm đầu tư hay những người không có thời gian theo sát từng diễn biến của thị trường. Do vậy, mục tiêu mà họ đặt ra là DMĐT của họ đạt được mức sinh lời cũng như độ rủi ro tương đương với mức chung của toàn thị trường. Phương pháp đầu tư này giúp hạn chế được khá nhiều rủi ro khi "bỏ trứng vào nhiều giỏ". Bên cạnh đó, phương pháp này lại dễ áp dụng cũng như cắt giảm chi phí nghiên cứu, khi chỉ cần theo dõi các thông tin vĩ mô, để dự đoán xu hướng thị trường trong dài hạn mà không cần mất công sức và thời gian cho các phân tích cơ bản hay kỹ thuật đối với cổ phiếu riêng lẻ trong ngắn hạn. Do vậy, sự hình thành các quỹ đầu tư theo chỉ số sẽ mang đến cho các nhà đầu tư nhỏ lẻ trong nước một sản phẩm tài chính an toàn và mức sinh lời tương đối cao. Nội dung của Chương 4 này cung cấp một công cụ trong đo lường rủi ro chỉ số, để nhà đầu tư phần nào nắm bắt được mức độ rủi ro khi lựa chọn các chỉ số, từ đó đưa ra quyết định nên lựa chọn chỉ số nào vào DMĐT chỉ số của mình.

Copula được xác định ở Chương 3 sẽ được ứng dụng trong đo lường rủi ro để trả lời các câu hỏi sau về đầu tư chỉ số:

- Nếu nhà đầu tư hay các quỹ lớn quyết định đầu tư vào TTCK Việt Nam và một TTCK quốc tế khác với tỷ lệ vốn 50:50 thì giá trị VaR và CVaR của "danh mục"

này là bao nhiêu?

- Nếu xây dựng một số "danh mục đầu tư" tối ưu trên hai thị trường với một mức lợi suất cho trước, giá trị VaR, CVaR của danh mục tối ưu đó là bao nhiêu?

4.2.2. Đo lường VaR và CVaR của danh mục đầu tư chứng khoán trong nước và quốc tế

Chúng ta có thể tóm tắt nội dung Bảng 3.14 Chương 3 có liên quan đến Chương 4 này như Bảng 4.1 sau, để tiện theo dõi.

Bảng 4.1. Kết quả lựa chọn copula tốt nhất mô tả sự phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex thời kỳ sau khủng hoảng

Chỉ số	CAC40	Dowjones	FTSE100	Hangseng	JCI	Kospi
Copula tốt nhất	Gumbel	Gumbel	Student	Gumbel	Clayton	Student

Chỉ số	Nasdaq	S&P500	SSE	STI	Taiex
Copula tốt nhất	Clayton	Gumbel	Student	Clayton	Clayton

Nguồn: tác giả

4.2.2.1. Kết quả đo lường VaR và CVaR sử dụng Copula Student

Các "danh mục" được nghiên cứu trong Mục này bao gồm chỉ số TTCK Việt Nam Vnindex và từng chỉ số FTSE100, Kospi, SSE. Theo các bước được trình bày ở phần đầu Chương 3, chúng ta lần lượt thu được các kết quả ước lượng như sau.

Đầu tiên là bảng kết quả ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của mỗi chuỗi lợi suất.

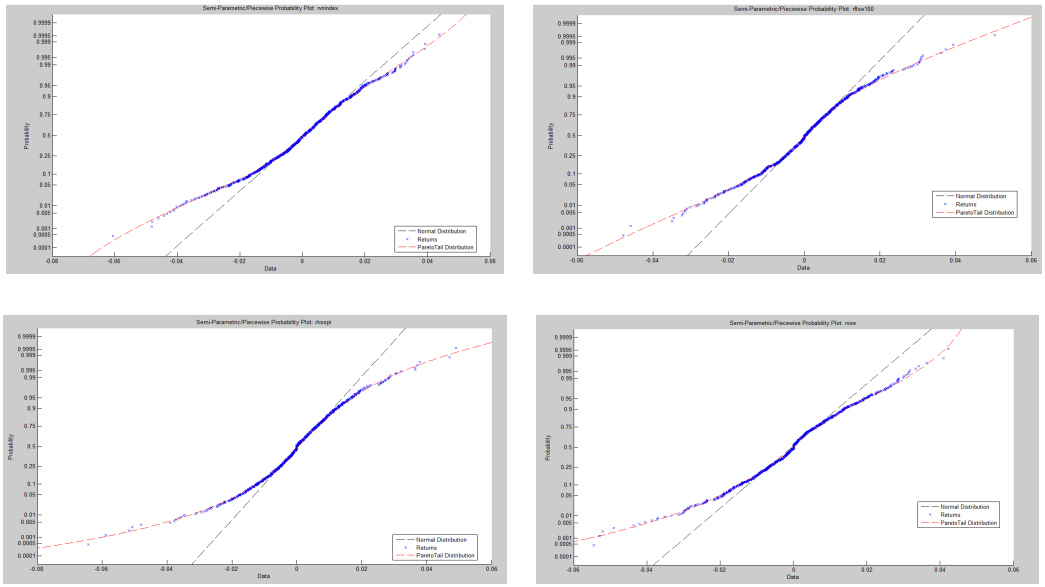
Bảng 4.2. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên cho các chuỗi lợi suất Vnindex, FTSE100, Kospi, SSE

Rvnindex				Rftse100			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
-0.162918	0.0114725	-0.14759	0.00777909	-0.0988623	0.00817392	-0.0526627	0.00756262

Rkospi				Rsse			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.134741	0.00747381	0.0672788	0.00625584	0.0722058	0.0074582	-0.258023	0.00930531

Nguồn: tác giả

Chúng ta nhận định bằng hình ảnh về dạng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất như trong Hình 4.1.



Hình 4.1. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất Vnindex, FTSE100, Kospi, SSE

Nguồn: tác giả

Dựa trên đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất, ta thấy nếu sử dụng phân phối chuẩn để mô tả cho phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất này thì sẽ bị sai lệch đáng kể, đặc biệt là đuôi trái và đuôi phải của phân phối. Trong khi đó, nếu ta sử dụng GPD để ước lượng cho đuôi trái và đuôi phải của phân phối các chuỗi lợi suất này thì khá là phù hợp với dữ liệu thực tế của các chuỗi lợi suất.

Để khẳng định được tính phù hợp của GPD-Kernel-GPD trong ước lượng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất trên, ta thực hiện kiểm định phân phối đều cho các chuỗi: URVnindex, URFTSE100, URKospi, URSSE, đây là các chuỗi lợi suất sau khi biến đổi qua hàm phân phối xác suất (GPD-Kernel-GPD) của các chuỗi lợi suất ban đầu. Kết quả kiểm định Anderson-Darling (xem Bảng 3.3) cho thấy: nếu sử dụng phân phối dạng GPD-Kernel-GPD để xấp xỉ cho phân phối của cả bốn chuỗi URVnindex, URFTSE100, URKospi, URSSE là phù hợp ở mức ý nghĩa 5% (giá trị P-value của kiểm định Anderson-Darling đều lớn hơn 0.05). Như vậy, bốn chuỗi lợi suất đều không có phân phối chuẩn, ta đã kết hợp phân phối tham số (GPD) và phân phối phi tham số (Kernel normal) để xây dựng được dạng phân phối phù hợp cho các chuỗi lợi suất này.

Bảng 4.3. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling cho các chuỗi URVnindex, URFTSE100, URKospi, URSSE

	URVnindex	URftse100	URkospi	URsse
Giá trị xác suất	0.4941	0.9488	0.5462	0.5207

Nguồn: tác giả

Sau khi lựa chọn được phân phối xác suất cho các chuỗi lợi suất, tiếp theo ta xây dựng phân phối đồng thời để sử dụng trong ước lượng các độ đo rủi ro và lựa chọn DMĐT tối ưu của danh mục các cổ phiếu.

Bây giờ, chúng ta tìm danh mục tối ưu cho nhóm tài sản rủi ro theo mô hình M-CVaR. Sử dụng Copula Student, chúng ta tính các độ đo VaR và CVaR cho một danh mục cụ thể. Các thao tác cụ thể như sau:

- ***Ước lượng các tham số của Copula Student***

Theo kết quả Chương 3, Copula Student phù hợp để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất Vnindex với FTSE100, Kospo, SSE; phân phối của mỗi chuỗi đã được xác định ở phần trên. Copula Student thể hiện được sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất khi thị trường có biến động lớn (sự phụ thuộc đuôi dưới và sự phụ thuộc đuôi trên). Trước tiên dựa trên các chuỗi lợi suất đã biến đổi về các chuỗi nhận giá trị trong đoạn [0, 1], ta ước lượng các tham số của Copula Student.

- ***Kết quả ước lượng các tham số của Copula Student***

Bằng phương pháp IFM, ta ước lượng được 2 tham số của Copula Student: Ma trận hệ số tương quan (RhoT) và số bậc tự do (DoF) (xem Bảng 4.4).

Bảng 4.4. Các tham số của copula Student cho từng cặp lợi suất Vnindex với FTSE100, Kospi và SSE

Cặp lợi suất	Ma trận hệ số tương quan (RhoT)	Số bậc tự do (DoF)
VNindex và Ftse100	$\begin{pmatrix} 1 & 0,1571 \\ 0,1571 & 1 \end{pmatrix}$	13.5
VNindex và Kospi	$\begin{pmatrix} 1 & 0,128 \\ 0,128 & 1 \end{pmatrix}$	16.8
VNindex và Sse	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0916 \\ 0,0916 & 1 \end{pmatrix}$	10.7

Nguồn: tác giả

Sau khi ước lượng được các tham số của Copula Student, ta thực hiện mô phỏng để tạo ra các giá trị lợi suất thông qua Copula Student:

- ***Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua Copula Student (Cherubini (2004))***

Để tạo ra các giá trị lợi suất thông qua Copula Student, ta thực hiện theo thuật toán sau:

Bước 1. Sử dụng phân tích Cholesky đối với ma trận hệ số tương quan R để thu được ma trận tam giác dưới A:

$$R = AA'.$$

Bước 2. Tạo ra n biến ngẫu nhiên độc lập cùng phân phối chuẩn N(0,1):

$$x=(x_1,...,x_n)',x_i \sim N(0,1).$$

Tạo biến ngẫu nhiên S có phân phối khi bình phương v bậc tự do và độc lập với x.

Ta xây dựng biến ngẫu nhiên y: $y = Ax$ và

$$\varepsilon=(F_1^{-1}(t(\sqrt{(v/S)}y_1)),...,F_n^{-1}(t(\sqrt{(v/S)}y_n))),$$

F_i là phân phối xác suất của chuỗi lợi suất thứ i, i = 1, ..., N.

*Bước 3.*Thực hiện bước 2 ở trên M lần, ta có M véc tơ: $(\varepsilon_{1m},...,\varepsilon_{nm})',m=1,...,M$ các giá trị của phân phối đồng thời các chuỗi lợi suất được xác định theo Copula Student.

- ***Ước lượng VaR và CVaR***

Trong phần này, ta ước lượng VaR và CVaR cho mỗi danh mục gồm 2 chuỗi lợi suất chỉ số TTCK với giả định trọng số của mỗi thị trường bằng nhau (= 1/2). Trong phần thực nghiệm tính toán các độ đo rủi ro, ta tạo ra M = 10000 giá trị lợi suất. Sau khi có các giá trị lợi suất được mô phỏng qua Copula Student, dựa trên phân phối xác suất của mỗi chuỗi lợi suất ban đầu ta tính được 10000 giá trị mô phỏng cho mỗi chuỗi lợi suất.

Ứng với mỗi véc tơ trọng số của một danh mục cụ thể thì ta tính được lợi suất của danh mục này, sau đó tính VaR và CVaR bằng hàm phân vị và trung bình có điều kiện.

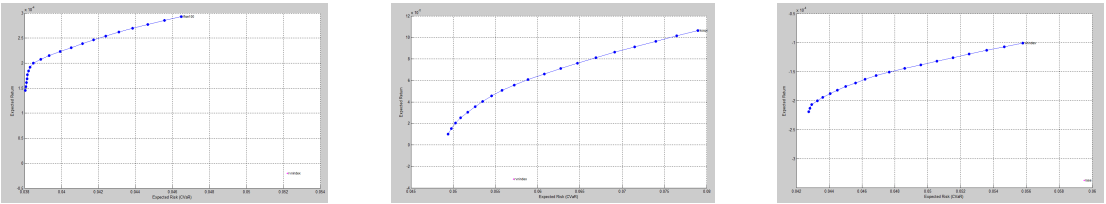
Bảng 4.5. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Student cho từng cặp lợi suất VNindex với FTSE100, Kospi và SSE

DMĐT	Độ đo rủi ro	Độ tin cậy		
		90%	95%	99%
VNindex và Ftse100	VaR	1.14%	1.53%	2.37%
	CVaR	1.68%	2.05%	2.83%
VNindex và Kospi	VaR	1.13%	1.56%	2.47%
	CVaR	1.74%	2.15%	3.13%
VNindex và Sse	VaR	1.18%	1.61%	2.56%
	CVaR	1.79%	2.2%	3.12%
VNindex và Cac40	VaR	1.3%	1.77%	2.67%
	CVaR	1.91%	2.31%	3.18%

Nguồn: tác giả

Theo kết quả tính toán, chẳng hạn, nhà đầu tư đang phân bổ 50% vốn trên TTCK Việt Nam và 50% vốn trên TTCK Hàn Quốc, với độ tin cậy 95%, trong điều kiện TTCK toàn cầu bình thường, thì sau 1 chu kỳ (1 ngày) nhà đầu tư nắm giữ "danh mục" này có thể có mức tổn thất tối đa là 1,56%; trong điều kiện TTCK toàn cầu bất thường (thị trường có biến động lớn) thì sau 1 chu kỳ (1 ngày) nhà đầu tư nắm giữ "danh mục" này có thể có mức tổn thất dự kiến là 2,15%.

Tiếp theo, chúng ta ước lượng đường biên hiệu quả theo mô hình M-CVaR cho từng "danh mục". Ta tính toán 20 danh mục biên duyên cho mỗi mô hình để vẽ đường biên hiệu quả (khi không có bán khống) cho mô hình M-CVaR như trong Hình 4.2.



Hình 4.2. Biên hiệu quả của mô hình M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và FTSE100, Kospi, SSE

Nguồn: tác giả

Sau đó, chúng ta tính toán một số danh mục tối ưu tương ứng với các mức lợi suất có thể có tùy từng danh mục ở mức cho trước theo mô hình M-CVaR.

Bảng 4.6. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với FTSE100, Kospi, SSE

Danh mục chỉ số VNindex và Ftse100					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.015%	0.018%	0.02%	0.025%	0.029%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.456	0.3603	0.2964	0.1369	0.0092
RFtse100	0.544	0.6397	0.7036	0.8631	0.9908
Prisk	0.0381	0.0382	0.0385	0.042	0.0461

Danh mục chỉ số VNindex và Kospi					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.002%	0.004%	0.006%	0.008%	0.01%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.6256	0.481	0.3363	0.1917	0.047
RKospi	0.3744	0.519	0.6637	0.8083	0.953
Prisk	0.0503	0.0534	0.0586	0.0664	0.0758

Danh mục chỉ số VNindex và Sse					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	-0.02%	-0.018%	-0.016%	-0.014%	-0.012%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.5814	0.6659	0.7505	0.835	0.9195
RSse	0.4186	0.3341	0.2495	0.165	0.0805
Prisk	0.0433	0.0446	0.0465	0.493	0.0525

Nguồn: tác giả

Kết quả trong Bảng 4.6 cho thấy, DMĐT chỉ số các TTCK cũng tuân theo quy luật: nếu nhà đầu tư muốn có lợi suất kỳ vọng cao thì phải chấp nhận mức rủi ro cao.

Khi đã có được trọng số của mỗi danh mục, ta tính VaR và CVaR của mỗi danh mục được tính tương tự quy trình tính toán của danh mục có trọng số bằng nhau. Kết quả tính toán rủi ro của mỗi danh mục được cho trong Bảng 4.7, tương ứng một cách chính xác với danh mục trong Bảng 4.6.

Bảng 4.7. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với FTSE100, Kospi, SSE nhờ Copula Student

Danh mục chỉ số VNindex và Ftse100										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.11%	1.65%	1.08%	1.61%	1.06%	1.62%	1.11%	1.74%	1.2%	1.91%
95%	1.49%	2.01%	1.46%	1.98%	1.48%	2%	1.58%	2.17%	1.72%	2.39%
99%	2.32%	2.8%	2.3%	2.77%	2.33%	2.8%	2.53%	3.04%	2.81%	3.34%

Danh mục chỉ số VNindex và Kospi										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.21%	1.87%	1.13%	1.73%	1.08%	1.7%	1.11%	1.81%	1.19%	2%
95%	1.7%	2.31%	1.54%	2.14%	1.48%	2.14%	1.55%	2.31%	1.71%	2.59%
99%	2.64%	3.25%	2.46%	3.13%	2.48%	3.29%	2.78%	3.68%	3.12%	4.16%

Danh mục chỉ số VNindex và Sse										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.22%	1.85%	1.27%	1.95%	1.33%	2.08%	1.45%	2.24%	1.54%	2.42%
95%	1.69%	2.27%	1.77%	2.4%	1.89%	2.57%	2.04%	2.77%	2.21%	3%
99%	2.62%	3.19%	2.79%	3.35%	3.04%	3.55%	3.27%	3.8%	3.5%	4.08%

Nguồn: tác giả

4.2.2.2. Kết quả đo lường VaR và CVaR sử dụng Copula Gumbel

Các "danh mục" được nghiên cứu trong Mục này bao gồm chỉ số TTCK Việt Nam Vnindex và từng chỉ số CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500. Theo các bước được trình bày ở phần đầu Chương 4, chúng ta lần lượt thu được các kết quả ước lượng như sau.

Đầu tiên là bảng kết quả ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của mỗi chuỗi lợi suất.

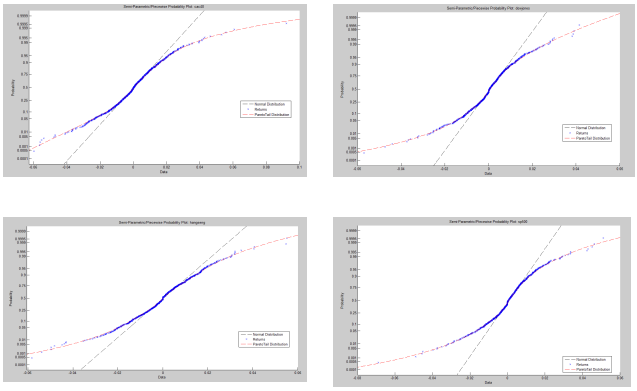
Bảng 4.8. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của các chuỗi lợi suất CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500

Rcac40				Rdowjones			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
-0.114529	0.0117983	0.187962	0.00708413	0.141564	0.00639821	-0.0137685	0.00666984

Rhangseng				Rs&p500			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.111083	0.00738139	0.0568219	0.00626691	0.112781	0.0073372	0.089808	0.00672641

Nguồn: tác giả

Chúng ta nhận định bằng hình ảnh về dạng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất như trong Hình 4.3.



Hình 4.3. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500

Nguồn: tác giả

Dựa trên đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất, ta thấy nếu sử dụng phân phối chuẩn để mô tả cho phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất này thì sẽ bị sai lệch đáng kể, đặc biệt là đuôi trái và đuôi phải của phân phối. Trong khi đó, nếu ta sử dụng GPD để ước lượng cho đuôi trái và đuôi phải của phân phối các chuỗi lợi suất này thì khá là phù hợp với dữ liệu thực tế của các chuỗi lợi suất.

Để khẳng định được tính phù hợp của GPD-Kernel-GPD trong ước lượng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất trên, ta thực hiện kiểm định phân phối đều cho các chuỗi: URCAC40, URDowjones, URHangseng, URS&P500, đây là các chuỗi lợi suất

sau khi biến đổi qua hàm phân phối xác suất (GPD-Kernel-GPD) của các chuỗi lợi suất ban đầu. Kết quả kiểm định Anderson-Darling (xem Bảng 4.9) cho thấy: nếu sử dụng phân phối dạng GPD-Kernel-GPD để xấp xỉ cho phân phối của cả bốn chuỗi URCAC40, URDowjones, URHangseng, URS&P500 là phù hợp ở mức ý nghĩa 5% (giá trị P-value của kiểm định Anderson-Darling đều lớn hơn 0.05). Như vậy, bốn chuỗi lợi suất đều không có phân phối chuẩn, ta đã kết hợp phân phối tham số (GPD) và phân phối phi tham số (Kernel normal) để xây dựng được dạng phân phối phù hợp cho các chuỗi lợi suất này.

Bảng 4.9. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling cho các chuỗi URCAC40, URDowjones, URHangseng, URS&P500

	URcac40	URdowjones	URhangseng	URs&p500
Giá trị xác suất	0.7695	0.769	0.7949	0.7681

Nguồn: tác giả

Sau khi lựa chọn được phân phối xác suất cho các chuỗi lợi suất, tiếp theo ta xây dựng phân phối đồng thời để sử dụng trong ước lượng các độ đo rủi ro và lựa chọn DMĐT tối ưu của danh mục các cổ phiếu.

Bây giờ, chúng ta tìm danh mục tối ưu cho nhóm tài sản rủi ro theo mô hình M-CVaR. Sử dụng Copula Student, chúng ta tính các độ đo VaR và CVaR cho một danh mục cụ thể. Các thao tác cụ thể như sau:

- ***Ước lượng các tham số của Copula Gumbel***

Theo kết quả Chương 3, Copula Gumbel phù hợp để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất Vnindex với CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500; phân phối của mỗi chuỗi đã được xác định ở phần trên. Copula Gumbel thể hiện được sự phụ thuộc bất đối xứng của các chuỗi lợi suất khi thị trường có biến động lớn (chỉ có sự sự phụ thuộc đuôi trên và không có sự phụ thuộc đuôi dưới). Copula Rotated Gumbel được "xoay" ngược lại từ Copula Gumbel, chỉ có sự phụ thuộc đuôi dưới mà không có sự phụ thuộc đuôi trên (xem lại Bảng 1.3 Chương 1). Trước tiên dựa trên các chuỗi lợi suất đã biến đổi về các chuỗi nhận giá trị trong khoảng [0, 1], ta ước lượng các tham số của Copula Gumbel.

- ***Kết quả ước lượng các tham số của Copula Gumbel***

Bằng phương pháp IFM, ta ước lượng được 1 tham số của Copula Gumbel: Tham số α (xem trong Bảng 2.1 Chương 2).

Bảng 4.10. Các tham số của Copula Gumbel cho từng cặp lợi suất Vnindex với CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500

Cặp lợi suất	Tham số α
VNindex và Cac40	1.1017
VNindex và Dowjones	1.1026
VNindex và Hangseng	1.0783
VNindex và S&P500	1.1039

Nguồn: tác giả

Sau khi ước lượng được các tham số của Copula Gumbel, ta thực hiện mô phỏng để tạo ra các giá trị lợi suất thông qua Copula Gumbel:

- ***Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua Copula Gumbel (Cherubini (2004))***

Để tạo ra biến ngẫu nhiên độc lập $(u_1,u_2,...,u_n)'$ thông qua Copula Gumbel, ta thực hiện theo thuật toán sau:

- Mô phỏng n biến ngẫu nhiên độc lập $(u_1,u_2,...,u_n)'$ từ U(0, 1).

- Đặt $u_1 = v_1$.

- Đặt $v_2 = C_2(u_2 \mid v_1)$, trong đó $C_k(u_k \mid u_1,...,u_{k-1}) = \dfrac{\varphi^{-1(k-1)}(c_k)}{\varphi^{-1(k-1)}(c_{k-1})}$, từ đó $v_2 = \dfrac{\varphi^{-1(1)}(c_2)}{\varphi^{-1(1)}(c_1)}$, trong đó $\varphi(u) = (-\ln(u))^{\alpha}$ là hàm sinh của Copula Gumbel, $c_1 = \varphi(u_1)$, và $c_2 = \varphi(u_1) + \varphi(u_2)$. Giải phương trình này, ta tìm được u_2.

- Đặt $v_3 = C_3(u_3 \mid u_1,u_2) = \dfrac{\varphi^{-1(2)}(c_3)}{\varphi^{-1(2)}(c_2)}$, và giải để tìm u_3.

- …

- ***Ước lượng VaR và CVaR***

Trong phần này, ta ước lượng VaR và CVaR cho mỗi danh mục gồm 2 chuỗi lợi suất chỉ số TTCK với giả định trọng số của mỗi thị trường bằng nhau (= 1/2). Trong phần thực nghiệm tính toán các độ đo rủi ro, ta tạo ra M = 10000 giá trị lợi suất. Sau khi có các giá trị lợi suất được mô phỏng qua Copula Student, dựa trên phân phối xác suất của mỗi chuỗi lợi suất ban đầu ta tính được 10000 giá trị mô phỏng cho mỗi chuỗi lợi suất.

Ứng với mỗi véc tơ trọng số của một danh mục cụ thể thì ta tính được lợi suất của danh mục này, sau đó tính VaR và CVaR bằng hàm phân vị và trung bình có điều kiện.

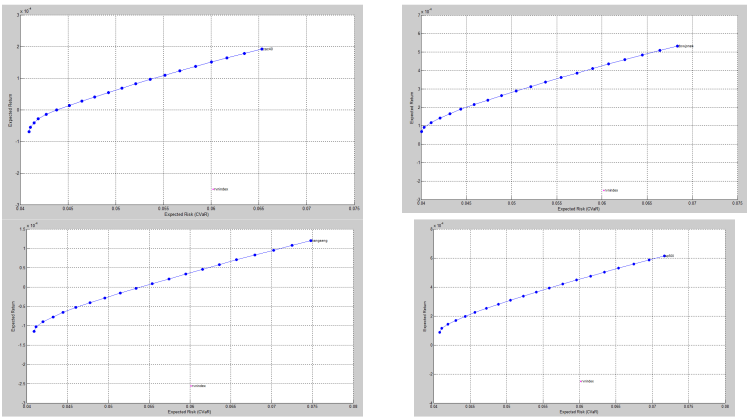
Bảng 4.11. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Gumbel cho từng cặp lợi suất VNindex với CAC40, Dowjones, Hangseng và S&P500

DMĐT	Độ đo rủi ro	Độ tin cậy		
		90%	95%	99%
VNindex và Cac40	VaR	1.3%	1.77%	2.67%
	CVaR	1.91%	2.31%	3.18%
VNindex và Dowjones	VaR	1.06%	1.45%	2.31%
	CVaR	1.62%	1.99%	2.84%
VNindex và Hangseng	VaR	1.19%	1.61%	2.46%
	CVaR	1.77%	2.15%	3.03%
VNindex và S&P500	VaR	1.09%	1.51%	2.38%
	CVaR	1.67%	2.06%	2.94%

Nguồn: tác giả

Theo kết quả tính toán, chẳng hạn, nhà đầu tư đang phân bổ 50% vốn trên TTCK Việt Nam và 50% vốn trên TTCK Hồng Kông, với độ tin cậy 95%, trong điều kiện TTCK toàn cầu bình thường, thì sau 1 chu kỳ (1 ngày) nhà đầu tư nắm giữ "danh mục" này có thể có mức tổn thất tối đa là 1,61%; trong điều kiện TTCK toàn cầu bất thường (thị trường có biến động lớn) thì sau 1 chu kỳ (1 ngày) nhà đầu tư nắm giữ "danh mục" này có thể có mức tổn thất dự kiến là 2,15%.

Tiếp theo, chúng ta ước lượng đường biên hiệu quả theo mô hình M-CVaR cho từng "danh mục". Ta tính toán 20 danh mục biên duyên cho mỗi mô hình để vẽ đường biên hiệu quả (khi không có bán khống) cho mô hình M-CVaR như trong Hình 4.4.



Hình 4.4. Biên hiệu quả của mô hình M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500

Nguồn: tác giả

Sau đó, chúng ta tính toán một số danh mục tối ưu tương ứng với các mức lợi suất có thể có tùy từng danh mục ở mức cho trước theo mô hình M-CVaR.

Bảng 4.12. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500

Danh mục chỉ số VNindex và Cac40					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.01%	0.012%	0.014%	0.016%	0.018%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.2075	0.1624	0.1173	0.0722	0.0271
RCac40	0.7925	0.8376	0.8827	0.9278	0.9729
Prisk	0.0541	0.0563	0.0587	0.0611	0.0637

Danh mục chỉ số VNindex và Dowjones					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.01%	0.02%	0.03%	0.04%	0.05%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.5522	0.4247	0.2971	0.1696	0.0421
RDowjones	0.4478	0.5753	0.7029	0.8304	0.9579
Prisk	0.0405	0.0449	0.0513	0.0582	0.0657

Danh mục chỉ số VNindex và Hangseng					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.002%	0.005%	0.007%	0.009%	0.011%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.2655	0.1856	0.1323	0.079	0.0257
RHangseng	0.7345	0.8144	0.8677	0.921	0.9743
Prisk	0.0573	0.0623	0.0656	0.0693	0.073

Danh mục chỉ số VNindex và S&P500					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.01%	0.02%	0.03%	0.04%	0.05%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.5943	0.4787	0.3631	0.2475	0.1319
RS&P500	0.4057	0.5213	0.6369	0.7525	0.8681
Prisk	0.0409	0.0444	0.05	0.0564	0.0632

Nguồn: tác giả

Kết quả trong Bảng 4.12 một lần nữa cho thấy, DMĐT chỉ số các TTCK cũng tuân theo quy luật: nếu nhà đầu tư muốn có lợi suất kỳ vọng cao thì phải chấp nhận mức rủi ro cao.

Khi đã có được trọng số của mỗi danh mục, ta tính VaR và CVaR của mỗi danh mục được tính tương tự quy trình tính toán của danh mục có trọng số bằng nhau. Kết quả tính toán rủi ro của mỗi danh mục được cho trong Bảng 4.13, tương ứng một cách chính xác với danh mục trong Bảng 4.12.

Bảng 4.13. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục Vnidex với CAC40, Dowjones, Hangseng, S&P500 nhờ Copula Gumbel

Danh mục chỉ số VNindex và Cac40										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.36%	2.18%	1.4%	2.27%	1.45%	2.36%	1.5%	2.45%	1.54%	2.55%
95%	2.01%	2.71%	2.09%	2.82%	2.17%	2.94%	2.25%	3.06%	2.35%	3.19%
99%	3.13%	3.81%	3.25%	3.98%	3.39%	4.15%	3.53%	4.33%	3.69%	4.51%

Danh mục chỉ số VNindex và Dowjones										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.12%	1.69%	1.01%	1.54%	0.95%	1.48%	0.92%	1.52%	0.98%	1.66%
95%	1.52%	2.08%	1.39%	1.9%	1.31%	1.85%	1.35%	1.95%	1.44%	2.14%
99%	2.38%	2.93%	2.14%	2.78%	2.09%	2.84%	2.23%	3.11%	2.46%	3.47%

Danh mục chỉ số VNindex và Hangseng										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.19%	1.8%	1.22%	1.9%	1.27%	1.98%	1.33%	2.07%	1.39%	2.17%
95%	1.62%	2.23%	1.7%	2.36%	1.76%	2.46%	1.84%	2.58%	1.92%	2.7%
99%	2.52%	3.31%	2.67%	3.56%	2.79%	3.75%	2.9%	3.94%	3.05%	4.14%

Danh mục chỉ số VNindex và S&P500										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.18%	1.78%	1.08%	1.65%	1.04%	1.59%	1%	1.61%	1.02%	1.72%
95%	1.61%	2.2%	1.49%	2.03%	1.43%	1.97%	1.42%	2.04%	1.51%	2.2%
99%	2.51%	3.08%	2.32%	2.93%	2.26%	2.95%	2.33%	3.16%	2.53%	3.49%

Nguồn: tác giả

4.2.2.3. Kết quả đo lường VaR và CVaR sử dụng Copula Clayton

Các "danh mục" được nghiên cứu trong Mục này bao gồm chỉ số TTCK Việt Nam Vnindex và từng chỉ số JCI, Nasdaq, Sti, Taiex. Theo các bước được trình bày ở phần đầu Chương 4, chúng ta lần lượt thu được các kết quả ước lượng như sau.

Đầu tiên là bảng kết quả ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của mỗi chuỗi lợi suất.

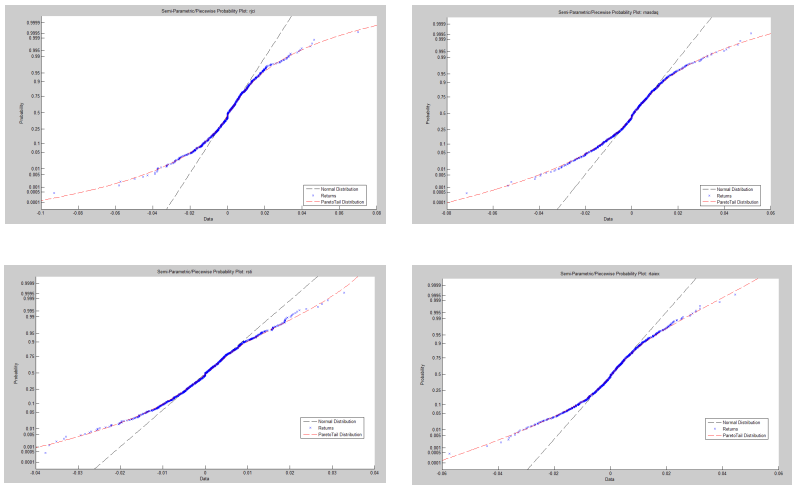
Bảng 4.14. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của các chuỗi lợi suất JCI, Nasdaq, Sti, Taiex

Rjci				Rnasdaq			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.10517	0.00909725	0.0979752	0.00730845	0.0286717	0.00870024	0.0705785	0.00711244

Rsti				Rtaiex			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.0385509	0.00586592	-0.177968	0.00612548	-0.0479222	0.00860887	-0.0829081	0.00697684

Nguồn: tác giả

Chúng ta nhận định bằng hình ảnh về dạng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất như trong Hình 4.5.



Hình 4.5. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất JCI, Nasdaq, Sti, Taiex

Nguồn: tác giả

Dựa trên đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất, ta thấy nếu sử dụng phân phối chuẩn để mô tả cho phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất này thì sẽ bị sai lệch đáng kể, đặc biệt là đuôi trái và đuôi phải của phân phối. Trong khi đó, nếu ta sử dụng GPD để ước lượng cho đuôi trái và đuôi phải của phân phối các chuỗi lợi suất này thì khá là phù hợp với dữ liệu thực tế của các chuỗi lợi suất.

Để khẳng định được tính phù hợp của GPD-Kernel- GPD trong ước lượng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất trên, ta thực hiện kiểm định phân phối đều cho các chuỗi: URJCI, URNasdaq, URSti, URTaiex, đây là các chuỗi lợi suất sau khi biến đổi qua hàm phân phối xác suất (GPD-Kernel-GPD) của các chuỗi lợi suất ban đầu. Kết quả kiểm định Anderson-Darling (xem Bảng 4.15) cho thấy: nếu sử dụng phân phối dạng GPD-Kernel-GPD để xấp xỉ cho phân phối của cả bốn chuỗi URVnindex, URFTSE100, URKospi, URSSE là phù hợp ở mức ý nghĩa 5% (giá trị P-value của kiểm định Anderson-Darling đều lớn hơn 0.05). Như vậy, bốn chuỗi lợi suất đều không có phân phối chuẩn, ta đã kết hợp phân phối tham số (GPD) và phân phối phi tham số (Kernel normal) để xây dựng được dạng phân phối phù hợp cho các chuỗi lợi suất này.

Bảng 4.15. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling cho các chuỗi URJCI, URNasdaq, URSti, URTaiex

	URjci	URnasdaq	URsti	URtaiex
Giá trị xác suất	0.9712	0.9671	0.9746	0.9742

Nguồn: tác giả

Sau khi lựa chọn được phân phối xác suất cho các chuỗi lợi suất, tiếp theo ta xây dựng phân phối đồng thời để sử dụng trong ước lượng các độ đo rủi ro và lựa chọn DMĐT tối ưu của danh mục các cổ phiếu.

Bây giờ, chúng ta tìm danh mục tối ưu cho nhóm tài sản rủi ro theo mô hình M-CVaR. Sử dụng Copula Student, chúng ta tính các độ đo VaR và CVaR cho một danh mục cụ thể. Các thao tác cụ thể như sau:

- ***Ước lượng các tham số của Copula Clayton***

Theo kết quả Chương 3, Copula Clayton phù hợp để mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa từng cặp lợi suất Vnindex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex; phân phối của mỗi chuỗi đã được xác định ở phần trên. Copula Clayton thể hiện được sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất khi thị trường có biến động lớn (sự phụ thuộc đuôi dưới và sự phụ thuộc

đuôi trên). Trước tiên dựa trên các chuỗi lợi suất đã biến đổi về các chuỗi nhận giá trị trong khoảng [0, 1], ta ước lượng các tham số của Copula Clayton.

- ***Kết quả ước lượng các tham số của Copula Clayton***

Bằng phương pháp IFM, ta ước lượng được 1 tham số của Copula Clayton: Tham số phụ thuộc α (xem Bảng 4.16).

Bảng 4.16. Các tham số của Copula Student cho từng cặp lợi suất Vnindex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex

Cặp lợi suất	Tham số α
VNindex và Jci	0.048
VNindex và Nasdaq	0.2385
VNindex và Sti	0.141
VNindex và Taiex	0.142

Nguồn: tác giả

Sau khi ước lượng được các tham số của Copula Clayton, ta thực hiện mô phỏng để tạo ra các giá trị lợi suất thông qua Copula Clayton:

- ***Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua Copula Clayton (Cherubini (2004))***

Để tạo ra biến ngẫu nhiên độc lập $(u_1,u_2,...,u_n)'$ thông qua Copula Clayton, ta thực hiện theo thuật toán sau:

- Mô phỏng n biến ngẫu nhiên độc lập $(u_1,u_2,...,u_n)'$ từ U(0, 1).

- Đặt $u_1 = v_1$.

- Đặt $v_2 = C_2(u_2 \mid v_1)$, trong đó $C_k(u_k \mid u_1,...,u_{k-1}) = \dfrac{\varphi^{-1(k-1)}(c_k)}{\varphi^{-1(k-1)}(c_{k-1})}$, từ đó $v_2 = \dfrac{\varphi^{-1(1)}(c_2)}{\varphi^{-1(1)}(c_1)}$, trong đó $\varphi(u) = u^{-\alpha} - 1$ là hàm sinh của Copula Clayton, $c_1 = \varphi(u_1)$, và $c_2 = \varphi(u_1) + \varphi(u_2)$. Do đó $v_2 = \left(\dfrac{u_1^{-\alpha} + u_2^{-\alpha} - 1}{u_1^{-\alpha}}\right)^{-\frac{1}{\alpha}-1}$. Cuối cùng $u_2 = \left(v_1^{-\alpha}\left(v_2^{-\frac{\alpha}{\alpha+1}} - 1\right) + 1\right)^{-\frac{1}{\alpha}}$.

- Đặt $v_3 = C_3(u_3 \mid u_1,u_2) = \dfrac{\varphi^{-1(2)}(c_3)}{\varphi^{-1(2)}(c_2)}$, và giải để tìm u_3.

- …

- ***Ước lượng VaR và CVaR***

Trong phần này, ta ước lượng VaR và CVaR cho mỗi danh mục gồm 2 chuỗi lợi suất chỉ số TTCK với giả định trọng số của mỗi thị trường bằng nhau (= 1/2). Trong phần thực nghiệm tính toán các độ đo rủi ro, ta tạo ra M = 10000 giá trị lợi suất. Sau khi có các giá trị lợi suất được mô phỏng qua Copula Clayton, dựa trên phân phối xác suất của mỗi chuỗi lợi suất ban đầu ta tính được 10000 giá trị mô phỏng cho mỗi chuỗi lợi suất.

Ứng với mỗi véc tơ trọng số của một danh mục cụ thể thì ta tính được lợi suất của danh mục này, sau đó tính VaR và CVaR bằng hàm phân vị và trung bình có điều kiện.

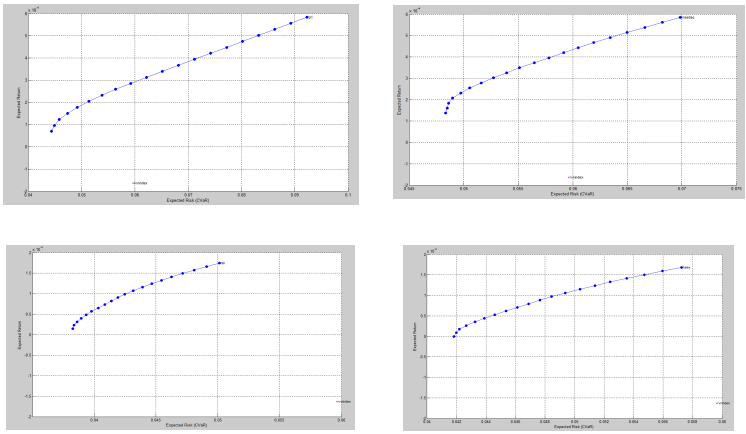
Bảng 4.17. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Student cho từng cặp lợi suất VNindex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex

DMĐT	Độ đo rủi ro	Độ tin cậy		
		90%	95%	99%
VNindex và Jci	VaR	1.13%	1.55%	2.52%
	CVaR	1.76%	2.19%	3.19%
VNindex và Nasdaq	VaR	3.35%	1.66%	2.76%
	CVaR	4.56%	2.35%	3.42%
VNindex và Sti	VaR	1.04%	1.43%	2.35%
	CVaR	1.61%	1.99%	2.82%
VNindex và Taiex	VaR	1.12%	1.55%	2.5%
	CVaR	1.73%	2.14%	3.03%

Nguồn: tác giả

Theo kết quả tính toán, chẳng hạn, nhà đầu tư đang phân bổ 50% vốn trên TTCK Việt Nam và 50% vốn trên TTCK Singapo, với độ tin cậy 95%, trong điều kiện TTCK toàn cầu bình thường, thì sau 1 chu kỳ (1 ngày) nhà đầu tư nắm giữ "danh mục" này có thể có mức tổn thất tối đa là 1,43%; trong điều kiện TTCK toàn cầu bất thường (thị trường có biến động lớn) thì sau 1 chu kỳ (1 ngày) nhà đầu tư nắm giữ "danh mục" này có thể có mức tổn thất dự kiến là 1,99%.

Tiếp theo, chúng ta ước lượng đường biên hiệu quả theo mô hình M-CVaR cho từng "danh mục". Ta tính toán 20 danh mục biên duyên cho mỗi mô hình để vẽ đường biên hiệu quả (khi không có bán khống) cho mô hình M-CVaR như trong Hình 4.6.



Hình 4.6. Biên hiệu quả của mô hình M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và JCI, Nasdaq, Sti, Taiex

Nguồn: tác giả

Sau đó, chúng ta tính toán một số danh mục tối ưu tương ứng với các mức lợi suất có thể có tùy từng danh mục ở mức cho trước theo mô hình M-CVaR.

Bảng 4.18. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex

Danh mục chỉ số VNindex và Jci					
	DMĐT 1	DMĐT 2	DMĐT 3	DMĐT 4	DMĐT 5
Preturn	0.01%	0.02%	0.03%	0.04%	0.05%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.6476	0.5136	0.3795	0.2455	0.1114
RJci	0.3524	0.4864	0.6205	0.7545	0.8886
Prisk	0.045	0.0509	0.0607	0.0719	0.083

Danh mục chỉ số VNindex và Nasdaq					
	DMĐT 1	DMĐT 2	DMĐT 3	DMĐT 4	DMĐT 5
Preturn	0.02%	0.03%	0.04%	0.05%	0.055%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.5147	0.381	0.2475	0.1135	0.0467
RNasdaq	0.4853	0.619	0.7527	0.8865	0.9533
Prisk	0.0488	0.0526	0.058	0.064	0.0674

Danh mục chỉ số VNindex và Sti					
	DMĐT 1	DMĐT 2	DMĐT 3	DMĐT 4	DMĐT 5
Preturn	0.002%	0.006%	0.01%	0.014%	0.016%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.458	0.3394	0.2209	0.1023	0.043
RSti	0.542	0.6606	0.7791	0.8977	0.957
Prisk	0.0383	0.04	0.0426	0.0461	0.0484

Danh mục chỉ số VNindex và Taiex					
	DMĐT 1	DMĐT 2	DMĐT 3	DMĐT 4	DMĐT 5
Preturn	0.008%	0.01%	0.012%	0.014%	0.016%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.2661	0.2056	0.1452	0.0848	0.0243
RTaiex	0.7339	0.7944	0.8548	0.9152	0.9757
Prisk	0.0469	0.0487	0.051	0.533	0.0561

Nguồn: tác giả

Kết quả trong Bảng 4.18 tiếp tục cho thấy, DMĐT chỉ số các TTCK cũng tuân theo quy luật: nếu nhà đầu tư muốn có lợi suất kỳ vọng cao thì phải chấp nhận mức rủi ro cao.

Khi đã có được trọng số của mỗi danh mục, ta tính VaR và CVaR của mỗi danh mục được tính tương tự quy trình tính toán của danh mục có trọng số bằng nhau. Kết quả tính toán rủi ro của mỗi danh mục được cho trong Bảng 4.19, tương ứng một cách chính xác với danh mục trong Bảng 4.18.

Bảng 4.19. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với JCI, Nasdaq, Sti, Taiex nhờ Copula Student

Danh mục chỉ số VNindex và Jci										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.23%	1.89%	1.14%	1.77%	1.09%	1.77%	1.12%	1.89%	1.2%	2.12%
95%	1.71%	2.34%	1.55%	2.19%	1.55%	2.23%	1.61%	2.45%	1.78%	2.79%
99%	2.77%	3.29%	2.55%	3.18%	2.6%	3.44%	2.9%	3.96%	3.35%	4.56%

Danh mục chỉ số VNindex và Nasdaq										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.19%	1.89%	1.14%	1.85%	1.16%	1.91%	1.24%	2.05%	1.3%	2.14%
95%	1.67%	2.36%	1.62%	2.33%	1.68%	2.43%	1.8%	2.62%	1.87%	2.74%
99%	2.76%	3.43%	2.75%	3.47%	2.83%	3.65%	3.09%	3.97%	3.25%	4.16%

Danh mục chỉ số VNindex và Sti										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.02%	1.56%	0.93%	1.45%	0.91%	1.43%	0.93%	1.49%	0.96%	1.55%
95%	1.39%	1.92%	1.29%	1.8%	1.27%	1.79%	1.31%	1.89%	1.36%	1.96%
99%	2.25%	2.73%	2.09%	2.61%	2.06%	2.66%	2.2%	2.85%	2.3%	2.98%

Danh mục chỉ số VNindex và Taiex										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.06%	1.7%	1.08%	1.75%	1.1%	1.81%	1.13%	1.89%	1.19%	1.98%
95%	1.52%	2.14%	1.55%	2.21%	1.61%	2.3%	1.67%	2.41%	1.75%	2.53%
99%	2.47%	3.12%	2.59%	3.24%	2.71%	3.39%	2.84%	3.56%	3%	3.74%

Nguồn: tác giả

4.3. Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối Việt Nam

4.3.1. Mô tả số liệu

Dữ liệu trong mục này chính là dữ liệu tương ứng đã được sử dụng để tìm cấu trúc phụ thuộc trong Chương 3. Đó là giá đóng cửa của chỉ số TTCK Việt Nam VNINDEX và tỷ giá đồng tiền một số nước với đồng Việt Nam, bao gồm Đô la Úc AUD, Đô la Canada CAD, Franc Thụy Sĩ CHF, Nhân dân tệ Trung Quốc CNY, Krone Đan Mạch DKK, đồng tiền chung Châu Âu EUR, Bảng Anh GBP, Đô la Hồng Kông HKD, Yên Nhật JPY, Ringit Malaysia MYR, Krone Nauy NOK, Krone Thụy Điển SEK, Đô la Singapo SGD, Bạt Thái THB, Đô la Mỹ USD. Các chuỗi số liệu được thu thập từ 02/01/2007 đến 15/10/2015, gồm 2160 quan sát. Các bước thực nghiệm được tiến hành tương tự phần 4.1, ở đây "danh mục" được nghiên cứu gồm 2 chỉ số: chỉ số Vnindex và một chỉ số tỷ giá.

4.3.2. Đo lường VaR và CVaR của danh mục đầu tư chứng khoán và ngoại hối

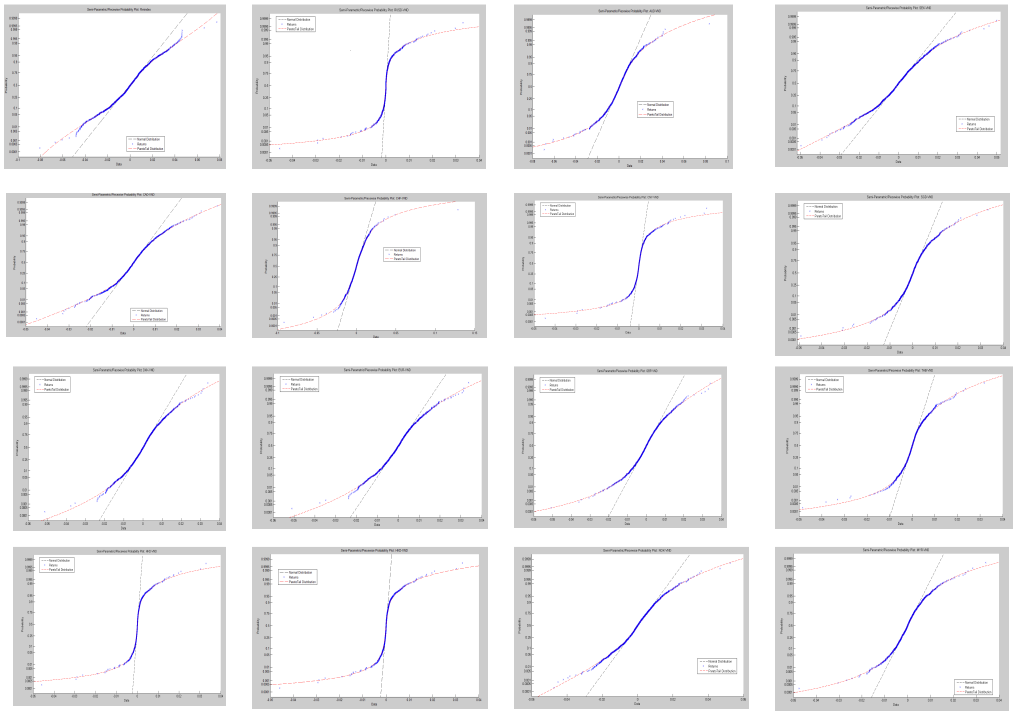
Trước tiên, chúng ta có bảng kết quả ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của chuỗi lợi suất VNindex và USD/VND như trong Bảng 4.20. Kết quả ước lượng các tham số của phân phối GPD cho đuôi dưới và đuôi trên của chuỗi lợi suất khác được trình bày trong Phụ lục VII.

Bảng 4.20. Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên cho các chuỗi lợi suất vnindex và USD/VND

Rvnindex				Rusd/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
-0.15978	0.0132297	-0.122917	0.0115397	0.632611	0.00108428	0.415966	0.00201582

Nguồn: tác giả

Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất



Hình 4.7. Đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất vnindex và tỷ giá

Nguồn: tác giả

Dựa trên đồ thị xác suất các dạng phân phối của các chuỗi lợi suất, ta thấy nếu sử dụng phân phối chuẩn để mô tả cho phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất này

thì sẽ bị sai lệch đáng kể, đặc biệt là đuôi trái và đuôi phải của phân phối. Trong khi đó, nếu ta sử dụng GPD để ước lượng cho đuôi trái và đuôi phải của phân phối các chuỗi lợi suất này thì khá là phù hợp với dữ liệu thực tế của các chuỗi lợi suất.

Để khẳng định được tính phù hợp của GPD-Kernel-GPD trong ước lượng phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất trên, ta thực hiện kiểm định phân phối đều cho các chuỗi: URusd/vnd, URaud/vnd, URcad/vnd, URchf/vnd, URcny/vnd, URdkk/vnd, UReur/vnd, URgbp/vnd, URhkd/vnd, URjpy/vnd, URnok/vnd, URsek/vnd, URsgd/vnd, URthb/vnd, URmyr/vnd, đây là các chuỗi lợi suất sau khi biến đổi qua hàm phân phối xác suất (GPD-Kernel-GPD) của các chuỗi lợi suất ban đầu. Kết quả kiểm định Anderson-Darling (xem Bảng 3.21) cho thấy: nếu sử dụng phân phối dạng GPD-Kernel-GPD để xấp xỉ cho phân phối của cả bốn chuỗi URVnindex, URFTSE100, URKospi, URSSE là phù hợp ở mức ý nghĩa 5% (giá trị P-value của kiểm định Anderson-Darling đều lớn hơn 0.05). Như vậy, bốn chuỗi lợi suất đều không có phân phối chuẩn, ta đã kết hợp phân phối tham số (GPD) và phân phối phi tham số (Kernel normal) để xây dựng được dạng phân phối phù hợp cho các chuỗi lợi suất này.

Bảng 4.21. Kết quả kiểm định theo tiêu chuẩn Anderson-Darling

	URVnindex	URusd-vnd	URaud-vnd	URcad-vnd	URchf-vnd
Giá trị xác suất	0.5327	0.8070	0.8361	0.5436	0.7128

	URcny-vnd	URdkk-vnd	UReur-vnd	URgbp-vnd	URhkd-vnd
Giá trị xác suất	0.7565	0.4069	0.4060	0.8644	0.369

	URjpy-vnd	URnok-vnd	URsek-vnd	URsgd-vnd	URthb-vnd	URmyr-vnd
Giá trị xác suất	0.8149	0.8638	0.8202	0.6132	0.7844	0.6103

Nguồn: tác giả

Sau khi lựa chọn được phân phối xác suất cho các chuỗi lợi suất, tiếp theo ta xây dựng phân phối đồng thời để sử dụng trong ước lượng các độ đo rủi ro và lựa chọn DMĐT tối ưu của danh mục các cổ phiếu.

Bây giờ, chúng ta tìm danh mục tối ưu cho nhóm tài sản rủi ro theo mô hình M-CVaR. Sử dụng Copula Student, chúng ta tính các độ đo VaR và CVaR cho một danh mục cụ thể. Các thao tác cụ thể được thực hiện tương tự phần 4.1. Các kết quả lần lượt như sau. Thứ nhất là, kết quả ước lượng các tham số copula Student mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa lợi suất vnindex và từng lợi suất tỷ giá như trong Bảng 4.22.

Bảng 4.22. Các tham số của copula Student

Cặp lợi suất	Ma trận hệ số tương quan (RhoT)	Số bậc tự do (DoF)
VNindex và USD/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,04 \\ -0,04 & 1 \end{pmatrix}$	5
VNindex và AUD/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0285 \\ 0,0285 & 1 \end{pmatrix}$	6
VNindex và CAD/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0152 \\ 0,0152 & 1 \end{pmatrix}$	6.4
VNindex và CHF/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,005 \\ -0,005 & 1 \end{pmatrix}$	8
VNindex và CNY/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,0322 \\ -0,0322 & 1 \end{pmatrix}$	7
VNindex và DKK/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,0055 \\ -0,0055 & 1 \end{pmatrix}$	7
VNindex và EUR/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,0059 \\ -0,0059 & 1 \end{pmatrix}$	7
VNindex và GBP/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,0035 \\ -0,0035 & 1 \end{pmatrix}$	6.8
VNindex và HKD/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,03 \\ -0,03 & 1 \end{pmatrix}$	4.8
VNindex và JPY/VND	$\begin{pmatrix} 1 & -0,0201 \\ -0,0201 & 1 \end{pmatrix}$	6
VNindex và NOK/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0244 \\ 0,0244 & 1 \end{pmatrix}$	6.8
VNindex và SEK/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0105 \\ 0,0105 & 1 \end{pmatrix}$	6.1
VNindex và SGD/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0123 \\ 0,0123 & 1 \end{pmatrix}$	13
VNindex và THB/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0187 \\ 0,0187 & 1 \end{pmatrix}$	9
VNindex và MYR/VND	$\begin{pmatrix} 1 & 0,0091 \\ 0,0091 & 1 \end{pmatrix}$	20

Nguồn: tác giả

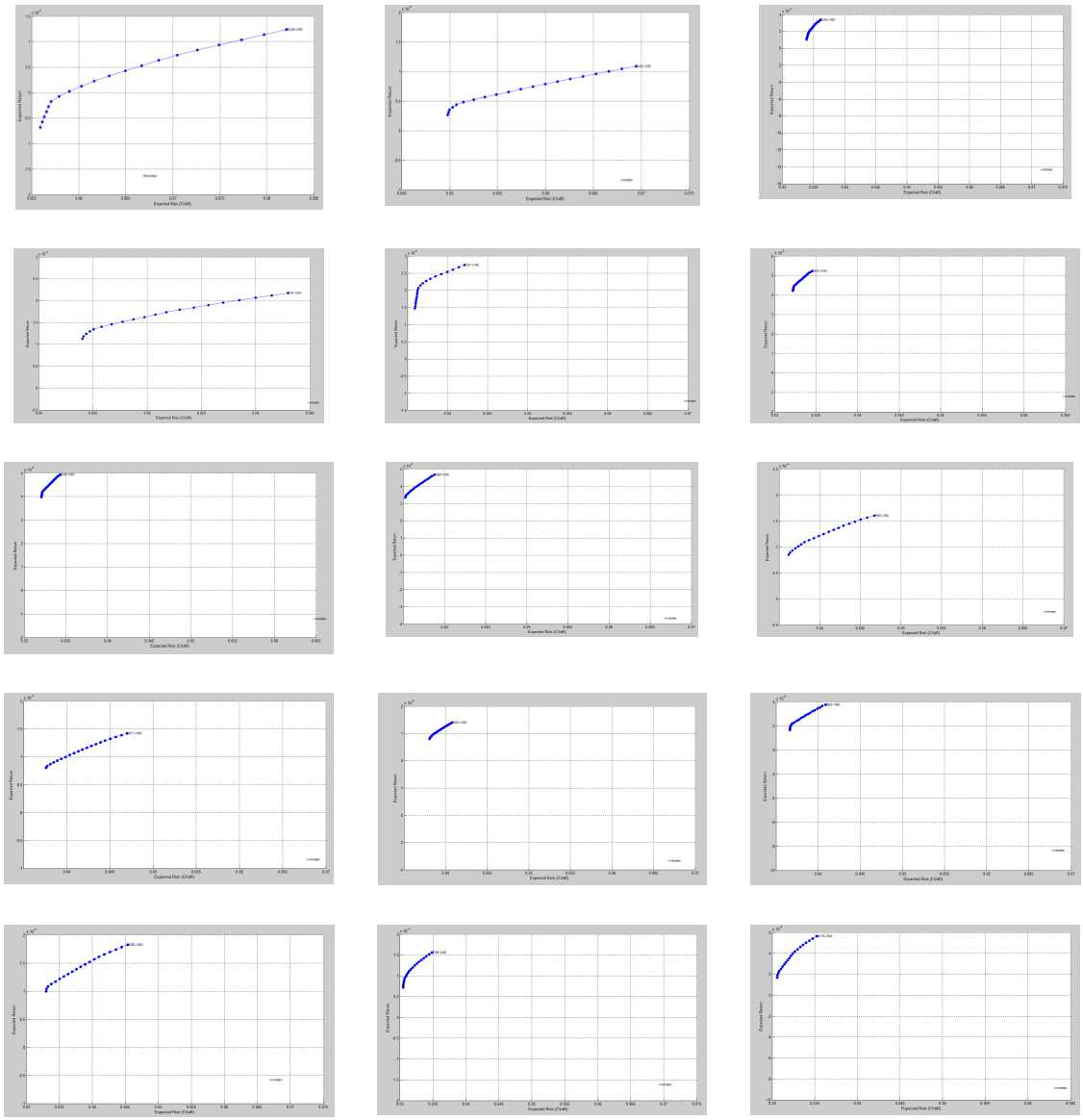
Thứ hai là, kết quả ước lượng VaR và CVaR cho mỗi danh mục gồm 2 chuỗi lợi suất chỉ số TTCK với giả định trọng số của mỗi thị trường bằng nhau (= 1/2), như trong Bảng 4.23.

Bảng 4.23. VaR và CVaR cho các danh mục có trọng số bằng nhau tính nhờ Copula Student cho từng cặp lợi suất VNindex với lợi suất tỷ giá

DMĐT	Độ đo rủi ro	Độ tin cậy		
		90%	95%	99%
VNindex và USD/VND	VaR	0.98%	1.44%	2.29%
	CVaR	1.60%	2.01%	2.93%
VNindex và AUD/VND	VaR	1.15%	1.6%	2.65%
	CVaR	1.8%	2.25%	3.31%
VNindex và CAD/VND	VaR	1.1%	1.52%	2.4%
	CVaR	1.69%	2.08%	2.96%
VNindex và CHF/VND	VaR	1.07%	1.49%	2.41%
	CVaR	1.67%	2.08%	3%
VNindex và CNY/VND	VaR	0.99%	1.43%	2.3%
	CVaR	1.58%	1.97%	2.83%
VNindex và DKK/VND	VaR	1.09%	1.49%	2.34%
	CVaR	1.65%	2.03%	2.82%
VNindex và EUR/VND	VaR	1.09%	1.49%	2.34%
	CVaR	1.65%	2.03%	2.82%
VNindex và GBP/VND	VaR	1.05%	1.48%	2.39%
	CVaR	1.64%	2.04%	2.94%
VNindex và HKD/VND	VaR	0.97%	1.4%	2.21%
	CVaR	1.54%	1.91%	2.69%
VNindex và JPY/VND	VaR	1.07%	1.47%	2.44%
	CVaR	1.65%	2.05%	2.94%
VNindex và NOK/VND	VaR	1.15%	1.6%	2.52%
	CVaR	1.76%	2.17%	3.15%
VNindex và SEK/VND	VaR	1.14%	1.57%	2.56%
	CVaR	1.76%	2.17%	3.1%
VNindex và SGD/VND	VaR	1.03%	1.46%	2.29%
	CVaR	1.59%	1.96%	2.7%
VNindex và THB/VND	VaR	1.03%	1.46%	2.32%
	CVaR	1.6%	1.98%	2.72%
VNindex và MYR/VND	VaR	1.08%	1.5%	2.42%
	CVaR	1.65%	2.03%	2.79%

Nguồn: tác giả

Tiếp theo, chúng ta ước lượng đường biên hiệu quả theo mô hình M-CVaR cho từng "danh mục". Ta tính toán 20 danh mục biên duyên cho mỗi mô hình để vẽ đường biên hiệu quả (khi không có bán khống) cho mô hình M-CVaR như trong Hình 4.8.



Hình 4.8. Biên hiệu quả của M-CVaR cho từng danh mục gồm lợi suất Vnindex và tỷ giá

Nguồn: tác giả

Sau đó, chúng ta tính toán một số danh mục tối ưu tương ứng với các mức lợi suất có thể có tùy từng danh mục ở mức cho trước theo mô hình M-CVaR. Bảng 4.24 trình bày cho một cặp lợi suất. Kết quả cho các cặp lợi suất khác được trình bày trong Phụ lục VII.

Bảng 4.24. Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với USD/VND

Danh mục chỉ số VNindex và USD/VND					
	DMĐT 1	DMĐT 2	DMĐT 3	DMĐT 4	DMĐT 5
Preturn	0.002%	0.005%	0.008%	0.01%	0.012%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.3621	0.2577	0.1532	0.0836	0.0139
Rusd-vnd	0.6379	0.7423	0.8468	0.9164	0,9861
Prisk	0.0612	0.0661	0.0718	0.0764	0.0811

Nguồn: tác giả

Kết quả trong Bảng 4.24 cho thấy, DMĐT chỉ số TTCK và TTNH cũng tuân theo quy luật: nếu nhà đầu tư muốn có lợi suất kỳ vọng cao thì phải chấp nhận mức rủi ro cao.

Cuối cùng, khi đã có được trọng số của mỗi danh mục, ta tính VaR và CVaR của mỗi danh mục được tính tương tự quy trình tính toán của danh mục có trọng số bằng nhau. Kết quả tính toán rủi ro của mỗi danh mục được cho trong Bảng 4.25, tương ứng một cách chính xác với danh mục trong Bảng 4.24. Cũng như trên Bảng 4.25 trình bày kết quả cho cặp lợi suất VNindex với USD/VND. Kết quả cho các cặp lợi suất còn lại được trình bày trong Phụ lục VII.

Bảng 4.25. Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với USD/VND nhờ Copula Student

Danh mục chỉ số VNindex và USD/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.71%	1.19%	0.51%	0.90%	0.32%	0.63%	0.20%	0.48%	0.11%	0.41%
95%	1.05%	1.52%	0.76%	1.17%	0.48%	0.87%	0.31%	0.72%	0.20%	0.67%
99%	1.69%	2.38%	1.25%	2.03%	0.86%	1.84%	0.71%	1.87%	0.70%	1.98%

Nguồn: tác giả

Các kết quả đều cho thấy, khi đầu tư vào TTCK và TTNH, để giảm thiểu rủi ro, nên phân bổ vốn đầu tư vào TTCK với tỷ trọng ít hơn so với TTNH. Bên cạnh đó, với cùng mức tin cậy, các DMĐT vào VNindex và một ngoại tệ mạnh: USD, CNY, GBP, EUR,… hoặc các ngoại tệ thuộc khối ASEAN có độ rủi ro thấp hơn so với các ngoại tệ khác. Do vậy, để rủi ro của danh mục thấp, nên lựa chọn các ngoại tệ mạnh, như: USD, GBP, CNY, EUR,… hoặc ngoại tệ của các nước ASEAN. Ngoài ra, sự phụ thuộc đuôi đối xứng được mô tả nhờ copula Student chỉ ra rằng, các đồng ngoại tệ có thể hoạt động như một kênh đầu tư an toàn, hiệu quả trong thời kỳ cổ phiếu có biến động mạnh. Nhà đầu tư có thể tin tưởng rằng ngoại tệ cũng được xem như một tài sản phòng ngừa rủi ro.

4.4. Hậu kiểm mô hình VaR, CVaR

Theo quy trình hậu kiểm mô hình VaR, CVaR đã được trình bày trong mục 1.2.2.4 của Chương 1, trong Chương 4 này, tác giả thực hiện hậu kiểm minh họa cho một mô hình VaR, một mô hình CVaR cho một DMĐT chỉ số "VNindex và S&P500". Các bước hậu kiểm cho các "danh mục chỉ số" khác được thực hiện một cách tương tự.

4.4.1. Hậu kiểm mô hình VaR

Để đánh giá được sự phù hợp của các phương pháp tính VaR, tác giả tiến hành hậu kiểm mô hình VaR. Thực hiện hậu kiểm với 250 quan sát cuối cùng (từ quan sát 916 đến quan sát 1165), nghĩa là ta cho cửa sổ gồm 915 quan sát di chuyển 250 lần, tại mỗi lần ta lại ước lượng VaR của danh mục sử dụng phương pháp copula, cụ thể là copula Gumbel cho DMĐT chỉ số "VNindex và S&P500" với giả định tỷ trọng là 50%:50%. Sau khi ước lượng được 250 giá trị VaR của danh mục, ta tiến hành so sánh giá trị thực tế của danh mục và giá trị VaR ước lượng.

Trong 250 quan sát để thực hiện hậu kiểm có 99 quan sát của lợi suất danh mục nhận giá trị âm, tức là danh mục chịu tổn thất. Ta chỉ xem xét sai lệch của lợi suất danh mục với giá trị VaR ước lượng trong những trường hợp danh mục chịu tổn thất. Độ sai lệch so với tổn thất thực tế được tính bằng cách lấy lợi suất danh mục chịu tổn thất trừ đi giá trị VaR ước tính. Độ sai lệch tuyệt đối trung bình so với tổn thất thực tế được tính bằng tổng tất cả các sai lệch tuyệt đối trong 99 quan sát chia cho 99. Độ sai lệch tuyệt đối trung bình càng nhỏ phản ánh giá trị VaR ước lượng càng gần giá trị tổn thất thực tế. Ở đây, tác giả không chỉ hậu kiểm mô hình VaR tính nhờ copula Gumbel mà còn muốn so sánh mô hình VaR này với mô hình VaR tính nhờ giả thiết phân phối chuẩn thường được sử dụng trong thực tế. Kết quả hậu kiểm được trình bày tóm tắt trong Bảng 4.26 sau đây.

Bảng 4.26. Tóm tắt kết quả hậu kiểm mô hình VaR(0,95)

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
6/18/2013	0.00837018	-0.015963094	-0.015
…	…	…	…
6/24/2013	-0.023458442	-0.016080513	-0.015
…	…	…	…
8/27/2013	-0.020828657	-0.015332836	-0.0162
…	…	…	…
5/7/2014	-0.02747287	-0.013778314	-0.0145
…	…	…	…
5/9/2014	-0.023313438	-0.013829249	-0.0145
…	…	…	…
6/19/2014	-0.005211762	-0.013662514	-0.0145

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả chi tiết được trình bày trong Phụ lục VIII. Trong Bảng 4.26, tác giả có ý lưu lại một số ngày trong đó, tổn thất thực tế vượt quá VaR ước lượng bởi cả hai phương pháp sử dụng giả thiết chuẩn và phương pháp sử dụng copula Gumbel. Chúng ta có kết quả về số lần thua lỗ thực tế của danh mục vượt quá giá trị tính theo VaR trong các mô hình và độ sai lệch tuyệt đối trung bình được tính trong Bảng 4.27 sau đây.

Bảng 4.27. Thống kê độ sai lệch tuyệt đối trung bình của các mô hình ước lượng VaR(0.95)

Mô hình ước lượng VaR	Số vượt ngưỡng tối đa cho phép	Số tổn thất thực tế vượt quá VaR ước lượng	Độ sai lệch tuyệt đối trung bình
Mô hình sử dụng giả thiết chuẩn	19	4	0.009987
Mô hình ước lượng sử dụng copula	19	4	0.010811

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả hậu kiểm mô hình VaR cho 250 quan sát như sau: Với mô hình VaR(0.95), tác giả thấy: Cả hai mô hình VaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng giả thiết phân phối chuẩn và phương pháp sử dụng hàm copula Gumbel đều có 4 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, nằm trong giới hạn cho phép. Chứng tỏ cả hai mô hình đều chấp nhận được. Đồng thời, sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình VaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng giả thiết phân phối chuẩn nhỏ hơn so với sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình VaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng hàm copula Gumbel. Tuy nhiên, nếu chỉ xét đến 4 quan sát trong đó mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, thì sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình VaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng hàm copula Gumbel bằng 0,00871, nhỏ hơn so với sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình VaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng giả thiết phân phối chuẩn bằng 0,00901. Như vậy, chúng ta có thể sử dụng phương pháp ước lượng VaR sử dụng hàm copula Gumbel cho đánh giá "tổn thất trong các tình huống xấu" hoặc sử dụng phương pháp ước lượng VaR sử dụng giả thiết phân phối chuẩn, tùy từng tình huống cụ thể.

4.4.2. Hậu kiểm mô hình CVaR

Tương tự việc hậu kiểm mô hình VaR, để đánh giá được sự phù hợp của các phương pháp tính CVaR, tác giả tiến hành hậu kiểm mô hình CVaR. Thực hiện hậu kiểm với 250 quan sát cuối cùng (từ quan sát 916 đến quan sát 1165), nghĩa là ta cho cửa sổ gồm 915 quan sát di chuyển 250 lần, tại mỗi lần ta lại ước lượng CVaR của danh mục sử dụng phương pháp copula, cụ thể là copula Gumbel cho DMĐT chỉ số "VNindex và S&P500" với giả định tỷ trọng là 50%:50%. Sau khi ước lượng được 250 giá trị CVaR của danh mục, ta tiến hành so sánh giá trị thực tế của danh mục và giá trị CVaR ước lượng.

Trong 250 quan sát để thực hiện hậu kiểm có 99 quan sát của lợi suất danh mục nhận giá trị âm, tức là danh mục chịu tổn thất. Ta chỉ xem xét sai lệch của lợi suất danh mục với giá trị VaR ước lượng trong những trường hợp danh mục chịu tổn thất. Độ sai lệch so với tổn thất thực tế được tính bằng cách lấy lợi suất danh mục chịu tổn thất trừ đi giá trị VaR ước tính. Độ sai lệch tuyệt đối trung bình so với tổn thất thực tế được tính bằng tổng tất cả các sai lệch tuyệt đối trong 99 quan sát chia cho 99. Độ sai lệch tuyệt đối trung bình càng nhỏ phản ánh giá trị VaR ước lượng càng gần giá trị tổn thất thực tế. Ở đây, tác giả không chỉ hậu kiểm mô hình VaR tính nhờ copula Gumbel mà còn muốn so sánh mô hình VaR này với mô hình VaR tính nhờ giả thiết phân phối chuẩn thường được sử dụng trong thực tế. Kết quả hậu kiểm được trình bày tóm tắt trong Bảng 4.28 sau đây.

Bảng 4.28. Tóm tắt kết quả hậu kiểm mô hình CVaR(0,95)

Ngày	Tổn thất thực tế	CVaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	CVaR ước lượng nhờ copula Gumbel
6/18/2013	0.00837018	-0.022053568	-0.0204
…	…	…	…
6/24/2013	-0.023458442	-0.022078215	-0.0204
…	…	…	…
5/7/2014	-0.02747287	-0.019956249	-0.0197
…	…	…	…
5/9/2014	-0.023313438	-0.020023393	-0.0197
…	…	…	…
6/19/2014	-0.005211762	-0.019900842	-0.0197

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả chi tiết được trình bày trong Phụ lục VIII. Trong Bảng 4.28, tác giả có ý lưu lại một số ngày trong đó, tổn thất thực tế vượt quá CVaR ước lượng bởi cả hai phương pháp sử dụng giả thiết chuẩn và phương pháp sử dụng copula Gumbel. Chúng ta có kết quả về số lần thua lỗ thực tế của danh mục vượt quá giá trị tính theo VaR trong các mô hình và độ sai lệch tuyệt đối trung bình được tính trong Bảng 4.29 sau đây.

Bảng 4.29. Thống kê độ sai lệch tuyệt đối trung bình của các mô hình ước lượng CVaR(0.95)

Mô hình ước lượng CVaR	Số vượt ngưỡng tối đa cho phép	Số tổn thất thực tế vượt quá CVaR ước lượng	Độ sai lệch tuyệt đối trung bình
Mô hình sử dụng giả thiết chuẩn	19	3	0.01567
Mô hình ước lượng sử dụng copula	19	3	0.015636

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kết quả hậu kiểm mô hình CVaR cho 250 quan sát như sau: Với mô hình CVaR(0,95), tác giả thấy: Cả hai mô hình CVaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng giả thiết phân phối chuẩn và phương pháp sử dụng hàm copula Gumbel đều có 3 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá CVaR ước lượng, nằm trong giới hạn

cho phép. Chứng tỏ cả hai mô hình đều chấp nhận được. Đồng thời, sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình CVaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng giả thiết phân phối chuẩn lớn hơn một chút so với sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình CVaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng hàm copula Gumbel. Tuy nhiên, nếu chỉ xét đến 3 quan sát trong đó mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá CVaR ước lượng, thì sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình CVaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng hàm copula Gumbel bằng 0,00481, lại lớn hơn so với sai lệch tuyệt đối trung bình của mô hình CVaR ước lượng bởi phương pháp sử dụng giả thiết phân phối chuẩn bằng 0,00406. Như vậy, có thể nói phương pháp ước lượng CVaR sử dụng hàm copula Gumbel cho đánh giá "tổn thất trong các tình huống xấu" lại không tốt bằng phương pháp ước lượng VaR sử dụng giả thiết phân phối chuẩn. Bên cạnh đó, số quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá CVaR ước lượng là 3, ít hơn số quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng là 4. Điều này chứng tỏ một kết quả lý thuyết quen thuộc: Mô hình CVaR cho kết quả ước lượng tổn thất tốt hơn mô hình VaR.

4.5. Một số khuyến nghị từ kết quả nghiên cứu

4.5.1. Một số khuyến nghị đối với nhà quản lý

Thứ nhất, từ kết quả nghiên cứu về bằng chứng thực nghiệm của hiệu ứng lan tỏa từ TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam trong Chương 3 của Luận án đã thể hiện mức độ hội nhập ngày càng cao của TTCK Việt Nam với TTCK thế giới. Điều này đòi hỏi các nhà hoạch định chính sách cần nhìn nhận đúng đắn vai trò của quản trị rủi ro thị trường và quản trị rủi ro DMĐT, đặc biệt trong thời kỳ khủng hoảng. Khi đã có bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa từ một số thị trường nêu trên, các nhà làm chính sách có thể theo dõi các mô hình cảnh báo khủng hoảng trên các thị trường có hiệu ứng lan tỏa tới TTCK Việt Nam hoặc xây dựng áp dụng các mô hình cảnh báo sớm khủng hoảng tại các quốc gia này, để có biện pháp phòng hộ rủi ro hay đưa ra các chính sách phù hợp trước khi khủng hoảng đổ bộ vào Việt Nam. Chẳng hạn, năm 2008, khi khủng hoảng tài chính thế giới diễn ra, "nếu như" các nhà làm chính sách có những biện pháp hữu hiệu hơn có thể TTCK Việt Nam đã thiệt hại ít hơn. Thay vì công cụ duy nhất mà UBCK đã thực hiện là giảm biên độ giao dịch như tác giả đã trình bày trong phần tổng quan chính sách ở Chương 1, chỉ giúp làm chậm lại quá trình "rơi" của Vnindex. Một số phương án có thể được xem xét như:

+ Khi "cần thiết" có thể tạm ngừng như trên thế giới, tùy tình hình có thể ngừng 15 phút, hoặc hơn nữa là 30 phút… Hoặc một kiểu ngừng khác là đóng cửa thị trường vài ngày. Bản chất tạm ngừng là để cho các thành viên tham gia thị trường trấn tĩnh lại.

+ Nới lỏng hoặc thắt dòng vốn nước ngoài tại thời điểm "thích hợp" để duy trì trạng thái của thị trường trong nước.

Cũng từ phần tổng quan chính sách trên TTNH ở Chương 1, tác giả nhận thấy trong giai đoạn được nghiên cứu Chính phủ điều hành cơ chế tỷ giá theo chính sách bò trườn. Tác giả đề xuất Chính phủ có thể chủ động hơn khi điều chỉnh chính sách tỷ giá thông qua nhiều kênh hơn trong đó có kênh tham khảo thông tin từ TTCK; hoặc có thể để tỷ giá được xác định theo quan hệ cung cầu, trong mối quan hệ với các TTTC khác như TTCK.

Thứ hai, từ kết quả nghiên cứu về bằng chứng thực nghiệm của hiệu ứng lan tỏa từ TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam trong Chương 3 của Luận án đã thể hiện mức độ hội nhập ngày càng cao của TTCK Việt Nam với TTCK thế giới. Chính phủ nên tiếp tục chú trọng thu hút vốn ngoại, do thị trường đã có sự tham gia của cả nghìn doanh nghiệp đại chúng, hàng triệu nhà đầu tư trong và ngoài nước.

Thứ ba, với các quốc gia như Singapo và Hàn Quốc, là những quốc gia có đầu tư trực tiếp nước ngoài hàng đầu vào Việt Nam, mà trong kết quả thực nghiệm của Chương 3 lại chỉ ra là có hiệu ứng lan tỏa từ TTCK các nước này tới TTCK Việt Nam, các nhà lập chính sách có thể tạo điều kiện và khuyến khích các doanh nghiệp có hoạt động thương mại với các quốc gia này niêm yết cổ phiếu của công ty mình trên hai TTCK Singapo và Hàn Quốc tương ứng. Vì các doanh nghiệp có hoạt động thương mại với các quốc gia này có lợi thế là các quốc gia này có nắm được thông tin nhất định về những đầu tư của họ tại Việt Nam, là một thuận lợi lớn, có nhiều khả năng sẽ nhận được sự quan tâm của các nhà chính sách và nhà đầu tư Singapo và Hàn Quốc.

Thứ tư, tác giả cũng đề xuất các cơ quan chức năng lập bộ phận kỹ thuật, theo dõi cảnh báo khủng hoảng trên các thị trường có dấu hiệu lan tỏa tới Việt Nam, một trong các phương án là vận dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường rủi ro trên TTCK Việt Nam:

+ Cập nhật dữ liệu các quốc gia có quan hệ thương mại với Việt Nam cũng như các quốc gia lớn mạnh trên thế giới và trong khu vực, các quốc gia đã có bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa tới thị trường Việt Nam.

+ Mỗi lần cập nhật số liệu, thực hiện lại mô hình hàm copula và hồi quy phân vị đo lường cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường quốc tế tới Việt Nam.

+ Đánh giá xu hướng và mức độ tác động, tìm các dấu hiệu cảnh báo sớm khủng hoảng lan tỏa tới thị trường Việt Nam.

Tương tự, tác giả cũng đề xuất một phương án vận dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường rủi ro trên TTNH và TTCK Việt Nam:

+ Cập nhật dữ liệu về tỷ giá của đồng tiền các nước và TTCK Việt Nam.

+ Mỗi lần cập nhật số liệu, thực hiện lại mô hình hàm copula và hồi quy phân vị đo lường cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các thị trường này.

+ Đánh giá xu hướng và mức độ tác động qua lại, tìm các dấu hiệu cảnh báo sớm khủng hoảng lan tỏa giữa hai thị trường.

Thứ năm, nhà quản lý nên có những nguồn thông tin chính thức, kịp thời, có mô hình thực nghiệm cụ thể rõ ràng, có dẫn chứng lịch sử cụ thể, để công bố với công chúng, tạo tính chuyên nghiệp cho TTCK. Hiện nay, đội ngũ phân tích định lượng của một số cơ quan tư vấn ở Việt Nam ngày càng được được nâng cao về số lượng và chất lượng, cùng với việc được trang bị các điều kiện tốt hơn về cơ sở hạ tầng, các cơ quan tư vấn có thể kết hợp với các nhà nghiên cứu để đưa các phương pháp định lượng trong phân tích lợi nhuận và rủi ro của các tài sản trên thị trường, đặc biệt là khi thị trường có biến động mạnh hay chịu tác động của khủng hoảng; trên cơ sở đó, cơ quan tư vấn đưa ra thông tin về danh mục tối ưu cho nhà đầu tư theo các nhóm tài sản khác nhau mà nhà đầu tư quan tâm. Điều này, giúp nhà đầu tư có được DMĐT theo mục tiêu mà họ tham gia thị trường. Khi các thành viên trên TTCK nhận được những thông tin kịp thời từ nhà quản lý, thì sẽ có niềm tin vào nhà quản lý sẽ hạn chế tâm lý đám đông, tránh được sự đổ vỡ khi có khủng hoảng. Yếu tố quan trọng nhất đối với nhà đầu tư là phải có đủ thông tin và được thông tin chính xác, kịp thời từ thị trường, từ phía các công ty niêm yết. Đây là trách nhiệm của Chính phủ, của các cơ quan chức năng. UBCKNN, Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Trung tâm giao dịch chứng khoán Hà Nội phải buộc các công ty niêm yết công bố thông tin đầy đủ. Khi đó, tâm lý nhà đầu tư ổn định hơn, hiểu bản chất các doanh nghiệp cũng như tin vào tương lai phát triển của thị trường hơn.

Thứ sáu, kết quả thực nghiệm trong Chương 3 cho thấy, TTCK có cấu trúc phụ thuộc với không chỉ tỷ giá của các đồng tiền "độc tôn" từ xưa tới nay là USD mà còn có cấu trúc phụ thuộc với tỷ giá các đồng tiền mạnh khác như HKD, CNY, JPY. Mặc dù mức độ phụ thuộc với USD vẫn ở mức cao nhất, là điều rất đúng với thực tiễn, nhưng trong tương lai khi điều chỉnh tỷ giá, NHNN có thể xem xét điều chỉnh tỷ giá của VND với các đồng tiền mạnh khác như HKD, CNY, JPY. Căn cứ của việc điều chỉnh cần quan tâm tới các TTTC khác như TTCK, tình hình kinh tế, chính trị, xã hội của các quốc gia không chỉ Mỹ mà còn Trung Quốc và Nhật.

Thứ bảy, mọi thành phần kinh tế của Việt Nam đang mong chờ Chính phủ tiếp tục mở rộng quy mô, phát triển TTCK theo chiều sâu. Phương thức đầu tư theo chỉ số được kỳ vọng sẽ mang lại nhiều cơ hội đầu tư với hiệu quả sinh lời cao. Để thu hút nhà đầu tư tham gia, tác giả mạnh dạn đề xuất một phương pháp đo lường rủi ro DMĐT chỉ số như đã trình bày trong Chương 4 của luận án.

4.5.2. Một số khuyến nghị đối với nhà đầu tư

Thứ nhất, về nghiên cứu thực nghiệm cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK quốc tế tới TTCK Việt Nam. Các kết quả này giúp cung cấp thêm thông tin cho các nhà đầu tư trong việc đa dạng hóa DMĐT của mình trên nhiều TTCK thế giới và TTCK Việt Nam. Các nhà đầu tư trên thị trường Việt Nam không chỉ cần quan tâm tới diễn biến trên thị trường nội địa, mà phải quan tâm tới diễn biến trên các thị trường có hiệu ứng lan tỏa nhanh và mạnh tới thị trường trong nước. Thông tin từ các thị trường này có thể được sử dụng như các chỉ báo để tìm hiểu và dự báo cho hiệu quả đầu tư trên TTCK Việt Nam. Đặc biệt, cần quan tâm tới thị trường Mỹ vì đây là thị trường lớn mạnh hàng đầu trên thế giới, mà lại có bằng chứng về hiệu ứng lan tỏa rõ rệt từ thị trường này tới thị trường Việt Nam. Đồng thời, ở thời kỳ sau khủng hoảng tài chính và trên đà phục hồi của các TTCK, nhà đầu tư có thể đa dạng hóa DMĐT của mình trên thị trường Việt Nam và các thị trường khác, theo các hướng:

Một là, lựa chọn DMĐT gồm cổ phiếu trên TTCK Việt Nam và trên thị trường các nước có hệ số phụ thuộc đuôi trên mà không có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, nếu kỳ vọng rằng, khi thị trường thế giới đi lên thì TTCK Việt Nam cũng có xu hướng đi lên. Khi đó, lợi nhuận thu được sẽ được nhân lên.

Hai là, không lựa chọn DMĐT gồm cổ phiếu trên TTCK Việt Nam và trên thị trường các nước có hệ số phụ thuộc đuôi dưới mà không có hệ số phụ thuộc đuôi trên, vì khi thị trường thế giới đi xuống thì TTCK Việt Nam cũng có xu hướng đi xuống. Khi đó, thiệt hại gặp phải sẽ là khó lường.

Ba là, có thể lựa chọn DMĐT gồm cổ phiếu trên TTCK Việt Nam và trên thị trường các nước có hệ số phụ thuộc thấp hoặc có hiệu ứng lan tỏa yếu tới TTCK Việt Nam, vì khi thị trường thế giới khủng hoảng thì sẽ ảnh hưởng tiêu cực ở mức ít tới TTCK Việt Nam. Ý tưởng đầu tư này cũng đã được khẳng định trong Wong (2004) và Turgutly (2007).

Với những ý tưởng đầu tư như vậy, nhìn lại kết quả thực nghiệm chúng ta nhận thấy, thời kỳ sau khủng hoảng TTCK:

- Việt Nam không có hệ số phụ thuộc đuôi trên với TTCK Pháp, Mỹ (Dowjones, Nasdaq), Hồng Kông, Inđônêsia, Nhật Bản, Singapo và Đài Loan, nên không có gợi ý đầu tư theo cách thứ nhất.

- Cấu trúc phụ thuộc giữa chỉ số TTCK Việt Nam với các thị trường Anh, Hàn Quốc, Mỹ (S&P500) và Thượng Hải là cấu trúc phụ thuộc đối xứng, mô tả tốt nhất bởi copula Student, có hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau. Tức là khả năng các thị trường này và TTCK Việt Nam cùng đi lên hoặc cùng đi xuống là như nhau. Nên cần xem xét thêm các yếu tố khác để đưa ra quyết định có đưa các cổ phiếu các nước này vào cùng giỏ với cổ phiếu trên TTCK Việt Nam hay không.

- Cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Úc là cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng, có hệ số phụ thuộc đuôi dưới lớn hơn hệ số phụ thuộc đuôi trên nên khả năng TTCK Úc và TTCK Việt Nam cùng đi xuống cao hơn khả năng TTCK Úc và TTCK Việt Nam cùng đi lên, nên có lẽ không nên đưa cổ phiếu của TTCK Úc và Việt Nam vào cùng một giỏ.

- Cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Pháp, Mỹ (Dowjones, Nasdaq), Hồng Kông, Inđônêsia, Singapo, Đài Loan là cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng, có hệ số phụ thuộc đuôi dưới dương, hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0, nên có khả năng các thị trường này và thị trường Việt Nam cùng đi xuống, mà ít có khả năng các thị trường này và thị trường Việt Nam cùng đi lên, nên có lẽ không nên đưa cổ phiếu của các TTCK này và Việt Nam vào cùng 1 giỏ.

- Hiệu ứng lan tỏa từ các thị trường Úc hay Thượng Hải đến TTCK Việt Nam ở mức yếu và chậm nên nếu để phòng ngừa tổn thất, có thể đầu tư cổ phiếu trên mỗi thị trường này cùng giỏ với cổ phiếu trên TTCK Việt Nam.

***Thứ hai*,** về nghiên cứu thực nghiệm cấu trúc phụ thuộc giữa TTNH và TTCK Việt Nam. Các kết quả này giúp cung cấp thêm thông tin cho các nhà đầu tư trong việc đa dạng hóa DMĐT của mình trên hai thị trường. Các nhà đầu tư trên một hoặc cả hai thị trường không chỉ cần quan tâm tới diễn biến trên mỗi thị trường, mà phải quan tâm tới diễn biến trên cả hai thị trường và tác động qua lại giữa chúng. Thông tin trên mỗi thị trường có thể được sử dụng như các chỉ báo để tìm hiểu và dự báo cho hiệu quả đầu tư trên thị trường còn lại. Đặc biệt, cần quan tâm tới các đồng tiền các quốc gia lớn mạnh trên thế giới và trong khu vực, các nước có quan hệ xuất nhập khẩu với Việt Nam, theo các hướng:

Một là, lựa chọn DMĐT gồm cổ phiếu trên TTCK Việt Nam và đồng tiền các nước có hệ số phụ thuộc đuôi trên mà không có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, nếu kỳ vọng

rằng, khi các đồng tiền này tăng giá thì TTCK Việt Nam cũng đi lên. Khi đó, lợi nhuận thu được sẽ được nhân lên.

Hai là, không lựa chọn DMĐT gồm cổ phiếu trên TTCK Việt Nam và đồng tiền các nước có hệ số phụ thuộc đuôi dưới mà không có hệ số phụ thuộc đuôi trên, vì khi các đồng tiền này mất giá thì TTCK Việt Nam cũng có xu hướng đi xuống. Khi đó, thiệt hại gặp phải sẽ là khó lường.

Ba là, có thể lựa chọn DMĐT gồm cổ phiếu trên TTCK Việt Nam và đồng tiền các nước có hệ số phụ thuộc thấp hoặc có hiệu ứng lan tỏa yếu tới TTCK Việt Nam, vì khi thị trường tiền tệ khủng hoảng thì sẽ ảnh hưởng tiêu cực ở mức ít tới TTCK Việt Nam.

Với những ý tưởng đầu tư như vậy, nhìn lại kết quả thực nghiệm chúng ta nhận thấy, thời kỳ sau khủng hoảng TTCK:

- Cấu trúc phụ thuộc giữa chỉ số TTCK Việt Nam với TTNH là cấu trúc phụ thuộc đối xứng, mô tả tốt nhất bởi copula Student, có hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, tuy nhiên các hệ số phụ thuộc này đều khá nhỏ, mức độ phụ thuộc sắp xếp theo mức độ phụ thuộc giảm dần giữa chỉ số Vnindex và các đồng tiền Đô la Hồng Kông, Đô la Mỹ, Đô la Úc, Krone Thụy Điển, Yên Nhật, Đô la Canada, Krone Nauy, Bảng Anh, Krone Đan Mạch, Nhân dân tệ Trung Quốc, đồng tiền chung Châu Âu, Franc Thụy Sĩ, Bạt Thái, Đô la Singapo, Ringit Malaysia. Tức là khả năng các thị trường này và TTCK Việt Nam cùng đi lên hoặc cùng đi xuống là như nhau, nhưng khả năng này không cao. Nên cần xem xét thêm các yếu tố khác để đưa ra quyết định có đưa các đồng tiền các nước này vào cùng giỏ với cổ phiếu trên TTCK Việt Nam hay không.

Thứ ba, về kết quả ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường rủi ro, tính VaR, CVaR của DMĐT, các chỉ số trên các TTTC, chúng ta nhận thấy, việc lập DMĐT chỉ số thị trường được các quỹ đầu tư lớn, các nhà đầu tư lớn quan tâm. Với cách đo lường rủi ro trong luận án, chúng ta kiểm nghiệm được rằng DMĐT chỉ số cũng tuân theo quy luật chung: nếu nhà đầu tư muốn có lợi suất kỳ vọng cao thì phải chấp nhận mức rủi ro cao, góp phần khẳng định thêm tính đúng đắn của việc đo lường. Bởi vậy, nhà đầu tư cần sáng suốt trong việc đo lường rủi ro: Cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC là cấu trúc phụ thuộc phi tuyến, có hình thái phụ thuộc không giống nhau, mô tả bởi các hàm copula khác nhau, không nên sử dụng cùng một độ đo truyền thống là hệ số tương quan tuyến tính trong mọi trường hợp, mà nên linh động sử dụng các phương pháp truyền thống và hiện đại tùy điều kiện thực tế.

Thứ tư, theo kết quả nghiên cứu ở Chương 3 của Luận án, TTCK và TTNH có mối tương quan thấp, khi hệ số phụ thuộc thấp (độ lớn từ 0,45% đến 9%). Đồng ngoại

tệ có thể hoạt động như một kênh đầu tư an toàn, hiệu quả trong thời kỳ cổ phiếu có biến động mạnh. Chẳng hạn khi thị trường chứng khoảng rớt giá, nhà đầu tư có thể quan tâm đầu tư thêm các đồng ngoại tệ có hệ số tương quan âm với chỉ số chứng khoán như các đồng CHF, CNY, DKK, EUR, GBP, HKD, JPY, USD. Hoặc khi TTCK tăng điểm thì nhà đầu tư cũng có thể quan tâm đầu tư thêm các đồng ngoại tệ có hệ số tương quan dương với chỉ số chứng khoán như các đồng AUD, CAD, MYR, NOK, SEK, SGD, THB. Nhà đầu tư có thể tin tưởng rằng ngoại tệ cũng được xem như một tài sản phòng ngừa rủi ro.

Thứ năm, nhà đầu tư cần tự mình trang bị kiến thức đầu tư chuyên nghiệp hoặc kết hợp với chuyên gia tư vấn, sử dụng các phương pháp đo lường có cơ sở khoa học, chủ động trong phòng hộ rủi ro, tránh tâm lý đám đông. Từ kết quả nghiên cứu thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa từ các TTCK trong Chương 3 của Luận án, có thể nhận định rằng khi xảy ra khủng hoảng, nhất là những cuộc khủng hoảng tài chính phạm vi toàn cầu, thì sự ảnh hưởng là không tránh khỏi, tuy nhiên, TTTC Việt Nam vẫn còn nhỏ nên mức độ ảnh hưởng sẽ là không nhiều và chỉ mang tính tạm thời. Đối với TTCK, thường trước những tác động của khủng hoảng, nhà đầu tư sẽ cắt giảm tất cả các khoản đầu tư được cho là rủi ro. TTCK Việt Nam vẫn được coi là thị trường mới nổi nên rủi ro sẽ cao hơn những thị trường khác, do đó ảnh hưởng đến tính thanh khoản sẽ lớn hơn các thị trường đang phát triển khác. Vốn đầu tư gián tiếp vào TTCK sẽ giảm xuống do mức độ rủi ro của các khoản đầu tư này cao hơn so với các khoản đầu tư từ nguồn vốn trực tiếp (do vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài thường là đầu tư dài hạn, còn đầu tư gián tiếp thì vốn đầu tư và lợi nhuận là ngắn hạn). Do đó trước mắt có thể TTCK Việt Nam sẽ chịu sự sụt giảm nhất định do các khoản đầu tư gián tiếp từ nước ngoài giảm và ảnh hưởng tâm lý của các nhà đầu tư trong nước trước động thái hạn chế đầu tư của nhà đầu tư nước ngoài. Tuy nhiên, điều này không có nghĩa là những nhà đầu tư này sẽ rút vốn ra khỏi thị trường mà chỉ là giảm thiểu nguồn đầu tư vào thị trường. Những nhà đầu tư ngắn hạn và không chuyên nghiệp thường phản ứng bằng cách bán tháo cổ phiếu đang nắm giữ khi thị trường sụt giảm, trong khi những nhà đầu tư chuyên nghiệp lại nhìn vào bản chất thị trường và thấy có cơ sở để tin rằng, trong dài hạn, thị trường Việt Nam vẫn sẽ tăng trưởng, và việc thị trường giảm xuống sẽ là cơ hội để nhà đầu tư mua được cổ phiếu với giá rẻ.

KẾT LUẬN CHƯƠNG 4

Chương 4 đã thực hiện ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính ở Chương 3, cụ thể là sử dụng copula tốt nhất trong việc mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chinh, để đo lường rủi ro, tính VaR, CVaR, của các "danh mục đầu tư" chỉ số thị trường tài chính tương ứng ở Chương 3. Kết quả thu được như sau:

- Ứng dụng phân phối GPD và phương pháp Kernel để lựa chọn được dạng quy luật phân phối xác suất của các chuỗi lợi suất, kết quả cho thấy, dạng phân phối GPD-Kernel-GPD phù hợp cho tất cả chuỗi lợi suất trên các thị trường tài chính, vì tất cả các chuỗi đều không có phân phối chuẩn.

- Ứng dụng mô hình M-CVaR và kết hợp các phương pháp (phương pháp Copula, mô phỏng ngẫu nhiên) để xây dựng đường biên hiệu quả theo mô hình này. Với mức lợi suất kỳ vọng cho trước của nhà đầu tư, Chương này đã xây dựng được danh mục tối ưu trong từng tình huống. Kết quả thu được là chi tiết các độ đo rủi ro VaR và CVaR của các danh mục đầu tư tối ưu đó. Các kết quả đo lường này ủng hộ kết quả kinh điển trong lý thuyết kinh tế học: "nếu nhà đầu tư muốn có lợi suất kỳ vọng cao thì phải chấp nhận mức rủi ro cao".

KẾT LUẬN, HẠN CHẾ CỦA LUẬN ÁN VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO

1. Kết luận

Luận án "*Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính và ứng dụng trong đo lường rủi ro trên thị trường tài chính Việt Nam*" đã thực hiện được mục tiêu nghiên cứu, thông qua việc trả lời các câu hỏi nghiên cứu được đặt ra trong phần Mở đầu, cụ thể luận án đã:

- Hệ thống hóa một cách ngắn gọn các vấn đề cơ bản về TTTC nói chung trong đó tập trung mô tả diễn biến của hai TTTC được nghiên cứu trong luận án là TTCK (chỉ xét thị trường cổ phiếu được niêm yết trên hai sàn chứng khoán Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh) và TTNH, giai đoạn từ năm 2004 đến năm 2015.

- Tổng quan các nghiên cứu về cấu trúc phụ thuộc giữa các TTTC trong và ngoài nước. Kết quả tổng quan đã chỉ ra rằng việc nghiên cứu thực nghiệm về cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK thế giới sử dụng phương pháp hồi quy phân vị là mới, việc nghiên cứu thực nghiệm hiệu ứng lan tỏa từ TTCK thế giới đến TTCK Việt Nam là mới, việc ứng dụng kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trong đo lường rủi ro VaR, CVaR của các DMĐT chỉ số, tiếp cận từ phương pháp copula là mới.

- Luận án đã mô tả chi tiết cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và một số TTCK thế giới, giữa TTCK Việt Nam và TTNH bao gồm các thông tin về cấu trúc phụ thuộc đối xứng hoặc không đối xứng, cấu trúc phụ thuộc đuôi, nếu có, và mức độ phụ thuộc đuôi.

- Những kết quả của luận án sẽ góp phần bổ sung cho các nghiên cứu quản trị rủi ro định lượng, quản lý DMĐT trên TTTC Việt Nam trở nên phong phú hơn, dần tiếp cận được với các nghiên cứu của khu vực và thế giới.

Mặc dù mô hình và phương pháp nghiên cứu còn một số hạn chế, cần phải được hoàn thiện, bởi lẽ không có mô hình nào ưu việt tuyệt đối trong mọi trường hợp, chẳng hạn mô hình hồi quy phân vị còn thiếu nhiều biến quan trọng, nhưng tác giả hy vọng rằng những kết quả của luận án cũng có thể là tài liệu tham khảo hữu ích cho các nhà nghiên cứu tiếp theo, các nhà đầu tư cá nhân trên TTCK Việt Nam và cho các nhà hoạch định chính sách, đóng góp những thông tin thực nghiệm cho quá trình bảo đảm an ninh tài chính tại Việt Nam.

2. Hạn chế của luận án

- Chưa nghiên cứu được tất cả các cấu phần của thị trường tài chính.

- Chưa xử lý được tỷ giá hối đoái hiệu lực thực để làm đại diện cho TTNH.

- Chưa nghiên cứu được cấu trúc phụ thuộc giữa một nhóm các thị trường tài chính, chẳng hạn cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam và TTCK Mỹ, Trung Quốc,… Tức là chưa nghiên cứu được cấu trúc phụ thuộc sử dụng phương pháp copula với số chiều lớn hơn 2.

3. Đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo

- Khi sử dụng phương pháp copula, có hai cách xây dựng các mô hình biên là phương pháp phi tham số (sử dụng phân phối thực nghiệm của các chuỗi lợi suất làm phân phối biên) và phương pháp tham số (sử dụng các mô hình biên được xây dựng từ cùng một tập hợp các biến độc lập nào đó). Chương 3 của luận án đã lựa chọn phương pháp phi tham số. Chương 4 của luận án đã bước đầu kết hợp phương pháp tham số và phi tham số trong xây dựng phân phối của các chuỗi lợi suất phục vụ cho việc ước lượng VaR, CVaR của các DMĐT. Trong các nghiên cứu tiếp theo, tác giả có thể sử dụng phương pháp tham số để xây dựng các phân phối biên. Cụ thể, có thể sử dụng tập các biến kinh tế vĩ mô làm các biến độc lập trong các mô hình biên. Từ đó kết quả đưa đến sẽ phù hợp hơn và góp phần giải thích được cấu trúc phụ thuộc một cách rõ ràng hơn, và đóng góp được nhiều hàm ý chính sách hơn.

- Nghiên cứu kết hợp mô hình copula và mô hình tự hồi quy dạng vectơ (VAR) hoặc mô hình hiệu chỉnh sai số dạng vectơ (VECM) để nghiên cứu tìm câu trả lời cho câu hỏi "Khi có khủng hoảng xảy ra, sau bao lâu hiệu ứng lan tỏa từ các thị trường tài chính thế giới tác động tới thị trường Việt Nam", vì đây là câu hỏi có ý nghĩa trong bảo đảm an ninh tài chính quốc gia, là một tiếp nối tự nhiên và hợp lý của luận án này.

- Nghiên cứu để phân chia dữ liệu nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các TTCK và ngoại hối để tìm hiểu cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường khi có những biến động vĩ mô (những cú sốc trên thế giới hoặc biến động chính trị như vụ Trung Quốc xâm phạm chủ quyền và quyền chủ quyền của Việt Nam năm 2014, kết quả bầu cử Tổng thống Mỹ năm 2016, sự kiện Brexit năm 2018,…), đồng thời tìm kiếm bằng chứng thực nghiệm về hiệu ứng lan tỏa giữa hai thị trường.

- Tìm kiếm các dạng mô hình hồi quy phân vị khác nữa giúp mô tả cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính.

- Bổ sung nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa TTTC Việt Nam và thế giới, giữa các TTTC trong nước bằng phương pháp lý thuyết giá trị cực trị, một phương pháp cũng đã được sử dụng nhiều và cho kết quả tốt khi nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc.

- Mở rộng nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa TTCK Việt Nam với nhiều TTCK thế giới các quốc gia khác nữa.

- Mở rộng nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc trên các cấu phần khác của TTTC và các thị trường khác như thị trường hàng hóa: thị trường vàng, thị trường dầu mỏ, thị trường gạo,…

- Mở rộng nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa nhiều thị trường cùng lúc, tức là nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc với số chiều từ 3 trở lên.

CÁC CÔNG TRÌNH KHOA HỌC ĐÃ CÔNG BỐ

1. Nguyễn Thu Thủy (2015), 'Cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường thế giới – tiếp cận bằng phương pháp hồi quy phân vị', *Tạp chí Kinh tế và phát triển,* Số 216, tr. 48-56.
2. Trần Trọng Nguyên, Nguyễn Thu Thủy (2015), 'Một số phương pháp đo lường rủi ro thị trường trong đầu tư tài chính và ứng dụng', *Kỷ yếu hội thảo Tài chính định lượng và các vấn đề liên quan*, Thành phố Hồ Chí Minh.
3. Nguyen Thu Thuy (2015), 'Integration of Vietnam stock market with some global markets after Vietnam joined the WTO – A copula approach', *International Conference Proceedings Emerging issues in economics and business in the context of international integration*, National Economics University, Hanoi.
4. Nguyễn Thu Thủy (2016), 'Cấu trúc phụ thuộc giữa chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam và tỷ giá VND/USD: tiếp cận bằng phương pháp copula', *Tạp chí Kinh tế và phát triển số đặc biệt*, Số tháng 9, tr. 91-99.
5. Tran Trong Nguyen, Nguyen Thu Thuy (2016). 'Testing for Contagion to Vietnam Stock Market during Global Financial Crisis using Copula', *Enlightenment of Pure and Applied Mathematics*, Volumn 2, Issue 2, tr. 183-226.
6. Trần Trọng Nguyên, Nguyễn Thu Thủy (2017). 'Hiệu ứng lan tỏa từ một số thị trường chứng khoán thế giới đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời kỳ khủng hoảng tài chính – tiếp cận bằng phương pháp copula', *Kỷ yếu hội nghị toàn quốc lần thứ IV về ứng dụng toán học*, NXB Thông tin và truyền thông, Hà Nội.
7. Trần Trọng Nguyên, Nguyễn Thu Thủy (2017). 'Ứng dụng nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán Việt Nam trong đo lường rủi ro – tiếp cận bằng phương pháp copula', *Tạp chí Kinh tế và phát triển*, Số 238(II), tháng 4, tr. 31-40.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Adam, M.; Bańbuła, P. and Markun, M. (2013), 'Dependence and contagion between asset prices in Poland and abroad. A copula approach', *NBP Working Paper,* Số 169.
2. Ahlgren, N. and Antell, J. (2002), 'Testing for cointegration between international stock prices', *Applied financial economics*, Số 12, tr. 851-861.
3. Aloui, C. (2007), **'**Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre- and post-euro period', *Quantitative Finance,* Số 7*,* tr. 1-17.
4. Artzner*,* P.; Delbaen*,* F. *;*Eber*,* J. M. and Heath D. (1999), 'Coherent measures of risk', *Mathematical Finance*, Số 3, Tập 9, tr. 203-228.
5. Bae, K. K., Karolyi, G. A. and Stulz, R. M. (2003), 'A New Approach to Measuring Financial Contagion', *Review of Financial Studies,* Số 16 (3), tr. 717-763.
6. Baig, T. and Goldfạn, I. (1999), 'Financial market contagion in the Asian crisis', *IMF Staff Papers*, Số 46, tr. 167-195.
7. Bartram, S. M., Taylor, S. J., & Wang, Y. H. (2007), 'The Euro and European financial market dependence', *Journal of Banking and Finance,* Số 31, tr. 1461-1481.
8. Bassett, G.; Chen, H. L. (2001), 'Portfolio style: return-based attribution using regression quantiles', *Empirical Economics*, Số 26, tr. 293-305.
9. Baur, D. G. and Schulze, N. (2005), 'Coexeedances in financial markets - a quantile regression analysis of contagion', *Emerging Markets Review,* Số 6 (1), tr. 21-43.
10. Baur, D. G. (2013), 'The Structure and Degree of Dependence - A Quantile Regression Approach', *Journal of Banking and Finance*, Số 3, Tập 37, tr. 786-798.
11. Boubaker, A. and Salma, J. (2011), 'Detecting financial markets contagion using copula Functions', *International Journal of Management Science and Engineering Management*, Số 6, Tập 6, tr. 443-449.
12. Boubaker, A. and Salma, J. (2012), 'The Greek financial crisis, extreme co-movements and contagion effects in the EMU: A copula approach', *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, Số 1, Tập 2, tr. 289-307.
13. Bộ tài chính (2003), *Thông tư số 100/2004/TT-BTC hướng dẫn về thuế giá trị gia tăng và thuế thu nhập doanh nghiệp đối với lĩnh lực chứng khoán,* ban hành ngày 20 tháng 10 năm 2004.

14. Bộ tài chính (2004), *Công văn số 11924/TC-CST về việc ưu đãi thuế TNDN đối với tổ chức niêm yết chứng khoán,* ban hành ngày 20 tháng 10 năm 2004.

15. Bộ tài chính (2005), *Quyết định số 2592/2005/QĐ-BTC về việc ban hành quy trình kết hợp cổ phần hóa doanh nghiệp nhà nước với niêm yết/đăng ký giao dịch cổ phiếu tại các trung tâm giao dịch chứng khoán,* ban hành ngày 4 tháng 6 năm 2005.

16. Bộ tài chính (2009), *Thông tư số 160/2009/TT-BTC hướng dẫn miễn thuế thu nhập cá nhân năm 2009 theo quyết định số 32/2009/QH12 ngày 19/6/2009 của quốc hội,* ban hành ngày 12 tháng 8 năm 2009.

17. Bộ tài chính (2010), *Thông tư số 226/2010/TT-BTC hướng dẫn về giao dịch chứng khoán,* ban hành ngày 31 tháng 12 năm 2010.

18. Bộ tài chính (2011), *Thông tư số 74/2011/TT-BTC quy định chỉ tiêu an toàn tài chính và biện pháp xử lý đối với các tổ chức kinh doanh chứng khoán không đáp ứng chỉ tiêu an toàn tài chính,* ban hành ngày 1 tháng 6 năm 2011.

19. Bộ tài chính (2011), *Thông tư số 183/2011/TT-BTC hướng dẫn về việc thành lập và quản lý quỹ mở,* ban hành ngày 16 tháng 12 năm 2011.

20. Bộ tài chính (2012), *Quyết định số 62/2012/QĐ-BTC về việc phê duyệt đề án tái cấu trúc các công ty chứng khoán,* ban hành ngày 10 tháng 1 năm 2012.

21. Bộ tài chính (2013), *Quyết định số 261/QĐ-BTC phê duyệt lộ trình phát triển thị trường trái phiếu Việt Nam đến 2020,* ban hành ngày 10 tháng 1 năm 2012.

22. Bùi Thị Kim Yến và Nguyễn Thái Sơn (2014), 'Sự phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam dưới ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô', *Tạp chí Phát triển và hội nhập*, Số 16 (26), tr. 3-10.

23. Chang, H. L and Su, C. W. (2010), 'The relationship between the Vietnam stock market and its major trading partners-TECM with bivariate asymmetric GARCH model', *Applied Economics Letters*, Số 13, Tập 17, tr. 1279-1283.

24. Chen, Y.; Liu, J.; Liu, F. (2015), 'Ruin with insurance and financial risks following the least risky FGM dependence structure', *Insurance: Mathematics and Economics*, Số 62, tr. 98–106.

25. Cherubini, U.; Luciano, E.; Vecchiato, W. (2004), *Copula Methods in Finance*, John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England.

26. Chính phủ (1998), *Nghị định số 48/1998/NĐ-CP về chứng khoán và thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 11 tháng 7 năm 1998.

27. Chính phủ (2000), *Nghị định số 22/2000/NĐ-CP về xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 10 tháng 7 năm 2000.

28. Chính phủ (2002), *Nghị định số 64/2002/NĐ-CP về việc chuyển doanh nghiệp nhà nước thành công ty cổ phần*, ban hành ngày 19 tháng 6 năm 2002.

29. Chính phủ (2003), *Nghị định số 144/2003/NĐ-CP về chứng khoán và thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 28 tháng 11 năm 2003.

30. Chính phủ (2004), *Nghị định số 66/2004/NĐ-CP về việc chuyển Ủy ban chứng khoán vào Bộ tài chính*, ban hành ngày 19 tháng 2 năm 2004.

31. Chính phủ (2004), *Nghị định số 161/2004/NĐ-CP về xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 7 tháng 9 năm 2004.

32. Chính phủ (2004), *Nghị định số 187/2004/NĐ-CP về việc chuyển công ty nhà nước thành công ty cổ phần*, ban hành ngày 16 tháng 11 năm 2004.

33. Chính phủ (2007), *Nghị định số 14/2007/NĐ-CP quy định chi tiết thi hành một số điều luật của chứng khoán*, ban hành ngày 19 tháng 1 năm 2007.

34. Chính phủ (2007), *Nghị định số 36/2007/NĐ-CP về xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 8 tháng 3 năm 2007.

35. Chính phủ (2009), *Nghị định số 53/2009/NĐ-CP về phát hành trái phiếu quốc tế*, ban hành ngày 4 tháng 6 năm 2009.

36. Chính phủ (2010), *Nghị định số 01/2010/NĐ-CP về chào bán cổ phần riêng lẻ*, ban hành ngày 4 tháng 1 năm 2010.

37. Chính phủ (2010), *Nghị định số 84/2010/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của nghị định số 14/2007/NĐ-CP ngày 19 tháng 01 năm 2007 của chính phủ quy định chi tiết thi hành một số điều của luật chứng khoán*, ban hành ngày 2 tháng 8 năm 2010.

38. Chính phủ (2010), *Nghị định số 85/2010/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của nghị định số 14/2007/NĐ-CP ngày 19 tháng 01 năm 2007 của chính phủ quy định chi tiết thi hành một số điều của luật chứng khoán*, ban hành ngày 2 tháng 8 năm 2010.

39. Chính phủ (2012), *Nghị định số 58/2012/NĐ-CP quy định chi tiết và hướng dẫn thi hành một số điều của luật chứng khoán và luật sửa đổi, bổ sung một số điều của luật chứng khoán*, ban hành ngày 20 tháng 7 năm 2012.

40. Chính phủ (2013), *Nghị định số 108/2013/NĐ-CP quy định xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán và thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 23 tháng 9 năm 2013.

41. Chính phủ (2014), *Nghị quyết số 15/NQ-CP về một số giải pháp đẩy mạnh cổ phần hóa, thoái vốn nhà nước tại doanh nghiệp*, ban hành ngày 6 tháng 3 năm 2014.

42. Chokethaworn, K., Chaitip, P., Sriwichailamphan, T., Chaiboonsri, C. (2013), 'The Dependence Structure and Co-movement toward between Thai's Currency and Malaysian's Currency: Markov Switching Modelin Dynamic Copula Approach (MSDC)', *International Conference on Applied Economics (ICOAE), Procedia Economics and Finance*, Số 5, tr. 152-161.

43. Chuang, C.-C., Kuan, C.-M., Lin, H.-Y. (2009), 'Causality in quantiles and dynamic stock return-volume relations', *Journal of Banking and Finance,* Số 33 (7), tr. 1351-1360.

44. Climent, F. and Meneu, V. (2003), 'Has 1997 Asian crisis increased information flows between international markets', *International Review of Economics and Finance*, Số 12, tr. 111-143.

45. Cuong, N.; Bhatti, I.; Henry, D. (2012), 'An Extreme Value-Copula Approach to Dependence Analysis between Vietnamese Stock Market and International Markets', *Financial Management Association-Asian Conference 2012*, Phuket, Thailand.

46. D'Ecclesia, R.L. and Costanini, M. (2006), 'Comovements and correlations in international stock market', *The European Journal of Finance*, Số 12 (6-7), tr. 567-582.

47. Diamandis, P.F., Drakos, A.A. (2011), 'Financial liberalization, exchange rates and stock prices: exogenous shocks in four Latin America countries'. *Journal of Policy Modeling,* Số 33, tr. 381-394.

48. Dowd, K. (2008), 'Copula in Macroeconomics', *Journal of International and Global Economic Studies*, Số I(1), tr. 1-26.

49. Đỗ Thị Tuyết Nga (2014), *Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối bằng phương pháp copula*, Luận văn thạc sỹ, Đại học kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.

50. Embrechts, P. ; McNeil, A. and Straumann, D. (2002), 'Correlation and Dependence in Risk Management: Properties and Pitfalls in Risk Management'. *Cambridge University Press, UK.*

51. Engle, R. F.; Manganelli, S., (2004), 'CAViaR: conditional autoregressive value at risk by regression quantiles', *Journal of Business and Economic Statistics*, Số 22, tr. 367-381.

52. Forbes, K.; Rigobon, R. (2002), 'No Contagion, Only Interdependence: measuring stock market comovements', *The Journal of Finance*, Số 5, Tập LVII, tr. 2223-2261.

53. Frees, E.W. and Valdez, E.A. (1998), 'Understanding relationships using copulas', *North American Actuarial Journal,* Số 2, tr. 1-25.

54. Fusai, G. and Roncoroni, A. (2008), *Implementing Models in Quantitative Finance: Methods and Cases,* Springer Berlin Heidelberg, New York.

55. Genest, C. (1987), 'Frank's family of bivariate distributions', *Biometrika*, số 74, tr.549–555.

56. Haan, de L.; Ferreira, A. (2006), *Extreme Value Theory – An Introduction*, Springer Series in Operations Research and Financial Engineering.

57. Hao L. & Naiman D. Q., (2007), *Quantile Regression*, Sage Publications, Thousand Oaks.

58. Hoàng Đức Mạnh (2014), *Một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam*, Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.

59. Hoàng Đức Mạnh (2015), *Lựa chọn danh mục đầu tư tối ưu khi lợi suất tài sản không phân phối chuẩn-áp dụng cho thị trường chứng khoán Việt Nam*, Đề tài NCKH cấp cơ sở, Đại học Kinh tế Quốc dân.

60. Hoàng Đình Tuấn (2010a), *Mô hình phân tích và định giá tài sản tài chính*, Tập 1, Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật, Hà Nội.

61. Hoàng Đình Tuấn (2010b), 'Mô hình tổn thất kỳ vọng trong quản trị rủi ro tài chính', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, Số 159/II, tr. 3-9.

62. Hoàng Văn Quỳnh và Nguyễn Thị Hoài Lê (2015), *Thị trường tài chính*, Nhà xuất bản Tài chính, Hà Nội.

63. Huỳnh Thế Nguyễn và Nguyễn Quyết (2013), 'Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái, lãi suất và giá cổ phiếu tại TP.HCM', *Tạp chí Phát triển và hội nhập*, Số 11(21), tr. 37-41.

64. Jan, B.; Yuri, G.; Jozef, T.; Johan, S.; Daniel, D. W.; Chris, F., (2004), *Statistics of Extremes – Theory and Applications*, John Wiley & Sons, Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England.

65. Jorion, P. (1991), 'The pricing of exchange rate risk in the stock market', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Số 26, tr. 363-376.

66. Kimberling, C.H. (1974), 'A Probabilistic Interpretation of Complete Monotonicity'. *Adequationes Math*, Số 10, tr. 152-164.

67. Koenker, R.; Bassett, G. J. (1978), 'Regression Quantiles', *Econometrica*, Số 1, Tập 46, tr. 33-50.

68. Koenker R., (2005), *Quantile Regression*, Cambridge.

69. Lee, B. S. and Li, M. Y. (2012), 'Diversification and risk-adjusted performance: A quantile regression approach', *Journal of Banking and Finance*, Số 36 (7), tr. 2157-2173.

70. Lehmann, E. (1966), 'Some Concepts of Dependence', *Annals of Mathematical Statistics*, Số 37, tr. 1137-1153.

71. Lê Trung Thành và Nguyễn Đức Khương (2016), 'Nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc của thị trường chứng khoán, thị trường vàng và thị trường ngoại tệ ở Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và phát triển,* Số 231, tr. 10-15.

72. Login, F. M.; Solnik, B. (2001), 'Extreme Correlation of International Equity Markets', *The Journal of Finance*, Số 2, Tập LVI, tr. 649-676.

73. Marshall, A.W. & Olkin, I. (1988), 'Families of multivariate distributions', *J. Amer. Statist. Assoc.*, số 83, tr. 834–841.

74. Masil, A. M. M. and Masil, R. (1999), 'Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets', *Pacific-Basin Finance Journal*, Số 7, tr. 251-282.

75. McNeil A. J.; Frey, R. (2000), "Estimation of tail-related risk measures for Heteroscedastic fianacial time series: an extreme value approach*", Journal of Empirical Finance,* Số 7, tr. 271-300.

76. McNeil, A. J.; Frey, R., Embrechts, P. (2005), *Quantitative risk management: Concepts, Techniques and Tools*, Princeton Series in Finance, Princeton University Press.

77. Narayan, P. K. and Smyth, R. (2005), 'Cointegration of stock markets between New Zealand, Australia and the G7 economies: Searching for co-movement under structural change', *Australian Economics papers*, Số 44 (3), tr. 231-247.

78. Neih, C.C. and Lee, C.F. (2001), 'Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Số 41, tr. 477-490.

79. Nelsen, R. B. (2006), *An Introduction to Copulas*, Springer Verlag, New York.

80. Ngân hàng nhà nước Việt Nam (2002), *Quyết định số 679/2002/QĐ-NHNN về việc ban hành một số quy định liên quan đến giao dịch ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép kinh doanh ngoại tệ*, ban hành ngày 1 tháng 7 năm 2002.

81. Ngân hàng nhà nước Việt Nam (2006), *Quyết định số 2554/QĐ-NHNN về việc ban hành một số quy định liên quan đến giao dịch ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép hoạt động ngoại hối*, ban hành ngày 31 tháng 12 năm 2006.

82. Ngân hàng nhà nước Việt Nam (2009), *Quyết định số 2666/QĐ-NHNN về việc ban hành một số quy định liên quan đến giao dịch ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép hoạt động ngoại hối*, ban hành ngày 25 tháng 11 năm 2009.

83. Ngân hàng nhà nước Việt Nam (2011), *Quyết định số 230/QĐ-NHNN về việc ban hành một số quy định liên quan đến giao dịch ngoại tệ của các tổ chức tín dụng được phép giao dịch hối đoái*, ban hành ngày 11 tháng 2 năm 2011.

84. Nguyễn Phúc Cảnh, Phan Gia Quyền và 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*, Số 84, tr. 42-53.

85. Nguyễn Thị Liên Hoa và Lương Thị Thúy Hường (2014), 'Mối liên kết động giữa tỷ giá hối đoái và biến động thị trường chứng khoán các quốc gia mới nổi ASEAN', *Tạp chí phát triển và hội nhập,* Số 17 (27), tr. 31-35.

86. Ning, C. (2010), 'Dependence structure between the equity market and the foreign exchange market - a copula approach', *Journal of International Money and Finance*, Số 5, Tập 29, tr. 743-759.

87. Pan, M. -S., Fok, R., & Liu, Y. (2007), 'Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets', *International Review of Economics and Finance*, Số 16, tr. 503-520.

88. Patton, A. J. (2006), 'Modelling asymmetric exchange rate dependence', *International Economic Review*, Số 2, Tập 47, tr. 527-556.

89. Patton, A. J. (2011), 'Copula method for forecasting multivariate time series', *Journal of Multivariate Analysis*, doi:10.1016/j.jmva.2012.02.021.

90. Patton, A. J. (2012), *A review of copula models for economics times series*, in Handbook of Economic Forecasting, Vol. 2, Elsevier, Oxford.

91. Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2013), 'Phân tích tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí Phát triển và hội nhập*, Số 8(18), tr. 34-41.

92. Phylaktis, K., Ravazzolo, F. (2005), 'Stock prices and exchange rate dynamics', *Journal of International Money and Finance*, Số 24, tr. 1031-1053.

93. Quốc hội (2006), *Luật chứng khoán số 70/2006/QH11,* ban hành ngày 29 tháng 6 năm 2006.

94. Quốc hội (2007), *Luật thuế thu nhập cá nhân số 04/2007/QH12,* ban hành ngày 21 tháng 11 năm 2007.

95. Quốc hội (2010), *Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của luật chứng khoán số 62/2010/QH12,* ban hành ngày 24 tháng 11 năm 2010.

96. Rodriguez, C. J. (2007), 'Measuring financial contagion: A Copula approach', *Journal of Empirical Finance*, Số 14, tr. 401-423.

97. Roll, R. (1992), 'Industrial structure and the comparative behavior on international stock market indices', *Journal of Finance*, Số 47, tr. 3-41.

98. Santos, T. D. (1970), 'The Structrure of Dependence', *The American Economic Review*, Papers and Proceedings of the Eighty-second Annual Meeting of the American Economic Association, Số 2, Tập 60, tr. 231-236.

99. Solnik, B. (1987), 'Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note', *The Journal of Finance*, Số 1, Tập 42, tr. 141-149.

100. Taihai, R.; Rutledge, W. and Karim, K. E. (2004), 'An examination of financial integration for the group of seven (G7) industrialized countries using an I(2) cointegration model', *Applied Financial Economics*, Số 14, tr. 327-335.

101. Thủ tướng Chính phủ (2003), *Quyết định số 146/2003/QĐ-TTg về tỷ lệ tham gia của bên nước ngoài vào thị trường chứng khoán Việt Nam*, ban hành ngày 17 tháng 7 năm 2003.

102. Thủ tướng Chính phủ (2005), *Quyết định số 528/QĐ-TTg về việc phê duyệt danh sách các công ty cổ phần hóa thực hiện bán đấu giá cổ phần, niêm yết, đăng ký giao dịch tại các trung tâm giao dịch chứng khoán Việt Nam*, ban hành ngày 14 tháng 6 năm 2005.

103. Thủ tướng Chính phủ (2005), *Quyết định số 189/2005/QĐ-TTg về việc thành lập Trung tâm lưu ký Chứng khoán*, ban hành ngày 27 tháng 7 năm 2005.

104. Thủ tướng Chính phủ (2005), *Quyết định số 238/2005/QĐ-TTg về tỷ lệ tham gia của bên nước ngoài vào thị trường chứng khoán Việt Nam*, ban hành ngày 29 tháng 9 năm 2005.

105. Thủ tướng Chính phủ (2007), *Quyết định số 559/QĐ-TTg về chuyển Trung tâm Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh thành Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh*, ban hành ngày 11 tháng 5 năm 2007.

106. Thủ tướng Chính phủ (2007), *Quyết định số 128/2007/QĐ-TTg về việc phê duyệt đề án phát triển thị trường vốn Việt Nam đến năm 2010 và tầm nhìn đế năm 2020*, ban hành ngày 29 tháng 9 năm 2005.

107. Thủ tướng Chính phủ (2007), *Quyết định số 128/2007/QĐ-TTg về việc phê duyệt đề án phát triển thị trường vốn Việt Nam đến năm 2010 và tầm nhìn đế năm 2020*, ban hành ngày 29 tháng 9 năm 2005.

108. Thủ tướng Chính phủ (2009), *Quyết định số 55/2009/QĐ-TTg về tỷ lệ tham gia của nhà đầu tư nước ngoài trên thị trường chứng khoán Việt Nam*, ban hành ngày 15 tháng 4 năm 2009.

109. Thủ tướng Chính phủ (2012), *Quyết định số 252/QĐ-TTg phê duyệt chiến lược phát triển thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2011 - 2020*, ban hành ngày 1 tháng 3 năm 2012.

110. Thủ tướng Chính phủ (2012), *Quyết định số 253/QĐ-TTg phê duyệt đề án quản lý vốn đầu tư gián tiếp*, ban hành ngày 2 tháng 3 năm 2012.

111. Thủ tướng Chính phủ (2012), *Chỉ thị số 08/CT-TTg về việc thúc đẩy hoạt động và tăng cường quản lý thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 2 tháng 3 năm 2012.

112. Thủ tướng Chính phủ (2012), *Quyết định số 1826/QĐ-TTg phê duyệt Đề án "Tái cấu trúc thị trường chứng khoán và doanh nghiệp bảo hiểm*, ban hành ngày 6 tháng 12 năm 2012.

113. Thủ tướng Chính phủ (2014), *Quyết định số 366/QĐ-TTg phê duyệt đề án xây dựng và phát triển thị trường chứng khoán phái sinh Việt Nam*, ban hành ngày 11 tháng 3 năm 2014.

114. Thủ tướng Chính phủ (2014), *Quyết định số 51/2014/QĐ-TTg một số nội dung về thoái vốn, bán cổ phần và đăng ký giao dịch niêm yết trên thị trường chứng khoán của doanh nghiệp nhà nước*, ban hành ngày 15 tháng 9 năm 2014.

115. Trần Ngọc Thơ và Hồ Thị Lam (2015), 'Hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối ở Việt Nam', *Tạp chí Phát triển và hội nhập*, Số 21(31), tr. 34-39.

116. Trần Thị Tuấn Anh (2015), *Ứng dụng phương pháp hồi quy phân vị phân tích chênh lệch tiền lương ở Việt Nam*, Luận án tiến sĩ kinh tế, Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.

117. Trần Trọng Nguyên (2018), *Đo lường rủi ro thị trường trong đầu tư tài chính trên thị trường chứng khoán Việt Nam*, Đề tài nghiên cứu khoa học cấp bộ, Bộ kế hoạch và đầu tư.

118. Trương Đông Lộc (2014), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến sự thay đổi giá của cổ phiếu: Các bằng chứng từ sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh', *Tạp chí khoa học trường Đại học Cần Thơ*, Phần D: Khoa học Chính trị, Kinh tế và Pháp luật, Số 33, tr. 72-78.

119. Turgutly, E. and Ucer, B. (2007), 'Is global diversification rational? Evidence from emerging equity markets through mixed copula approach', *Applied Economics,* Số 1, tr. 1-12.

120. Vadna, J. and Nafeessah Z. B. A. (2012), 'Modelling the Dependence Structure of MUR/USD and MUR/INR Exchange Rates using Copula', *International Journal of Economics and Financial Issues*, Số 1, Tập 2, tr.27-32.

121. Valadkhani, A., S. Chancharat, and C. Harvie. (2008), 'A factor analysis of international portfolio diversification'. *Studies in Economics and Finance*, Số 25(3), tr. 165-174.

122. Wang, S. S. (1999), 'Aggregation of Correlated Risk Portfolios: Models and Algorithms', *Preprint*, CAS Committee on Theory of Risk.

123. Wang, K. M. (2011), 'Did Vietnam stock market avoid the "contagion risk" from China and the U.S.? The contagion effect test with dynamic correlation coefficients', Springer Science+Business Media B. V. 2011.

124. Wong, W. K.; Penm, J.; Terrell, R.D. and Lim, K.Y. C. (2004), 'The relationship between stock markets of major developed countries and Asian emerging markets'. *Journal of Applied Mathematics and Decision Sciences,* Số 8(4), tr. 201-218.

125. Yang, S.Y., Doong, S.C. (2004), 'Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries', *International Journal of Business and Economics*, Số 3, tr. 139-153.

126. Zhao, H. (2010), 'Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China', *Research in International Business and Finance*, Số 24, tr. 105-112.

PHỤ LỤC

PHỤ LỤC I

Phụ lục I trình bày theo Fusai và c.s (2008).

1. Sự phù hợp và sự phụ thuộc

Phần này bàn về mối liên hệ giữa các hàm copula và *các độ đo liên kết* giữa các cặp biến ngẫu nhiên. Các khái niệm này cho phép chúng ta xây dựng mô hình mô tả sự phụ thuộc thống kê giữa giá, các chỉ số và các định lượng tài chính khác. Việc chỉ ra rằng phần lớn các khái niệm liên quan đến phân phối thống kê có thể được biểu diễn theo ngôn ngữ copula tương ứng là rất có ý nghĩa.

1.1. Biên Fréchet-Hoeffding

Rõ ràng hàm copula là các biến ngẫu nhiên độc lập với nhau được cho bởi hàm được định nghĩa như sau trong $[0,1]^n$:

$$C^{\perp}(u_1,...,u_n) = \prod_{j=1}^{n} u_j.$$

Kết quả này còn gọi là *copula tích.*

Còn về các trường hợp đặc biệt của sự phụ thuộc dương và âm thì như thế nào? Câu trả lời cho câu hỏi này được kết nối với định lý Fréchet-Hoeffding được phát biểu cho các biên trên và dưới cho các hàm copula.

Định nghĩa. Một copula C_1 được gọi là *nhỏ hơn* C_2, và viết là $C_1 \prec C_2$, nếu:

1. $C_1(u) \le C_2(u)$, và

2. $\overline{C}_1(u) \le \overline{C}_2(u)$,

với mọi u trong $[0,1]^n$, trong đó $\overline{C}$ là *joint survival function*

$$\overline{C}(u_1,...,u_n) = P(U_1 > u_1,...,U_n > u_n). \tag{1}$$

Định lý Fréchet-Hoffding *Nếu C là một n-copula, thì*

$$C^- \prec C \prec C^+,$$

trong đó:

$$C^-(u_1,...,u_n) = \max\left(\sum_{j=1}^{n} u_j - n + 1, 0\right),$$

$$C^+(u_1,...,u_n) = \min(u_1,...,u_n).$$

1.2. Các độ đo sự phù hợp

Hai biến ngẫu nhiên được gọi là phù hợp nếu các giá trị lớn của biến này thường đi cùng các giá trị lớn của biến còn lại và các giá trị nhỏ của biến này thường đi cùng với các giá trị nhỏ của biến còn lại. Hai mẫu (x_i, y_i) và (x_j, y_j) của một vectơ ngẫu nhiên liên tục. (X,Y) là phù hợp nếu $(x_i - x_j)(y_i - y_j) > 0$. Điều này nghĩa là hoặc $x_i < x_j$ và $y_i < y_j$ hoặc $x_i > x_j$ và $y_i > y_j$. Vì sự phụ thuộc giữa các biến ngẫu nhiên X_1 và X_2 được mô tả bởi copula C của chúng, chúng ta sử dụng các ký hiệu κ_{X_1,X_2} hoặc κ_C để ký hiệu độ đo sự phù hợp, và độ đo sự phù hợp được định nghĩa như sau:

Định nghĩa (Độ đo sự phù hợp) Một hàm κ xác định trên các cặp biến ngẫu nhiên độc lập là một *độ đo sự phụ thuộc* nếu với mọi cặp biến ngẫu nhiên X_1 và X_2 thỏa mãn các tính chất:

(1) Tính đầy đủ (completeness): κ_{X_1,X_2} hoàn toàn xác định;

(2) Tính chuẩn (normality): $-1 \le \kappa_{X_1,X_2} \le 1$;

(3) Tính đối xứng (symmetry): $\kappa_{X_1,X_2} = \kappa_{X_2,X_1}$;

(4) Số khuyết yếu (weak nullity): $\kappa_{X_1,X_2} = \kappa_{C^\perp} = 0$ nếu X_1 và X_2 độc lập;

(5) Tính phản xứng (specularity): $\kappa_{-X_1,X_2} = \kappa_{X_1,-X_2} = -\kappa_{X_1,X_2}$;

(6) Tính đơn điệu (monotony): với mọi cặp copula thỏa mãn $C_1 \prec C_2$, thì $\kappa_{C_1} \le \kappa_{C_2}$;

(7) Tính liên tục (continuity): nếu $(X_{1,n}, X_{2,n})$ có copula C_n và $(C_n)_n \ge 1$ hội tụ điểm tới C, thì $\lim_{x\to\infty} \kappa_{C_n} = \kappa_C$.

Có thể chứng minh rằng κ bất biến với bất kỳ phép biến đổi tăng thực sự T đối với các biến ngẫu nhiên:

$$\kappa(T(X_1), T(X_2)) = \kappa(X_1, X_2).$$

Hệ số Kendall tau và hệ số Spearman rho là các độ đo sự phù hợp đóng một vai trò quan trọng trong thống kê phi tham số. Các hệ số này cung cấp cho chúng ta các phương pháp khả thi để xác định hệ số tương quan tuyến tính như một độ đo sự liên kết cho các phân phối phi eliptic. (Như sẽ được chỉ ra sau đây, trong trường hợp này hệ số tương quan tuyến tính trở thành không đủ để biểu diễn khái niệm phụ thuộc). Chúng ta định nghĩa các độ đo này thông qua các copula như sau:

Hệ số Kendall tau:

$$\tau = 4\iint_{[0,1]^2} C(u_1,u_2)\,dC(u_1,u_2) - 1 = 1 - 4\iint_{[0,1]^2} \frac{\partial C(u_1,u_2)}{\partial u_1}\frac{\partial C(u_1,u_2)}{\partial u_2}\,du_1 du_2.$$

Có thể chứng minh rằng hệ số Kendall tau phù hợp với sự khác biệt giữa xác suất về sự phù hợp và xác suất về sự không phù hợp cho các biến ngẫu nhiên độc lập (X_1,Y_1) và (X_2,Y_2) có cùng hàm phân phối đồng thời *F* và copula *C*:

$$\tau = P\big((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0\big) - P\big((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0\big).$$

Hệ số Spearman rho:

$$\rho_S = 12\iint_{[0,1]^2} C(u_1,u_2)du_1 du_2 - 3 = 12\iint_{[0,1]^2} u_1 u_2 dC(u_1,u_2) - 3.$$

Hệ số Spearman rho cũng có thể được biểu diễn theo xác suất về sự phù hợp và không phù hợp. Chính xác hơn, ba vectơ độc lập cùng phân phối cho trước (X_1,Y_1), (X_2,Y_2) và (X_3,Y_3) có cùng copula *C*, ta có

$$\rho_S = 3\Big[P\big((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) > 0\big) - P\big((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) < 0\big)\Big].$$

1.3. Các độ đo sự phụ thuộc

Trong phần trước, chúng ta đã giới thiệu hệ số Kendall tau và hệ số Spearman rho là các độ đo sự phù hợp. Một hạn chế chính của khái niệm này là, theo tính chất (4) trong định nghĩa của độ đo sự phù hợp, độ đo sự phù hợp bằng 0 không suy ra sự độc lập giữa các biến ngẫu nhiên. Trong phần này, chúng ta giới thiệu khái niệm *độ đo sự phụ thuộc* như một cách để khắc phục sự khó khăn này. Độ đo sự phụ thuộc cung cấp cho chúng ta một chỉ số về mức độ liên hệ lẫn nhau giữa hai biến ngẫu nhiên. Ý tưởng mấu chốt này để đánh giá khoảng cách giữa copula liên kết giữa các cặp biến ngẫu nhiên cho trước và copula tích $C^{\perp}$. Định nghĩa tiếp theo cùng với một số tối thiểu các tính chất của một hàm của 2 biến ngẫu nhiên là độ đo sự phụ thuộc.

Định nghĩa (Độ đo sự phụ thuộc) Một hàm δ xác định trên các cặp biến ngẫu nhiên là một *độ đo sự phụ thuộc* nếu nó thỏa mãn các tính chất sau:

(1) *Tính đầy đủ, tính đối xứng, tính phản xứng, tính đơn điệu* và *tính liên tục,* như trong định nghĩa về sự phù hợp;

(2) *Tính chuẩn* và *tính dương:* $0 = \delta_{C^{\perp}} \le \delta_C \le \delta_{C^{+}} = 1$;

(3) *Số khuyết mạnh (strong nullity):* $\kappa_{X_1,X_2} = \kappa_{C^{\perp}} = 0$ khi và chỉ khi X_1 và X_2 độc lập.

Các độ đo sự phụ thuộc phổ biến nhất được định nghĩa như sau:

1. *Hệ số Hoeffding phi:*

$$\phi = 3\sqrt{10\iint_{[0,1]^2}(C(u_1,u_2)-u_1u_2)^2\,du_1du_2}\ .$$

2. *Hệ số Schweitzer-Wolff sigma:*

$$\sigma = 12\iint_{[0,1]^2}\left|C(u_1,u_2)-u_1u_2\right|du_1du_2.$$

So sánh với hệ số tương quan tuyến tính

Hệ số tương quan tuyến tính Pearson ρ giữa hai biến ngẫu nhiên X_1 và X_2 được định nghĩa bởi:

$$\rho(X_1,X_2) = \frac{Cov(X_1,X_2)}{\sqrt{Var(X_1)Var(X_2)}}\ .$$

Đây không phải là độ đo sự phụ thuộc. Đặc biệt:

(1) $\rho = 0$ tương thích với một cấu trúc nào đó của sự phụ thuộc giữa các biến.

Chẳng hạn, *Copula lập phương* được định nghĩa như sau:

$$C(u_1,u_2) = u_1u_2 + \alpha\left[u_1(u_1-1)(2u_1-1)\right]\left[u_2(u_2-1)(2u_2-1)\right],$$

với $\alpha \in [-1;2]$. Copula này khác với copula tích. Do đó, hai biến ngẫu nhiên có cấu trúc phụ thuộc. Tuy nhiên, hệ số tương quan tuyến tính tương ứng lại bằng 0:

$$\begin{aligned}
Cov(X_1,X_2) &= \iint_{[0,1]^2}\left(C(u_1,u_2)-u_1u_2\right)du_1du_2\\
&= \alpha\int_{[0,1]}\left[u_1(u_1-1)(2u_1-1)\right]du_1\int_{[0,1]}\left[u_2(u_2-1)(2u_2-1)\right]du_2\\
&= \alpha\left(\frac{1}{2}u_1^4-u_1^3+\frac{1}{2}u_1^2\right)\Bigg|_0^1\times\left(\frac{1}{2}u_2^4-u_2^3+\frac{1}{2}u_2^2\right)\Bigg|_0^1 = 0.
\end{aligned}$$

Chú ý rằng hệ số Hoeffding phi là dấu hiệu để phát hiện ra sự phụ thuộc đã được đề cập trước đó giữa X_1 và X_2:

$$\begin{aligned}
&\phi = 3\sqrt{10\iint_{[0,1]^2}(C(u_1,u_2)-u_1u_2)^2\,du_1du_2}\\
&= 3\sqrt{10\iint_{[0,1]^2}(2u_1^3-3u_1^2+u_1)^2\left(2u_2^3-3u_2^2+u_2\right)^2du_1du_2}\\
&= 3\sqrt{10\iint_{[0,1]^2}\left[4u_1^6-12u_1^5+13u_1^4-6u_1^3+u_1^2\right]du_1}\times\sqrt{\iint_{[0,1]^2}\left[4u_2^6-12u_2^5+13u_2^4-6u_2^3+u_2^2\right]du_2}\\
&= 0,0451.
\end{aligned}$$

(2) ρ không cần phủ cả khoảng [-1; 1]. Chúng ta có thể chứng minh rằng với một cặp biên duyên phù hợp, thì miền xác định của hệ số tương quan tuyến tính trên một khoảng con thực sự của [-1; 1] trên tất cả các copula thích hợp.

Chẳng hạn, Wang (1999) chứng minh rằng các giá trị lớn nhất và nhỏ nhất đạt được bởi hệ số tương quan tuyến tính của các biến ngẫu nhiên tuân theo quy luật lôga chuẩn $X_1 \sim LN(\mu_1;\sigma_1)$ và $X_2 \sim LN(\mu_2;\sigma_2)$ được xác định bởi:

$$\rho_- = \frac{e^{-\sigma_1\sigma_2} - 1}{\left(e^{\sigma_1^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}\left(e^{\sigma_2^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}} \le 0, \qquad \rho_+ = \frac{e^{\sigma_1\sigma_2} - 1}{\left(e^{\sigma_1^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}\left(e^{\sigma_2^2} - 1\right)^{\frac{1}{2}}} \ge 0.$$

Nếu chọn $\sigma_1 = 1$ và $\sigma_2 = 3$, miền giá trị của hệ số tương quan tuyến tính là đoạn [−0.008; 0.16].

(3) $\rho = 0$ tương thích với sự phụ thuộc hoàn hảo giữa các biến ngẫu nhiên.

Chẳng hạn, xét copula sau:

$$C = \begin{cases} u_1 & khi\ 0 \le u_1 \le \frac{1}{2} u_2 \le \frac{1}{2}, \\ \frac{1}{2} u_2 & khi\ 0 \le \frac{1}{2} u_2 \le u_1 \le 1 - \frac{1}{2} u_2, \\ u_1 + u_2 - 1 & khi\ \frac{1}{2} \le 1 - \frac{1}{2} u_2 \le u_1 \le 1. \end{cases}$$

Ta có $Cov(U_1, U_2) = 0$, nhưng $P\{U_2 = 1 - |2U_1 - 1|\} = 1$, nghĩa là một biến ngẫu nhiên có thể được dự báo một cách hoàn hảo từ các thông tin của biến còn lại.

1.4. Các hàm copula elliptic

Các phân phối elliptic có một số tính chất giống với phân phối chuẩn nhiều chiều. Các copula elliptic là các hàm copula tương ứng.

Định nghĩa (phân phối elliptic) Vectơ ngẫu nhiên *n*-chiều *Y* có phân phối elliptic với các tham số μ, Σ và ϕ nếu tồn tại một vectơ $\mu \in R^n$ và một ma trận đối xứng xác định dương Σ cỡ $n \times n$ sao cho hàm đặc trưng của $Y - \mu$ được viết dưới dạng một hàm dạng toàn phương $t^{\mathrm{T}}, \Sigma t,$ tức là:

$$\varphi_{Y-\mu(t)} = \phi\left(t^{\mathrm{T}} \Sigma t\right),$$

với $\phi : R_+ \to R$ là một một ánh xạ chính quy nào đó. Và ký hiệu là $Y \sim E_n(\mu, \Sigma, \phi)$.

Định nghĩa (Copula Gauss nhiều biến) Cho L là ma trận đối xứng xác định dương với các phần tử trên đường chéo chính đều bằng 1. *Copula Gauss nhiều biến* (MGC) được xác định bởi

$$C(u_1,...,u_n;R) = \Phi_R\left(\Phi^{-1}(u_1),...,\Phi^{-1}(u_n)\right), \tag{2}$$

trong đó Φ_R là phân phối chuẩn hóa nhiều biến với ma trận hệ số tương quan R.

Hàm mật độ xác suất có dạng:

$$f(x_1,...,x_n) = c\left(F_1(x_1),...,F_n(x_n)\right)\times\prod_{j=1}^{n} f_j(x_j),$$

trong đó c là đạo hàm hỗn hợp cấp n của copula C trong biểu thức (2), tức là:

$$c\left(F_1(x_1),...,F_n(x_n)\right) = \partial^n_{u_1,...,u_n} C(u_1,...,u_n)\Big|_{u_1=F_1(x_1),...,u_n=F_1(x_n)}, \tag{3}$$

và f_j là các hàm mật độ chuẩn hóa $f_j(x_j) = \frac{d}{dx}F_j(x)\Big|_{x=x_j}$. Hàm c được gọi là *mật độ copula.*

Hàm mật độ copula là thương của hàm mật độ đồng thời f và tích của tất cả các biên duyên f_j. Chúng ta chứng minh kết quả này trong trường hợp 2 biến. Cho $X_1 \sim F_1$ và $X_2 \sim F_2$ là các biến ngẫu nhiên liên tục trong R với hàm phân phối xác suất đồng thời F. Chúng ta biến đổi tích phân xác suất là $U_1 = F_1(X_1)$ và $U_2 = F_2(X_2)$. Do đó, $X_1 = F_1^{-1}(U_1)$ và $X_2 = F_2^{-1}(U_2)$, trong đó chúng ta thừa nhận hàm nghịch đảo tổng quát. Nếu J là ma trận Jacobi của hàm đa trị $\left(F_1^{-1}(U_1),F_2^{-1}(U_2)\right)$, thì biến đổi, ta nhận được:

$$\begin{aligned}
c(u_1,u_2) &= f\left(F_1^{-1}(u_1),F_2^{-1}(u_2)\right)\det J \\
&= f\left(F_1^{-1}(u_1),F_2^{-1}(u_2)\right)\times\left(\partial_{U_1}F_1^{-1}(u_1)\partial_{U_2}F_2^{-1}(u_2) - \partial_{U_2}F_1^{-1}(u_1)\partial_{U1}F_2^{-1}(u_2)\right) \\
&= f\left(F_1^{-1}(u_1),F_2^{-1}(u_2)\right)\left(\partial_{U_1}F_1^{-1}(u_1)\partial_{U_2}F_2^{-1}(u_2)\right) \\
&= f\left(F_1^{-1}(u_1),F_2^{-1}(u_2)\right)\left(\partial_{X_1}F_1(x_1)\partial_{X_2}F_2(x_2)\right)^{-1} \\
&= \frac{f\left(F_1^{-1}(u_1),F_2^{-1}(u_2)\right)}{f_1\left(F_1^{-1}(u_1)\right)f_2\left(F_2^{-1}(u_2)\right)}.
\end{aligned}$$

Nếu hai biến ngẫu nhiên độc lập, thì trong biểu thức cuối cùng tử thức bằng mẫu thức, và copula suy biến thành hằng số 1. Từ định nghĩa của MGC, chúng ta có thể dễ dàng xác định được mật độ tương ứng.

Chẳng hạn, trong trường hợp phân phối chuẩn nhiều biến, ta có:

$$\frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}|R|^{\frac{1}{2}}}\exp\left(-\frac{1}{2}x^{\mathrm{T}}R^{-1}x\right)=c\left(\Phi(x_1),...,\Phi(x_n)\right)\prod_{j=1}^{n}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}x_j^2\right)\right),$$

và do đó,

$$c\left(\Phi(x_1),...,\Phi(x_n)\right)=\frac{\frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}|R|^{\frac{1}{2}}}\exp\left(-\frac{1}{2}x^{\mathrm{T}}R^{-1}x\right)}{\prod_{j=1}^{n}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}x_j^2\right)\right)}. \tag{4}$$

Bằng cách đặt $u_j=\Phi(x_j)$, chúng ta có thể viết:

$$c(u_1,...,u_n)=\frac{1}{|R|^{\frac{1}{2}}}\exp\left(-\frac{1}{2}\omega^{\mathrm{T}}\left(R^{-1}-1\right)\omega\right),$$

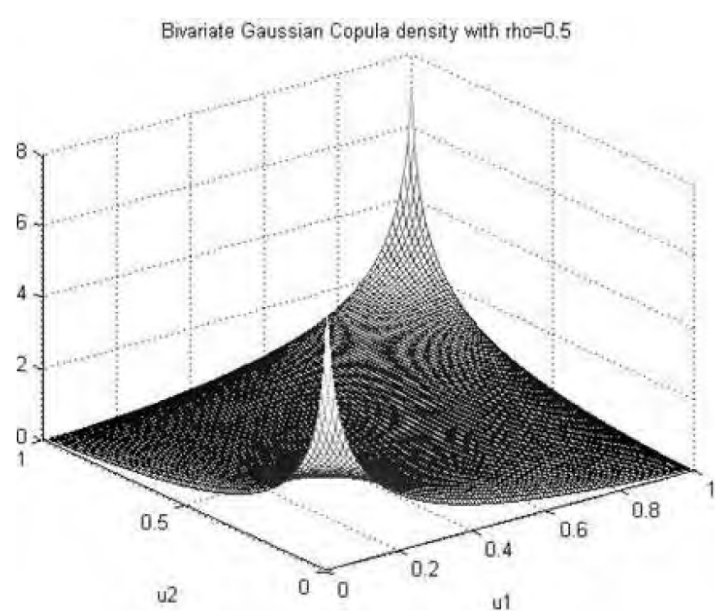
với $\omega=\left(\Phi^{-1}(u_1),...,\Phi^{-1}(u_n)\right)^{\mathrm{T}}$.

Trong trường hợp phân phối với copula Gauss, có một sự liên hệ giữa hệ số Kendall tau và hệ số tương quan tuyến tính Pearson rho:

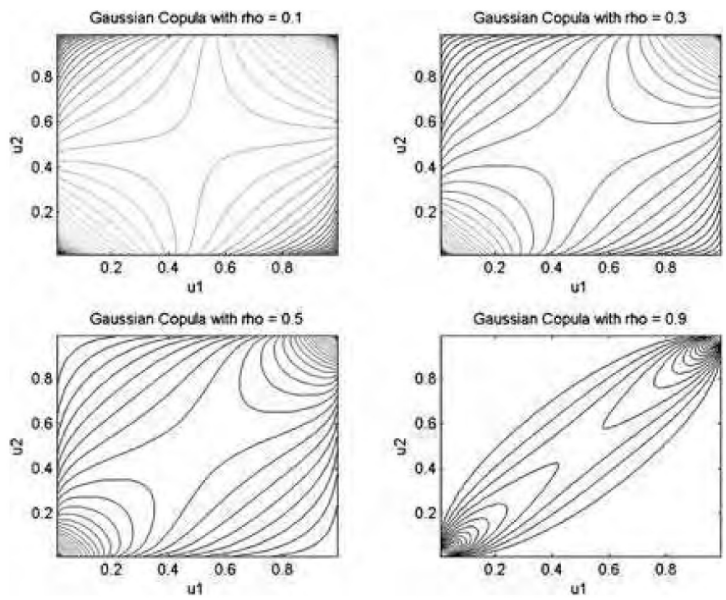
$$\tau=\frac{2}{\pi}\arcsin\rho.$$

Một kết quả tương tự có thể nhận được đối với hệ số Spearman rho:

$$\rho_S=\frac{6}{\pi}\arcsin\rho.$$



Hình 1. Mật độ của copula Gauss hai chiều với $\rho = 0.5$



Hình 2. Đồ thị chu tuyến của copula Gauss hai chiều khi ρ thay đổi

Định nghĩa (T-copula Student) Với một ma trận đối xứng xác định dương *R* có các phần tử trên đường chéo chính đều bằng 1, ký hiệu $T_{R,v}$ là phân phối Student *t* nhiều biến chuẩn hóa với ma trận hệ số tương quan *R* và số bậc tự do $v \geq 1$:

$$T_{R,v}(y_1,...,y_n) = \int_{-\infty}^{y_1} ... \int_{-\infty}^{y_n} \frac{\Gamma\left(\frac{v+n}{2}\right)|R|^{-\frac{1}{2}}}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)(v\pi)^{\frac{n}{2}}} \times \left(1 + \frac{1}{v} x^{\mathrm{T}} R^{-1} x\right)^{-\frac{(v+n)}{2}} dx_1 ... dx_n .$$

Copula Student T nhiều biến được xác định bởi:

$$C(u_1,...,u_n;R,v) = T_{R,v}\left(T_v^{-1}(u_1),...,T_v^{-1}(u_n)\right),$$

trong đó T_v^{-1} là nghịch đảo của hàm phân phối xác suất Student *t* chuẩn hóa với v bậc tự do.

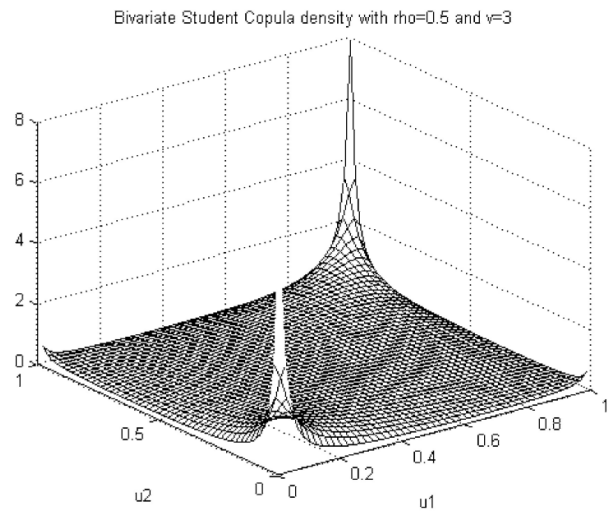
Hàm mật độ copula tương ứng có thể tính được nhờ công thức (3) như sau

$$C(u_1,...,u_n;R) = |R|^{-\frac{1}{2}} \frac{\Gamma\left(\frac{v+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(\frac{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}\right)^n \frac{\left(1+\frac{1}{\mathrm{v}}\omega^{\mathrm{T}} R^{-1}\omega\right)^{-\frac{(v+n)}{2}}}{\prod_{j=1}^{n}\left(1+\left(\varsigma_j^2\right)/v\right)^{\frac{-(v+1)}{2}}}, \quad (5)$$

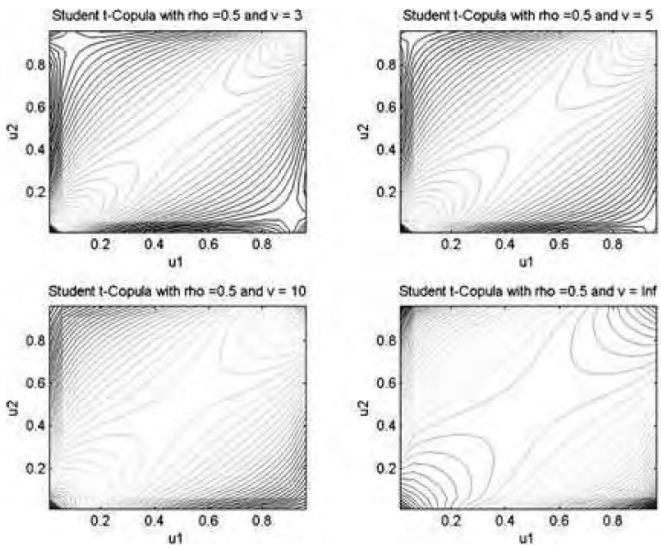
trong đó $\omega_j = T_v^{-1}(u_j)$. Có thể chứng minh được rằng copula Student *t* cho ta các hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, tức là:

$$\lambda_U = \lambda_L = 2\overline{T}_{v+1}\left(\frac{\sqrt{v+1}\sqrt{1-\rho}}{\sqrt{1+\rho}}\right),$$

trong đó $\overline{T}_{v+1}$ là xác suất survival (survival probability) của phân phối Student *t* với $v+1$ bậc tự do. Rõ ràng, hệ số này tăng theo ρ, giảm theo v, và bằng không khi số bậc tự do tiến ra vô cùng, và luôn thỏa mãn $\rho < 1$.



Hình 3. Mật độ của t-copula Student với $\rho = 0.5$ và $v = 3$.



Hình 4. Đồ thị chu tuyến của *t*-copula Student hai chiều khi $\rho = 0.5$ với các giá trị khác nhau của v.

1.5. Copula Ác-si-mét

Các copula Ác-si-mét là một lớp các hàm copula quan trọng vì các copula này giúp chúng ta có được các phân tích chi tiết và mô tả tốt nhiều dạng cấu trúc phụ thuộc.

Một *hàm sinh* copula Ác-si-mét là một hàm lồi và giảm thực sự φ đi từ đoạn [0; 1] đến R_+ thỏa mãn $\varphi(1)=0$. Hàm tựa nghịch đảo của φ được định nghĩa là một hàm $\varphi^{[-1]}$ đi từ $[0,\infty]$ đến [0; 1] thỏa mãn:

$$\varphi^{[-1]}(z)=\begin{cases}\varphi^{-1}(z) & \text{khi } 0<z\le\varphi(0),\\ 0 & \text{khi } \varphi(0)\le z<\infty.\end{cases} \tag{6}$$

Nếu $\varphi(0)=\infty$, thì hàm tựa nghịch đảo trở thành hàm nghịch đảo thông thường, tức là $\varphi^{[-1]}=\varphi^{-1}$, và hàm sinh được gọi là *chặt chẽ (strict).* Trong tình huống này, có thể nhận được một biểu diễn tường minh cho hàm copula.

Định nghĩa (copula Ác-si-mét) Cho φ là một hàm sinh copula Ác-si-mét. Hàm

$$C(u_1,u_2)=\varphi^{[-1]}\left(\varphi(u_1)+\varphi(u_2)\right)$$

là một copula Ác-si-mét.

Các copula Ác-si-mét có tính chất *đối xứng (symmetric):*

$$C(u_1,u_2)=C(u_2,u_1),$$

và tính chất *kết hợp (associative):*

$$C\left(u_1,C(u_2,u_3)\right)=C\left(C(u_1,u_2),u_3\right).$$

Hơn nữa, có thể tính được hệ số Kendall tau của các copula này thông qua hàm sinh copula như sau:

$$\tau=1+4\int_0^1\frac{\varphi(u)}{\varphi'(u)}du.$$

Xin nhắc lại rằng một hàm *f*(*t*) là *đơn điệu thực sự (completely monotone)* trên một khoảng cho trước nếu *f*(*t*) liên tục và có đạo hàm mọi cấp với dấu xen kẽ, nghĩa là:

$$(-1)^k\frac{d^k}{dt^k}f(t)\ge 0,$$

với mọi *t* thuộc miền trong của đoạn và với mọi số nguyên dương *k*. Kết quả tiếp theo giúp chúng ta tổng quát hóa các copula Ác-si-mét cho trường hợp nhiều biến.

Định lý (Kimberling, 1974) *Cho φ là một hàm sinh copula Ác-si-mét. Hàm $C:[0,1]^n \to [0,1]$ được xác định bởi:*

$$C(u_1,...,u_n) = \varphi^{[-1]}\left(\varphi(u_1) + ... + \varphi(u_n)\right),$$

là một copula khi và chỉ khi $\varphi^{[-1]}$ đơn điệu thực sự trên $[0,\infty]$.

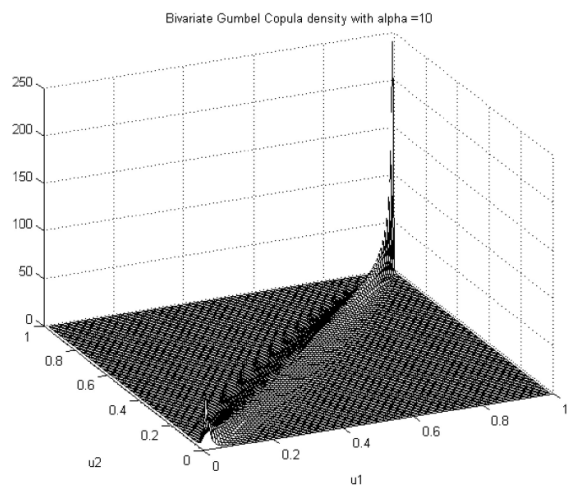
Bây giờ chúng ta liệt kê một số họ copula Ác-si-mét.

Copula Gumbel

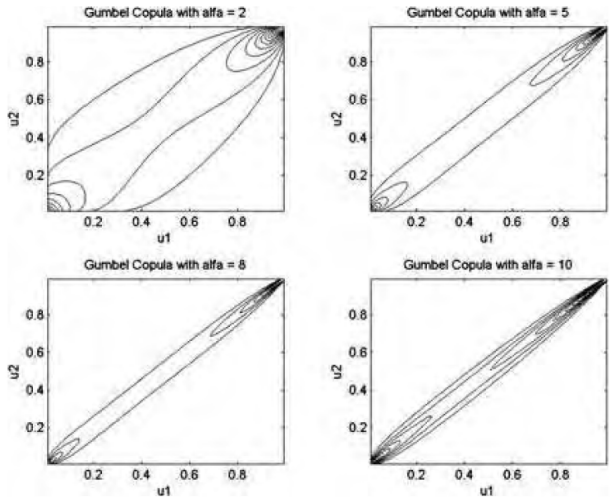
Một *n*-copula Gumbel được xác định bởi hàm sinh chặt chẽ $\varphi(u) = \left(-\ln(u)\right)^{\alpha}$, với $\alpha \in [1,\infty)$. Với mọi $\alpha > 1$, copula Gumbel có dạng:

$$C(u_1,...,u_n) = \exp\left\{-\left[\sum_{i=1}^{n}(-\ln u_i)^{\alpha}\right]^{\frac{1}{\alpha}}\right\}.$$

Hệ số Kendall tau được tính bởi công thức $\tau = 1 - \alpha^{-1}$. Có thể thấy rằng các copula Gumbel có sự phụ thuộc đuôi trên là $\lambda_U = 2 - 2^{\frac{1}{\alpha}}$ còn hệ số phụ thuộc đuôi dưới bằng 0 khi α tiến ra vô cùng.



Hình 5. Mật độ của copula Gumbel hai chiều với $\alpha = 10$



Hình 6. Đồ thị chu tuyến của copula Gumbel hai chiều với các giá trị khác nhau của α.

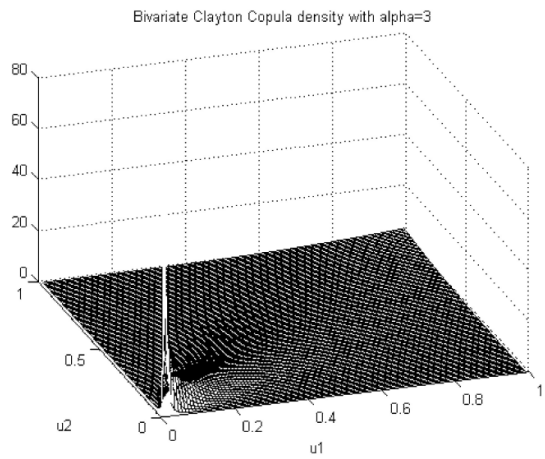
Copula Clayton

Một *n*-copula Clayton được xác định bởi công thức (6) với $\varphi(u) = u^{-\alpha} - 1$, với mọi $\alpha > 0$. Copula Clayton có thể viết dưới dạng sau:

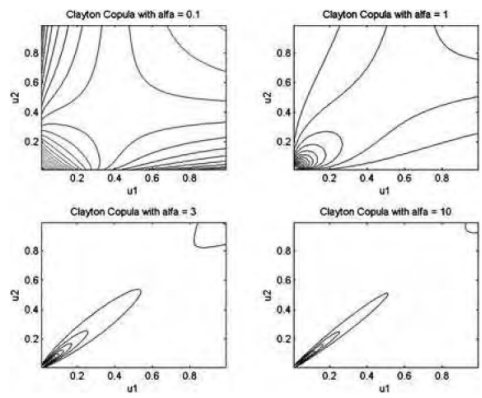
$$C(u_1,...,u_n) = \left[\sum_{i=1}^{n} u_i^{-\alpha} - n + 1\right]^{-\frac{1}{\alpha}}.$$

Hệ số Kendall tau được tính theo công thức $\tau = \dfrac{\alpha}{\alpha+2}$. Tuy nhiên, hệ số Spearman rho không có được biểu diễn tương tự. Sự phụ thuộc đuôi dưới là $\lambda_L = 2^{\frac{-1}{\alpha}}$, chứng tỏ rằng các copula Clayton giúp mô tả được sự phụ thuộc đuôi dưới với điều kiện $\alpha > 0$. Chúng ta có thể chứng minh rằng copula Clayton có hệ số phụ thuộc đuôi trên là:

$$\lambda_U = \lim_{u\uparrow 1} \frac{1 - 2u\left(2u^{\alpha} - 1\right)^{\frac{1}{\alpha}}}{1-u} = \lim_{u\uparrow 1} \frac{-2 + 2\left(2u^{\alpha} - 1\right)^{\frac{-1}{\alpha}-1} u^{-\alpha-1}}{-1} = \lim_{u\uparrow 1} \frac{-2 + 2\left(2u^{\alpha} - 1\right)^{\frac{-1}{\alpha}-1}}{-1} = 0.$$



Hình 7. Mật độ của copula Clayton hai chiều với $\alpha = 3$



Hình 8. Đồ thị chu tuyến của một copula Clayton với các giá trị khác nhau của tham số α

Copula Frank

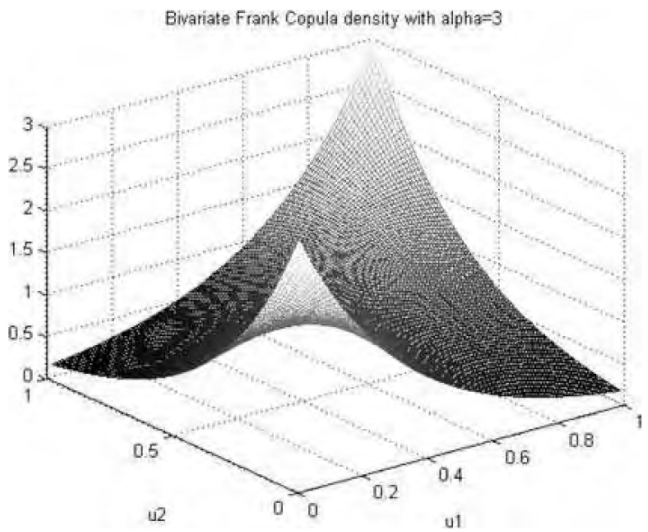
Một *n*-copula Frank được xác định bởi hàm sinh $\varphi(u) = -\ln\left(\frac{\exp(-\alpha u)-1}{\exp(-\alpha)-1}\right)$ với $\alpha \neq 0$. Ta có copula Frank:

$$C(u_1,...,u_n) = -\frac{1}{\alpha}\ln\left\{1+\frac{\prod_{j=1}^{n}\left(e^{-\alpha u_i}-1\right)}{\left(e^{-\alpha}-1\right)^{n-1}}\right\}.$$

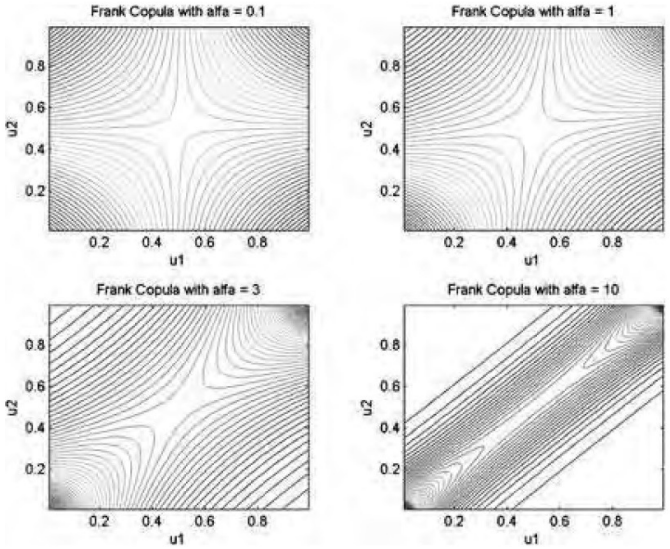
Với $n \geq 3$, hàm sinh là chặt chẽ với điều kiện $\alpha > 0$. Hệ số Kendall tau được tính bởi công thức $\tau = 1-4\alpha^{-1}\left[1-D_1(\alpha)\right]$ và hệ số Spearman rho được tính theo công thức $\rho_S = 1-12\alpha^{-1}\left[D_1(\alpha)-D_2(\alpha)\right]$, trong đó *D* là hàm Debye, được xác định như sau:

$$D_j(x) = \frac{j}{x^j}\int_0^x t^j \left(\exp(\mathrm{t}) - 1\right)^{-1} dt .$$

Copula này không có hệ số phụ thuộc đuôi trên, cũng không có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, nghĩa là $\lambda_L = \lambda_U = 0$.



Hình 9. Mật độ của một copula Frank 2 chiều với $\alpha = 3$



Hình 10. Đồ thị chu tuyến của một copula Frank với các giá trị khác nhau của tham số α

PHỤ LỤC II

Sự thay đổi cấu trúc và mức độ phụ thuộc giữa các cặp lợi suất chỉ số chứng khoán thế giới và Vnindex từng thời kỳ

Chỉ số	Thời kỳ trước khủng hoảng	Thời kỳ khủng hoảng	Thời kỳ sau khủng hoảng
ASX	- Cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, với hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau: không thay đổi ở cả hai thời kỳ. - Hệ số phụ thuộc đuôi thời kỳ khủng hoảng tăng gấp gần 2 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.		
		- Cấu trúc phụ thuộc thời kỳ sau khủng hoảng có sự thay đổi, lúc này được mô tả nhờ copula SJC, với hệ số phụ thuộc đuôi trái và phải không bằng nhau. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới gần như thời kỳ trước khủng hoảng, nhưng hệ số phụ thuộc đuôi trên rất nhỏ.	
CAC40	- Cấu trúc phụ thuộc: trước khủng hoảng đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, chuyển sang cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng được mô tả nhờ copula SJC, với hệ số phụ thuộc đuôi trái và phải không bằng nhau. - Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ trước khủng hoảng cùng bằng 0.075424, chuyển sang thời kỳ khủng hoảng hệ số phụ thuộc đuôi trên là 0,140931, tăng hơn 4 lần và hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0.206112 tăng gấp gần 7 lần.		
		- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng thay đổi sang dạng bất đối xứng, được mô tả bởi copula Rotated Gumbel, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0,145784, đã giảm còn 70.7% so với thời kỳ khủng hoảng, nhưng vẫn gấp gần 7 lần sơ với thời kỳ trước khủng hoảng.	
Dow Jones	- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ trước khủng hoảng dạng bất đối xứng, được mô tả nhờ copula Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0, thay đổi sang cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula SJC, có cả hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ trước khủng hoảng rất nhỏ bằng 0.002047, sang thời kỳ khủng hoảng là 0,243407, tăng gấp 119 lần so với trước khủng hoảng, và hệ số phụ thuộc đuôi trên là 0.143644.		
		- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ khủng hoảng đối xứng chuyển thành cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng, được mô tả nhờ copula Rotated Gumbel, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới đã giảm bằng 60% so với thời kỳ khủng hoảng nhưng vẫn cao hơn 72 lần so với thời kỳ	

Chỉ số	Thời kỳ trước khủng hoảng	Thời kỳ khủng hoảng	Thời kỳ sau khủng hoảng
		trước khủng hoảng, còn hệ số phụ thuộc đuôi trên trở lại bằng 0 như thời kỳ trước khủng hoảng	
FTSE100	- Cấu trúc phụ thuộc: trước khủng hoảng đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, chuyển sang cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng được mô tả nhờ copula SJC, với hệ số phụ thuộc đuôi trái và phải không bằng nhau. - Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ trước khủng hoảng cùng bằng 0.041068; chuyển sang thời kỳ khủng hoảng, hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0,243407, tăng gấp 6 lần so với trước khủng hoảng, và hệ số phụ thuộc đuôi trên là 0.143644, tăng hơn 3 lần so với trước khủng hoảng.		
		- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng chuyển về cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, có hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, như thời kỳ trước khủng hoảng. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới đã giảm bằng 4% so với thời kỳ khủng hoảng, hệ số phụ thuộc đuôi trên giảm bằng 7% so với thời kỳ khủng hoảng. Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ sau khủng hoảng thấp hơn và cùng bằng 25% so với thời kỳ trước khủng hoảng.	
HANGSENG	- Cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, với hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau: không thay đổi ở cả hai thời kỳ. - Hệ số phụ thuộc đuôi thời kỳ khủng hoảng tăng gấp gần 21 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.		
		- Cấu trúc phụ thuộc thời kỳ sau khủng hoảng có sự thay đổi, lúc này được mô tả nhờ copula Rotated Gumbel, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ sau khủng hoảng tăng 1.2 lần so với thời kỳ khủng hoảng và gấp 25.4 lần thời kỳ trước khủng hoảng.	
JCI	- Cấu trúc phụ thuộc: trước khủng hoảng đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, chuyển sang cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng được mô tả nhờ copula SJC, với hệ số phụ thuộc đuôi trái và phải không bằng nhau. - Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ trước khủng hoảng cùng bằng 0.016339, chuyển sang thời kỳ khủng hoảng hệ số phụ thuộc đuôi trên là 0.107323709, tăng hơn 6.6 lần và hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0.087053 tăng gấp gần 5.3 lần.		
		- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng thay đổi sang dạng bất đối xứng, được mô tả bởi copula Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 3.39E-07, đã giảm rất mạnh so với cả hai thời kỳ trước, gần như bằng 0.	

<table>
<tr><th>Chỉ số</th><th>Thời kỳ trước khủng hoảng</th><th>Thời kỳ khủng hoảng</th><th>Thời kỳ sau khủng hoảng</th></tr>
<tr><td rowspan="2">KOSPI</td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ trước khủng hoảng dạng bất đối xứng, được mô tả nhờ copula Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0, thay đổi sang cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, có hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau.
- Hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ trước khủng hoảng rất nhỏ bằng 0.000909, sang thời kỳ khủng hoảng tăng lên 0.087382, tăng gấp 96 lần so với trước khủng hoảng.</td><td></td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, với hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau: không thay đổi ở cả hai thời kỳ.
- Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ khủng hoảng giảm còn 3.3% so với thời kỳ khủng hoảng, nhưng hệ số phụ thuộc đuôi dưới vẫn cao hơn 3 lần so với hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ trước khủng hoảng.</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Nasdaq</td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: trước khủng hoảng đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, chuyển sang cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng được mô tả nhờ copula SJC, với hệ số phụ thuộc đuôi trái và phải không bằng nhau.
- Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ trước khủng hoảng cùng bằng 0.00432, chuyển sang thời kỳ khủng hoảng hệ số phụ thuộc đuôi trên là 0.144291414, tăng hơn 33 lần và hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0.232965 tăng gấp gần 54 lần.</td><td></td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng thay đổi sang dạng bất đối xứng, được mô tả bởi copula Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới, hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0.
- Hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0.054137, đã giảm còn 23% so với thời kỳ khủng hoảng nhưng vẫn cao gấp 12 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Nikkei225</td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, với hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau: không thay đổi ở cả hai thời kỳ.
- Hệ số phụ thuộc đuôi thời kỳ khủng hoảng tăng gấp gần 6 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.</td><td></td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng thay đổi sang dạng đối xứng, được mô tả bởi copula Plackett, cũng có hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng nhau.
- Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ sau khủng hoảng đều bằng 0.</td></tr>
<tr><td>SSE</td><td colspan="2">- Cấu trúc phụ thuộc: trước khủng hoảng đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, chuyển sang cấu trúc phụ thuộc bất đối xứng được mô tả nhờ copula SJC, với hệ số phụ thuộc đuôi trái và phải không bằng nhau.</td><td></td></tr>
</table>

Chỉ số	Thời kỳ trước khủng hoảng	Thời kỳ khủng hoảng	Thời kỳ sau khủng hoảng
	- Hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới thời kỳ trước khủng hoảng cùng bằng 0.018035, chuyển sang thời kỳ khủng hoảng hệ số phụ thuộc đuôi trên là 0.00949257, giảm còn một nửa và hệ số phụ thuộc đuôi dưới là 0.024462 chỉ tăng 1.4 lần.		
		- Cấu trúc phụ thuộc: thời kỳ sau khủng hoảng chuyển về cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, có hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau, như thời kỳ trước khủng hoảng. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới đã giảm một nửa so với thời kỳ khủng hoảng, và còn giảm so với thời kỳ trước khủng hoảng, chỉ còn bằng 70% so với thời kỳ trước khủng hoảng.	
STI	- Cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, với hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau: không thay đổi ở cả hai thời kỳ. - Hệ số phụ thuộc đuôi thời kỳ khủng hoảng tăng gấp rưỡi so với thời kỳ trước khủng hoảng.		
		- Cấu trúc phụ thuộc thời kỳ sau khủng hoảng có sự thay đổi, lúc này được mô tả nhờ copula Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ sau khủng hoảng giảm còn 11% so với thời kỳ khủng hoảng và cũng giảm còn 16% so với thời kỳ trước khủng hoảng.	
TAIEX	- Cấu trúc phụ thuộc đối xứng, được mô tả nhờ copula Student, với hệ số phụ thuộc đuôi trên và dưới bằng nhau: không thay đổi ở cả hai thời kỳ. - Hệ số phụ thuộc đuôi thời kỳ khủng hoảng tăng gấp 17 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.		
		- Cấu trúc phụ thuộc thời kỳ sau khủng hoảng có sự thay đổi, lúc này được mô tả nhờ copula Clayton, chỉ có hệ số phụ thuộc đuôi dưới còn hệ số phụ thuộc đuôi trên bằng 0. - Hệ số phụ thuộc đuôi dưới thời kỳ sau khủng hoảng giảm còn 8% so với thời kỳ khủng hoảng nhưng tăng một chút, gấp 1,4 lần so với thời kỳ trước khủng hoảng.	

Nguồn: phân tích của tác giả

PHỤ LỤC III

Kết quả hồi quy phân vị nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và một số thị trường chứng khoán thế giới

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}(t \mid X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{SP500} + \gamma(t) r_{SP500} D_{crisis} + u(t)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.15	C	-0.013403	0.000472	-28.41748	0	0.045952
	RSP500	0.261324	0.036331	7.192881	0	
	DCRISIS*RSP500	0.113452	0.044675	2.539472	0.0112	
0.16	C	-0.012934	0.000474	-27.27044	0	0.046075
	RSP500	0.256301	0.036041	7.11135	0	
	DCRISIS*RSP500	0.128662	0.044245	2.907911	0.0037	
0.17	C	-0.012303	0.000482	-25.52316	0	0.045969
	RSP500	0.244768	0.036307	6.741679	0	
	DCRISIS*RSP500	0.139683	0.044317	3.151881	0.0016	
0.18	C	-0.011656	0.000495	-23.54406	0	0.045828
	RSP500	0.251239	0.03709	6.773854	0	
	DCRISIS*RSP500	0.125036	0.044914	2.783876	0.0054	
0.19	C	-0.011044	0.000498	-22.18544	0	0.045551
	RSP500	0.250788	0.038072	6.587223	0	
	DCRISIS*RSP500	0.119517	0.046432	2.573992	0.0101	
0.2	C	-0.010449	0.000496	-21.07984	0	0.04481
	RSP500	0.252536	0.040256	6.273236	0	
	DCRISIS*RSP500	0.117642	0.048391	2.43106	0.0151	
0.21	C	-0.009619	0.000485	-19.81881	0	0.044243
	RSP500	0.232051	0.039016	5.947556	0	
	DCRISIS*RSP500	0.154383	0.04914	3.141694	0.0017	
0.22	C	-0.008989	0.000471	-19.08219	0	0.044212
	RSP500	0.235256	0.039567	5.945739	0	
	DCRISIS*RSP500	0.151567	0.052453	2.889583	0.0039	
0.23	C	-0.008512	0.000458	-18.59361	0	0.044118
	RSP500	0.242832	0.041685	5.825409	0	
	DCRISIS*RSP500	0.14402	0.055409	2.599234	0.0094	
0.24	C	-0.007918	0.000439	-18.03935	0	0.043766
	RSP500	0.245641	0.039522	6.215343	0	
	DCRISIS*RSP500	0.135454	0.054867	2.468769	0.0136	
0.25	C	-0.007381	0.000416	-17.72361	0	0.04327
	RSP500	0.251529	0.038061	6.608497	0	
	DCRISIS*RSP500	0.14502	0.054906	2.641229	0.0083	
0.26	C	-0.006877	0.000394	-17.46943	0	0.042752
	RSP500	0.246506	0.034962	7.050611	0	
	DCRISIS*RSP500	0.164543	0.053586	3.070637	0.0022	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.27	C	-0.006509	0.000375	-17.36974	0	0.04217
	RSP500	0.240594	0.033384	7.206944	0	
	DCRISIS*RSP500	0.160346	0.056816	2.822181	0.0048	
0.28	C	-0.006094	0.000359	-16.97092	0	0.04121
	RSP500	0.233444	0.032905	7.09449	0	
	DCRISIS*RSP500	0.169867	0.060032	2.829591	0.0047	
0.29	C	-0.005683	0.000342	-16.60158	0	0.040424
	RSP500	0.239402	0.032535	7.358191	0	
	DCRISIS*RSP500	0.151172	0.063713	2.37269	0.0177	
0.3	C	-0.005269	0.00033	-15.95672	0	0.039574
	RSP500	0.237797	0.032577	7.299612	0	
	DCRISIS*RSP500	0.169625	0.063793	2.658976	0.0079	
0.31	C	-0.004928	0.00032	-15.38316	0	0.038689
	RSP500	0.231487	0.032864	7.043724	0	
	DCRISIS*RSP500	0.174385	0.066611	2.617962	0.0089	
0.32	C	-0.0045	0.000309	-14.56798	0	0.038053
	RSP500	0.224055	0.033578	6.672623	0	
	DCRISIS*RSP500	0.173273	0.07181	2.412946	0.0159	
0.33	C	-0.004207	0.000304	-13.83382	0	0.037475
	RSP500	0.219827	0.03466	6.342317	0	
	DCRISIS*RSP500	0.20168	0.069436	2.904561	0.0037	
0.34	C	-0.003908	0.000298	-13.09139	0	0.036962
	RSP500	0.216294	0.035919	6.021674	0	
	DCRISIS*RSP500	0.206678	0.070948	2.913108	0.0036	
0.35	C	-0.003646	0.000295	-12.36389	0	0.036523
	RSP500	0.215181	0.036971	5.82025	0	
	DCRISIS*RSP500	0.205214	0.073661	2.785922	0.0054	
0.36	C	-0.003371	0.000288	-11.68913	0	0.036058
	RSP500	0.207489	0.037676	5.50725	0	
	DCRISIS*RSP500	0.220151	0.062049	3.548001	0.0004	
0.37	C	-0.003112	0.000283	-10.97917	0	0.035645
	RSP500	0.207966	0.037599	5.531099	0	
	DCRISIS*RSP500	0.219607	0.061443	3.574156	0.0004	
0.38	C	-0.002898	0.00028	-10.34057	0	0.035154
	RSP500	0.201182	0.037522	5.361683	0	
	DCRISIS*RSP500	0.218524	0.068019	3.212681	0.0013	
0.39	C	-0.0026	0.000273	-9.518377	0	0.034592
	RSP500	0.19087	0.036966	5.16333	0	
	DCRISIS*RSP500	0.255077	0.054726	4.660988	0	
0.4	C	-0.002368	0.000271	-8.73625	0	0.034027
	RSP500	0.187798	0.036682	5.119621	0	
	DCRISIS*RSP500	0.228059	0.065986	3.456178	0.0006	
0.41	C	-0.002081	0.000266	-7.820045	0	0.03363
	RSP500	0.1831	0.036254	5.050536	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RSP500	0.23949	0.060333	3.969441	0.0001	
0.42	C	-0.001799	0.000263	-6.839656	0	0.033221
	RSP500	0.189022	0.035893	5.266208	0	
	DCRISIS*RSP500	0.240193	0.057866	4.150873	0	
0.43	C	-0.001519	0.00026	-5.840135	0	0.032887
	RSP500	0.187109	0.03566	5.246962	0	
	DCRISIS*RSP500	0.248683	0.05668	4.387508	0	
0.44	C	-0.00125	0.000258	-4.839545	0	0.032603
	RSP500	0.184852	0.035418	5.219207	0	
	DCRISIS*RSP500	0.248771	0.056426	4.408771	0	
0.45	C	-0.001002	0.000256	-3.909658	0.0001	0.032466
	RSP500	0.166862	0.034239	4.873469	0	
	DCRISIS*RSP500	0.264496	0.055858	4.735144	0	
0.46	C	-0.00077	0.000256	-3.002692	0.0027	0.03237
	RSP500	0.173469	0.033968	5.106892	0	
	DCRISIS*RSP500	0.255777	0.056171	4.553589	0	
0.47	C	-0.000485	0.000256	-1.892001	0.0586	0.032274
	RSP500	0.162285	0.032875	4.936402	0	
	DCRISIS*RSP500	0.26436	0.055981	4.722281	0	
0.48	C	-0.000274	0.000258	-1.064724	0.2871	0.032226
	RSP500	0.164202	0.032719	5.018503	0	
	DCRISIS*RSP500	0.260518	0.056203	4.635291	0	
0.49	C	-5.81E-05	0.000259	-0.224198	0.8226	0.031983
	RSP500	0.168206	0.032761	5.134293	0	
	DCRISIS*RSP500	0.254541	0.05656	4.500375	0	
0.5	C	0.000204	0.000261	0.779882	0.4355	0.031876
	RSP500	0.178223	0.033251	5.359941	0	
	DCRISIS*RSP500	0.242136	0.057494	4.211462	0	
0.51	C	0.000418	0.000263	1.589923	0.112	0.031708
	RSP500	0.178044	0.033207	5.361697	0	
	DCRISIS*RSP500	0.240359	0.058039	4.141347	0	
0.52	C	0.000688	0.000265	2.593572	0.0096	0.031493
	RSP500	0.179964	0.033302	5.404038	0	
	DCRISIS*RSP500	0.235974	0.059024	3.997927	0.0001	
0.53	C	0.000906	0.000268	3.385002	0.0007	0.031505
	RSP500	0.183626	0.033536	5.475533	0	
	DCRISIS*RSP500	0.230326	0.05981	3.850965	0.0001	
0.54	C	0.001147	0.00027	4.25328	0	0.031458
	RSP500	0.179899	0.033247	5.41093	0	
	DCRISIS*RSP500	0.237907	0.059708	3.984486	0.0001	
0.55	C	0.001428	0.000274	5.207998	0	0.031407
	RSP500	0.185479	0.033848	5.47976	0	
	DCRISIS*RSP500	0.223704	0.062295	3.591026	0.0003	
0.56	C	0.001669	0.000278	5.999628	0	0.031286

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RSP500	0.188941	0.034203	5.524183	0	
	DCRISIS*RSP500	0.218048	0.063731	3.421365	0.0006	
0.57	C	0.001898	0.000281	6.742283	0	0.031099
	RSP500	0.186729	0.033994	5.492938	0	
	DCRISIS*RSP500	0.218168	0.064919	3.360598	0.0008	
0.58	C	0.002198	0.000287	7.671759	0	0.030864
	RSP500	0.187564	0.033812	5.547328	0	
	DCRISIS*RSP500	0.21459	0.064736	3.314847	0.0009	
0.59	C	0.002451	0.00029	8.454688	0	0.030624
	RSP500	0.181347	0.033962	5.339633	0	
	DCRISIS*RSP500	0.218503	0.06293	3.472153	0.0005	
0.6	C	0.002751	0.000294	9.349026	0	0.030292
	RSP500	0.180065	0.03406	5.286757	0	
	DCRISIS*RSP500	0.217043	0.061034	3.556101	0.0004	
0.61	C	0.003086	0.000299	10.31598	0	0.029906
	RSP500	0.182202	0.034171	5.332136	0	
	DCRISIS*RSP500	0.211852	0.057907	3.658503	0.0003	
0.62	C	0.00347	0.000304	11.41327	0	0.029526
	RSP500	0.190626	0.03426	5.564175	0	
	DCRISIS*RSP500	0.19992	0.054441	3.672234	0.0002	
0.63	C	0.003903	0.000311	12.55291	0	0.029317
	RSP500	0.209329	0.034977	5.984681	0	
	DCRISIS*RSP500	0.177272	0.052424	3.38148	0.0007	
0.64	C	0.004209	0.000316	13.3122	0	0.029306
	RSP500	0.212146	0.035794	5.926887	0	
	DCRISIS*RSP500	0.171658	0.051707	3.319809	0.0009	
0.65	C	0.004453	0.00032	13.92896	0	0.029196
	RSP500	0.214622	0.036319	5.909315	0	
	DCRISIS*RSP500	0.170159	0.051539	3.301535	0.001	
0.66	C	0.004707	0.000323	14.58687	0	0.028742
	RSP500	0.211979	0.037046	5.722076	0	
	DCRISIS*RSP500	0.175492	0.051999	3.374893	0.0007	
0.67	C	0.005212	0.000331	15.74197	0	0.028325
	RSP500	0.207405	0.03931	5.276157	0	
	DCRISIS*RSP500	0.185396	0.054901	3.376901	0.0007	
0.68	C	0.005736	0.00034	16.85103	0	0.028234
	RSP500	0.219006	0.041336	5.298139	0	
	DCRISIS*RSP500	0.162699	0.054708	2.973929	0.003	
0.69	C	0.00601	0.000343	17.51446	0	0.028199
	RSP500	0.221532	0.042125	5.258891	0	
	DCRISIS*RSP500	0.164118	0.056151	2.922775	0.0035	
0.7	C	0.006281	0.000345	18.22646	0	0.028042
	RSP500	0.230628	0.042655	5.406852	0	
	DCRISIS*RSP500	0.158921	0.058435	2.719606	0.0066	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.71	C	0.00664	0.000351	18.91869	0	0.02788
	RSP500	0.221474	0.043698	5.068251	0	
	DCRISIS*RSP500	0.173241	0.064942	2.66763	0.0077	
0.72	C	0.007017	0.000361	19.45924	0	0.027625
	RSP500	0.20228	0.046658	4.335332	0	
	DCRISIS*RSP500	0.191112	0.069817	2.737321	0.0062	
0.73	C	0.007376	0.000366	20.13527	0	0.027431
	RSP500	0.211739	0.04748	4.459504	0	
	DCRISIS*RSP500	0.193577	0.067911	2.850439	0.0044	
0.74	C	0.007794	0.000376	20.73746	0	0.027598
	RSP500	0.21689	0.050158	4.324143	0	
	DCRISIS*RSP500	0.194439	0.068241	2.849306	0.0044	
0.75	C	0.008178	0.000384	21.29357	0	0.027786
	RSP500	0.201248	0.050827	3.959508	0.0001	
	DCRISIS*RSP500	0.199896	0.075187	2.658633	0.0079	
0.76	C	0.008532	0.000388	21.98096	0	0.027848
	RSP500	0.202191	0.05245	3.854912	0.0001	
	DCRISIS*RSP500	0.193438	0.086634	2.232813	0.0257	
0.77	C	0.009232	0.000405	22.77468	0	0.02788
	RSP500	0.210621	0.052996	3.974313	0.0001	
	DCRISIS*RSP500	0.163541	0.082861	1.973679	0.0485	
0.78	C	0.009782	0.00042	23.29286	0	0.028014
	RSP500	0.201927	0.051541	3.917803	0.0001	
	DCRISIS*RSP500	0.155632	0.06447	2.414018	0.0158	
0.79	C	0.010398	0.000446	23.32957	0	0.028284
	RSP500	0.209015	0.051027	4.096165	0	
	DCRISIS*RSP500	0.159913	0.072999	2.19061	0.0286	
0.8	C	0.010859	0.000457	23.78345	0	0.028502
	RSP500	0.207514	0.051371	4.039535	0.0001	
	DCRISIS*RSP500	0.169898	0.069446	2.446475	0.0145	
0.81	C	0.011362	0.000468	24.26655	0	0.028249
	RSP500	0.224475	0.050091	4.481331	0	
	DCRISIS*RSP500	0.156375	0.065365	2.392343	0.0168	
0.82	C	0.011961	0.000483	24.74905	0	0.028113
	RSP500	0.226682	0.050178	4.517553	0	
	DCRISIS*RSP500	0.171044	0.065868	2.59677	0.0095	
0.83	C	0.012545	0.000497	25.26085	0	0.028155
	RSP500	0.225914	0.052472	4.3054	0	
	DCRISIS*RSP500	0.163842	0.064426	2.54311	0.011	
0.84	C	0.013217	0.000523	25.29367	0	0.027788
	RSP500	0.235686	0.054646	4.312933	0	
	DCRISIS*RSP500	0.161866	0.066648	2.428667	0.0152	
0.85	C	0.014105	0.00058	24.30436	0	0.027129
	RSP500	0.23217	0.061012	3.805317	0.0001	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RSP500	0.169547	0.074535	2.274731	0.023	
0.86	C	0.014929	0.00066	22.63309	0	0.026366
	RSP500	0.196447	0.073537	2.671411	0.0076	
	DCRISIS*RSP500	0.214073	0.091474	2.340261	0.0193	
0.87	C	0.016144	0.000718	22.47012	0	0.02635
	RSP500	0.17535	0.08203	2.137629	0.0326	
	DCRISIS*RSP500	0.248162	0.103089	2.407265	0.0161	
0.88	C	0.017107	0.000673	25.41521	0	0.026314
	RSP500	0.160682	0.078432	2.04868	0.0406	
	DCRISIS*RSP500	0.273128	0.095507	2.859753	0.0043	
0.89	C	0.01822	0.000631	28.89311	0	0.02746
	RSP500	0.126003	0.063269	1.991557	0.0465	
	DCRISIS*RSP500	0.334177	0.077877	4.291087	0	
0.9	C	0.019039	0.000636	29.93686	0	0.028714
	RSP500	0.142732	0.072228	1.976138	0.0482	
	DCRISIS*RSP500	0.311736	0.084403	3.693417	0.0002	
0.92	C	0.02171	0.000808	26.86976	0	0.029735
	RSP500	0.197241	0.095349	2.068625	0.0387	
	DCRISIS*RSP500	0.285783	0.104829	2.726174	0.0065	
0.93	C	0.023208	0.000859	27.00433	0	0.029995
	RSP500	0.227811	0.078884	2.887917	0.0039	
	DCRISIS*RSP500	0.240456	0.113469	2.119126	0.0342	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\mathrm{AXS}}+\gamma\left(t\right)r_{ASX}D_{crisis}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.01	C	-0.042619	0.001082	-39.39699	0	0.008509
	RASX	-0.146232	0.044432	-3.291111	0.001	
	DCRISIS*RASX	0.257431	0.04617	5.575712	0	
0.14	C	-0.014232	0.000533	-26.69285	0	0.026544
	RASX	0.24186	0.043687	5.536186	0	
	DCRISIS*RASX	0.133487	0.055021	2.426132	0.0153	
0.3	C	-0.005531	0.000359	-15.40118	0	0.027676
	RASX	0.251919	0.041661	6.046837	0	
	DCRISIS*RASX	0.1666	0.082641	2.015953	0.0439	
0.31	C	-0.005034	0.000345	-14.6102	0	0.026599
	RASX	0.232862	0.041112	5.664126	0	
	DCRISIS*RASX	0.171951	0.074489	2.3084	0.0211	
0.32	C	-0.004664	0.000332	-14.05232	0	0.025762
	RASX	0.23571	0.040875	5.766626	0	
	DCRISIS*RASX	0.178122	0.072292	2.463929	0.0138	
0.33	C	-0.004449	0.000326	-13.66195	0	0.024953
	RASX	0.229148	0.040675	5.633587	0	
	DCRISIS*RASX	0.190782	0.071667	2.662046	0.0078	
0.34	C	-0.004127	0.000315	-13.09884	0	0.024085
	RASX	0.218013	0.040271	5.413682	0	
	DCRISIS*RASX	0.212742	0.071164	2.989475	0.0028	
0.35	C	-0.003777	0.000305	-12.40106	0	0.023399
	RASX	0.200777	0.040189	4.995827	0	
	DCRISIS*RASX	0.234695	0.070242	3.341231	0.0008	
0.36	C	-0.003306	0.000291	-11.34366	0	0.022983
	RASX	0.188506	0.03988	4.726853	0	
	DCRISIS*RASX	0.254693	0.069869	3.645312	0.0003	
0.37	C	-0.002961	0.000283	-10.47348	0	0.022787
	RASX	0.1836	0.039539	4.643525	0	
	DCRISIS*RASX	0.263125	0.069318	3.795921	0.0002	
0.38	C	-0.002642	0.000275	-9.5944	0	0.022693
	RASX	0.181103	0.038928	4.652246	0	
	DCRISIS*RASX	0.263095	0.068192	3.858171	0.0001	
0.39	C	-0.002278	0.000268	-8.501768	0	0.022699
	RASX	0.176031	0.038138	4.615615	0	
	DCRISIS*RASX	0.260253	0.067732	3.842414	0.0001	
0.4	C	-0.002088	0.000266	-7.863031	0	0.022706
	RASX	0.173266	0.037891	4.572777	0	
	DCRISIS*RASX	0.260159	0.068204	3.814432	0.0001	
0.41	C	-0.001893	0.000263	-7.190558	0	0.022769
	RASX	0.170373	0.037568	4.535068	0	
	DCRISIS*RASX	0.26589	0.068572	3.877533	0.0001	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.42	C	-0.001629	0.00026	-6.255595	0	0.022669
	RASX	0.166525	0.037104	4.48809	0	
	DCRISIS*RASX	0.280093	0.069124	4.052033	0.0001	
0.43	C	-0.001448	0.000259	-5.587498	0	0.022542
	RASX	0.161543	0.036869	4.381535	0	
	DCRISIS*RASX	0.296524	0.070279	4.21923	0	
0.44	C	-0.001241	0.000258	-4.803887	0	0.022374
	RASX	0.165772	0.036881	4.494799	0	
	DCRISIS*RASX	0.305439	0.071923	4.24677	0	
0.45	C	-0.001028	0.000257	-3.990762	0.0001	0.022263
	RASX	0.162617	0.036686	4.432699	0	
	DCRISIS*RASX	0.296896	0.070358	4.219801	0	
0.46	C	-0.000788	0.000257	-3.070836	0.0022	0.022095
	RASX	0.157968	0.036482	4.330035	0	
	DCRISIS*RASX	0.308197	0.070545	4.368829	0	
0.47	C	-0.000582	0.000256	-2.27408	0.023	0.021899
	RASX	0.154184	0.036176	4.262025	0	
	DCRISIS*RASX	0.313904	0.070584	4.447238	0	
0.48	C	-0.000425	0.000256	-1.660325	0.097	0.021611
	RASX	0.157272	0.036204	4.344096	0	
	DCRISIS*RASX	0.318631	0.071578	4.451538	0	
0.49	C	-1.61E-04	0.000257	-0.629359	0.5292	0.021134
	RASX	0.166255	0.036063	4.610173	0	
	DCRISIS*RASX	0.321171	0.073248	4.384738	0	
0.50	C	0.000166	0.000257	0.643045	0.5203	0.020853
	RASX	0.170938	0.035674	4.791723	0	
	DCRISIS*RASX	0.298645	0.072385	4.125772	0	
0.51	C	0.00041	0.000258	1.586343	0.1128	0.020589
	RASX	0.172851	0.035574	4.858888	0	
	DCRISIS*RASX	0.296792	0.073483	4.038901	0.0001	
0.52	C	0.000611	0.00026	2.350209	0.0188	0.020254
	RASX	0.181727	0.035719	5.087648	0	
	DCRISIS*RASX	0.292052	0.073824	3.956067	0.0001	
0.53	C	0.000802	0.000261	3.066233	0.0022	0.020038
	RASX	0.179552	0.035612	5.041859	0	
	DCRISIS*RASX	0.295771	0.0743	3.980774	0.0001	
0.54	C	0.001019	0.000264	3.860865	0.0001	0.0198
	RASX	0.187114	0.035634	5.250972	0	
	DCRISIS*RASX	0.291365	0.074739	3.898448	0.0001	
0.55	C	0.001314	0.000268	4.901051	0	0.019591
	RASX	0.185668	0.035664	5.206088	0	
	DCRISIS*RASX	0.297082	0.075213	3.949883	0.0001	
0.56	C	0.001608	0.000273	5.886997	0	0.01926
	RASX	0.182333	0.035676	5.110796	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RASX	0.303397	0.076172	3.983044	0.0001	
0.57	C	0.001902	0.000279	6.810103	0	0.01896
	RASX	0.168393	0.035733	4.71253	0	
	DCRISIS*RASX	0.311182	0.078388	3.969744	0.0001	
0.58	C	0.002214	0.000286	7.734999	0	0.018665
	RASX	0.153594	0.036143	4.249569	0	
	DCRISIS*RASX	0.315668	0.083299	3.78957	0.0002	
0.59	C	0.002498	0.000293	8.51355	0	0.018356
	RASX	0.143521	0.036783	3.901804	0.0001	
	DCRISIS*RASX	0.312922	0.095506	3.276474	0.0011	
0.6	C	0.002813	0.0003	9.382293	0	0.018046
	RASX	0.146409	0.03741	3.913691	0.0001	
	DCRISIS*RASX	0.317549	0.094017	3.377557	0.0007	
0.61	C	0.003184	0.00031	10.28061	0	0.017709
	RASX	0.137869	0.038213	3.607892	0.0003	
	DCRISIS*RASX	0.312447	0.117601	2.656851	0.0079	
0.62	C	0.003428	0.000315	10.87316	0	0.017222
	RASX	0.144198	0.038857	3.710991	0.0002	
	DCRISIS*RASX	0.305236	0.116178	2.627321	0.0087	
0.63	C	0.003799	0.000321	11.83555	0	0.01678
	RASX	0.157249	0.039982	3.932996	0.0001	
	DCRISIS*RASX	0.273288	0.113987	2.39754	0.0166	
0.64	C	0.004152	0.000326	12.72074	0	0.016479
	RASX	0.154431	0.040404	3.822139	0.0001	
	DCRISIS*RASX	0.26477	0.113978	2.322989	0.0203	
0.65	C	0.00442	0.00033	13.41151	0	0.016134
	RASX	0.150714	0.040326	3.737358	0.0002	
	DCRISIS*RASX	0.259881	0.115427	2.251482	0.0244	
0.66	C	0.00489	0.000335	14.57773	0	0.015748
	RASX	0.165398	0.040809	4.053017	0.0001	
	DCRISIS*RASX	0.246037	0.119729	2.054956	0.04	
0.67	C	0.005342	0.000342	15.6379	0	0.015396
	RASX	0.171556	0.041333	4.150544	0	
	DCRISIS*RASX	0.250238	0.1171	2.136954	0.0327	
0.68	C	0.005683	0.000346	16.4169	0	0.015182
	RASX	0.182551	0.042253	4.320469	0	
	DCRISIS*RASX	0.247041	0.116351	2.12324	0.0338	
0.69	C	0.006061	0.00035	17.32822	0	0.015009
	RASX	0.182836	0.042631	4.288778	0	
	DCRISIS*RASX	0.255421	0.117558	2.172712	0.0299	
0.7	C	0.006389	0.000353	18.0728	0	0.014814
	RASX	0.184268	0.043294	4.256228	0	
	DCRISIS*RASX	0.261497	0.121804	2.146868	0.0319	
0.71	C	0.00676	0.00036	18.80267	0	0.014596

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RASX	0.184703	0.044574	4.14373	0	
	DCRISIS*RASX	0.267166	0.125958	2.121071	0.034	
0.72	C	0.007203	0.000369	19.53174	0	0.01447
	RASX	0.174356	0.046361	3.760825	0.0002	
	DCRISIS*RASX	0.268	0.130454	2.054362	0.04	
0.73	C	0.007563	0.000377	20.04626	0	0.014464
	RASX	0.169497	0.048209	3.515836	0.0004	
	DCRISIS*RASX	0.270138	0.13022	2.074477	0.0381	
0.74	C	0.007877	0.000382	20.61272	0	0.014659
	RASX	0.177506	0.048741	3.641851	0.0003	
	DCRISIS*RASX	0.253853	0.132755	1.91219	0.056	
0.75	C	0.008259	0.00039	21.19346	0	0.014803
	RASX	0.184722	0.050137	3.68433	0.0002	
	DCRISIS*RASX	0.260202	0.130954	1.98698	0.047	
0.89	C	0.018519	0.000648	28.56063	0	0.016688
	RASX	0.158542	0.073898	2.145413	0.032	
	DCRISIS*RASX	0.253323	0.107323	2.360369	0.0183	
0.9	C	0.019132	0.000646	29.60236	0	0.01785
	RASX	0.173552	0.074762	2.321385	0.0203	
	DCRISIS*RASX	0.23221	0.105179	2.207765	0.0274	
0.92	C	0.021507	0.000744	28.90985	0	0.018391
	RASX	0.162922	0.069512	2.3438	0.0192	
	DCRISIS*RASX	0.223358	0.089668	2.490943	0.0128	
0.93	C	0.022964	0.000929	24.71815	0	0.016638
	RASX	0.1926	0.080223	2.400819	0.0164	
	DCRISIS*RASX	0.226753	0.114192	1.985707	0.0472	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\mathrm{CAC40}}+\gamma\left(t\right)r_{\mathrm{CAC40}}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.1	C	-0.017995	0.000724	-24.84487	0	0.033638
	RCAC40	0.19679	0.028196	6.979397	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.140139	0.066767	2.098936	0.036	
0.11	C	-0.017009	0.000673	-25.28296	0	0.033055
	RCAC40	0.210723	0.036292	5.806384	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.117051	0.055062	2.125809	0.034	
0.13	C	-0.014804	0.000579	-25.54859	0	0.034849
	RCAC40	0.206848	0.04714	4.387937	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.122564	0.054811	2.236141	0.025	
0.14	C	-0.014124	0.00056	-25.19953	0	0.035626
	RCAC40	0.207697	0.048235	4.305966	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.127455	0.053886	2.365263	0.018	
0.15	C	-0.013476	0.000532	-25.33196	0	0.036028

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RCAC40	0.192303	0.046163	4.165728	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.151124	0.051929	2.91023	0.004	
0.16	C	-0.012587	0.00049	-25.69658	0	0.036743
	RCAC40	0.200486	0.038236	5.243327	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.140504	0.045307	3.101141	0.002	
0.17	C	-0.011871	0.000474	-25.05409	0	0.037771
	RCAC40	0.200267	0.032592	6.144716	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.132127	0.042095	3.138802	0.002	
0.18	C	-0.01123	0.000469	-23.92755	0	0.03863
	RCAC40	0.172714	0.029153	5.924469	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.151986	0.039882	3.810901	1E-04	
0.19	C	-0.010719	0.000476	-22.5333	0	0.039232
	RCAC40	0.182028	0.028027	6.494787	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.148566	0.042831	3.468685	5E-04	
0.2	C	-0.010336	0.000481	-21.50462	0	0.039054
	RCAC40	0.185016	0.027704	6.678238	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.15341	0.04588	3.343722	8E-04	
0.21	C	-0.009642	0.000477	-20.20264	0	0.038664
	RCAC40	0.196409	0.027026	7.26751	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.167118	0.045214	3.696113	2E-04	
0.22	C	-0.00908	0.00047	-19.3224	0	0.038622
	RCAC40	0.209809	0.027621	7.595868	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.170901	0.04357	3.922477	1E-04	
0.23	C	-0.008502	0.000456	-18.65925	0	0.03833
	RCAC40	0.206897	0.02801	7.386411	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.178806	0.043034	4.155026	0	
0.24	C	-0.007895	0.000428	-18.44531	0	0.037832
	RCAC40	0.215859	0.027749	7.778899	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.171872	0.042839	4.012004	1E-04	
0.25	C	-0.007238	0.000407	-17.78906	0	0.037328
	RCAC40	0.200288	0.028661	6.988104	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.195025	0.043104	4.524551	0	
0.26	C	-0.006845	0.000396	-17.30563	0	0.037044
	RCAC40	0.200078	0.029129	6.868686	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.198421	0.044069	4.502559	0	
0.27	C	-0.00638	0.00038	-16.78005	0	0.036562
	RCAC40	0.203259	0.029939	6.789164	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.197145	0.045884	4.29657	0	
0.28	C	-0.006022	0.000368	-16.3653	0	0.035813
	RCAC40	0.208805	0.03022	6.909454	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.189807	0.047855	3.966278	1E-04	
0.29	C	-0.005501	0.000353	-15.60512	0	0.035269
	RCAC40	0.203546	0.031455	6.470989	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.208362	0.04942	4.21617	0	
0.3	C	-0.005115	0.00034	-15.02234	0	0.034653
	RCAC40	0.199738	0.031774	6.28621	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.222031	0.050558	4.391613	0	
0.31	C	-0.004824	0.000331	-14.55814	0	0.033972
	RCAC40	0.193272	0.031779	6.08175	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RCAC40	0.235905	0.051844	4.550255	0	
0.32	C	-0.004488	0.000317	-14.15297	0	0.033304
	RCAC40	0.184681	0.031586	5.846955	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.253087	0.051739	4.891634	0	
0.33	C	-0.004198	0.000307	-13.66514	0	0.032767
	RCAC40	0.188155	0.031414	5.989425	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.253233	0.050723	4.992446	0	
0.34	C	-0.003902	0.000298	-13.10345	0	0.032201
	RCAC40	0.187576	0.031412	5.97155	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.256941	0.047758	5.380052	0	
0.35	C	-0.003477	0.000287	-12.12459	0	0.031938
	RCAC40	0.175813	0.031756	5.536325	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.267967	0.047257	5.670466	0	
0.36	C	-0.003168	0.00028	-11.31001	0	0.031771
	RCAC40	0.163536	0.032184	5.081302	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.288726	0.045219	6.385	0	
0.37	C	-0.002934	0.000277	-10.60803	0	0.031624
	RCAC40	0.163376	0.032335	5.052629	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.291354	0.045095	6.460914	0	
0.38	C	-0.002681	0.000272	-9.865199	0	0.031455
	RCAC40	0.160799	0.032378	4.966232	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.296606	0.045003	6.590845	0	
0.39	C	-0.002422	0.000268	-9.040956	0	0.031266
	RCAC40	0.161304	0.032325	4.990111	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.298224	0.045129	6.608223	0	
0.4	C	-0.00221	0.000265	-8.329617	0	0.030964
	RCAC40	0.156032	0.032415	4.8135	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.301492	0.045649	6.604598	0	
0.41	C	-0.001946	0.000263	-7.414626	0	0.030793
	RCAC40	0.162613	0.032227	5.045843	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.292427	0.046103	6.342945	0	
0.42	C	-0.001638	0.000261	-6.286313	0	0.030601
	RCAC40	0.159911	0.032357	4.942125	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.292215	0.04706	6.209417	0	
0.43	C	-0.001496	0.000261	-5.741856	0	0.030374
	RCAC40	0.16515	0.032422	5.093769	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.285643	0.047461	6.018467	0	
0.44	C	-0.001291	0.00026	-4.954602	0	0.030049
	RCAC40	0.165134	0.03259	5.067026	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.28048	0.048948	5.73012	0	
0.45	C	-0.001055	0.00026	-4.057157	1E-04	0.029795
	RCAC40	0.163208	0.032451	5.029422	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.28342	0.049329	5.745546	0	
0.46	C	-0.000768	0.00026	-2.952863	0.003	0.029609
	RCAC40	0.161154	0.032377	4.977418	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.280795	0.051789	5.421915	0	
0.47	C	-0.000525	0.00026	-2.023111	0.043	0.029409
	RCAC40	0.15634	0.032011	4.883991	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.285286	0.052548	5.429091	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.48	C	-0.000198	0.00026	-0.760195	0.4472	0.029344
	RCAC40	0.160385	0.031625	5.071482	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.278151	0.055162	5.042412	0	
0.49	C	1.89E-05	0.000261	0.072144	0.9425	0.029219
	RCAC40	0.167468	0.031893	5.25088	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.272103	0.055303	4.92023	0	
0.50	C	0.000208	0.000262	0.796199	0.426	0.029098
	RCAC40	0.158632	0.030791	5.15189	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.276071	0.055128	5.007774	0	
0.51	C	0.000496	0.000262	1.888636	0.0591	0.028926
	RCAC40	0.15209	0.029754	5.11159	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.279901	0.055256	5.065506	0	
0.52	C	0.000813	0.000265	3.073112	0.002	0.028857
	RCAC40	0.154962	0.029483	5.256003	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.274028	0.056595	4.841906	0	
0.53	C	0.001003	0.000267	3.763584	2E-04	0.028953
	RCAC40	0.159204	0.029491	5.398454	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.267995	0.057711	4.643707	0	
0.54	C	0.001188	0.000268	4.436311	0	0.028959
	RCAC40	0.153753	0.028789	5.340713	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.275237	0.057699	4.770205	0	
0.55	C	0.001492	0.000271	5.511241	0	0.028936
	RCAC40	0.152402	0.028199	5.404587	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.281875	0.058825	4.791764	0	
0.56	C	0.00183	0.000274	6.674337	0	0.028981
	RCAC40	0.159895	0.027956	5.719575	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.280266	0.062877	4.457368	0	
0.57	C	0.002075	0.000277	7.491727	0	0.029026
	RCAC40	0.155805	0.027373	5.691936	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.285021	0.066366	4.294688	0	
0.58	C	0.002445	0.000283	8.64325	0	0.029152
	RCAC40	0.15098	0.026827	5.627908	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.283656	0.069692	4.070161	0	
0.59	C	0.002809	0.000288	9.744857	0	0.029338
	RCAC40	0.155857	0.026315	5.922769	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.263747	0.065211	4.044532	1E-04	
0.6	C	0.003049	0.000291	10.47439	0	0.029532
	RCAC40	0.146865	0.026211	5.603269	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.266632	0.063892	4.173194	0	
0.61	C	0.003297	0.000294	11.19778	0	0.029534
	RCAC40	0.153016	0.025883	5.911772	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.252529	0.063949	3.948894	1E-04	
0.62	C	0.003557	0.000298	11.91665	0	0.029278
	RCAC40	0.161915	0.025759	6.285744	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.241183	0.064648	3.730726	2E-04	
0.63	C	0.003861	0.000304	12.71906	0	0.029074
	RCAC40	0.165518	0.025389	6.519262	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.234706	0.064303	3.650004	3E-04	
0.64	C	0.004198	0.000308	13.60872	0	0.028972

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RCAC40	0.167248	0.025204	6.63574	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.229796	0.063002	3.647433	3E-04	
0.65	C	0.00442	0.000311	14.22784	0	0.028722
	RCAC40	0.171187	0.025006	6.845885	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.223761	0.062168	3.599283	3E-04	
0.66	C	0.004737	0.000315	15.0247	0	0.028278
	RCAC40	0.169343	0.025155	6.732073	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.222611	0.061331	3.62969	3E-04	
0.67	C	0.005105	0.000321	15.92614	0	0.027738
	RCAC40	0.166656	0.025489	6.538371	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.222623	0.060675	3.669098	2E-04	
0.68	C	0.005382	0.000323	16.63946	0	0.027119
	RCAC40	0.170055	0.02539	6.697642	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.215815	0.059835	3.606817	3E-04	
0.69	C	0.005765	0.00033	17.4505	0	0.026555
	RCAC40	0.165315	0.02622	6.304866	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.216935	0.059869	3.623503	3E-04	
0.7	C	0.006156	0.000339	18.17443	0	0.025933
	RCAC40	0.171385	0.026711	6.416291	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.214999	0.060674	3.543528	4E-04	
0.71	C	0.006534	0.000348	18.75134	0	0.02542
	RCAC40	0.168318	0.028	6.011318	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.206681	0.059753	3.458931	6E-04	
0.72	C	0.007183	0.000368	19.49376	0	0.025146
	RCAC40	0.168542	0.031185	5.404549	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.205365	0.05739	3.578375	4E-04	
0.73	C	0.007421	0.000373	19.9102	0	0.025114
	RCAC40	0.169492	0.032562	5.20513	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.197133	0.053689	3.671736	2E-04	
0.74	C	0.007859	0.000385	20.39939	0	0.025281
	RCAC40	0.166022	0.036367	4.565193	0	
	DCRISIS*RCAC40	0.196463	0.053561	3.668017	2E-04	
0.75	C	0.008252	0.000398	20.74577	0	0.025494
	RCAC40	0.155314	0.039652	3.916934	1E-04	
	DCRISIS*RCAC40	0.203461	0.054037	3.765187	2E-04	
0.76	C	0.008658	0.000407	21.27023	0	0.025691
	RCAC40	0.151626	0.041551	3.649117	3E-04	
	DCRISIS*RCAC40	0.206348	0.054493	3.786658	2E-04	
0.77	C	0.009256	0.000426	21.74021	0	0.025861
	RCAC40	0.159106	0.045586	3.490242	5E-04	
	DCRISIS*RCAC40	0.216525	0.066414	3.260216	0.001	
0.78	C	0.009874	0.00044	22.44577	0	0.026016
	RCAC40	0.153777	0.045111	3.408868	7E-04	
	DCRISIS*RCAC40	0.213859	0.062022	3.448137	6E-04	
0.79	C	0.010477	0.000454	23.07735	0	0.026204
	RCAC40	0.142706	0.043399	3.288191	0.001	
	DCRISIS*RCAC40	0.235787	0.061501	3.833893	1E-04	
0.8	C	0.010952	0.000465	23.5563	0	0.026324
	RCAC40	0.138144	0.043574	3.170346	0.002	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RCAC40	0.247644	0.05801	4.269027	0	
0.81	C	0.011434	0.000476	24.03209	0	0.025983
	RCAC40	0.134348	0.044122	3.04496	0.002	
	DCRISIS*RCAC40	0.252676	0.057107	4.424649	0	
0.82	C	0.012138	0.000494	24.54784	0	0.02589
	RCAC40	0.145474	0.049868	2.917194	0.004	
	DCRISIS*RCAC40	0.250288	0.06176	4.052572	1E-04	
0.83	C	0.012675	0.000506	25.04261	0	0.026152
	RCAC40	0.15812	0.049646	3.184938	0.002	
	DCRISIS*RCAC40	0.231464	0.06222	3.720078	2E-04	
0.84	C	0.013479	0.000531	25.37607	0	0.026333
	RCAC40	0.14741	0.049622	2.970677	0.003	
	DCRISIS*RCAC40	0.243275	0.064398	3.777668	2E-04	
0.85	C	0.014231	0.000567	25.08957	0	0.026127
	RCAC40	0.130959	0.052501	2.494427	0.013	
	DCRISIS*RCAC40	0.262805	0.073366	3.582118	3E-04	
0.86	C	0.014946	0.000593	25.20495	0	0.025347
	RCAC40	0.135141	0.054301	2.488724	0.013	
	DCRISIS*RCAC40	0.287396	0.075262	3.818623	1E-04	
0.87	C	0.016124	0.000647	24.93038	0	0.025032
	RCAC40	0.129293	0.056425	2.291395	0.022	
	DCRISIS*RCAC40	0.270309	0.086651	3.119507	0.002	
0.88	C	0.016929	0.000671	25.23553	0	0.024613
	RCAC40	0.123794	0.057476	2.153826	0.031	
	DCRISIS*RCAC40	0.290737	0.085205	3.412206	7E-04	
0.92	C	0.021809	0.000757	28.81525	0	0.02861
	RCAC40	0.16557	0.079451	2.083942	0.037	
	DCRISIS*RCAC40	0.235786	0.103132	2.286256	0.022	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\text{DOWJONES}}+\gamma\left(t\right)r_{\text{DOWJONES}}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.12	C	-0.015418	0.000531	-29.0484	0	0.041484
	RDOWJONES	0.282637	0.052595	5.373828	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.127147	0.057219	2.222093	0.0264	
0.13	C	-0.014911	0.000518	-28.8019	0	0.042691
	RDOWJONES	0.269648	0.054342	4.962072	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.143232	0.059172	2.420599	0.0156	
0.14	C	-0.014198	0.000507	-28.01809	0	0.043042
	RDOWJONES	0.281347	0.047361	5.940433	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.149244	0.05647	2.642908	0.0083	
0.15	C	-0.013505	0.00049	-27.58321	0	0.042954
	RDOWJONES	0.281535	0.043125	6.528428	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.155094	0.051652	3.002666	0.0027	
0.16	C	-0.012783	0.000482	-26.49758	0	0.043072

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RDOWJONES	0.265225	0.039451	6.722966	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.156403	0.054283	2.881247	0.004	
0.17	C	-0.012222	0.000489	-24.99366	0	0.043243
	RDOWJONES	0.248034	0.038447	6.451293	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.166539	0.056775	2.933337	0.0034	
0.18	C	-0.011493	0.000492	-23.36471	0	0.043312
	RDOWJONES	0.244313	0.036458	6.701298	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.16436	0.05572	2.949717	0.0032	
0.19	C	-0.011003	0.000495	-22.22118	0	0.04333
	RDOWJONES	0.250456	0.036714	6.821871	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.158072	0.054387	2.906427	0.0037	
0.2	C	-0.010331	0.000486	-21.27581	0	0.04276
	RDOWJONES	0.261538	0.03712	7.045756	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.14548	0.053138	2.737798	0.0062	
0.21	C	-0.009611	0.000475	-20.2499	0	0.042467
	RDOWJONES	0.251284	0.034446	7.29509	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.168982	0.052121	3.242117	0.0012	
0.22	C	-0.009001	0.000469	-19.2117	0	0.042342
	RDOWJONES	0.243866	0.034627	7.042557	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.188037	0.055819	3.368707	0.0008	
0.23	C	-0.008448	0.000454	-18.59056	0	0.042138
	RDOWJONES	0.254618	0.036964	6.888249	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.168028	0.059177	2.839405	0.0046	
0.24	C	-0.007893	0.000439	-17.99932	0	0.041619
	RDOWJONES	0.256967	0.037733	6.810211	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.159851	0.062444	2.559902	0.0105	
0.25	C	-0.007373	0.000423	-17.45008	0	0.041048
	RDOWJONES	0.259697	0.038513	6.743138	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.172876	0.072378	2.388524	0.017	
0.26	C	-0.007073	0.00041	-17.25139	0	0.040319
	RDOWJONES	0.264961	0.038458	6.889566	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.170355	0.073876	2.305948	0.0212	
0.27	C	-0.006507	0.000383	-16.98724	0	0.039596
	RDOWJONES	0.263649	0.038103	6.919361	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.170999	0.075636	2.260828	0.0239	
0.28	C	-0.005966	0.000366	-16.2965	0	0.038818
	RDOWJONES	0.239091	0.040266	5.937789	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.208021	0.081193	2.562064	0.0105	
0.29	C	-0.005516	0.000351	-15.73487	0	0.038261
	RDOWJONES	0.233165	0.041521	5.615537	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.195954	0.082262	2.38208	0.0173	
0.3	C	-0.005204	0.000342	-15.23168	0	0.03751
	RDOWJONES	0.22325	0.042091	5.303967	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.198108	0.082799	2.392625	0.0168	
0.31	C	-0.0048	0.000329	-14.60788	0	0.036834
	RDOWJONES	0.226938	0.041603	5.454843	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.211326	0.084923	2.488451	0.0129	
0.32	C	-0.004406	0.000317	-13.89573	0	0.036346

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RDOWJONES	0.222602	0.040681	5.471936	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.203241	0.085327	2.381908	0.0173	
0.33	C	-0.004103	0.000307	-13.36719	0	0.035936
	RDOWJONES	0.20784	0.040082	5.185305	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.226427	0.085196	2.657702	0.0079	
0.34	C	-0.003858	0.000301	-12.80784	0	0.035555
	RDOWJONES	0.21616	0.039832	5.426778	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.218286	0.084252	2.590862	0.0096	
0.35	C	-0.003559	0.000293	-12.13164	0	0.035241
	RDOWJONES	0.209873	0.039389	5.328153	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.224627	0.083728	2.682831	0.0073	
0.36	C	-0.003283	0.000285	-11.53598	0	0.034879
	RDOWJONES	0.202842	0.039302	5.161053	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.251408	0.061646	4.078257	0	
0.37	C	-0.003119	0.000282	-11.04957	0	0.03448
	RDOWJONES	0.203425	0.039289	5.177667	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.246832	0.0625	3.949295	0.0001	
0.38	C	-0.002713	0.000273	-9.941279	0	0.034127
	RDOWJONES	0.197251	0.03845	5.13013	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.260517	0.058315	4.467419	0	
0.39	C	-0.00252	0.000271	-9.314198	0	0.033798
	RDOWJONES	0.200708	0.038352	5.233283	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.263527	0.057815	4.558078	0	
0.4	C	-0.002284	0.000267	-8.546476	0	0.033389
	RDOWJONES	0.190545	0.038289	4.976556	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.27144	0.057719	4.702815	0	
0.41	C	-0.001991	0.000264	-7.536491	0	0.033139
	RDOWJONES	0.18959	0.03804	4.98397	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.269607	0.057556	4.684231	0	
0.42	C	-0.001709	0.000261	-6.561994	0	0.032923
	RDOWJONES	0.182117	0.037215	4.89366	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.274402	0.057124	4.803642	0	
0.43	C	-0.001488	0.000258	-5.757964	0	0.032657
	RDOWJONES	0.176372	0.036646	4.812916	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.278036	0.05704	4.874393	0	
0.44	C	-0.00124	0.000256	-4.840122	0	0.032416
	RDOWJONES	0.16746	0.035824	4.674545	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.28459	0.056745	5.01528	0	
0.45	C	-0.000903	0.000255	-3.536452	0.0004	0.032419
	RDOWJONES	0.169763	0.035164	4.827695	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.279077	0.056968	4.89883	0	
0.46	C	-0.000675	0.000255	-2.646669	0.0082	0.032435
	RDOWJONES	0.166452	0.034749	4.790177	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.287834	0.057561	5.000515	0	
0.47	C	-0.000499	0.000256	-1.953308	0.0509	0.032336
	RDOWJONES	0.162237	0.034349	4.723146	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.285601	0.057442	4.972009	0	
0.48	C	-0.000321	0.000257	-1.250472	0.2112	0.032208

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RDOWJONES	0.170575	0.034464	4.949373	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.272731	0.058047	4.698476	0	
0.49	C	-8.13E-05	0.000257	-0.315961	0.7521	0.031917
	RDOWJONES	0.166127	0.033843	4.908696	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.274898	0.058411	4.706277	0	
0.50	C	0.000197	0.000259	0.759216	0.4478	0.031751
	RDOWJONES	0.17797	0.034209	5.202396	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.266632	0.058978	4.52085	0	
0.51	C	0.000413	0.000261	1.583736	0.1134	0.031596
	RDOWJONES	0.178357	0.033957	5.252431	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.269869	0.059994	4.498279	0	
0.52	C	0.000763	0.000265	2.882257	0.004	0.031368
	RDOWJONES	0.199115	0.03503	5.684184	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.244967	0.058695	4.173594	0	
0.53	C	0.001007	0.000267	3.771503	0.0002	0.031487
	RDOWJONES	0.19471	0.034911	5.577339	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.257025	0.064773	3.968061	0.0001	
0.54	C	0.001202	0.000268	4.479588	0	0.031572
	RDOWJONES	0.193397	0.034848	5.549795	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.258591	0.065309	3.95951	0.0001	
0.55	C	0.001523	0.000272	5.602639	0	0.031605
	RDOWJONES	0.19294	0.035005	5.511853	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.24845	0.057006	4.35833	0	
0.56	C	0.001781	0.000274	6.488418	0	0.031643
	RDOWJONES	0.186995	0.034848	5.366015	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.245852	0.053663	4.581416	0	
0.57	C	0.002039	0.000279	7.31805	0	0.031706
	RDOWJONES	0.193875	0.035518	5.458415	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.230452	0.052816	4.363323	0	
0.58	C	0.002243	0.000282	7.965563	0	0.031633
	RDOWJONES	0.194917	0.035726	5.455945	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.223987	0.052909	4.233415	0	
0.59	C	0.002531	0.000287	8.821168	0	0.031459
	RDOWJONES	0.202128	0.036505	5.536932	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.218758	0.053621	4.07973	0	
0.6	C	0.00279	0.000291	9.59633	0	0.031246
	RDOWJONES	0.200512	0.036583	5.481092	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.22354	0.054188	4.125239	0	
0.61	C	0.003044	0.000295	10.32432	0	0.030809
	RDOWJONES	0.198642	0.036823	5.39457	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.22851	0.055385	4.12584	0	
0.62	C	0.003467	0.000303	11.42264	0	0.03036
	RDOWJONES	0.205486	0.038127	5.389464	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.226814	0.059989	3.780903	0.0002	
0.63	C	0.003844	0.000309	12.42028	0	0.030057
	RDOWJONES	0.207755	0.039357	5.278691	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.229145	0.067743	3.382583	0.0007	
0.64	C	0.004169	0.000315	13.22796	0	0.029874

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RDOWJONES	0.216933	0.040863	5.308782	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.223113	0.076179	2.928791	0.0034	
0.65	C	0.004472	0.000321	13.93453	0	0.029694
	RDOWJONES	0.231868	0.042892	5.405841	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.209306	0.077433	2.703052	0.0069	
0.66	C	0.004828	0.000327	14.774	0	0.029328
	RDOWJONES	0.230719	0.044588	5.174507	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.216676	0.078828	2.748719	0.006	
0.67	C	0.00517	0.000334	15.4959	0	0.028954
	RDOWJONES	0.246082	0.046121	5.335554	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.206988	0.079553	2.601876	0.0093	
0.68	C	0.005618	0.00034	16.52076	0	0.028648
	RDOWJONES	0.245404	0.047177	5.201767	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.196293	0.079	2.484719	0.013	
0.69	C	0.005949	0.000345	17.251	0	0.028482
	RDOWJONES	0.236501	0.048606	4.865653	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.202651	0.081511	2.486167	0.013	
0.7	C	0.006394	0.000351	18.20866	0	0.028408
	RDOWJONES	0.241712	0.049684	4.865014	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.217648	0.072913	2.985047	0.0029	
0.71	C	0.006747	0.000356	18.97345	0	0.028452
	RDOWJONES	0.251276	0.049902	5.035369	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.2104	0.072114	2.917595	0.0036	
0.72	C	0.007021	0.000358	19.6213	0	0.028419
	RDOWJONES	0.255805	0.049857	5.130757	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.194573	0.076763	2.534732	0.0113	
0.73	C	0.00744	0.000364	20.4245	0	0.02837
	RDOWJONES	0.265672	0.049578	5.358662	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.179945	0.084059	2.140696	0.0324	
0.76	C	0.008535	0.000385	22.15512	0	0.029032
	RDOWJONES	0.252499	0.052747	4.786997	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.19104	0.09467	2.017962	0.0437	
0.77	C	0.009146	0.000399	22.91161	0	0.029195
	RDOWJONES	0.244588	0.05332	4.587182	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.209841	0.092158	2.276973	0.0229	
0.78	C	0.00976	0.000414	23.56008	0	0.029256
	RDOWJONES	0.239033	0.054123	4.416435	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.206107	0.079969	2.577346	0.01	
0.79	C	0.010368	0.000435	23.85814	0	0.029565
	RDOWJONES	0.252216	0.053478	4.716275	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.170024	0.074687	2.27648	0.0229	
0.8	C	0.010917	0.000451	24.21895	0	0.029849
	RDOWJONES	0.247809	0.055724	4.447098	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.181276	0.075404	2.404049	0.0163	
0.81	C	0.01122	0.000457	24.53424	0	0.029446
	RDOWJONES	0.258565	0.054745	4.72309	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.174296	0.074742	2.331974	0.0198	
0.82	C	0.011967	0.000482	24.80866	0	0.029133

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RDOWJONES	0.26162	0.056368	4.641289	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.180574	0.079795	2.26296	0.0237	
0.83	C	0.012516	0.0005	25.03182	0	0.029333
	RDOWJONES	0.26014	0.056779	4.581623	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.188895	0.086357	2.187387	0.0288	
0.84	C	0.013078	0.00052	25.14032	0	0.028858
	RDOWJONES	0.255461	0.058508	4.366246	0	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.178435	0.086217	2.069605	0.0386	
0.86	C	0.014964	0.000647	23.13056	0	0.027166
	RDOWJONES	0.235923	0.074506	3.166483	0.0016	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.219391	0.109942	1.995516	0.0461	
0.87	C	0.0162	0.0007	23.15808	0	0.027377
	RDOWJONES	0.21268	0.088912	2.392014	0.0168	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.272208	0.11332	2.402121	0.0164	
0.88	C	0.016999	0.000674	25.22856	0	0.027505
	RDOWJONES	0.221317	0.099714	2.219509	0.0265	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.28268	0.116355	2.429451	0.0152	
0.89	C	0.018144	0.000625	29.03024	0	0.028036
	RDOWJONES	0.149879	0.070324	2.131252	0.0332	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.369386	0.085259	4.332529	0	
0.9	C	0.018978	0.000635	29.88413	0	0.029024
	RDOWJONES	0.157354	0.079201	1.986752	0.0471	
	DCRISIS*RDOWJONES	0.37232	0.091193	4.08276	0	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\mathrm{FTS}E100}+\gamma\left(t\right)r_{\mathrm{FTS}E100}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.12	C	-0.015823	0.000571	-27.73092	0	0.035254
	RFTSE100	0.276751	0.046674	5.929452	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.118176	0.059102	1.999547	0.046	
0.14	C	-0.014401	0.000583	-24.71257	0	0.036036
	RFTSE100	0.254372	0.058381	4.357057	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.132051	0.066775	1.977564	0.048	
0.15	C	-0.013577	0.000562	-24.16814	0	0.035851
	RFTSE100	0.249624	0.058763	4.247994	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.146875	0.068915	2.131232	0.033	
0.16	C	-0.012594	0.000523	-24.103	0	0.036585
	RFTSE100	0.243963	0.049898	4.889226	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.164548	0.064925	2.534414	0.011	
0.17	C	-0.011634	0.000478	-24.35004	0	0.037634
	RFTSE100	0.217786	0.036782	5.921041	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.202463	0.050367	4.019778	1E-04	
0.18	C	-0.011276	0.000474	-23.78851	0	0.038909
	RFTSE100	0.227612	0.03487	6.527531	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.197337	0.048743	4.048564	1E-04	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.19	C	-0.010692	0.000463	-23.10962	0	0.039671
	RFTSE100	0.235616	0.032349	7.283567	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.199282	0.046885	4.250446	0	
0.2	C	-0.010285	0.000456	-22.56292	0	0.039574
	RFTSE100	0.239282	0.031481	7.600851	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.197465	0.046732	4.225486	0	
0.21	C	-0.009691	0.000441	-21.9927	0	0.039196
	RFTSE100	0.258944	0.031048	8.340231	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.185064	0.047261	3.915802	1E-04	
0.22	C	-0.009301	0.000434	-21.4112	0	0.038796
	RFTSE100	0.248734	0.03028	8.214539	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.200043	0.047176	4.240342	0	
0.23	C	-0.008762	0.000426	-20.57313	0	0.038194
	RFTSE100	0.243796	0.030358	8.030772	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.21157	0.048143	4.394645	0	
0.24	C	-0.007971	0.000415	-19.18593	0	0.037443
	RFTSE100	0.245008	0.03071	7.978163	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.218704	0.050902	4.296536	0	
0.25	C	-0.007499	0.000413	-18.14736	0	0.036764
	RFTSE100	0.247051	0.031945	7.733692	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.223761	0.052327	4.276223	0	
0.26	C	-0.00709	0.000414	-17.1352	0	0.036126
	RFTSE100	0.238337	0.033966	7.016991	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.237482	0.054377	4.367302	0	
0.27	C	-0.00669	0.000408	-16.41695	0	0.035268
	RFTSE100	0.239917	0.035412	6.775068	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.223134	0.060778	3.671276	2E-04	
0.28	C	-0.006194	0.000396	-15.65298	0	0.034068
	RFTSE100	0.231343	0.037525	6.165071	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.228117	0.067499	3.379539	7E-04	
0.29	C	-0.005837	0.000385	-15.15421	0	0.033161
	RFTSE100	0.218632	0.03946	5.540561	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.262048	0.063514	4.125821	0	
0.3	C	-0.005414	0.000364	-14.88392	0	0.032173
	RFTSE100	0.205613	0.038578	5.329733	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.286876	0.063843	4.493467	0	
0.31	C	-0.004971	0.000344	-14.46599	0	0.031072
	RFTSE100	0.212615	0.03901	5.450214	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.264124	0.072067	3.664971	3E-04	
0.32	C	-0.004506	0.000324	-13.91333	0	0.030383
	RFTSE100	0.19942	0.038502	5.179503	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.286709	0.07021	4.083612	0	
0.33	C	-0.004098	0.000309	-13.25338	0	0.029994
	RFTSE100	0.182231	0.037997	4.795972	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.288233	0.094156	3.061227	0.002	
0.34	C	-0.003742	0.000299	-12.52831	0	0.029747
	RFTSE100	0.177248	0.038414	4.61418	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.296626	0.097173	3.05256	0.002	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.35	C	-0.0035	0.000292	-11.97746	0	0.029691
	RFTSE100	0.180389	0.038933	4.633312	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.301906	0.089545	3.37157	8E-04	
0.36	C	-0.003206	0.000285	-11.26471	0	0.029506
	RFTSE100	0.170144	0.039385	4.320038	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.296957	0.107891	2.752392	0.006	
0.37	C	-0.002948	0.000279	-10.58101	0	0.029397
	RFTSE100	0.160422	0.039342	4.077584	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.310425	0.108502	2.861007	0.004	
0.38	C	-0.002758	0.000275	-10.02351	0	0.029195
	RFTSE100	0.160582	0.039388	4.076946	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.332424	0.087931	3.780503	2E-04	
0.39	C	-0.0024	0.000271	-8.853327	0	0.029021
	RFTSE100	0.174779	0.040316	4.335178	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.308173	0.106725	2.88753	0.004	
0.4	C	-0.002157	0.000269	-8.027291	0	0.028873
	RFTSE100	0.187999	0.040833	4.604084	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.303192	0.099463	3.048285	0.002	
0.41	C	-0.001943	0.000267	-7.272317	0	0.028831
	RFTSE100	0.187152	0.041183	4.544363	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.310127	0.096522	3.213028	0.001	
0.42	C	-0.001688	0.000264	-6.387575	0	0.028683
	RFTSE100	0.1795	0.040536	4.428157	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.312938	0.106776	2.930786	0.003	
0.43	C	-0.001482	0.000263	-5.637171	0	0.028463
	RFTSE100	0.180272	0.040506	4.450457	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.302249	0.101586	2.975304	0.003	
0.44	C	-0.001191	0.000261	-4.56361	0	0.028271
	RFTSE100	0.184426	0.040748	4.526045	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.298581	0.099571	2.998675	0.003	
0.45	C	-0.000945	0.00026	-3.638206	3E-04	0.028247
	RFTSE100	0.183009	0.040458	4.523414	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.295328	0.096225	3.069153	0.002	
0.46	C	-0.000729	0.000259	-2.817216	0.005	0.028235
	RFTSE100	0.177231	0.03939	4.499375	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.297002	0.090794	3.271157	0.001	
0.46	C	-0.000729	0.000259	-2.817216	0.005	0.028235
	RFTSE100	0.177231	0.03939	4.499375	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.297002	0.090794	3.271157	0.001	
0.47	C	-0.000459	0.000258	-1.77762	0.0756	0.028195
	RFTSE100	0.1702	0.03835	4.4381	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.298901	0.081928	3.64833	0.0003	
0.48	C	-0.000241	0.000258	-0.934741	0.35	0.028174
	RFTSE100	0.164188	0.037641	4.361922	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.300782	0.077642	3.873978	0.0001	
0.49	C	-5.49E-05	0.000259	-0.212244	0.8319	0.028004
	RFTSE100	0.161921	0.037567	4.310162	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.299513	0.075481	3.968078	0.0001	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.50	C	0.000171	0.00026	0.660375	0.5091	0.027849
	RFTSE100	0.166572	0.038293	4.349968	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.298992	0.076994	3.883303	0.0001	
0.51	C	0.000395	0.000261	1.515665	0.1297	0.027617
	RFTSE100	0.158091	0.037648	4.199218	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.2948	0.072814	4.048692	0.0001	
0.52	C	0.000555	0.000262	2.117558	0.034	0.027246
	RFTSE100	0.165023	0.038323	4.306147	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.292134	0.073893	3.953455	1E-04	
0.53	C	0.000917	0.000265	3.456854	6E-04	0.027065
	RFTSE100	0.169364	0.038675	4.37911	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.288956	0.074521	3.877537	1E-04	
0.54	C	0.001234	0.000268	4.601317	0	0.027064
	RFTSE100	0.177091	0.03874	4.571262	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.286534	0.074495	3.846335	1E-04	
0.55	C	0.001633	0.000273	5.986504	0	0.027319
	RFTSE100	0.173887	0.038286	4.541814	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.297232	0.074554	3.986789	1E-04	
0.56	C	0.001916	0.000277	6.927152	0	0.027526
	RFTSE100	0.181225	0.038404	4.718876	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.295201	0.073993	3.989557	1E-04	
0.57	C	0.002176	0.000281	7.752901	0	0.027798
	RFTSE100	0.186042	0.038651	4.813391	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.29527	0.069914	4.223307	0	
0.58	C	0.00239	0.000284	8.406647	0	0.027993
	RFTSE100	0.199271	0.03873	5.145097	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.286049	0.06777	4.220895	0	
0.59	C	0.002676	0.000288	9.291173	0	0.028105
	RFTSE100	0.191907	0.038444	4.991845	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.289252	0.067429	4.289721	0	
0.6	C	0.002954	0.000292	10.11994	0	0.028143
	RFTSE100	0.197425	0.037894	5.209934	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.272888	0.071445	3.819556	1E-04	
0.61	C	0.003241	0.000296	10.94682	0	0.028094
	RFTSE100	0.202241	0.037499	5.393194	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.271938	0.068351	3.978544	1E-04	
0.62	C	0.003544	0.000301	11.77058	0	0.027894
	RFTSE100	0.198481	0.037469	5.297175	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.279778	0.065347	4.281417	0	
0.63	C	0.003793	0.000305	12.42374	0	0.027672
	RFTSE100	0.196307	0.037512	5.233145	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.260303	0.091594	2.841931	0.005	
0.64	C	0.004108	0.00031	13.26312	0	0.027468
	RFTSE100	0.208259	0.036958	5.63505	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.248745	0.091138	2.729314	0.006	
0.65	C	0.004509	0.000313	14.41621	0	0.02729
	RFTSE100	0.211906	0.036999	5.727274	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.263667	0.067348	3.914986	1E-04	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.66	C	0.004803	0.000315	15.23909	0	0.026938
	RFTSE100	0.208015	0.037483	5.549623	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.265595	0.068749	3.863271	1E-04	
0.67	C	0.005168	0.000321	16.09825	0	0.02652
	RFTSE100	0.210533	0.03827	5.501187	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.247916	0.088893	2.788931	0.005	
0.69	C	0.005854	0.000334	17.52631	0	0.025761
	RFTSE100	0.210569	0.040477	5.202227	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.234362	0.109893	2.132646	0.033	
0.7	C	0.006308	0.000346	18.25103	0	0.025396
	RFTSE100	0.204862	0.043374	4.723199	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.261186	0.076914	3.395827	7E-04	
0.71	C	0.006612	0.000352	18.77665	0	0.025252
	RFTSE100	0.21403	0.043836	4.882539	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.25438	0.074957	3.393689	7E-04	
0.72	C	0.007015	0.000359	19.55044	0	0.024992
	RFTSE100	0.223056	0.044985	4.958448	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.210971	0.089697	2.352029	0.019	
0.73	C	0.007512	0.000375	20.02605	0	0.024749
	RFTSE100	0.213283	0.048986	4.35397	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.233283	0.077407	3.01372	0.003	
0.74	C	0.007861	0.000383	20.51122	0	0.025057
	RFTSE100	0.221858	0.049872	4.448539	0	
	DCRISIS*RFTSE100	0.2318	0.071407	3.246184	0.001	
0.75	C	0.008266	0.000394	20.98328	0	0.025391
	RFTSE100	0.212516	0.053099	4.002253	1E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.236357	0.071802	3.291769	0.001	
0.76	C	0.008634	0.000403	21.42734	0	0.025583
	RFTSE100	0.202691	0.054031	3.751402	2E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.23831	0.072446	3.289497	0.001	
0.77	C	0.009139	0.000418	21.8778	0	0.025728
	RFTSE100	0.211912	0.055897	3.791087	2E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.223876	0.072732	3.078094	0.002	
0.78	C	0.00971	0.000436	22.25997	0	0.02569
	RFTSE100	0.204092	0.055745	3.661178	3E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.227735	0.071215	3.197869	0.001	
0.79	C	0.010457	0.000458	22.84783	0	0.025724
	RFTSE100	0.185844	0.05368	3.462086	5E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.263172	0.068012	3.869507	1E-04	
0.8	C	0.010932	0.00047	23.26708	0	0.02593
	RFTSE100	0.191402	0.05283	3.622942	3E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.253763	0.067843	3.74047	2E-04	
0.81	C	0.011632	0.000495	23.50584	0	0.025921
	RFTSE100	0.198574	0.052842	3.75788	2E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.237759	0.06653	3.573709	4E-04	
0.82	C	0.012261	0.000513	23.91357	0	0.02616
	RFTSE100	0.181873	0.054726	3.323352	9E-04	
	DCRISIS*RFTSE100	0.246069	0.067826	3.627975	3E-04	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.83	C	0.012879	0.000513	25.08455	0	0.02688
	RFTSE100	0.178692	0.05476	3.263206	0.001	
	DCRISIS*RFTSE100	0.241932	0.066696	3.627391	3E-04	
0.84	C	0.01339	0.000521	25.71967	0	0.027169
	RFTSE100	0.174232	0.05583	3.120742	0.002	
	DCRISIS*RFTSE100	0.239955	0.066469	3.610021	3E-04	
0.85	C	0.014176	0.00054	26.27099	0	0.026856
	RFTSE100	0.187865	0.058751	3.197666	0.001	
	DCRISIS*RFTSE100	0.216421	0.067414	3.210311	0.001	
0.86	C	0.015136	0.000562	26.92951	0	0.026542
	RFTSE100	0.172234	0.058262	2.956212	0.003	
	DCRISIS*RFTSE100	0.222538	0.063494	3.504868	5E-04	
0.87	C	0.015838	0.000579	27.35599	0	0.026276
	RFTSE100	0.175426	0.061269	2.863208	0.004	
	DCRISIS*RFTSE100	0.2123	0.065676	3.232533	0.001	
0.88	C	0.016889	0.000617	27.37585	0	0.025528
	RFTSE100	0.174715	0.065332	2.674278	0.008	
	DCRISIS*RFTSE100	0.221349	0.072402	3.057235	0.002	
0.89	C	0.017847	0.000648	27.52982	0	0.025225
	RFTSE100	0.166361	0.071484	2.327235	0.02	
	DCRISIS*RFTSE100	0.257918	0.085456	3.018147	0.003	
0.9	C	0.018867	0.000693	27.24184	0	0.025315
	RFTSE100	0.170237	0.085148	1.999312	0.046	
	DCRISIS*RFTSE100	0.246188	0.094638	2.601359	0.009	
0.91	C	0.019984	0.000718	27.81936	0	0.025733
	RFTSE100	0.166416	0.083679	1.988749	0.047	
	DCRISIS*RFTSE100	0.262068	0.092973	2.818748	0.005	
0.93	C	0.023294	0.000861	27.05841	0	0.024995
	RFTSE100	0.211919	0.079449	2.66735	0.008	
	DCRISIS*RFTSE100	0.227971	0.093544	2.437052	0.015	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{HANGSENG}+\gamma\left(t\right)r_{HANGSENG}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.98	C	0.03692	0.001077	34.28542	0	0.015955
	RHANGSENG	-0.148011	0.07302	-2.027006	0.0428	
	DCRISIS*RHANGSENG	0.248457	0.080812	3.074491	0.0021	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}(t|X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{SSE} + \gamma(t) r_{SSE} D_{crisis} + u(t)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.01	C	-0.043077	0.001015	-42.44308	0	0.015626
	RSSE	-0.105104	0.049134	-2.139135	0.0325	
	DCRISIS*RSSE	0.187093	0.051194	3.654604	0.0003	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}(t|X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{\mathrm{JCI}} + \gamma(t) r_{\mathrm{JCI}} D_{crisis} + u(t)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.10	C	-0.018815	0.000752	-25.01328	0	0.015928
	RJCI	0.134204	0.060784	2.207901	0.0273	
	DCRISIS*RJCI	0.143024	0.07251	1.972457	0.0487	
0.11	C	-0.017604	0.000705	-24.97525	0	0.014457
	RJCI	0.133755	0.05815	2.30018	0.0215	
	DCRISIS*RJCI	0.16807	0.074975	2.24169	0.0251	
0.12	C	-0.016299	0.00063	-25.88224	0	0.013984
	RJCI	0.154939	0.046197	3.353872	0.0008	
	DCRISIS*RJCI	0.136381	0.054298	2.51169	0.0121	
0.13	C	-0.01551	0.000597	-25.98225	0	0.014789
	RJCI	0.140112	0.050502	2.774398	0.0056	
	DCRISIS*RJCI	0.150571	0.058107	2.591261	0.0096	
0.14	C	-0.014517	0.000552	-26.27578	0	0.015143
	RJCI	0.121463	0.049985	2.430014	0.0152	
	DCRISIS*RJCI	0.176495	0.059506	2.96599	0.003	
0.15	C	-0.014017	0.000538	-26.07711	0	0.015436
	RJCI	0.114955	0.047679	2.411031	0.016	
	DCRISIS*RJCI	0.194488	0.059078	3.292067	0.001	
0.16	C	-0.013219	0.000518	-25.49586	0	0.015576
	RJCI	0.116891	0.045318	2.579339	0.01	
	DCRISIS*RJCI	0.193356	0.058711	3.29338	0.001	
0.17	C	-0.012527	0.00051	-24.58076	0	0.015968
	RJCI	0.111645	0.039029	2.86056	0.0043	
	DCRISIS*RJCI	0.205148	0.053379	3.843278	0.0001	
0.18	C	-0.011975	0.000511	-23.42303	0	0.016026
	RJCI	0.118178	0.040416	2.92401	0.0035	
	DCRISIS*RJCI	0.203834	0.05483	3.717592	0.0002	
0.19	C	-0.01133	0.000514	-22.04126	0	0.016004
	RJCI	0.113636	0.033243	3.418295	0.0006	
	DCRISIS*RJCI	0.214483	0.050889	4.2147	0	
0.2	C	-0.010651	0.000525	-20.2728	0	0.015393
	RJCI	0.116618	0.032971	3.53698	0.0004	
	DCRISIS*RJCI	0.21306	0.052466	4.06089	0.0001	
0.21	C	-0.00996	0.000526	-18.92688	0	0.015015

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	RJCI	0.110479	0.029811	3.705939	0.0002	
	DCRISIS*RJCI	0.204855	0.065413	3.1317	0.0018	
0.22	C	-0.009317	0.000522	-17.8385	0	0.015015
	RJCI	0.117396	0.029505	3.978853	0.0001	
	DCRISIS*RJCI	0.211469	0.061777	3.423112	0.0006	
0.23	C	-0.008633	0.000501	-17.22077	0	0.015024
	RJCI	0.118624	0.027341	4.338624	0	
	DCRISIS*RJCI	0.206298	0.081027	2.546045	0.011	
0.24	C	-0.008043	0.000468	-17.19469	0	0.014994
	RJCI	0.127496	0.025712	4.958661	0	
	DCRISIS*RJCI	0.220105	0.054858	4.01229	0.0001	
0.25	C	-0.007384	0.00043	-17.18186	0	0.014936
	RJCI	0.137399	0.024193	5.67922	0	
	DCRISIS*RJCI	0.209788	0.058943	3.559193	0.0004	
0.26	C	-0.006828	0.0004	-17.08791	0	0.015142
	RJCI	0.135502	0.022619	5.990634	0	
	DCRISIS*RJCI	0.221703	0.055945	3.96286	0.0001	
0.27	C	-0.006324	0.000375	-16.85832	0	0.015248
	RJCI	0.127867	0.022357	5.719237	0	
	DCRISIS*RJCI	0.214779	0.092662	2.317873	0.0205	
0.28	C	-0.005947	0.00036	-16.50721	0	0.015065
	RJCI	0.121312	0.023336	5.198528	0	
	DCRISIS*RJCI	0.213049	0.120831	1.763195	0.078	
0.41	C	-0.002016	0.000269	-7.491778	0	0.011415
	RJCI	0.085062	0.023124	3.678572	0.0002	
	DCRISIS*RJCI	0.215696	0.102223	2.110061	0.035	
0.42	C	-0.001791	0.000268	-6.684382	0	0.011219
	RJCI	0.085748	0.023137	3.706111	0.0002	
	DCRISIS*RJCI	0.222174	0.099703	2.228354	0.0259	
0.43	C	-0.001503	0.000267	-5.621932	0	0.011032
	RJCI	0.081686	0.023354	3.497802	0.0005	
	DCRISIS*RJCI	0.23538	0.100111	2.351197	0.0188	
0.44	C	-0.001307	0.000268	-4.878569	0	0.010831
	RJCI	0.080917	0.023528	3.439178	0.0006	
	DCRISIS*RJCI	0.24237	0.102726	2.359397	0.0184	
0.45	C	-0.001046	0.000269	-3.894492	0.0001	0.010763
	RJCI	0.073816	0.024064	3.067528	0.0022	
	DCRISIS*RJCI	0.25779	0.103825	2.482932	0.0131	
0.46	C	-0.000783	0.000269	-2.906323	0.0037	0.010672
	RJCI	0.068026	0.024586	2.766863	0.0057	
	DCRISIS*RJCI	0.262532	0.099392	2.641363	0.0083	
0.47	C	-0.000539	0.00027	-1.991225	0.0466	0.010591
	RJCI	0.071992	0.024652	2.920287	0.0035	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RJCI	0.254645	0.094382	2.698019	0.007	
0.48	C	-0.000245	0.000272	-0.901061	0.3676	0.010414
	RJCI	0.060892	0.025149	2.42124	0.0155	
	DCRISIS*RJCI	0.261033	0.088067	2.964036	0.0031	
0.49	C	3.84E-05	0.000274	0.140361	0.8884	0.010354
	RJCI	0.061673	0.02538	2.42994	0.0152	
	DCRISIS*RJCI	0.255715	0.083967	3.045404	0.0023	
0.50	C	0.000292	0.000275	1.061783	0.2884	0.010437
	RJCI	0.056216	0.025722	2.185562	0.0289	
	DCRISIS*RJCI	0.257099	0.081428	3.157383	0.0016	
0.51	C	0.00053	0.000277	1.91598	0.0555	0.010471
	RJCI	0.056337	0.025814	2.1824	0.0292	
	DCRISIS*RJCI	0.258086	0.0801	3.222044	0.0013	
0.52	C	0.000714	0.000277	2.571779	0.0102	0.01053
	RJCI	0.06008	0.025762	2.332093	0.0198	
	DCRISIS*RJCI	0.257159	0.078785	3.264053	0.0011	
0.53	C	0.000975	0.000279	3.501497	0.0005	0.010605
	RJCI	0.059549	0.025714	2.315794	0.0207	
	DCRISIS*RJCI	0.261712	0.075771	3.454002	0.0006	
0.54	C	0.001207	0.00028	4.3078	0	0.010641
	RJCI	0.06281	0.025519	2.461267	0.0139	
	DCRISIS*RJCI	0.257398	0.074007	3.478024	0.0005	
0.55	C	0.001434	0.000282	5.090923	0	0.010709
	RJCI	0.065622	0.025462	2.577228	0.01	
	DCRISIS*RJCI	0.260441	0.071809	3.626856	0.0003	
0.56	C	0.001657	0.000284	5.842405	0	0.010559
	RJCI	0.063456	0.025648	2.474119	0.0134	
	DCRISIS*RJCI	0.26827	0.070801	3.789051	0.0002	
0.57	C	0.002026	0.000288	7.030466	0	0.010404
	RJCI	0.054299	0.026192	2.073086	0.0383	
	DCRISIS*RJCI	0.283109	0.070982	3.988442	0.0001	
0.58	C	0.002393	0.000293	8.155438	0	0.01048
	RJCI	0.059246	0.026347	2.248661	0.0246	
	DCRISIS*RJCI	0.283795	0.072842	3.896052	0.0001	
0.59	C	0.002752	0.000299	9.210345	0	0.010587
	RJCI	0.053936	0.026759	2.015621	0.0439	
	DCRISIS*RJCI	0.294625	0.072895	4.041779	0.0001	
0.63	C	0.004119	0.000321	12.81541	0	0.011003
	RJCI	0.059669	0.02967	2.011122	0.0444	
	DCRISIS*RJCI	0.27561	0.07557	3.647097	0.0003	
0.76	C	0.008946	0.000402	22.23748	0	0.012518
	RJCI	0.095118	0.044773	2.124436	0.0337	
	DCRISIS*RJCI	0.228677	0.096316	2.374253	0.0177	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.77	C	0.009394	0.000408	23.0252	0	0.013153
	RJCI	0.101939	0.046699	2.182914	0.0291	
	DCRISIS*RJCI	0.22809	0.085481	2.668324	0.0077	
0.78	C	0.009966	0.000421	23.69584	0	0.013535
	RJCI	0.105104	0.04922	2.135375	0.0328	
	DCRISIS*RJCI	0.237281	0.076288	3.110311	0.0019	
0.79	C	0.010411	0.000431	24.12781	0	0.013781
	RJCI	0.109378	0.050569	2.162941	0.0306	
	DCRISIS*RJCI	0.238988	0.07571	3.15661	0.0016	
0.82	C	0.012265	0.000499	24.5924	0	0.014168
	RJCI	0.107131	0.048243	2.220642	0.0265	
	DCRISIS*RJCI	0.216051	0.076513	2.823718	0.0048	
0.83	C	0.012949	0.000528	24.52379	0	0.014801
	RJCI	0.108458	0.046047	2.35536	0.0186	
	DCRISIS*RJCI	0.204865	0.074326	2.756295	0.0059	
0.84	C	0.013538	0.000545	24.84957	0	0.015207
	RJCI	0.103018	0.043944	2.34432	0.0191	
	DCRISIS*RJCI	0.202871	0.070493	2.877874	0.004	
0.85	C	0.014536	0.000576	25.2256	0	0.015276
	RJCI	0.103434	0.040498	2.554067	0.0107	
	DCRISIS*RJCI	0.203726	0.067903	3.000227	0.0027	
0.86	C	0.015255	0.000599	25.44819	0	0.015176
	RJCI	0.09193	0.038891	2.363763	0.0182	
	DCRISIS*RJCI	0.193708	0.066202	2.926028	0.0035	
0.87	C	0.017194	0.000615	27.9675	0	0.015285
	RJCI	0.094911	0.047447	2.000357	0.0456	
	DCRISIS*RJCI	0.161798	0.054252	2.982327	0.0029	
0.88	C	0.017194	0.000615	27.96872	0	0.015319
	RJCI	0.094911	0.04743	2.001062	0.0455	
	DCRISIS*RJCI	0.161798	0.054243	2.98282	0.0029	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Bảng 3.20. Kết quả hồi quy phân vị phương trình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\mathrm{NASDAQ}}+\gamma\left(t\right)r_{\mathrm{NASDAQ}}D_{crisis}$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.16	C	-0.012654	0.000483	-26.18953	0	0.04535
	RNASDAQ	0.256901	0.033263	7.723234	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.108358	0.046298	2.340466	0.019	
0.17	C	-0.012227	0.000489	-24.98491	0	0.045728
	RNASDAQ	0.250858	0.03393	7.393495	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.118858	0.046057	2.580657	0.01	
0.18	C	-0.011752	0.000489	-24.01445	0	0.045527
	RNASDAQ	0.249207	0.034387	7.24721	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.110869	0.045109	2.457812	0.014	
0.19	C	-0.011214	0.000486	-23.06326	0	0.045031
	RNASDAQ	0.241656	0.034871	6.930023	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.11	0.046697	2.355598	0.019	
0.2	C	-0.010562	0.000487	-21.68926	0	0.04398
	RNASDAQ	0.236491	0.036003	6.568592	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.126561	0.047174	2.682842	0.007	
0.21	C	-0.009547	0.000473	-20.19178	0	0.043644
	RNASDAQ	0.208622	0.031204	6.685805	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.159866	0.043329	3.68955	2E-04	
0.22	C	-0.008925	0.000463	-19.26446	0	0.04373
	RNASDAQ	0.224354	0.033935	6.611196	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.151069	0.043064	3.508027	5E-04	
0.23	C	-0.008563	0.000455	-18.80446	0	0.043625
	RNASDAQ	0.21761	0.030887	7.045447	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.159334	0.040881	3.897531	1E-04	
0.24	C	-0.008023	0.00043	-18.65358	0	0.042974
	RNASDAQ	0.20514	0.027147	7.556587	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.178323	0.037711	4.728623	0	
0.25	C	-0.007516	0.000408	-18.43404	0	0.04224
	RNASDAQ	0.205288	0.026637	7.706926	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.176222	0.039329	4.480749	0	
0.26	C	-0.007049	0.000386	-18.28394	0	0.041519
	RNASDAQ	0.21182	0.026843	7.890995	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.168299	0.040713	4.1338	0	
0.27	C	-0.006654	0.00037	-17.98959	0	0.040709
	RNASDAQ	0.217344	0.027043	8.036902	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.156507	0.042071	3.720035	2E-04	
0.28	C	-0.006168	0.000354	-17.4358	0	0.039651
	RNASDAQ	0.220398	0.026868	8.202948	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.145742	0.044503	3.274874	0.001	
0.29	C	-0.00577	0.000343	-16.82155	0	0.038885
	RNASDAQ	0.218409	0.02696	8.101143	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.141412	0.046528	3.039301	0.002	
0.3	C	-0.005334	0.000332	-16.08634	0	0.037927
	RNASDAQ	0.211391	0.027282	7.748405	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.152248	0.048102	3.165082	0.002	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.31	C	-0.004958	0.000323	-15.37462	0	0.036984
	RNASDAQ	0.20439	0.028249	7.235368	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.164478	0.050584	3.251615	0.001	
0.32	C	-0.004711	0.000319	-14.77722	0	0.036103
	RNASDAQ	0.198741	0.029646	6.703792	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.17457	0.054263	3.217139	0.001	
0.33	C	-0.004403	0.000314	-14.00548	0	0.0353
	RNASDAQ	0.186672	0.032085	5.818117	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.189416	0.058894	3.216226	0.001	
0.34	C	-0.004116	0.000308	-13.3471	0	0.034464
	RNASDAQ	0.188487	0.032862	5.735693	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.182162	0.056207	3.240918	0.001	
0.35	C	-0.003808	0.000304	-12.53583	0	0.03377
	RNASDAQ	0.183476	0.034348	5.341632	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.183524	0.056364	3.256056	0.001	
0.36	C	-0.00349	0.000299	-11.65973	0	0.033149
	RNASDAQ	0.175077	0.034931	5.012091	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.203148	0.069819	2.909654	0.004	
0.37	C	-0.003239	0.000295	-10.99579	0	0.032528
	RNASDAQ	0.176481	0.034532	5.110672	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.205148	0.072399	2.833566	0.005	
0.38	C	-0.002848	0.000286	-9.950963	0	0.032077
	RNASDAQ	0.173326	0.033617	5.155936	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.224174	0.078219	2.865971	0.004	
0.39	C	-0.002642	0.000282	-9.358167	0	0.031623
	RNASDAQ	0.169205	0.033303	5.080712	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.200757	0.06316	3.178518	0.002	
0.4	C	-0.002383	0.000279	-8.544346	0	0.031079
	RNASDAQ	0.165222	0.032998	5.007101	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.219448	0.07252	3.026054	0.003	
0.41	C	-0.002114	0.000275	-7.692779	0	0.030683
	RNASDAQ	0.155512	0.032788	4.742964	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.232051	0.072824	3.186472	0.002	
0.42	C	-0.001849	0.000272	-6.798381	0	0.030252
	RNASDAQ	0.164938	0.03245	5.082876	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.218784	0.069325	3.155937	0.002	
0.43	C	-0.001514	0.000266	-5.683403	0	0.029941
	RNASDAQ	0.154968	0.03162	4.900879	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.235141	0.072043	3.263921	0.001	
0.44	C	-0.001212	0.000263	-4.605502	0	0.029753
	RNASDAQ	0.149349	0.030659	4.871357	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.226794	0.061583	3.682716	2E-04	
0.45	C	-0.00092	0.000261	-3.522402	4E-04	0.029752
	RNASDAQ	0.141728	0.029503	4.803922	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.240034	0.062838	3.819902	1E-04	
0.46	C	-0.000704	0.000261	-2.693649	0.007	0.029827
	RNASDAQ	0.14623	0.029493	4.95812	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.239684	0.061246	3.913475	1E-04	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.47	C	-0.000528	0.000261	-2.026273	0.043	0.029794
	RNASDAQ	0.142529	0.029019	4.911623	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.246762	0.056543	4.364134	0	
0.48	C	-0.000311	0.00026	-1.192664	0.2331	0.029444
	RNASDAQ	0.141489	0.028697	4.930519	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.251981	0.052909	4.762513	0	
0.49	C	-3.16E-05	0.000261	-0.12095	0.9037	0.029194
	RNASDAQ	0.146223	0.028698	5.095139	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.24458	0.051903	4.712227	0	
0.50	C	0.000193	0.000262	0.733786	0.4631	0.029124
	RNASDAQ	0.151546	0.028948	5.235028	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.240213	0.050766	4.731762	0	
0.51	C	0.000447	0.000264	1.694983	0.0902	0.02904
	RNASDAQ	0.157378	0.029152	5.39854	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.239935	0.049333	4.863617	0	
0.52	C	0.000702	0.000265	2.651554	0.008	0.02913
	RNASDAQ	0.151137	0.028502	5.30264	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.251745	0.048586	5.181409	0	
0.53	C	0.00095	0.000267	3.564396	4E-04	0.029177
	RNASDAQ	0.146203	0.028184	5.18754	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.257408	0.047978	5.365093	0	
0.54	C	0.001168	0.000269	4.346675	0	0.029212
	RNASDAQ	0.1516	0.028412	5.335839	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.245704	0.047028	5.224576	0	
0.55	C	0.001489	0.000272	5.482098	0	0.029345
	RNASDAQ	0.146689	0.028315	5.180657	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.242302	0.046914	5.164845	0	
0.56	C	0.001764	0.000276	6.392403	0	0.02939
	RNASDAQ	0.155222	0.028844	5.3814	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.226102	0.048825	4.630889	0	
0.57	C	0.001967	0.000278	7.077455	0	0.029381
	RNASDAQ	0.152603	0.028778	5.302821	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.231022	0.047907	4.822286	0	
0.58	C	0.00216	0.00028	7.711914	0	0.029251
	RNASDAQ	0.151294	0.028806	5.252237	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.234511	0.047385	4.949096	0	
0.59	C	0.00239	0.000283	8.447549	0	0.02895
	RNASDAQ	0.15394	0.029008	5.306833	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.234465	0.047177	4.969954	0	
0.6	C	0.002632	0.000286	9.198143	0	0.028524
	RNASDAQ	0.151503	0.029268	5.176446	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.239475	0.047318	5.060982	0	
0.61	C	0.003072	0.000294	10.43352	0	0.028026
	RNASDAQ	0.154829	0.030209	5.125193	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.232211	0.049686	4.673525	0	
0.62	C	0.003467	0.000302	11.47537	0	0.027586
	RNASDAQ	0.158347	0.031034	5.10238	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.225148	0.052581	4.281921	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.63	C	0.003728	0.000305	12.21115	0	0.027307
	RNASDAQ	0.165954	0.03143	5.28005	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.215204	0.054403	3.955766	1E-04	
0.64	C	0.004051	0.00031	13.0839	0	0.027009
	RNASDAQ	0.168849	0.032374	5.215596	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.209419	0.056695	3.693772	2E-04	
0.65	C	0.00445	0.000317	14.05255	0	0.026726
	RNASDAQ	0.179361	0.033522	5.350498	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.195329	0.060928	3.205904	0.001	
0.66	C	0.004823	0.000322	14.97372	0	0.026413
	RNASDAQ	0.19001	0.033359	5.695854	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.191222	0.061985	3.084958	0.002	
0.67	C	0.005229	0.00033	15.83569	0	0.026191
	RNASDAQ	0.190525	0.033935	5.614436	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.204977	0.073984	2.770561	0.006	
0.68	C	0.005522	0.000336	16.4178	0	0.025947
	RNASDAQ	0.194815	0.034096	5.713698	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.196191	0.077921	2.517822	0.012	
0.69	C	0.005907	0.000346	17.05048	0	0.025666
	RNASDAQ	0.182043	0.036728	4.956478	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.195088	0.075737	2.575855	0.01	
0.7	C	0.006345	0.000355	17.89763	0	0.025443
	RNASDAQ	0.177457	0.039389	4.505259	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.18025	0.068811	2.619482	0.009	
0.71	C	0.006641	0.000359	18.51241	0	0.025304
	RNASDAQ	0.177523	0.040511	4.382063	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.183699	0.070498	2.605755	0.009	
0.72	C	0.006919	0.000361	19.17862	0	0.025099
	RNASDAQ	0.181293	0.040603	4.464995	0	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.171269	0.061008	2.807303	0.005	
0.73	C	0.007309	0.000371	19.71177	0	0.024813
	RNASDAQ	0.173324	0.043348	3.998388	1E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.182245	0.062366	2.922195	0.004	
0.74	C	0.007599	0.000375	20.25356	0	0.024773
	RNASDAQ	0.172444	0.044323	3.890644	1E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.174028	0.058187	2.990836	0.003	
0.75	C	0.008126	0.000385	21.09793	0	0.024545
	RNASDAQ	0.173048	0.045372	3.813966	1E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.168696	0.05653	2.984191	0.003	
0.76	C	0.008562	0.000393	21.8131	0	0.024559
	RNASDAQ	0.169121	0.045587	3.709815	2E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.172337	0.055951	3.080144	0.002	
0.77	C	0.009252	0.000414	22.32417	0	0.024744
	RNASDAQ	0.171629	0.046626	3.681006	2E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.188337	0.067	2.81102	0.005	
0.78	C	0.009864	0.000437	22.59615	0	0.025177
	RNASDAQ	0.162564	0.048089	3.380478	7E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.219299	0.0884	2.480767	0.013	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.79	C	0.010422	0.000457	22.82116	0	0.025418
	RNASDAQ	0.175094	0.049573	3.532032	4E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.192729	0.07149	2.69589	0.007	
0.8	C	0.011052	0.00047	23.50237	0	0.02582
	RNASDAQ	0.185912	0.050908	3.651939	3E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.184326	0.069685	2.645145	0.008	
0.81	C	0.011441	0.000469	24.37416	0	0.025751
	RNASDAQ	0.183932	0.050557	3.638138	3E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.195456	0.066681	2.93123	0.003	
0.82	C	0.011899	0.000475	25.04127	0	0.025569
	RNASDAQ	0.181118	0.050934	3.555896	4E-04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.195916	0.064659	3.03001	0.003	
0.83	C	0.012492	0.000492	25.40156	0	0.025472
	RNASDAQ	0.162469	0.05356	3.033432	0.002	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.222287	0.064811	3.429766	6E-04	
0.84	C	0.013231	0.000527	25.09159	0	0.025039
	RNASDAQ	0.167705	0.055683	3.01179	0.003	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.223529	0.066038	3.384847	7E-04	
0.85	C	0.013995	0.000563	24.87841	0	0.024307
	RNASDAQ	0.178645	0.058317	3.063344	0.002	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.206581	0.069558	2.969922	0.003	
0.86	C	0.015197	0.00065	23.39654	0	0.023333
	RNASDAQ	0.156769	0.062368	2.51361	0.012	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.246721	0.076389	3.229794	0.001	
0.87	C	0.016242	0.000668	24.30706	0	0.023652
	RNASDAQ	0.158555	0.065851	2.407796	0.016	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.264778	0.083468	3.172204	0.002	
0.88	C	0.01705	0.000635	26.85479	0	0.023546
	RNASDAQ	0.145788	0.060698	2.401866	0.016	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.286153	0.075737	3.778227	2E-04	
0.89	C	0.018104	0.000604	29.99134	0	0.023954
	RNASDAQ	0.116317	0.056687	2.051937	0.04	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.326857	0.066808	4.892457	0	
0.9	C	0.018757	0.000611	30.67827	0	0.024217
	RNASDAQ	0.128858	0.061727	2.087554	0.037	
	DCRISIS*RNASDAQ	0.32128	0.069817	4.601741	0	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{NIKKEI\,225}+\gamma\left(t\right)r_{NIKKEI\,225}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.18	C	-0.01157	0.000466	-24.80905	0	0.032899
	RNIKKEI225	0.207734	0.039664	5.237333	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.103703	0.051548	2.011776	0.0444	
0.19	C	-0.01098	0.000459	-23.93237	0	0.033067
	RNIKKEI225	0.210042	0.037725	5.56774	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.109658	0.053196	2.061406	0.0394	
0.2	C	-0.01029	0.000452	-22.7776	0	0.032768
	RNIKKEI225	0.20276	0.036085	5.619004	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.125117	0.052109	2.401081	0.0164	
0.21	C	-0.009771	0.000447	-21.86358	0	0.032495
	RNIKKEI225	0.195364	0.035021	5.578447	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.135722	0.051629	2.628789	0.0086	
0.22	C	-0.009158	0.000443	-20.67271	0	0.032291
	RNIKKEI225	0.194966	0.034747	5.611002	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.132674	0.054288	2.443885	0.0146	
0.31	C	-0.00484	0.000353	-13.70957	0	0.024702
	RNIKKEI225	0.167195	0.025931	6.447549	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.14021	0.071418	1.963232	0.0497	
0.32	C	-0.004561	0.000343	-13.31464	0	0.024102
	RNIKKEI225	0.165921	0.026008	6.379647	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.134705	0.059565	2.261485	0.0238	
0.33	C	-0.004177	0.00033	-12.67633	0	0.023527
	RNIKKEI225	0.1493	0.028647	5.211665	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.153007	0.060388	2.533744	0.0113	
0.34	C	-0.003828	0.000315	-12.14827	0	0.023397
	RNIKKEI225	0.134232	0.031395	4.275643	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.179169	0.06894	2.598907	0.0094	
0.35	C	-0.003471	0.0003	-11.57605	0	0.023271
	RNIKKEI225	0.12507	0.030293	4.128632	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.179591	0.059741	3.006144	0.0027	
0.36	C	-0.003197	0.000291	-10.97764	0	0.02313
	RNIKKEI225	0.120872	0.029852	4.04908	0.0001	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.191506	0.062248	3.076484	0.0021	
0.37	C	-0.002875	0.000281	-10.22256	0	0.023104
	RNIKKEI225	0.11307	0.028085	4.026025	0.0001	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.215005	0.074113	2.901025	0.0038	
0.38	C	-0.002636	0.000276	-9.544595	0	0.023102
	RNIKKEI225	0.113431	0.027471	4.129173	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.221147	0.079544	2.780189	0.0055	
0.39	C	-0.002312	0.000268	-8.625425	0	0.023032
	RNIKKEI225	0.114596	0.026551	4.316078	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22625	0.063616	3.556481	0.0004	
0.4	C	-0.002079	0.000264	-7.887633	0	0.022992
	RNIKKEI225	0.114891	0.025905	4.435144	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.234514	0.04845	4.840384	0	
0.41	C	-0.00186	0.000261	-7.116708	0	0.022991
	RNIKKEI225	0.117683	0.025742	4.57157	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.225852	0.050873	4.439562	0	
0.42	C	-0.001571	0.000258	-6.094767	0	0.022986
	RNIKKEI225	0.114712	0.02471	4.642326	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.229898	0.046253	4.970505	0	
0.43	C	-0.001382	0.000256	-5.38808	0	0.022996
	RNIKKEI225	0.11399	0.024333	4.684681	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.234711	0.043792	5.359676	0	
0.44	C	-0.00111	0.000255	-4.351048	0	0.022944
	RNIKKEI225	0.116481	0.024141	4.825016	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.23785	0.042025	5.659761	0	
0.45	C	-0.000933	0.000255	-3.654528	0.0003	0.023022
	RNIKKEI225	0.119402	0.024234	4.927002	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.228356	0.041277	5.532218	0	
0.46	C	-0.000684	0.000256	-2.673963	0.0075	0.02303
	RNIKKEI225	0.125344	0.024561	5.103443	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22177	0.04062	5.459674	0	
0.47	C	-0.000684	0.000256	-2.673963	0.0075	0.02303
	RNIKKEI225	0.125344	0.024561	5.103443	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22177	0.04062	5.459674	0	
0.48	C	-0.000684	0.000256	-2.673963	0.0075	0.02303
	RNIKKEI225	0.125344	0.024561	5.103443	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22177	0.04062	5.459674	0	
0.49	C	-0.000684	0.000256	-2.673963	0.0075	0.02303
	RNIKKEI225	0.125344	0.024561	5.103443	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22177	0.04062	5.459674	0	
0.50	C	-0.000684	0.000256	-2.673963	0.0075	0.02303
	RNIKKEI225	0.125344	0.024561	5.103443	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22177	0.04062	5.459674	0	
0.51	C	-0.000684	0.000256	-2.673963	0.0075	0.02303
	RNIKKEI225	0.125344	0.024561	5.103443	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.22177	0.04062	5.459674	0	
0.52	C	0.000715	0.000261	2.739932	0.0062	0.021978
	RNIKKEI225	0.124113	0.023546	5.270973	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.220046	0.037932	5.801087	0	
0.53	C	0.001005	0.000263	3.813645	0.0001	0.02199
	RNIKKEI225	0.124585	0.023515	5.298128	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.217387	0.037802	5.75074	0	
0.54	C	0.001331	0.000267	4.987815	0	0.022125
	RNIKKEI225	0.123099	0.023491	5.240286	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.216406	0.037972	5.69904	0	
0.55	C	0.001515	0.000269	5.634576	0	0.022299
	RNIKKEI225	0.125197	0.023514	5.324374	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.21292	0.038166	5.578765	0	
0.56	C	0.001788	0.000272	6.568501	0	0.022266
	RNIKKEI225	0.128794	0.023584	5.461142	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.207978	0.038615	5.385983	0	
0.57	C	0.002034	0.000276	7.365454	0	0.022208
	RNIKKEI225	0.128463	0.023641	5.433884	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.205728	0.039198	5.248451	0	
0.58	C	0.002345	0.000282	8.317122	0	0.022121
	RNIKKEI225	0.133109	0.023853	5.580452	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.198736	0.040129	4.952446	0	
0.59	C	0.002665	0.000288	9.260636	0	0.0221
	RNIKKEI225	0.140332	0.024042	5.836946	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.189097	0.041064	4.604932	0	
0.6	C	0.002983	0.000294	10.13572	0	0.022087
	RNIKKEI225	0.136921	0.024142	5.671448	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.190099	0.041937	4.533008	0	
0.61	C	0.003294	0.000301	10.96107	0	0.021952
	RNIKKEI225	0.137429	0.024366	5.640275	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.187242	0.042627	4.392571	0	
0.62	C	0.003494	0.000303	11.51629	0	0.021617
	RNIKKEI225	0.141717	0.024417	5.804016	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.181447	0.041763	4.344627	0	
0.63	C	0.003892	0.00031	12.54654	0	0.021345
	RNIKKEI225	0.125577	0.025428	4.938612	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.194581	0.041113	4.732815	0	
0.64	C	0.004224	0.000314	13.44869	0	0.021195
	RNIKKEI225	0.127909	0.025718	4.973448	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.189734	0.039576	4.79414	0	
0.65	C	0.004541	0.000319	14.25464	0	0.020972
	RNIKKEI225	0.118712	0.027368	4.337563	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.196542	0.039298	5.001339	0	
0.66	C	0.004815	0.000321	14.98011	0	0.02062
	RNIKKEI225	0.119959	0.027986	4.286318	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.193219	0.038876	4.970089	0	
0.67	C	0.005255	0.000329	15.99464	0	0.020188
	RNIKKEI225	0.122291	0.02941	4.158224	0	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.185189	0.038722	4.782513	0	
0.68	C	0.005559	0.000334	16.62692	0	0.019765
	RNIKKEI225	0.115663	0.030862	3.747754	0.0002	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.192894	0.039614	4.869327	0	
0.69	C	0.005902	0.000339	17.40014	0	0.019232
	RNIKKEI225	0.115241	0.031334	3.677856	0.0002	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.189725	0.039734	4.774822	0	
0.7	C	0.006419	0.00035	18.32303	0	0.018958
	RNIKKEI225	0.125654	0.032094	3.915205	0.0001	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.180605	0.040673	4.44042	0	
0.71	C	0.006719	0.000356	18.88531	0	0.018776
	RNIKKEI225	0.124703	0.0326	3.825227	0.0001	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.177634	0.041336	4.297338	0	
0.72	C	0.007073	0.000365	19.35357	0	0.018558
	RNIKKEI225	0.130486	0.032828	3.974865	0.0001	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.180492	0.043017	4.195801	0	
0.73	C	0.007524	0.000383	19.65278	0	0.018354
	RNIKKEI225	0.115723	0.034983	3.308008	0.001	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.209191	0.053346	3.921414	0.0001	
0.74	C	0.007854	0.000391	20.06708	0	0.018586
	RNIKKEI225	0.11906	0.035208	3.381585	0.0007	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.198865	0.053162	3.740708	0.0002	
0.75	C	0.008283	0.000404	20.51151	0	0.01869
	RNIKKEI225	0.125265	0.035523	3.526294	0.0004	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.188186	0.055523	3.389345	0.0007	
0.76	C	0.008659	0.000415	20.85885	0	0.018856
	RNIKKEI225	0.121414	0.035832	3.388429	0.0007	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.190321	0.064119	2.968249	0.003	
0.77	C	0.009369	0.000435	21.51801	0	0.019119
	RNIKKEI225	0.12698	0.036507	3.47827	0.0005	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.194865	0.059459	3.277311	0.0011	
0.78	C	0.009946	0.000449	22.13062	0	0.019337
	RNIKKEI225	0.131399	0.03724	3.528434	0.0004	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.198652	0.055346	3.589252	0.0003	
0.79	C	0.010587	0.000464	22.81158	0	0.019654
	RNIKKEI225	0.120433	0.037669	3.197088	0.0014	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.231079	0.049792	4.640864	0	
0.8	C	0.011178	0.000481	23.25265	0	0.02015
	RNIKKEI225	0.106961	0.038004	2.814487	0.0049	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.243945	0.050154	4.863894	0	
0.81	C	0.011679	0.00049	23.84007	0	0.020262
	RNIKKEI225	0.114032	0.039121	2.914893	0.0036	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.240675	0.04988	4.825096	0	
0.82	C	0.012295	0.000503	24.43477	0	0.020562
	RNIKKEI225	0.129392	0.040387	3.203782	0.0014	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.202159	0.086201	2.345209	0.0191	
0.83	C	0.012974	0.000509	25.49239	0	0.021204
	RNIKKEI225	0.140558	0.042179	3.332369	0.0009	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.202643	0.0721	2.810578	0.005	
0.86	C	0.015281	0.00057	26.79835	0	0.021684
	RNIKKEI225	0.149164	0.042829	3.48277	0.0005	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.181244	0.087787	2.064597	0.0391	
0.87	C	0.016052	0.000619	25.93037	0	0.021337
	RNIKKEI225	0.123728	0.049634	2.492791	0.0127	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.205383	0.096291	2.132947	0.033	
0.88	C	0.017142	0.000641	26.7436	0	0.020975
	RNIKKEI225	0.119284	0.048121	2.478824	0.0132	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.191893	0.091611	2.094655	0.0363	
0.89	C	0.018168	0.00066	27.53639	0	0.021585
	RNIKKEI225	0.110135	0.048957	2.249617	0.0246	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.184161	0.092133	1.998858	0.0457	
0.9	C	0.019011	0.00067	28.37441	0	0.022224
	RNIKKEI225	0.101757	0.053183	1.913346	0.0558	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.209024	0.100267	2.084665	0.0372	
0.96	C	0.0297	0.000899	33.03059	0	0.030934
	RNIKKEI225	0.171442	0.069179	2.478225	0.0133	
	DCRISIS*RNIKKEI225	0.168941	0.079699	2.11975	0.0341	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{TAIEX}+\gamma\left(t\right)r_{TAIEX}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.27	C	-0.006457	0.000384	-16.836	0	0.013615
	RTAIEX	0.153648	0.028611	5.370187	0	
	DCRISIS*RTAIEX	0.163228	0.071536	2.281753	0.0226	
0.28	C	-0.006073	0.000372	-16.33412	0	0.013067
	RTAIEX	0.156418	0.028797	5.431699	0	
	DCRISIS*RTAIEX	0.15937	0.071377	2.232811	0.0257	
0.29	C	-0.00572	0.000362	-15.78825	0	0.01262
	RTAIEX	0.150835	0.029435	5.124288	0	
	DCRISIS*RTAIEX	0.156321	0.072325	2.16138	0.0308	
0.3	C	-0.005351	0.00035	-15.27885	0	0.011922
	RTAIEX	0.150553	0.029838	5.045728	0	
	DCRISIS*RTAIEX	0.147572	0.074501	1.980808	0.0477	
0.34	C	-0.003929	0.000304	-12.9058	0	0.009707
	RTAIEX	0.125415	0.030888	4.060315	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.145242	0.072257	2.010068	0.0445	
0.35	C	-0.003566	0.000294	-12.14786	0	0.009544
	RTAIEX	0.123441	0.030764	4.012457	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.144291	0.071105	2.029269	0.0425	
0.37	C	-0.002949	0.000279	-10.58074	0	0.009462
	RTAIEX	0.125026	0.030407	4.111753	0	
	DCRISIS*RTAIEX	0.139379	0.06963	2.001719	0.0454	
0.38	C	-0.002646	0.000273	-9.691346	0	0.009486
	RTAIEX	0.117493	0.030297	3.878098	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.152476	0.069703	2.187509	0.0288	
0.39	C	-0.002422	0.00027	-8.966525	0	0.009492
	RTAIEX	0.114285	0.030242	3.779004	0.0002	
	DCRISIS*RTAIEX	0.152731	0.06984	2.186861	0.0288	
0.4	C	-0.002188	0.000268	-8.17436	0	0.009414
	RTAIEX	0.115505	0.03026	3.817011	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.142255	0.070522	2.017176	0.0438	
0.41	C	-0.001931	0.000265	-7.272879	0	0.009398
	RTAIEX	0.116768	0.030263	3.858484	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.130767	0.073157	1.787495	0.074	
0.42	C	-0.001721	0.000264	-6.521222	0	0.009292
	RTAIEX	0.116235	0.030115	3.859728	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.133767	0.073857	1.81116	0.0702	
0.43	C	-0.001451	0.000261	-5.549533	0	0.009161
	RTAIEX	0.107423	0.029628	3.62571	0.0003	
	DCRISIS*RTAIEX	0.148533	0.074182	2.002268	0.0454	
0.59	C	0.002738	0.000289	9.467645	0	0.008991
	RTAIEX	0.133596	0.032884	4.062691	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.200875	0.065384	3.072248	0.0021	
0.6	C	0.003065	0.000295	10.39451	0	0.009108
	RTAIEX	0.132739	0.033939	3.911078	0.0001	
	DCRISIS*RTAIEX	0.216604	0.053902	4.018448	0.0001	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.61	C	0.00337	0.000301	11.19129	0	0.009139
	RTAIEX	0.122732	0.035408	3.466222	0.0005	
	DCRISIS*RTAIEX	0.22881	0.054262	4.216756	0	
0.62	C	0.003648	0.000306	11.90343	0	0.008972
	RTAIEX	0.121094	0.036512	3.316566	0.0009	
	DCRISIS*RTAIEX	0.228139	0.054993	4.148483	0	
0.63	C	0.00381	0.000309	12.31608	0	0.008764
	RTAIEX	0.117929	0.037137	3.175499	0.0015	
	DCRISIS*RTAIEX	0.225928	0.055982	4.03572	0.0001	
0.64	C	0.004059	0.000313	12.95618	0	0.008426
	RTAIEX	0.117469	0.038014	3.090135	0.002	
	DCRISIS*RTAIEX	0.215845	0.060725	3.554459	0.0004	
0.65	C	0.00438	0.000318	13.76061	0	0.007883
	RTAIEX	0.124982	0.038653	3.2334	0.0012	
	DCRISIS*RTAIEX	0.194727	0.0789	2.468025	0.0137	
0.82	C	0.012542	0.000488	25.68547	0	0.009256
	RTAIEX	0.10583	0.053206	1.989068	0.0468	
	DCRISIS*RTAIEX	0.154156	0.063668	2.421252	0.0155	
0.83	C	0.013092	0.000489	26.76107	0	0.010087
	RTAIEX	0.12082	0.05291	2.283494	0.0225	
	DCRISIS*RTAIEX	0.149769	0.060044	2.494329	0.0127	
0.84	C	0.013611	0.000494	27.54073	0	0.010455
	RTAIEX	0.117258	0.052423	2.236769	0.0254	
	DCRISIS*RTAIEX	0.149008	0.059395	2.508763	0.0122	
0.85	C	0.014324	0.000516	27.78053	0	0.010083
	RTAIEX	0.132725	0.055714	2.382255	0.0173	
	DCRISIS*RTAIEX	0.127603	0.062503	2.04155	0.0413	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình

$$Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{KOSPI}+\gamma\left(t\right)r_{KOSPI}D_{crisis}+u\left(t\right)$$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.31	C	-0.00499	0.00034	-14.65643	0	0.011139
	RKOSPI	0.132874	0.025182	5.276553	0	
	DCRISIS*RKOSPI	0.139409	0.070982	1.963999	0.0496	
0.32	C	-0.004622	0.000331	-13.95542	0	0.010939
	RKOSPI	0.127733	0.02619	4.877154	0	
	DCRISIS*RKOSPI	0.148267	0.072154	2.054875	0.04	
0.45	C	-0.000959	0.000265	-3.622807	0.0003	0.010004
	RKOSPI	0.098287	0.025312	3.882964	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.185906	0.088818	2.093119	0.0364	
0.46	C	-0.000738	0.000264	-2.793284	0.0053	0.010051
	RKOSPI	0.097462	0.025079	3.886129	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.190186	0.085978	2.212036	0.0271	
0.47	C	-0.00048	0.000262	-1.829154	0.0675	0.009635
	RKOSPI	0.089042	0.025074	3.551107	0.0004	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RKOSPI	0.218033	0.074701	2.91872	0.0035	
0.49	C	4.55E-05	0.000263	0.172765	0.8629	0.010108
	RKOSPI	0.101989	0.024977	4.083342	0	
	DCRISIS*RKOSPI	0.19659	0.077961	2.521651	0.0117	
0.54	C	0.001288	0.000271	4.759643	0	0.010289
	RKOSPI	0.101455	0.026586	3.816128	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.173885	0.088153	1.972529	0.0487	
0.55	C	0.001603	0.000274	5.840173	0	0.01053
	RKOSPI	0.106358	0.026987	3.94107	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.164893	0.084362	1.95459	0.0507	
0.56	C	0.001864	0.000278	6.701764	0	0.01123
	RKOSPI	0.107079	0.026886	3.982625	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.171075	0.083347	2.05256	0.0402	
0.57	C	0.002111	0.000282	7.498405	0	0.011389
	RKOSPI	0.104062	0.027315	3.809706	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.179419	0.082167	2.183601	0.0291	
0.58	C	0.002374	0.000285	8.325611	0	0.011464
	RKOSPI	0.103446	0.02768	3.737137	0.0002	
	DCRISIS*RKOSPI	0.188164	0.081049	2.321612	0.0203	
0.59	C	0.002736	0.00029	9.434381	0	0.011603
	RKOSPI	0.116943	0.02865	4.081831	0	
	DCRISIS*RKOSPI	0.179964	0.079533	2.262751	0.0237	
0.6	C	0.002991	0.000293	10.19946	0	0.011675
	RKOSPI	0.116301	0.029105	3.995875	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.189817	0.080381	2.361449	0.0183	
0.61	C	0.003277	0.000297	11.02923	0	0.011545
	RKOSPI	0.117622	0.029708	3.959251	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.17323	0.076063	2.277446	0.0228	
0.62	C	0.003515	0.0003	11.71096	0	0.011291
	RKOSPI	0.115663	0.030071	3.846323	0.0001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.185101	0.076811	2.409831	0.016	
0.63	C	0.003881	0.000306	12.69923	0	0.01101
	RKOSPI	0.101111	0.030785	3.284455	0.001	
	DCRISIS*RKOSPI	0.193688	0.074796	2.589554	0.0097	
0.64	C	0.004201	0.00031	13.56873	0	0.010878
	RKOSPI	0.104975	0.031674	3.314268	0.0009	
	DCRISIS*RKOSPI	0.172651	0.076512	2.256518	0.0241	
0.65	C	0.00456	0.000315	14.45961	0	0.010669
	RKOSPI	0.122155	0.032713	3.734102	0.0002	
	DCRISIS*RKOSPI	0.161251	0.078067	2.065556	0.039	
0.66	C	0.004901	0.000322	15.24158	0	0.010401
	RKOSPI	0.112532	0.033676	3.341563	0.0008	
	DCRISIS*RKOSPI	0.176354	0.079458	2.219448	0.0265	
0.67	C	0.005254	0.000328	16.00777	0	0.009987
	RKOSPI	0.119601	0.034779	3.438854	0.0006	
	DCRISIS*RKOSPI	0.174949	0.08092	2.161983	0.0307	
0.68	C	0.005764	0.000339	17.00656	0	0.009756
	RKOSPI	0.114332	0.037234	3.070589	0.0022	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	DCRISIS*RKOSPI	0.187392	0.084076	2.228839	0.0259	
0.69	C	0.006087	0.000345	17.65083	0	0.009651
	RKOSPI	0.104876	0.038175	2.747212	0.0061	
	DCRISIS*RKOSPI	0.203067	0.084411	2.405705	0.0162	
0.72	C	0.007038	0.000366	19.22473	0	0.008926
	RKOSPI	0.114006	0.038843	2.935069	0.0034	
	DCRISIS*RKOSPI	0.194242	0.096378	2.01541	0.044	
0.73	C	0.007468	0.000377	19.81704	0	0.008691
	RKOSPI	0.11429	0.038405	2.975874	0.0029	
	DCRISIS*RKOSPI	0.206605	0.095864	2.155197	0.0312	
0.74	C	0.007773	0.000383	20.27981	0	0.008486
	RKOSPI	0.105188	0.039454	2.666071	0.0077	
	DCRISIS*RKOSPI	0.204712	0.100694	2.033021	0.0422	
0.75	C	0.008306	0.000397	20.94344	0	0.008804
	RKOSPI	0.107191	0.0394	2.720603	0.0066	
	DCRISIS*RKOSPI	0.21843	0.100373	2.176188	0.0296	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

PHỤ LỤC IV

Kết quả hồi quy phân vị nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và thị trường ngoại hối

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}(t|X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{AUD/VND} + u(t)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.01	C	-0.043736	0.001164	-37.56053	0	0.003576
	$r_{AUD/VND}$	0.067894	0.032682	2.07738	0.0379	
0.02	C	-0.039042	0.001337	-29.19063	0	0.004973
	$r_{AUD/VND}$	0.092571	0.029843	3.101955	0.0019	
0.03	C	-0.034306	0.001462	-23.46549	0	0.003438
	$r_{AUD/VND}$	0.1065	0.029651	3.591791	0.0003	
0.05	C	-0.028175	0.001067	-26.39833	0	0.00197
	$r_{AUD/VND}$	0.101216	0.038403	2.635646	0.0085	
0.06	C	-0.026404	0.001068	-24.72193	0	0.002774
	$r_{AUD/VND}$	0.086125	0.037325	2.307414	0.0211	
0.20	C	-0.011512	0.000519	-22.19091	0	0.002017
	$r_{AUD/VND}$	0.114596	0.05394	2.124512	0.0337	
0.21	C	-0.010779	0.000509	-21.18247	0	0.002478
	$r_{AUD/VND}$	0.120016	0.051576	2.326999	0.0201	
0.22	C	-0.010202	0.000496	-20.57488	0	0.002757
	$r_{AUD/VND}$	0.133427	0.049415	2.700125	0.007	
0.23	C	-0.009729	0.00049	-19.8408	0	0.003146
	$r_{AUD/VND}$	0.119077	0.047605	2.501364	0.0124	
0.24	C	-0.009364	0.000484	-19.36638	0	0.003255
	$r_{AUD/VND}$	0.125856	0.047035	2.675777	0.0075	
0.25	C	-0.008813	0.000473	-18.63283	0	0.003264
	$r_{AUD/VND}$	0.114271	0.045815	2.494202	0.0127	
0.26	C	-0.008299	0.000462	-17.96142	0	0.003338
	$r_{AUD/VND}$	0.123192	0.045904	2.68369	0.0073	
0.27	C	-0.007713	0.000445	-17.32679	0	0.003178
	$r_{AUD/VND}$	0.131498	0.046063	2.854753	0.0043	
0.28	C	-0.007107	0.000431	-16.47785	0	0.003081
	$r_{AUD/VND}$	0.125562	0.046765	2.684961	0.0073	
0.29	C	-0.006612	0.000422	-15.65313	0	0.00312
	$r_{AUD/VND}$	0.122229	0.047739	2.560343	0.0105	
0.30	C	-0.006254	0.000418	-14.96641	0	0.002724
	$r_{AUD/VND}$	0.117612	0.048899	2.405213	0.0162	
0.31	C	-0.005747	0.000409	-14.0559	0	0.002544
	$r_{AUD/VND}$	0.118762	0.050462	2.353491	0.0187	
0.32	C	-0.00545	0.000406	-13.41761	0	0.002251
	$r_{AUD/VND}$	0.114412	0.052335	2.186168	0.0289	
0.86	C	0.015008	0.000564	26.61043	0	0.001906
	$r_{AUD/VND}$	0.116351	0.055618	2.091972	0.0366	
0.96	C	0.029292	0.001187	24.67126	0	0.004824
	$r_{AUD/VND}$	0.183882	0.072331	2.54223	0.0111	
0.97	C	0.032016	0.001173	27.29066	0	0.004343
	$r_{AUD/VND}$	0.185477	0.064681	2.867581	0.0042	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{CAD/VND}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.01	C	-0.043623	0.001061	-41.13255	0	0.002815
	$r_{CAD/VND}$	0.141425	0.065753	2.150853	0.0316	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{CHF/VND}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.92	C	0.020842	0.000793	26.28557	0	0.002959
	$r_{CHF/VND}$	0.187925	0.049842	3.770399	0.0002	
0.93	C	0.022079	0.000823	26.82321	0	0.004504
	$r_{CHF/VND}$	0.228256	0.037108	6.151193	0	
0.94	C	0.02421	0.000968	25.01175	0	0.00516
	$r_{CHF/VND}$	0.210975	0.076858	2.744987	0.0061	
0.95	C	0.025852	0.000997	25.94204	0	0.005475
	$r_{CHF/VND}$	0.269403	0.035024	7.691921	0	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{CNY/VND}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.03	C	-0.034099	0.001394	-24.46801	0	0.003321
	$r_{CNY/VND}$	-0.485057	0.135561	-3.578136	0.0004	
0.04	C	-0.030389	0.001086	-27.97476	0	0.002202
	$r_{CNY/VND}$	-0.359661	0.146815	-2.449757	0.0144	
0.28	C	-0.007006	0.000459	-15.26779	0	0.000538
	$r_{CNY/VND}$	-0.245341	0.112008	-2.190389	0.0286	
0.29	C	-0.0064	0.000436	-14.6859	0	0.000687
	$r_{CNY/VND}$	-0.251881	0.095821	-2.62865	0.0086	
0.33	C	-0.004741	0.000381	-12.43453	0	0.000859
	$r_{CNY/VND}$	-0.234286	0.104099	-2.250613	0.0245	
0.34	C	-0.004395	0.000371	-11.84332	0	0.000899
	$r_{CNY/VND}$	-0.237988	0.102641	-2.318649	0.0205	
0.39	C	-0.002777	0.000341	-8.137852	0	0.000768
	$r_{CNY/VND}$	-0.234265	0.101715	-2.303145	0.0214	
0.40	C	-0.002478	0.000338	-7.323787	0	0.000923
	$r_{CNY/VND}$	-0.230707	0.100943	-2.285508	0.0224	
0.41	C	-0.002257	0.000337	-6.699442	0	0.000798
	$r_{CNY/VND}$	-0.227647	0.099929	-2.278078	0.0228	
0.43	C	-0.001596	0.000333	-4.797617	0	0.000692
	$r_{CNY/VND}$	-0.212811	0.097655	-2.179221	0.0294	
0.44	C	-0.001307	0.000332	-3.937544	0.0001	0.000619
	$r_{CNY/VND}$	-0.206324	0.096699	-2.133663	0.033	
0.46	C	-0.000832	0.000332	-2.505952	0.0123	0.000579
	$r_{CNY/VND}$	-0.19093	0.095849	-1.991976	0.0465	
0.47	C	-0.000595	0.000332	-1.795833	0.0727	0.000556
	$r_{CNY/VND}$	-0.190369	0.094888	-2.006245	0.045	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\mathrm{DKK}/VN\mathrm{D}}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.92	C	0.020568	0.000764	26.91356	0	0.003286
	$r_{DKK/VND}$	0.180628	0.07024	2.57158	0.0102	
0.93	C	0.021821	0.000798	27.33997	0	0.003934
	$r_{DKK/VND}$	0.226212	0.056627	3.99475	0.0001	
0.94	C	0.024085	0.001009	23.86575	0	0.003718
	$r_{DKK/VND}$	0.19614	0.094251	2.081045	0.0375	
0.95	C	0.026323	0.001083	24.31374	0	0.003854
	$r_{DKK/VND}$	0.290042	0.075662	3.833364	0.0001	
0.96	C	0.028845	0.00112	25.74563	0	0.004871
	$r_{DKK/VND}$	0.271043	0.101777	2.663092	0.0078	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{\mathrm{EUR}/VN\mathrm{D}}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.92	C	0.020548	0.000762	26.95411	0	0.003071
	$r_{EUR/VND}$	0.180004	0.070425	2.555946	0.0107	
0.93	C	0.021899	0.000806	27.17083	0	0.003657
	$r_{EUR/VND}$	0.224272	0.057578	3.895077	0.0001	
0.94	C	0.024054	0.001007	23.89252	0	0.003476
	$r_{EUR/VND}$	0.193431	0.094394	2.049197	0.0406	
0.95	C	0.026369	0.001084	24.31943	0	0.003532
	$r_{EUR/VND}$	0.29332	0.076273	3.845657	0.0001	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{HK\mathrm{D}/VN\mathrm{D}}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.03	C	-0.03399	0.001397	-24.32977	0	0.002289
	$r_{HKD/VND}$	-0.491186	0.134481	-3.652465	0.0003	
0.04	C	-0.030796	0.001096	-28.09649	0	0.0027
	$r_{HKD/VND}$	-0.381023	0.14516	-2.62485	0.0087	
0.28	C	-0.007027	0.000462	-15.21514	0	0.000815
	$r_{HKD/VND}$	-0.252314	0.106344	-2.37262	0.0177	
0.29	C	-0.006326	0.000433	-14.61049	0	0.001059
	$r_{HKD/VND}$	-0.293653	0.079702	-3.68438	0.0002	
0.30	C	-0.0059	0.00042	-14.04414	0	0.001203
	$r_{HKD/VND}$	-0.299824	0.080275	-3.734983	0.0002	
0.31	C	-0.005562	0.00041	-13.57665	0	0.001378
	$r_{HKD/VND}$	-0.29249	0.082483	-3.54608	0.0004	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.32	C	-0.005126	0.000393	-13.06066	0	0.001439
	$r_{HKD/VND}$	-0.28302	0.085921	-3.293952	0.001	
0.33	C	-0.004789	0.000382	-12.54727	0	0.001391
	$r_{HKD/VND}$	-0.275675	0.089694	-3.073499	0.0021	
0.34	C	-0.004427	0.000372	-11.91124	0	0.001342
	$r_{HKD/VND}$	-0.26782	0.094193	-2.843311	0.0045	
0.35	C	-0.004105	0.000363	-11.29621	0	0.001341
	$r_{HKD/VND}$	-0.260807	0.09957	-2.619337	0.0089	
0.36	C	-0.00378	0.000355	-10.63958	0	0.001328
	$r_{HKD/VND}$	-0.25374	0.104735	-2.42268	0.0155	
0.37	C	-0.003486	0.000349	-9.975456	0	0.001357
	$r_{HKD/VND}$	-0.247361	0.105607	-2.342276	0.0193	
0.38	C	-0.003154	0.000344	-9.161389	0	0.001434
	$r_{HKD/VND}$	-0.240142	0.107965	-2.224267	0.0262	
0.39	C	-0.002786	0.00034	-8.203022	0	0.001489
	$r_{HKD/VND}$	-0.232147	0.109838	-2.113535	0.0347	
0.40	C	-0.002459	0.000336	-7.315787	0	0.001615
	$r_{HKD/VND}$	-0.272619	0.111761	-2.439306	0.0148	
0.41	C	-0.002264	0.000335	-6.755259	0	0.001559
	$r_{HKD/VND}$	-0.297808	0.13151	-2.26453	0.0236	
0.42	C	-0.001843	0.000332	-5.552526	0	0.001506
	$r_{HKD/VND}$	-0.243006	0.107555	-2.259371	0.024	
0.43	C	-0.001633	0.000331	-4.928383	0	0.001462
	$r_{HKD/VND}$	-0.212145	0.101762	-2.084713	0.0372	
0.44	C	-0.00131	0.00033	-3.965735	0.0001	0.001362
	$r_{HKD/VND}$	-0.233767	0.105065	-2.224968	0.0262	
0.45	C	-0.001131	0.00033	-3.423527	0.0006	0.001307
	$r_{HKD/VND}$	-0.248525	0.113035	-2.19866	0.028	
0.46	C	-0.00086	0.00033	-2.604746	0.0093	0.001225
	$r_{HKD/VND}$	-0.203318	0.098851	-2.056802	0.0398	
0.47	C	-0.000644	0.00033	-1.951818	0.0511	0.001161
	$r_{HKD/VND}$	-0.202226	0.09831	-2.057029	0.0398	
0.48	C	-0.000248	0.000329	-0.753437	0.4513	0.001116
	$r_{HKD/VND}$	-0.215271	0.100795	-2.135735	0.0328	
0.49	C	7.23E-05	0.000329	0.21935	0.8264	0.001088
	$r_{HKD/VND}$	-0.225825	0.106629	-2.117861	0.0343	
0.50	C	0.000397	0.00033	1.202978	0.2291	0.001089
	$r_{HKD/VND}$	-0.236541	0.11682	-2.024838	0.043	
0.74	C	0.008292	0.000369	22.45484	0	0.000938
	$r_{HKD/VND}$	-0.339301	0.166675	-2.035703	0.0419	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{JPY/VND}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.02	C	-0.038484	0.001308	-29.41187	0	0.00462
	$r_{JPY/VND}$	-0.146968	0.07285	-2.017398	0.0438	
0.03	C	-0.034882	0.001354	-25.76136	0	0.005521
	$r_{JPY/VND}$	-0.191499	0.064519	-2.968118	0.003	
0.25	C	-0.008757	0.000503	-17.41703	0	0.001532
	$r_{JPY/VND}$	-0.14525	0.073501	-1.976158	0.0483	
0.26	C	-0.00814	0.000479	-16.99873	0	0.001748
	$r_{JPY/VND}$	-0.148692	0.068845	-2.159821	0.0309	
0.27	C	-0.007668	0.000462	-16.58502	0	0.001773
	$r_{JPY/VND}$	-0.159747	0.064712	-2.46858	0.0136	
0.28	C	-0.006832	0.000431	-15.86641	0	0.001861
	$r_{JPY/VND}$	-0.174898	0.059877	-2.92094	0.0035	
0.29	C	-0.006287	0.000414	-15.19448	0	0.002519
	$r_{JPY/VND}$	-0.171658	0.058757	-2.921497	0.0035	
0.30	C	-0.005789	0.000401	-14.44917	0	0.002814
	$r_{JPY/VND}$	-0.15645	0.058341	-2.681647	0.0074	
0.31	C	-0.005506	0.000395	-13.94197	0	0.003163
	$r_{JPY/VND}$	-0.147814	0.058613	-2.521847	0.0117	
0.32	C	-0.00523	0.000387	-13.51577	0	0.003221
	$r_{JPY/VND}$	-0.154747	0.058359	-2.65165	0.0081	
0.33	C	-0.004927	0.000378	-13.02267	0	0.002941
	$r_{JPY/VND}$	-0.150261	0.057332	-2.620898	0.0088	
0.34	C	-0.0046	0.00037	-12.43909	0	0.002614
	$r_{JPY/VND}$	-0.139017	0.056044	-2.480504	0.0132	
0.35	C	-0.004247	0.000362	-11.73424	0	0.002305
	$r_{JPY/VND}$	-0.114759	0.054301	-2.113378	0.0347	
0.36	C	-0.003932	0.000357	-11.01099	0	0.002072
	$r_{JPY/VND}$	-0.112972	0.054013	-2.09158	0.0366	
0.38	C	-0.003318	0.000348	-9.530533	0	0.001755
	$r_{JPY/VND}$	-0.10606	0.053634	-1.977478	0.0481	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}\left(t\middle|X\right)=\alpha\left(t\right)+\beta\left(t\right)r_{MYR/VND}+u\left(t\right)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.04	C	-0.030739	0.001039	-29.59303	0	0.002771
	$r_{MYR/VND}$	0.468319	0.164384	2.84894	0.0044	
0.07	C	-0.023753	0.001066	-22.29119	0	0.002022
	$r_{MYR/VND}$	0.293028	0.12565	2.332108	0.0198	
0.08	C	-0.02231	0.000972	-22.95423	0	0.002574
	$r_{MYR/VND}$	0.245336	0.111491	2.200503	0.0279	
0.09	C	-0.020599	0.00086	-23.9467	0	0.002577
	$r_{MYR/VND}$	0.247001	0.094351	2.617888	0.0089	
0.1	C	-0.019187	0.000786	-24.40921	0	0.002594

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	$r_{MYR/VND}$	0.209059	0.097333	2.147872	0.0318	
0.11	C	-0.01769	0.00065	-27.20689	0	0.002266
	$r_{MYR/VND}$	0.168702	0.072909	2.313873	0.0208	
0.12	C	-0.017051	0.000626	-27.22305	0	0.00249
	$r_{MYR/VND}$	0.127299	0.064493	1.973847	0.0485	
0.13	C	-0.016354	0.000624	-26.19385	0	0.002604
	$r_{MYR/VND}$	0.155693	0.071969	2.163337	0.0306	
0.14	C	-0.015439	0.00061	-25.30661	0	0.003235
	$r_{MYR/VND}$	0.171316	0.081646	2.098287	0.036	
0.15	C	-0.014666	0.000606	-24.18623	0	0.003421
	$r_{MYR/VND}$	0.194211	0.090193	2.153266	0.0314	
0.16	C	-0.013682	0.000548	-24.94657	0	0.003836
	$r_{MYR/VND}$	0.275483	0.074218	3.711806	0.0002	
0.17	C	-0.012926	0.000524	-24.68905	0	0.004902
	$r_{MYR/VND}$	0.292427	0.068866	4.246317	0	
0.18	C	-0.012325	0.00051	-24.19016	0	0.006086
	$r_{MYR/VND}$	0.30891	0.069525	4.443173	0	
0.19	C	-0.011855	0.000505	-23.46015	0	0.006845
	$r_{MYR/VND}$	0.305301	0.070636	4.322143	0	
0.2	C	-0.011328	0.000502	-22.58226	0	0.007286
	$r_{MYR/VND}$	0.326248	0.076515	4.263859	0	
0.21	C	-0.010828	0.000495	-21.85403	0	0.00758
	$r_{MYR/VND}$	0.33485	0.079394	4.2176	0	
0.22	C	-0.010423	0.000489	-21.29392	0	0.007505
	$r_{MYR/VND}$	0.318103	0.078258	4.064805	0	
0.23	C	-0.009829	0.000473	-20.76478	0	0.007334
	$r_{MYR/VND}$	0.331057	0.078769	4.2029	0	
0.24	C	-0.009106	0.000457	-19.91901	0	0.007622
	$r_{MYR/VND}$	0.366706	0.073853	4.965338	0	
0.25	C	-0.008618	0.000449	-19.19928	0	0.008085
	$r_{MYR/VND}$	0.38878	0.072291	5.378008	0	
0.26	C	-0.00806	0.000445	-18.12582	0	0.008409
	$r_{MYR/VND}$	0.381646	0.074141	5.14758	0	
0.27	C	-0.007543	0.000443	-17.00865	0	0.008687
	$r_{MYR/VND}$	0.362134	0.077923	4.647361	0	
0.28	C	-0.00709	0.000438	-16.17575	0	0.008712
	$r_{MYR/VND}$	0.350786	0.079841	4.393539	0	
0.29	C	-0.006755	0.000433	-15.61325	0	0.008615
	$r_{MYR/VND}$	0.370393	0.078516	4.717407	0	
0.30	C	-0.006377	0.000423	-15.0848	0	0.007965
	$r_{MYR/VND}$	0.39223	0.076532	5.125028	0	
0.31	C	-0.006075	0.000417	-14.5838	0	0.007308
	$r_{MYR/VND}$	0.387514	0.077136	5.023782	0	
0.32	C	-0.005521	0.000401	-13.77353	0	0.006567
	$r_{MYR/VND}$	0.365761	0.07576	4.827876	0	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.33	C	-0.004983	0.000385	-12.92765	0	0.006027
	$r_{MYR/VND}$	0.304041	0.073462	4.138757	0	
0.34	C	-0.004669	0.000378	-12.35225	0	0.005699
	$r_{MYR/VND}$	0.286426	0.073669	3.888013	0.0001	
0.35	C	-0.004302	0.00037	-11.63841	0	0.005351
	$r_{MYR/VND}$	0.277902	0.073865	3.762311	0.0002	
0.36	C	-0.003957	0.000362	-10.93862	0	0.005118
	$r_{MYR/VND}$	0.298456	0.072838	4.097527	0	
0.37	C	-0.003563	0.000355	-10.03955	0	0.005003
	$r_{MYR/VND}$	0.302149	0.073382	4.117462	0	
0.38	C	-0.003157	0.000349	-9.045352	0	0.005079
	$r_{MYR/VND}$	0.297442	0.073825	4.029033	0.0001	
0.39	C	-0.00292	0.000347	-8.406111	0	0.005201
	$r_{MYR/VND}$	0.300848	0.0737	4.082045	0	
0.40	C	-0.00255	0.000343	-7.426551	0	0.00523
	$r_{MYR/VND}$	0.278742	0.073517	3.791551	0.0002	
0.41	C	-0.002227	0.000341	-6.52123	0	0.005125
	$r_{MYR/VND}$	0.283476	0.073542	3.854623	0.0001	
0.42	C	-0.001969	0.00034	-5.790439	0	0.005185
	$r_{MYR/VND}$	0.279158	0.073855	3.779794	0.0002	
0.43	C	-0.001705	0.000338	-5.039375	0	0.005087
	$r_{MYR/VND}$	0.259748	0.074927	3.466698	0.0005	
0.44	C	-0.001387	0.000336	-4.131276	0	0.004904
	$r_{MYR/VND}$	0.248474	0.075901	3.273663	0.0011	
0.45	C	-0.00114	0.000334	-3.410672	0.0007	0.004815
	$r_{MYR/VND}$	0.234137	0.076679	3.053466	0.0023	
0.46	C	-0.000934	0.000334	-2.798219	0.0052	0.004736
	$r_{MYR/VND}$	0.226506	0.07666	2.954677	0.0032	
0.47	C	-0.000754	0.000333	-2.260386	0.0239	0.004652
	$r_{MYR/VND}$	0.231654	0.076496	3.02829	0.0025	
0.48	C	-0.000414	0.000332	-1.247266	0.2124	0.004464
	$r_{MYR/VND}$	0.231988	0.076257	3.042171	0.0024	
0.49	C	-1.25E-04	0.000332	-0.376773	0.7064	0.004119
	$r_{MYR/VND}$	0.244351	0.076625	3.188928	0.0014	
0.50	C	0.000181	0.000332	0.543941	0.5865	0.00382
	$r_{MYR/VND}$	0.226862	0.076789	2.954355	0.0032	
0.51	C	0.000454	0.000333	1.364351	0.1726	0.003478
	$r_{MYR/VND}$	0.24357	0.077951	3.124646	0.0018	
0.52	C	0.00074	0.000333	2.224467	0.0262	0.003158
	$r_{MYR/VND}$	0.251707	0.078338	3.213094	0.0013	
0.53	C	0.00124	0.000334	3.70969	0.0002	0.002994
	$r_{MYR/VND}$	0.281939	0.08082	3.488476	0.0005	
0.54	C	0.001586	0.000336	4.717058	0	0.002899
	$r_{MYR/VND}$	0.274886	0.082095	3.348402	0.0008	
0.55	C	0.001973	0.000338	5.836894	0	0.002942

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
	$r_{MYR/VND}$	0.252877	0.081406	3.106359	0.0019	
0.56	C	0.002345	0.00034	6.893415	0	0.003044
	$r_{MYR/VND}$	0.235663	0.081204	2.902102	0.0037	
0.57	C	0.002642	0.000342	7.718433	0	0.003132
	$r_{MYR/VND}$	0.233718	0.082396	2.836503	0.0046	
0.58	C	0.002909	0.000344	8.445437	0	0.003187
	$r_{MYR/VND}$	0.227253	0.083009	2.737701	0.0062	
0.59	C	0.003134	0.000346	9.04899	0	0.00317
	$r_{MYR/VND}$	0.218871	0.083588	2.618431	0.0089	
0.60	C	0.003449	0.000349	9.882254	0	0.002872
	$r_{MYR/VND}$	0.203542	0.084463	2.409836	0.016	
0.61	C	0.003837	0.000351	10.93048	0	0.002737
	$r_{MYR/VND}$	0.192612	0.085614	2.249767	0.0246	
0.62	C	0.00407	0.00035	11.6256	0	0.002639
	$r_{MYR/VND}$	0.182695	0.085824	2.128723	0.0334	
0.63	C	0.004363	0.000349	12.50434	0	0.002498
	$r_{MYR/VND}$	0.193936	0.086887	2.232043	0.0257	
0.66	C	0.005423	0.000345	15.70422	0	0.00218
	$r_{MYR/VND}$	0.180311	0.087884	2.05168	0.0403	
0.75	C	0.008581	0.000383	22.42701	0	0.001978
	$r_{MYR/VND}$	0.22124	0.106417	2.078995	0.0377	
0.76	C	0.008844	0.000385	22.98848	0	0.002088
	$r_{MYR/VND}$	0.215002	0.104163	2.064089	0.0391	
0.77	C	0.009413	0.000398	23.67786	0	0.002038
	$r_{MYR/VND}$	0.229791	0.100834	2.278894	0.0228	
0.79	C	0.010474	0.000428	24.45151	0	0.001953
	$r_{MYR/VND}$	0.211768	0.096214	2.201003	0.0278	
0.81	C	0.01156	0.000468	24.71777	0	0.002421
	$r_{MYR/VND}$	0.175441	0.088449	1.983536	0.0474	
0.82	C	0.012099	0.00049	24.7009	0	0.002426
	$r_{MYR/VND}$	0.181144	0.086171	2.102152	0.0357	
0.83	C	0.012555	0.000503	24.94334	0	0.002497
	$r_{MYR/VND}$	0.175379	0.079376	2.209469	0.0272	
0.84	C	0.013448	0.00053	25.35763	0	0.002938
	$r_{MYR/VND}$	0.174022	0.069806	2.492939	0.0127	
0.85	C	0.013956	0.00054	25.82514	0	0.003099
	$r_{MYR/VND}$	0.173036	0.066909	2.586148	0.0098	
0.86	C	0.014844	0.000556	26.71096	0	0.002728
	$r_{MYR/VND}$	0.195467	0.071769	2.723561	0.0065	
0.87	C	0.015558	0.000572	27.17688	0	0.002295
	$r_{MYR/VND}$	0.17763	0.067983	2.61286	0.009	
0.88	C	0.016659	0.0006	27.78302	0	0.002516
	$r_{MYR/VND}$	0.184521	0.0689	2.678122	0.0075	
0.89	C	0.017484	0.000616	28.37085	0	0.002317
	$r_{MYR/VND}$	0.167637	0.073897	2.268538	0.0234	

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.90	C	0.018137	0.000628	28.8856	0	0.00236
	$r_{MYR/VND}$	0.1691	0.079258	2.133535	0.033	
0.92	C	0.020642	0.000799	25.84199	0	0.002831
	$r_{MYR/VND}$	0.268363	0.076413	3.511995	0.0005	
0.93	C	0.022081	0.000869	25.4056	0	0.004371
	$r_{MYR/VND}$	0.298642	0.072343	4.128158	0	
0.94	C	0.023929	0.000965	24.79727	0	0.003823
	$r_{MYR/VND}$	0.337532	0.07074	4.771452	0	
0.95	C	0.026041	0.001134	22.95808	0	0.002671
	$r_{MYR/VND}$	0.328913	0.105142	3.128272	0.0018	
0.96	C	0.028962	0.001363	21.24534	0	0.003582
	$r_{MYR/VND}$	0.37239	0.179634	2.073044	0.0383	
0.98	C	0.03522	0.001111	31.71471	0	0.006502
	$r_{MYR/VND}$	0.460628	0.158992	2.897185	0.0038	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}(t|X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{NOK/VND} + u(t)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.25	C	-0.008738	0.000489	-17.85608	0	0.000971
	$r_{NOK/VND}$	0.092826	0.046559	1.993708	0.0463	
0.93	C	0.022028	0.000881	25.00875	0	0.00214
	$r_{NOK/VND}$	0.144792	0.068101	2.126124	0.0336	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}(t|X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{SGD/VND} + u(t)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.05	C	-0.028663	0.001018	-28.14763	0	0.001943
	$r_{SGD/VND}$	-0.318087	0.153321	-2.074653	0.0381	
0.92	C	0.020849	0.000804	25.93617	0	0.0019
	$r_{SGD/VND}$	0.263247	0.07806	3.372365	0.0008	
0.93	C	0.022159	0.000856	25.89536	0	0.003265
	$r_{SGD/VND}$	0.289868	0.074138	3.909825	0.0001	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

Kết quả hồi quy phân vị mô hình $Q_{rVNindex}(t|X) = \alpha(t) + \beta(t) r_{THB/VND} + u(t)$

quantile	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Pseudo R-squared
0.09	C	-0.02058	0.000833	-24.70478	0	0.000585
	$r_{THB/VND}$	-0.155464	0.078283	-1.985924	0.0472	
0.97	C	0.032124	0.001146	28.03646	0	0.000489
	$r_{THB/VND}$	0.332095	0.152075	2.183758	0.0291	

Nguồn: NCS tính toán từ số liệu đã thu thập

PHỤ LỤC V

Giả sử ta ký hiệu f(w,r) = – r_P là hàm tổn thất, với $r_p = \sum_{i=1}^{N} w_i r_i$ là lợi suất của danh mục.

Bài toán: Lựa chọn danh mục tối ưu theo mô hình *M-CVaR* được phát biểu như sau:

Tìm véc tơ tỷ trọng w của danh mục P sao cho:

$$\begin{cases} E(r_P) = R \\ \min\ \mathrm{CVaR}(\alpha) \end{cases}, \text{ với } 0 \le \mathrm{w}_i \le 1 \text{ và } \sum_{i=1}^{N} \mathrm{w}_i = 1.$$

Thông thường để tìm min $CVaR(\alpha)$, người ta thường chuyển về tìm min của hàm

$$F_\alpha(\gamma) = \gamma + (\alpha)^{-1} \int_{R^N} \left[f(\mathrm{w}, r) - \gamma \right]^+ f(v) dv,$$

trong đó

$$\left[f(\mathrm{w}, r) - \gamma \right]^+ = \begin{cases} f(\mathrm{w}, r) - \gamma : f(\mathrm{w}, r) - \gamma > 0 \\ 0 \qquad\qquad : f(\mathrm{w}, r) - \gamma \le 0 \end{cases},$$

$$VaR(\alpha) = \min\left\{ \gamma : F(\gamma) \ge 1 - \alpha \right\},$$

f(v) là hàm mật độ xác suất đồng thời của *N* lợi suất có trong danh mục; $F(\gamma)$ là hàm phân phối xác suất của r_p.

Dựa trên mẫu ngẫu nhiên kích thước T của r, người ta thường sử dụng hàm xấp xỉ của $F_\alpha(\gamma)$:

$$\tilde{F}_\alpha(\gamma) = \gamma + \frac{1}{T\alpha} \sum_{k=1}^{T} \left[f(\mathrm{w}, r^{(k)}) - \gamma \right].$$

Khi phân tích thực nghiệm, mô hình tìm DMĐT min $CVaR(\alpha)$ thường đưa về tìm lời giải của bài toán quy hoạch tuyến tính:

$$\min\ \gamma + \frac{1}{T\alpha} \sum_{k=1}^{T} u_k$$

$$\text{sao cho: } \begin{cases} r_P + \gamma + u_k \ge 0 \\ u_k \ge 0 \\ \sum_{i=1}^{N} \mathrm{w}_i = 1 \\ 0 \le \mathrm{w}_i \le 1 \end{cases}$$

PHỤ LỤC VI

Code matlab được sử dụng trong luận án

Ước lượng các tham số của copula

```
load 'd:\data\2017\saukh\vn_sp3.txt' -ascii;
r1 =vn_sp3(:,1);
r2 =vn_sp3(:,2);

 % exceedence correlations
inc = 0.025;
qq = (0.1:inc:0.9)';
qq2 = [(0.1:inc:0.5)';(0.5:inc:0.9)'];

temp1 = ang_chen1(r1,r2,qq);
figure(1),plot(qq2,temp1,'o-')

 % quantile dependence
temp2 = quantiledep(r1,r2,qq);
figure(2),plot(qq2,temp2,'o-')

% obtaining Unif(0,1) data
% use the empirical cdf to transform the data, this is the step where a
model for the conditional (marginal) densities would be used: conditional
means, variances and distributions.

u = empiricalCDF(r1);
v = empiricalCDF(r2);
T = length(u);

u = u(1:end);
v = v(1:end);
T = length(u)

% estimating some copula models

options = optimset('Display','iter','TolCon',10^-12,'TolFun',10^-
4,'TolX',10^-6);

% 1. Normal Copula
kappa1 = corrcoef12(norminv(u),norminv(v));
LL1 = NormalCopula_CL(kappa1,[u,v]);

% 2. Clayton's copula
lower = 0.0001;
theta0 = 1;
[ kappa2 LL2] =
fmincon('claytonCL',theta0,[],[],[],[],lower,[],[],options,[u,v]);

% 3. Rotated Clayton copula (with tail dep in upper tail instead of lower)
lower = 0.0001;
theta0 = 1;
[ kappa3 LL3] =
fmincon('claytonCL',theta0,[],[],[],[],lower,[],[],options,1-[u,v]);

% 4. Plackett copula
```

```
lower = 0.0001;
theta0 = 1;
[ kappa4 LL4] =
fmincon('plackettCL',theta0,[],[],[],[],lower,[],[],options,[u,v]);
% LL5 = -3.2721

% 5. Frank copula
theta0 = 1;
[ kappa5 LL5] =
fmincon('frankCL',theta0,[],[],[],[],lower,[],[],options,[u,v]);

% 6. Gumbel copula
lower = 1.1;
theta0 = 2;
[ kappa6 LL6] =
fmincon('gumbelCL',theta0,[],[],[],[],lower,[],[],options,[u,v]);

% 7. Rotated Gumbel copula
lower = 1.1;
theta0 = 2;
[ kappa7 LL7] =
fmincon('gumbelCL',theta0,[],[],[],[],lower,[],[],options,1-[u,v]);

% 8. Student's t copula
lower = [-0.9 , 2.1 ];
upper = [ 0.9 , 100 ];
theta0 = [kappa1;10];
[ kappa8 LL8] =
fmincon('tcopulaCL',theta0,[],[],[],[],lower,upper,[],options,[u,v]);

% 9. Symmetrised Joe-Clayton copula
lower = [0 , 0 ];
upper = [ 1 , 1];
theta0 = [0.25;0.25];
[ kappa9 LL9] =
fmincon('sym_jc_CL',theta0,[],[],[],[],lower,upper,[],options,[u,v]);

LL = [LL1;LL2;LL3;LL4;LL5;LL6;LL7;LL8;LL9];
[(1:length(LL))',LL]
sortrows([(1:length(LL))',LL],2)

% optimal copula (in terms of log-likelihood) is one with lowest likelihood
% (since we minimise the *negative* LL, rather than maximise the positive
LL)
opt_copula = find(LL==min(LL))

% tail dependence implied by each of these copulas
tauLU = nines(9,2);
tauLU(1,:) = [0,0];                  % Normal copula has zero tail
dependence
tauLU(2,:) = [2^(-1/kappa2),0];      % Clayton copula has zero upper tail
dependence
tauLU(3,:) = [0,2^(-1/kappa3)];      % Rotated Clayton copula has zero lower
tail dependence
tauLU(4,:) = [0,0];                  % Plackett copula has zero tail
dependence
tauLU(5,:) = [0,0];                  % Frank copula has zero tail dependence
tauLU(6,:) = [0,2-2^(1/kappa6)];     % Gumbel copula has zero lower tail
dependence
tauLU(7,:) = [2-2^(1/kappa7),0];     % Rotated Gumbel copula has zero upper
```

```
tail dependence
tauLU(8,:) = ones(1,2)*2*tdis_cdf(-sqrt((kappa8(2)+1)*(1-
kappa8(1))/(1+kappa8(1))),kappa8(2)+1);  % Student's t copula has symmetric
tail dependence
tauLU(9,:) = kappa9([2,1])';                % SJC copula parameters are the
tail dependence coefficients, but in reverse order.
tauLU
% the tail dependence values are reasonably similar, when they are allowed
% to be non-zero
sortrows([(1:9)',LL,tauLU],2)

% Now taking a look at a couple of time-varying copulas

% 10. Time-varying normal Copula
lower = -5*ones(3,1);  % in theory there are no constraints, but setting
loose constraints sometimes helps in the numerical optimisation
upper = 5*ones(3,1);
theta0 = [log((1+kappa1)/(1-kappa1));0;0];
[ kappa10 LL10] =
fmincon('bivnorm_tvp1_CL',theta0,[],[],[],[],lower,upper,[],options,[u,v],k
appa1);
[LL10, rho10] = bivnorm_tvp1_CL(kappa10,[u,v],kappa1);
figure(10),plot((1:T)',rho10,(1:T)',kappa1*ones(T,1),'r--'),legend('time-
varying','constant'),title('Normal copula');

% 11. Time-varying rotated Gumbel copula

lower = -5*ones(3,1);  % in theory there are no constraints, but setting
loose constraints sometimes helps in the numerical optimisation
upper =  5*ones(3,1);
theta0 = [sqrt(kappa7-1);0;0];
[ kappa11 LL11] =
fmincon('Gumbel_tvp1_CL',theta0,[],[],[],[],lower,upper,[],options,[1-u,1-
v],kappa7);
[LL11, rho11] = Gumbel_tvp1_CL(kappa11,[1-u,1-v],kappa7);
figure(11),plot((1:T)',rho11,(1:T)',kappa7*ones(T,1),'r--'),legend('time-
varying','constant'),title('Rotated Gumbel copula');

% 12. Time-varying SJC copula
lower = -25*ones(6,1);  % in theory there are no constraints, but setting
loose constraints sometimes helps in the numerical optimisation
upper =  25*ones(6,1);
theta0 = [log(kappa9(1)/(1-kappa9(1)));0;0;log(kappa9(2)/(1-
kappa9(2)));0;0];
[ kappa12 LL12] =
fmincon('sym_jc_tvp_CL',theta0,[],[],[],[],lower,upper,[],options,[u,v],kap
pa9);
[ LL12 tauU12 tauL12] = sym_jc_tvp_CL(kappa12,[u,v],kappa9);
figure(12),subplot(2,1,1),plot((1:T)',tauL12,(1:T)',kappa9(2)*ones(T,1),'r-
-'),legend('time-varying','constant'),title('SJC copula - lower
tail'),axis([0,T,0,0.8]);
subplot(2,1,2),plot((1:T)',tauU12 ,(1:T)',kappa9(1)*ones(T,1),'r--
'),legend('time-varying','constant'),title('SJC copula - upper
tail'),axis([0,T,0,0.8]);

LL = [LL1;LL2;LL3;LL4;LL5;LL6;LL7;LL8;LL9;LL10;LL11;LL12];
[(1:length(LL))',LL]
sortrows([(1:length(LL))',LL],2)
% new rankings:
```

```
params = [ones(7,1);2;2;3;3;6];  % number of parameters in each model
AIC = 2*LL + 2/T*params;
BIC = 2*LL + log(T)/T*params;
[(1:length(LL))',LL,AIC,BIC]
sortrows([(1:length(LL))',LL,AIC,BIC],2)
sortrows([(1:length(LL))',LL,AIC,BIC],3)
sortrows([(1:length(LL))',LL,AIC,BIC],4)
% rankings by LL, AIC and BIC
```

Ước lượng VaR, CVaR của DMĐT

```
[returns, headertext] = xlsread('d:\data\chungkhoan2017\hksp500.xls');
names= headertext;
nAssets = length(names);
[~,ax] = plotmatrix(returns);
title('Pairwise Correlation of Historical Returns');
for i = 1:nAssets
    ylabel(ax(i,1),names{i});
    xlabel(ax(end,i),names{i});
end
% Phan phoi bien
tailFraction = 0.1;                % decimal fraction allocated to each tail
marginal     = cell(nAssets,1);  % cell array of Pareto tail objects

for i = 1:nAssets
    marginal{i} = paretotails(returns(:,i), tailFraction, 1 - tailFraction,
'kernel');

    fprintf('Marginal distribution for %s:\n', names{i});
    disp(marginal{i});
end
% Do thi xac suat cac quy luat
index =2;
dist = marginal{index};

clf
probplot(returns(:,index));
h = probplot(gca, @dist.cdf);

set(h,'Color','r');
legend('Normal Distribution', 'Returns', 'ParetoTail Distribution',
'location', 'best');
title (['Semi-Parametric/Piecewise Probability Plot: ' names{index}])

U = zeros(size(returns)); % Uniform variates obtained by evaluating CDF at
returns

for i = 1:nAssets
    U(:,i) = marginal{i}.cdf(returns(:,i));    % transform each margin to
uniform
end

clf
[~,ax] = plotmatrix(U); title('Transformed returns prior to fitting a
Copula');
for i = 1:nAssets
    ylabel(ax(i,1),names{i});
    xlabel(ax(end,i),names{i});
```

```
end
% uoc luong copula T
[rhoT, DoF] = copulafit('t', U, 'Method', 'ApproximateML');
%%[hat] = copulafit('Clayton', U, 'Method', 'ML');
%%%[hat] = copulafit('Gumbel', U, 'Method', 'ML');

% Mo phong copula T
nPoints = 10000;                          % # of simulated observations
rng default
R = zeros(nPoints, nAssets);             % pre-allocate simulated returns
array
U = copularnd('t', rhoT, DoF, nPoints);   % simulate U(0,1) from t copula
%%U = copularnd('Clayton', hat, nPoints);   % simulate U(0,1) from Clayton
copula
 %%% U = copularnd('Gumbel', hat, nPoints);   % simulate U(0,1) from Gumbel
copula

for j = 1:nAssets
    R(:,j) = marginal{j}.icdf(U(:,j));
end
%Chon trong so
wts = [0.5 0.5]';
portReturns = R * wts;
% Compute VaR by Copula
var = -prctile(portReturns,1);
cvar = -mean(portReturns(portReturns < -var));
disp('Copula Value-at-Risk -----------------------');
fprintf('99%%  VaR: %0.2f%%\n99%% CVaR: %0.2f%%\n\n', var * 100, cvar *
100);

%bien hieu qua

p = PortfolioCVaR('ProbabilityLevel', .999, 'AssetNames', names);
p = p.setScenarios(R);
p = p.setDefaultConstraints();

pret = estimatePortReturn(p, p.estimateFrontierLimits);

display(pret);

wts = p.estimateFrontier(20);
portRisk = p.estimatePortRisk(wts);
portRet = p.estimatePortReturn(wts);
clf
visualizeFrontier(p, portRisk, portRet);

%Compute portfolio with given level of return
tic;
wt = p.estimateFrontierByReturn(-.00014); toc;
pRisk = p.estimatePortRisk(wt);
pRet = p.estimatePortReturn(wt);
```

PHỤ LỤC VII
Kết quả ước lượng tham số của GPD cho đuôi dưới và đuôi trên cho các chuỗi lợi suất vnindex và tỷ giá

Raud/vnd				Rcad/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.234244	0.00601799	0.100487	0.00625088	-0.026745	0.00611333	0.00572991	0.00488734

Rchf/vnd				Rcny/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.251157	0.00373093	0.278091	0.00383818	0.645145	0.00108788	0.476657	0.00172538

Rdkk/vnd				Reur/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.0420693	0.00467003	0.0142334	0.00460145	0.0314211	0.00476691	0.014908	0.00459312

Rgbp/vnd				Rhkd/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.149661	0.00430902	-0.00884695	0.00459403	0.607961	0.00115103	0.358786	0.00223323

Rjpy/vnd				Rnok/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.235487	0.00397816	0.125757	0.00436252	-0.0480914	0.00679672	0.0617731	0.00557688

Rsek/vnd				Rsgd/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
-0.0653131	0.00705101	0.0768272	0.00514811	0.243436	0.00267181	0.111303	0.00315444

Rthb/vnd				Rmyr/vnd			
lower tail		upper tail		lower tail		upper tail	
Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale	Shape	Scale
0.309823	0.00217209	0.0905755	0.00319922	0.19324	0.00298257	0.157202	0.00330044

Nguồn: tác giả

Một số danh mục tối ưu theo mô hình M-CVAR của lợi suất Vnidex với tỷ giá

Danh mục chỉ số VNindex và AUD/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.003%	0.005%	0.007%	0.008%	0.01%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.4098	0.3061	0.2024	0.1505	0.0469
Raud-vnd	0.5902	0.6939	0.7976	0.8495	0.9531
Prisk	0.0499	0.0519	0.0574	0.0604	0.0665

Danh mục chỉ số VNindex và CAD/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.0011%	0.0015%	0.002%	0.0025%	0.003%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.1277	0.1051	0.0768	0.0485	0.0203
Raud-vnd	0.8723	0.8949	0.9232	0.9515	0.9797
Prisk	0.0339	0.0341	0.0343	0.0349	0.0355

Danh mục chỉ số VNindex và CHF/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.012%	0.014%	0.016%	0.018%	0.02%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.3884	0.3088	0.2291	0.1495	0.0699
Raud-vnd	0.6116	0.6912	0.7709	0.8505	0.9301
Prisk	0.0441	0.0457	0.0493	0.0532	0.0582

Danh mục chỉ số VNindex và CNY/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.015%	0.018%	0.02%	0.025%	0.027%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.312	0.2363	0.1859	0.0598	0.0093
Raud-vnd	0.688	0.7637	0.8141	0.9402	0.9907
Prisk	0.0359	0.0361	0.0363	0.0395	0.0417

Danh mục chỉ số VNindex và DKK/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.0042%	0.0045%	0.0048%	0.005%	0.0052%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.1449	0.1138	0.0672	0.0361	0.0051
Raud-vnd	0.8551	0.8862	0.9328	0.9639	0.9949
Prisk	0.0322	0.0324	0.0332	0.0338	0.0344

Danh mục chỉ số VNindex và EUR/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.004%	0.0042%	0.0045%	0.0047%	0.0049%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.1527	0.1201	0.0712	0.0386	0.006
Raud-vnd	0.8473	0.8799	0.9288	0.9614	0.994
Prisk	0.0321	0.0322	0.033	0.0335	0.0342

Danh mục chỉ số VNindex và GBP/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.0035%	0.0037%	0.004%	0.0042%	0.0045%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.1406	0.1166	0.0807	0.0567	0.0208
Raud-vnd	0.8594	0.8834	0.9193	0.9433	0.9792
Prisk	0.0354	0.0358	0.0366	0.373	0.0382

Danh mục chỉ số VNindex và HKD/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.0086%	0.0088%	0.01%	0.012%	0.016%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.4037	0.3929	0.3281	0.22	0.0039
Raud-vnd	0.5963	0.6071	0.6719	0.78	0.9961
Prisk	0.0362	0.0363	0.0373	0.0397	0.0466

Danh mục chỉ số VNindex và JPY/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.009%	0.01%	0.012%	0.013%	0.014%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.2311	0.1869	0.0985	0.0543	0.0101
Raud-vnd	0.7689	0.8131	0.9015	0.9457	0.9899
Prisk	0.0385	0.0399	0.0429	0.0445	0.0465

Danh mục chỉ số VNindex và NOK/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.0008%	0.001%	0.0012%	0.0013%	0.0014%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.1185	0.0791	0.0398	0.0201	0.0004
Raud-vnd	0.8815	0.9209	0.9602	0.9799	0.9996
Prisk	0.0381	0.0386	0.0397	0.0402	0.0407

Danh mục chỉ số VNindex và SEK/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.0018%	0.002%	0.0025%	0.003%	0.0035%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.1621	0.1456	0.1043	0.063	0.0217
Raud-vnd	0.8379	0.8541	0.8957	0.937	0.9783
Prisk	0.0367	0.0367	0.0376	0.0388	0.0401

Danh mục chỉ số VNindex và SGD/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.01%	0.012%	0.015%	0.017%	0.018%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.3441	0.2609	0.1361	0.053	0.0114
Raud-vnd	0.6559	0.7391	0.8639	0.947	0.9886
Prisk	0.033	0.0348	0.0393	0.0428	0.0448

Danh mục chỉ số VNindex và THB/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.008%	0.01%	0.012%	0.013%	0.015%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.2386	0.1755	0.1124	0.0809	0.0179
Raud-vnd	0.7614	0.8245	0.8876	0.9191	0.9821
Prisk	0.0305	0.0309	0.0319	0.0326	0.0343

Danh mục chỉ số VNindex và MYR/VND					
	DMĐT 1	**DMĐT 2**	**DMĐT 3**	**DMĐT 4**	**DMĐT 5**
Preturn	0.002%	0.003%	0.004%	0.005%	0.0055%
Tỷ trọng					
RVnindex	0.2504	0.1814	0.1125	0.0436	0.0091
Raud-vnd	0.7496	0.8186	0.8875	0.9564	0.9909
Prisk	0.0307	0.0315	0.0324	0.034	0.0349

Nguồn: tác giả

Kết quả đo lường rủi ro một số danh mục của lợi suất Vnidex với tỷ giá nhờ Copula Student

Danh mục chỉ số VNindex và AUD/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.07%	1.68%	0.99%	1.6%	0.98%	1.61%	0.97%	1.64%	1.04%	1.77%
95%	1.48%	2.11%	1.39%	2.04%	1.34%	2.07%	1.37%	2.13%	1.46%	2.3%
99%	2.48%	3.2%	2.4%	3.21%	2.54%	3.38%	2.64%	3.51%	2.8%	3.83%

Danh mục chỉ số VNindex và CAD/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.77%	1.27%	0.77%	1.29%	0.78%	1.31%	0.79%	1.33%	0.8%	1.36%
95%	1.13%	1.62%	1.15%	1.64%	1.16%	1.67%	1.16%	1.71%	1.2%	1.75%
99%	1.91%	2.38%	1.95%	2.4%	1.97%	2.44%	2.03%	2.5%	2.08%	2.56%

Danh mục chỉ số VNindex và CHF/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.94%	1.46%	0.86%	1.34%	0.8%	1.28%	0.86%`	1.4%	0.81%	1.31%
95%	1.28%	1.82%	1.18%	1.7%	1.11%	1.63%	1.19%	1.79%	1.09%	1.68%
99%	2.12%	2.72%	1.93%	2.63%	1.88%	2.64%	2.09%	3.03%	2.01%	2.89%

Danh mục chỉ số VNindex và CNY/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.63%	1.02%	0.49%	0.81%	0.4%	0.68%	0.2%	0.43%	0.16%	0.41%
95%	0.91%	1.29%	0.71%	1.04%	0.58%	0.88%	0.3%	0.62%	0.26%	0.61%
99%	1.46%	1.98%	1.17%	1.69%	0.98%	1.54%	0.72%	1.41%	0.76%	1.45%

Danh mục chỉ số VNindex và DKK/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.78%	1.2%	0.77%	1.2%	0.79%	1.23%	0.8%	1.25%	0.82%	1.29%
95%	1.06%	1.49%	1.07%	1.51%	1.08%	1.54%	1.11%	1.58%	1.14%	1.62%
99%	1.78%	2.2%	1.8%	2.22%	1.85%	2.29%	1.91%	2.35%	1.94%	2.42%

Danh mục chỉ số VNindex và EUR/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.78%	1.2%	0.77%	1.21%	0.79%	1.23%	0.8%	1.26%	0.82%	1.29%
95%	1.07%	1.5%	1.07%	1.51%	1.09%	1.55%	1.11%	1.58%	1.14%	1.62%
99%	1.78%	2.2%	1.81%	2.22%	1.86%	2.29%	1.91%	2.35%	1.95%	2.42%

Danh mục chỉ số VNindex và GBP/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.71%	1.14%	0.7%	1.14%	0.71%	1.16%	0.72%	1.18%	0.73%	1.21%
95%	0.99%	1.45%	0.99%	1.46%	1%	1.49%	1.01%	1.51%	1.05%	1.55%
99%	1.72%	2.18%	1.74%	2.21%	1.78%	2.27%	1.79%	2.32%	1.85%	2.4%

Danh mục chỉ số VNindex và HKD/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.79%	1.26%	0.77%	1.23%	0.64%	1.04%	0.44%	0.75%	0.12%	0.39%
95%	1.13%	1.57%	1.1%	1.53%	0.91%	1.31%	0.63%	0.79%	0.21%	0.62%
99%	1.82%	2.28%	1.78%	2.24%	1.52%	1.98%	1.09%	1.65%	0.74%	1.62%

Danh mục chỉ số VNindex và JPY/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.78%	1.22%	0.77%	1.21%	0.76%	1.22%	0.78%	1.26%	0.81%	1.3%
95%	1.06%	1.54%	1.03%	1.53%	1.04%	1.56%	1.06%	1.61%	1.09%	1.68%
99%	1.83%	2.4%	1.83%	2.41%	1.92%	2.52%	1.93%	2.61%	2%	2.71%

Danh mục chỉ số VNindex và NOK/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	1.01%	1.58%	1.03%	1.62%	1.06%	1.67%	1.07%	1.7%	1.09%	1.73%
95%	1.42%	1.97%	1.45%	2.03%	1.5%	2.09%	1.53%	2.13%	1.57%	2.16%
99%	2.31%	2.73%	2.39%	2.81%	2.44%	2,91%	2.48%	2.97%	2.54%	3.03%

Danh mục chỉ số VNindex và SEK/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.98%	1.54%	0.98%	1.55%	1.01%	1.59%	1.03%	1.64%	1.05%	1.7%
95%	1.36%	1.91%	1.38%	1.93%	1.42%	1.98%	1.46%	2.05%	1.5%	2.13%
99%	2.3%	2.75%	2.33%	2.77%	2.38%	2.83%	2.48%	2.91%	2.54%	3.01%

Danh mục chỉ số VNindex và SGD/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.77%	1.18%	0.65%	1%	0.51%	0.83%	0.46%	0.8%	0.47%	0.82%
95%	1.06%	1.45%	0.89%	1.25%	0.69%	1.06%	0.66%	1.06%	0.67%	1.09%
99%	1.68%	2.11%	1.42%	1.92%	1.26%	1.82%	1.26%	1.88%	1.29%	1.95%

Danh mục chỉ số VNindex và THB/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.58%	0.92%	0.49%	0.8%	0.42%	0.72%	0.39%	0.69%	0.38%	0.69%
95%	0.82%	1.16%	0.68%	1.03%	0.59%	0.94%	0.57%	0.92%	0.54%	0.93%
99%	1.35%	1.8%	1.17%	1.7%	1.1%	1.67%	1.09%	1.68%	1.1%	1.74%

Danh mục chỉ số VNindex và MYR/VND										
Độ tin cậy	DMĐT 1		DMĐT 2		DMĐT 3		DMĐT 4		DMĐT 5	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
90%	0.72%	1.08%	0.64%	0.98%	0.58%	0.92%	0.56%	0.91%	0.56%	0.93%
95%	0.97%	1.34%	0.86%	1.22%	0.8%	1.17%	0.77%	1.18%	0.79%	1.2%
99%	1.52%	1.96%	1.42%	1.86%	1.38%	1.84%	1.39%	1.89%	1.43%	1.93%

Nguồn: tác giả

PHỤ LỤC VIII
Kết quả hậu kiểm mô hình VaR

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
6/18/2013	0.00837018	-0.015963094	-0.015
6/19/2013	-0.010862892	-0.015975533	-0.015
6/20/2013	-0.01336537	-0.016000188	-0.015
6/21/2013	-0.007873054	-0.016004567	-0.015
6/24/2013	**-0.023458442**	**-0.016080513**	**-0.015**
6/25/2013	0.00525447	-0.016075268	-0.015
6/26/2013	0.014601241	-0.016078739	-0.0151
6/27/2013	0.001223142	-0.016075684	-0.015
6/28/2013	-0.003293941	-0.016055963	-0.015
7/1/2013	0.012800142	-0.016014491	-0.015
7/2/2013	-0.002728529	-0.016019165	-0.0165
7/3/2013	0.000206618	-0.015931129	-0.0165
7/4/2013	0.000410341	-0.015925118	-0.0165
7/5/2013	0.000128575	-0.015762164	-0.0165
7/8/2013	0.005407319	-0.015713464	-0.0165
7/9/2013	0.002467698	-0.015710366	-0.0165
7/10/2013	0.000193983	-0.015702421	-0.0166
7/11/2013	0.016440642	-0.015711675	-0.0166
7/12/2013	0.001642093	-0.015660269	-0.0166
7/15/2013	0.002807523	-0.015659589	-0.0161
7/16/2013	-0.000549588	-0.0156599	-0.0161
7/17/2013	0.000681083	-0.015660911	-0.0161
7/18/2013	0.009506099	-0.015654164	-0.0161
7/19/2013	0.003180629	-0.015652138	-0.0161
7/22/2013	-0.000864797	-0.015656044	-0.0161
7/23/2013	-0.011042341	-0.015683206	-0.016
7/24/2013	-0.004343312	-0.015693169	-0.016
7/25/2013	0.003407057	-0.015668286	-0.0161
7/26/2013	-0.007956991	-0.015630205	-0.016
7/29/2013	0.001002664	-0.015625247	-0.016
7/30/2013	0.003654858	-0.015545378	-0.016
7/31/2013	0.000439761	-0.015490141	-0.016
8/1/2013	0.008561352	-0.015490292	-0.0161
8/2/2013	-0.000192194	-0.015493819	-0.0161
8/5/2013	0.002187957	-0.015491285	-0.0161
8/6/2013	0.000641872	-0.015471084	-0.0161
8/7/2013	-0.003809813	-0.015470432	-0.0161
8/8/2013	0.004341865	-0.015461188	-0.0161
8/9/2013	-0.002888084	-0.015468675	-0.0161
8/12/2013	-0.002381828	-0.015446494	-0.0161
8/13/2013	0.007278494	-0.01536248	-0.0161
8/14/2013	0.001951359	-0.015336649	-0.0161
8/15/2013	-0.007585963	-0.015319348	-0.0162
8/16/2013	0.001485924	-0.015308739	-0.0161
8/19/2013	-0.00906256	-0.015330128	-0.0161
8/20/2013	-0.000177389	-0.015259347	-0.0161

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
8/21/2013	-0.009506233	-0.015264513	-0.0162
8/22/2013	-0.005170832	-0.015275878	-0.0162
8/23/2013	0.005755568	-0.015250028	-0.0162
8/26/2013	-0.007043948	-0.015264821	-0.0162
8/27/2013	**-0.020828657**	**-0.015332836**	**-0.0162**
8/28/2013	-0.003618011	-0.015340042	-0.0162
8/29/2013	0.005336419	-0.015323649	-0.0162
8/30/2013	-0.002118818	-0.015323002	-0.0162
9/3/2013	0.001229956	-0.015307124	-0.0162
9/4/2013	0.010575399	-0.015307168	-0.0162
9/5/2013	0.003110837	-0.015303983	-0.0163
9/6/2013	-0.010286796	-0.015317441	-0.0163
9/9/2013	0.009523407	-0.015291529	-0.0163
9/10/2013	0.005657571	-0.015290971	-0.0163
9/11/2013	0.000683477	-0.015289226	-0.0163
9/12/2013	-0.000852746	-0.01527016	-0.0163
9/13/2013	0.000515181	-0.015263275	-0.0163
9/16/2013	0.005041387	-0.015218694	-0.0163
9/17/2013	-0.00146702	-0.015223856	-0.0163
9/18/2013	0.007946	-0.015223923	-0.0163
9/19/2013	0.000231576	-0.015214413	-0.0163
9/20/2013	-0.00163472	-0.015134683	-0.0163
9/23/2013	0.001481213	-0.015135855	-0.0163
9/24/2013	0.002208503	-0.01513396	-0.0163
9/25/2013	-0.002504109	-0.015091157	-0.0163
9/26/2013	0.003283364	-0.015066203	-0.0163
9/27/2013	0.00408648	-0.015048524	-0.0163
9/30/2013	-0.003429929	-0.01503854	-0.0163
10/1/2013	0.006213261	-0.015001094	-0.0163
10/2/2013	-0.002461754	-0.015001327	-0.0163
10/3/2013	0.000743637	-0.014990798	-0.0163
10/4/2013	0.006520265	-0.014987608	-0.0163
10/7/2013	-0.002575949	-0.014994073	-0.0163
10/8/2013	-0.007700025	-0.01500523	-0.0163
10/9/2013	-0.005639891	-0.015018025	-0.0163
10/10/2013	0.010494557	-0.014917399	-0.0163
10/11/2013	0.002222491	-0.014914892	-0.0163
10/14/2013	0.004155918	-0.014880577	-0.0163
10/15/2013	-0.000226813	-0.014876582	-0.0163
10/16/2013	0.007467249	-0.0148764	-0.0163
10/17/2013	0.004560183	-0.014873013	-0.0163
10/18/2013	0.004061795	-0.014861134	-0.0163
10/21/2013	-0.000951949	-0.014826608	-0.0163
10/22/2013	0.006344197	-0.014808415	-0.0163
10/23/2013	-0.005252585	-0.014820423	-0.0163
10/24/2013	0.001227235	-0.014820092	-0.0163
10/25/2013	-0.002119082	-0.014826175	-0.0163
10/28/2013	0.001268283	-0.014827458	-0.0163

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
10/29/2013	0.004791972	-0.014827307	-0.0163
10/30/2013	-0.004149928	-0.014836909	-0.0163
10/31/2013	-0.002225039	-0.01484262	-0.0163
11/1/2013	0.001449614	-0.014837168	-0.0163
11/4/2013	0.004490491	-0.014837328	-0.0163
11/5/2013	0.001289069	-0.014835234	-0.0163
11/6/2013	-0.000465552	-0.014837011	-0.0163
11/7/2013	-0.007937181	-0.014854673	-0.0163
11/8/2013	0.009169871	-0.014852859	-0.0163
11/11/2013	-0.003143244	-0.014818892	-0.0163
11/12/2013	-0.002696093	-0.014821177	-0.0163
11/13/2013	0.005842227	-0.014818004	-0.0163
11/14/2013	0.005815536	-0.014809131	-0.0163
11/15/2013	0.007266357	-0.014793716	-0.0163
11/18/2013	-0.003632585	-0.014795739	-0.0163
11/19/2013	-0.000230596	-0.014798219	-0.0163
11/20/2013	-0.003803281	-0.014778479	-0.0163
11/21/2013	0.006128924	-0.014776274	-0.0163
11/22/2013	0.003363826	-0.014774371	-0.0163
11/25/2013	0.002026209	-0.014769587	-0.0163
11/26/2013	-0.000711273	-0.014768546	-0.0163
11/27/2013	0.000552096	-0.014771016	-0.0163
11/28/2013	9.84735E-05	-0.014774187	-0.0163
11/29/2013	0.000295752	-0.014776893	-0.0163
12/2/2013	0.001677575	-0.014778365	-0.0163
12/3/2013	-0.002283575	-0.014782804	-0.0163
12/4/2013	-0.001533757	-0.014780741	-0.0163
12/5/2013	-0.002076471	-0.014786111	-0.0163
12/6/2013	0.006664674	-0.014786193	-0.0163
12/9/2013	0.001298801	-0.014783721	-0.0163
12/10/2013	-0.007787741	-0.014796751	-0.0163
12/11/2013	-0.004109976	-0.014803943	-0.0163
12/12/2013	-0.002678586	-0.014808614	-0.0163
12/13/2013	-0.004117772	-0.014782719	-0.0163
12/16/2013	0.006821794	-0.014780431	-0.0163
12/17/2013	-0.002047501	-0.014785726	-0.0163
12/18/2013	0.009342941	-0.014786178	-0.0163
12/19/2013	-0.002169923	-0.014792272	-0.0163
12/20/2013	0.00664801	-0.014791037	-0.0163
12/23/2013	-0.000404302	-0.014774562	-0.0163
12/24/2013	0.000267645	-0.014777485	-0.0163
12/25/2013	0.002176067	-0.014776279	-0.0163
12/26/2013	0.002169699	-0.014742646	-0.0163
12/27/2013	-0.006127868	-0.014750749	-0.0163
12/30/2013	0.004089515	-0.014667396	-0.0163
12/31/2013	0.00187682	-0.014627103	-0.0146
1/2/2014	-0.003559528	-0.014610813	-0.0146
1/3/2014	0.003480619	-0.014565421	-0.0146

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
1/6/2014	-0.000276309	-0.014568971	-0.0146
1/7/2014	0.006742631	-0.014558925	-0.0146
1/8/2014	0.002900979	-0.014500606	-0.0146
1/9/2014	0.002008277	-0.014495401	-0.0146
1/10/2014	0.003267406	-0.014426994	-0.0146
1/13/2014	-0.005177884	-0.014438922	-0.0146
1/14/2014	0.009574419	-0.014229085	-0.0146
1/15/2014	0.008990417	-0.014228282	-0.0146
1/16/2014	0.008703289	-0.014214018	-0.0146
1/17/2014	0.007253298	-0.014214133	-0.0146
1/20/2014	0.005567587	-0.014212486	-0.0146
1/21/2014	-0.005810734	-0.014156584	-0.0146
1/22/2014	0.001734808	-0.014127288	-0.0146
1/23/2014	0.0015514	-0.014127051	-0.0146
1/24/2014	-0.013861579	-0.014150412	-0.0146
2/5/2014	-0.012532435	-0.014178325	-0.0146
2/6/2014	0.001745091	-0.014177896	-0.0146
2/7/2014	0.01212403	-0.014045251	-0.0146
2/10/2014	-0.001018111	-0.014034612	-0.0146
2/11/2014	0.014712996	-0.014043001	-0.0146
2/12/2014	0.005154537	-0.014039626	-0.0146
2/13/2014	0.004647323	-0.014023304	-0.0146
2/14/2014	0.00064813	-0.014025861	-0.0146
2/17/2014	0.003843485	-0.014021366	-0.0146
2/18/2014	0.00361526	-0.01401416	-0.0146
2/19/2014	-0.009451755	-0.014034118	-0.0146
2/20/2014	0.002656278	-0.014032851	-0.0146
2/21/2014	0.004269898	-0.014032821	-0.0146
2/24/2014	0.011339853	-0.014026433	-0.0146
2/25/2014	0.002386936	-0.014008602	-0.0146
2/26/2014	-0.004245955	-0.014011733	-0.0146
2/27/2014	0.00391932	-0.013968208	-0.0146
2/28/2014	-0.009905122	-0.013992759	-0.0146
3/3/2014	-0.006676538	-0.014007284	-0.0146
3/4/2014	0.011856023	-0.013947031	-0.0146
3/5/2014	0.003180957	-0.013927934	-0.0146
3/6/2014	0.001894387	-0.013923284	-0.0146
3/7/2014	0.003620938	-0.013921082	-0.0146
3/10/2014	0.003863209	-0.013907876	-0.0146
3/11/2014	-0.001274733	-0.013907931	-0.0146
3/12/2014	0.00454005	-0.013894563	-0.0146
3/13/2014	-0.004542767	-0.013905367	-0.0146
3/14/2014	0.001594132	-0.013906794	-0.0146
3/17/2014	0.00436731	-0.013905462	-0.0146
3/18/2014	0.008325193	-0.01390619	-0.0146
3/19/2014	-0.007470354	-0.013917713	-0.0146
3/20/2014	0.004258987	-0.013916197	-0.0146
3/21/2014	0.003245013	-0.013876654	-0.0146

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
3/24/2014	-0.007068698	-0.013892596	-0.0146
3/25/2014	-0.009400038	-0.013915927	-0.0146
3/26/2014	-0.001814979	-0.01389116	-0.0146
3/27/2014	0.002595174	-0.013889024	-0.0146
3/28/2014	3.80005E-05	-0.013890822	-0.0146
3/31/2014	-0.002604055	-0.013897844	-0.0146
4/1/2014	0.001619888	-0.013882158	-0.0146
4/2/2014	0.00799974	-0.013874289	-0.0146
4/3/2014	0.002481123	-0.013872847	-0.0146
4/4/2014	5.91215E-05	-0.013869527	-0.0146
4/7/2014	-0.003244346	-0.013874551	-0.0146
4/9/2014	0.005723866	-0.013856014	-0.0146
4/10/2014	-0.011135369	-0.013884208	-0.0146
4/11/2014	-0.008526384	-0.013895091	-0.0146
4/14/2014	-0.004367166	-0.013871629	-0.0146
4/15/2014	-0.006801967	-0.013865333	-0.0146
4/16/2014	0.010413565	-0.013862398	-0.0146
4/17/2014	-0.01241284	-0.01376102	-0.0146
4/18/2014	-0.006409203	-0.01377485	-0.0146
4/21/2014	0.012345372	-0.013776343	-0.0146
4/22/2014	0.00160302	-0.013772957	-0.0146
4/23/2014	-0.000142878	-0.01376928	-0.0146
4/24/2014	0.008166043	-0.013762303	-0.0146
4/25/2014	-0.009099448	-0.013771619	-0.0146
4/28/2014	0.005872222	-0.013747704	-0.0146
5/2/2014	-0.00834037	-0.013713005	-0.0146
5/5/2014	-0.007815495	-0.013665547	-0.0146
5/6/2014	-0.000120246	-0.013669058	-0.0146
5/7/2014	**-0.02747287**	**-0.013778314**	**-0.0145**
5/8/2014	0.013711605	-0.01374209	-0.0145
5/9/2014	**-0.023313438**	**-0.013829249**	**-0.0145**
5/12/2014	0.001806026	-0.013830573	-0.0145
5/13/2014	0.015163089	-0.013759444	-0.0146
5/14/2014	-0.007576806	-0.013763941	-0.0146
5/15/2014	0.000517803	-0.013746849	-0.0145
5/16/2014	0.005164109	-0.013745675	-0.0146
5/19/2014	0.006122383	-0.013716765	-0.0145
5/20/2014	0.002658521	-0.013711401	-0.0146
5/21/2014	0.002015119	-0.013712392	-0.0145
5/22/2014	0.000995095	-0.013710468	-0.0145
5/23/2014	0.00451468	-0.013709686	-0.0146
5/26/2014	0.00793161	-0.013709216	-0.0145
5/27/2014	0.007038685	-0.013706959	-0.0145
5/28/2014	0.000518117	-0.013708659	-0.0145
5/29/2014	0.005799995	-0.013704598	-0.0145
5/30/2014	-0.003726859	-0.013699982	-0.0145
6/2/2014	0.002156534	-0.013688506	-0.0145
6/3/2014	-0.004954587	-0.013697109	-0.0145

Ngày	Tổn thất thực tế	VaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	VaR ước lượng nhờ copula Gumbel
6/4/2014	-0.001227801	-0.013701033	-0.0145
6/5/2014	0.010368649	-0.013700124	-0.0146
6/6/2014	0.008177367	-0.013698038	-0.0145
6/9/2014	0.001617049	-0.013688695	-0.0146
6/10/2014	0.002954462	-0.013678965	-0.0146
6/11/2014	0.001199868	-0.013679456	-0.0145
6/12/2014	-0.002947465	-0.013662398	-0.0145
6/13/2014	-0.000266208	-0.01366396	-0.0145
6/16/2014	0.000243446	-0.01365757	-0.0145
6/17/2014	-0.000840994	-0.013661241	-0.0145
6/18/2014	0.001558705	-0.013650247	-0.0145
6/19/2014	-0.005211762	-0.013662514	-0.0145

Kết quả hậu kiểm mô hình CVaR

Ngày	Tổn thất thực tế	CVaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	CVaR ước lượng nhờ copula Gumbel
6/18/2013	0.00837018	-0.022053568	-0.0204
6/19/2013	-0.010862892	-0.022053568	-0.0204
6/20/2013	-0.01336537	-0.022053568	-0.0204
6/21/2013	-0.007873054	-0.022053568	-0.0204
6/24/2013	**-0.023458442**	**-0.022078215**	**-0.0204**
6/25/2013	0.00525447	-0.022078215	-0.0204
6/26/2013	0.014601241	-0.022078215	-0.0204
6/27/2013	0.001223142	-0.022078215	-0.0204
6/28/2013	-0.003293941	-0.022078215	-0.0204
7/1/2013	0.012800142	-0.022182154	-0.0204
7/2/2013	-0.002728529	-0.022182154	-0.0217
7/3/2013	0.000206618	-0.022122863	-0.0217
7/4/2013	0.000410341	-0.022122863	-0.0217
7/5/2013	0.000128575	-0.021643687	-0.0216
7/8/2013	0.005407319	-0.021623904	-0.0216
7/9/2013	0.002467698	-0.021623904	-0.0217
7/10/2013	0.000193983	-0.021520095	-0.0217
7/11/2013	0.016440642	-0.021623904	-0.0217
7/12/2013	0.001642093	-0.02158559	-0.0218
7/15/2013	0.002807523	-0.02158559	-0.0213
7/16/2013	-0.000549588	-0.02158559	-0.0213
7/17/2013	0.000681083	-0.02158559	-0.0213
7/18/2013	0.009506099	-0.02158559	-0.0213
7/19/2013	0.003180629	-0.02158559	-0.0213
7/22/2013	-0.000864797	-0.02158559	-0.0213
7/23/2013	-0.011042341	-0.02158559	-0.0213
7/24/2013	-0.004343312	-0.02158559	-0.0213
7/25/2013	0.003407057	-0.02158559	-0.0213
7/26/2013	-0.007956991	-0.021641037	-0.0213
7/29/2013	0.001002664	-0.021641037	-0.0213
7/30/2013	0.003654858	-0.021610883	-0.0213
7/31/2013	0.000439761	-0.021662948	-0.0213
8/1/2013	0.008561352	-0.021662948	-0.0214
8/2/2013	-0.000192194	-0.021662948	-0.0214
8/5/2013	0.002187957	-0.021662948	-0.0214
8/6/2013	0.000641872	-0.021662948	-0.0214
8/7/2013	-0.003809813	-0.021662948	-0.0214
8/8/2013	0.004341865	-0.021548114	-0.0214
8/9/2013	-0.002888084	-0.021662948	-0.0214
8/12/2013	-0.002381828	-0.021548114	-0.0214
8/13/2013	0.007278494	-0.021505291	-0.0214
8/14/2013	0.001951359	-0.021505291	-0.0214
8/15/2013	-0.007585963	-0.021390808	-0.0214
8/16/2013	0.001485924	-0.021390808	-0.0214
8/19/2013	-0.00906256	-0.021505291	-0.0214
8/20/2013	-0.000177389	-0.021379808	-0.0214
8/21/2013	-0.009506233	-0.021379808	-0.0214
8/22/2013	-0.005170832	-0.021379808	-0.0215
8/23/2013	0.005755568	-0.021379808	-0.0214

Ngày	Tổn thất thực tế	CVaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	CVaR ước lượng nhờ copula Gumbel
8/26/2013	-0.007043948	-0.021379808	-0.0215
8/27/2013	-0.020828657	-0.021483684	-0.0215
8/28/2013	-0.003618011	-0.021483684	-0.0215
8/29/2013	0.005336419	-0.021483684	-0.0215
8/30/2013	-0.002118818	-0.021369601	-0.0215
9/3/2013	0.001229956	-0.021369601	-0.0215
9/4/2013	0.010575399	-0.021369601	-0.0215
9/5/2013	0.003110837	-0.021369601	-0.0216
9/6/2013	-0.010286796	-0.021369601	-0.0215
9/9/2013	0.009523407	-0.021369601	-0.0216
9/10/2013	0.005657571	-0.021369601	-0.0216
9/11/2013	0.000683477	-0.021369601	-0.0216
9/12/2013	-0.000852746	-0.021369601	-0.0216
9/13/2013	0.000515181	-0.021369601	-0.0216
9/16/2013	0.005041387	-0.021476447	-0.0216
9/17/2013	-0.00146702	-0.021476447	-0.0216
9/18/2013	0.007946	-0.021476447	-0.0216
9/19/2013	0.000231576	-0.021476447	-0.0216
9/20/2013	-0.00163472	-0.021312565	-0.0216
9/23/2013	0.001481213	-0.021312565	-0.0216
9/24/2013	0.002208503	-0.021312565	-0.0216
9/25/2013	-0.002504109	-0.021399425	-0.0216
9/26/2013	0.003283364	-0.021399425	-0.0216
9/27/2013	0.00408648	-0.021399425	-0.0216
9/30/2013	-0.003429929	-0.021399425	-0.0216
10/1/2013	0.006213261	-0.021399425	-0.0216
10/2/2013	-0.002461754	-0.021399425	-0.0216
10/3/2013	0.000743637	-0.021399425	-0.0216
10/4/2013	0.006520265	-0.021399425	-0.0216
10/7/2013	-0.002575949	-0.021399425	-0.0216
10/8/2013	-0.007700025	-0.021399425	-0.0216
10/9/2013	-0.005639891	-0.021399425	-0.0216
10/10/2013	0.010494557	-0.021174639	-0.0216
10/11/2013	0.002222491	-0.021174639	-0.0216
10/14/2013	0.004155918	-0.021174639	-0.0216
10/15/2013	-0.000226813	-0.021174639	-0.0216
10/16/2013	0.007467249	-0.021174639	-0.0216
10/17/2013	0.004560183	-0.021174639	-0.0216
10/18/2013	0.004061795	-0.021174639	-0.0216
10/21/2013	-0.000951949	-0.020940258	-0.0216
10/22/2013	0.006344197	-0.020828883	-0.0216
10/23/2013	-0.005252585	-0.020940258	-0.0216
10/24/2013	0.001227235	-0.020940258	-0.0216
10/25/2013	-0.002119082	-0.020940258	-0.0216
10/28/2013	0.001268283	-0.020940258	-0.0216
10/29/2013	0.004791972	-0.020940258	-0.0216
10/30/2013	-0.004149928	-0.020940258	-0.0216
10/31/2013	-0.002225039	-0.021055333	-0.0216
11/1/2013	0.001449614	-0.020940258	-0.0216
11/4/2013	0.004490491	-0.020940258	-0.0216
11/5/2013	0.001289069	-0.020940258	-0.0216

Ngày	Tổn thất thực tế	CVaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	CVaR ước lượng nhờ copula Gumbel
11/6/2013	-0.000465552	-0.020940258	-0.0216
11/7/2013	-0.007937181	-0.021174639	-0.0216
11/8/2013	0.009169871	-0.021174639	-0.0216
11/11/2013	-0.003143244	-0.021055141	-0.0216
11/12/2013	-0.002696093	-0.021055141	-0.0216
11/13/2013	0.005842227	-0.021055141	-0.0216
11/14/2013	0.005815536	-0.020939577	-0.0216
11/15/2013	0.007266357	-0.020939577	-0.0216
11/18/2013	-0.003632585	-0.020939577	-0.0216
11/19/2013	-0.000230596	-0.020939577	-0.0216
11/20/2013	-0.003803281	-0.020939577	-0.0216
11/21/2013	0.006128924	-0.020939577	-0.0216
11/22/2013	0.003363826	-0.020939577	-0.0216
11/25/2013	0.002026209	-0.020827475	-0.0216
11/26/2013	-0.000711273	-0.020827475	-0.0216
11/27/2013	0.000552096	-0.020827475	-0.0216
11/28/2013	9.84735E-05	-0.020939577	-0.0216
11/29/2013	0.000295752	-0.020939577	-0.0216
12/2/2013	0.001677575	-0.020939577	-0.0216
12/3/2013	-0.002283575	-0.020939577	-0.0216
12/4/2013	-0.001533757	-0.020939577	-0.0216
12/5/2013	-0.002076471	-0.020939577	-0.0216
12/6/2013	0.006664674	-0.020939577	-0.0216
12/9/2013	0.001298801	-0.020939577	-0.0216
12/10/2013	-0.007787741	-0.020939577	-0.0216
12/11/2013	-0.004109976	-0.020939577	-0.0216
12/12/2013	-0.002678586	-0.020939577	-0.0216
12/13/2013	-0.004117772	-0.020939577	-0.0216
12/16/2013	0.006821794	-0.020939577	-0.0216
12/17/2013	-0.002047501	-0.020939577	-0.0216
12/18/2013	0.009342941	-0.020939577	-0.0216
12/19/2013	-0.002169923	-0.020939577	-0.0216
12/20/2013	0.00664801	-0.020939577	-0.0216
12/23/2013	-0.000404302	-0.020939577	-0.0216
12/24/2013	0.000267645	-0.020939577	-0.0216
12/25/2013	0.002176067	-0.020939577	-0.0216
12/26/2013	0.002169699	-0.020827475	-0.0216
12/27/2013	-0.006127868	-0.020827475	-0.0216
12/30/2013	0.004089515	-0.02078116	-0.0216
12/31/2013	0.00187682	-0.020894503	-0.0198
1/2/2014	-0.003559528	-0.020894503	-0.0198
1/3/2014	0.003480619	-0.020993547	-0.0198
1/6/2014	-0.000276309	-0.020993547	-0.0198
1/7/2014	0.006742631	-0.020993547	-0.0198
1/8/2014	0.002900979	-0.021040512	-0.0198
1/9/2014	0.002008277	-0.021040512	-0.0198
1/10/2014	0.003267406	-0.021051184	-0.0198
1/13/2014	-0.005177884	-0.021051184	-0.0198
1/14/2014	0.009574419	-0.020414984	-0.0198
1/15/2014	0.008990417	-0.020414984	-0.0198
1/16/2014	0.008703289	-0.020414984	-0.0198

Ngày	Tổn thất thực tế	CVaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	CVaR ước lượng nhờ copula Gumbel
1/17/2014	0.007253298	-0.020414984	-0.0198
1/20/2014	0.005567587	-0.020414984	-0.0197
1/21/2014	-0.005810734	-0.020414984	-0.0197
1/22/2014	0.001734808	-0.020414984	-0.0197
1/23/2014	0.0015514	-0.020414984	-0.0197
1/24/2014	-0.013861579	-0.020414984	-0.0197
2/5/2014	-0.012532435	-0.020414984	-0.0197
2/6/2014	0.001745091	-0.020414984	-0.0197
2/7/2014	0.01212403	-0.02020505	-0.0197
2/10/2014	-0.001018111	-0.02020505	-0.0197
2/11/2014	0.014712996	-0.02020505	-0.0197
2/12/2014	0.005154537	-0.02020505	-0.0197
2/13/2014	0.004647323	-0.020083954	-0.0197
2/14/2014	0.00064813	-0.020083954	-0.0197
2/17/2014	0.003843485	-0.020083954	-0.0197
2/18/2014	0.00361526	-0.020083954	-0.0197
2/19/2014	-0.009451755	-0.02020505	-0.0197
2/20/2014	0.002656278	-0.02020505	-0.0197
2/21/2014	0.004269898	-0.02020505	-0.0197
2/24/2014	0.011339853	-0.020083954	-0.0197
2/25/2014	0.002386936	-0.020083954	-0.0197
2/26/2014	-0.004245955	-0.020083954	-0.0197
2/27/2014	0.00391932	-0.02018635	-0.0197
2/28/2014	-0.009905122	-0.02018635	-0.0197
3/3/2014	-0.006676538	-0.02018635	-0.0197
3/4/2014	0.011856023	-0.020079776	-0.0197
3/5/2014	0.003180957	-0.020079776	-0.0197
3/6/2014	0.001894387	-0.020079776	-0.0197
3/7/2014	0.003620938	-0.020079776	-0.0197
3/10/2014	0.003863209	-0.020079776	-0.0197
3/11/2014	-0.001274733	-0.020079776	-0.0198
3/12/2014	0.00454005	-0.020079776	-0.0198
3/13/2014	-0.004542767	-0.020079776	-0.0197
3/14/2014	0.001594132	-0.020079776	-0.0198
3/17/2014	0.00436731	-0.020079776	-0.0198
3/18/2014	0.008325193	-0.020079776	-0.0198
3/19/2014	-0.007470354	-0.020079776	-0.0198
3/20/2014	0.004258987	-0.020079776	-0.0198
3/21/2014	0.003245013	-0.020203258	-0.0198
3/24/2014	-0.007068698	-0.020203258	-0.0198
3/25/2014	-0.009400038	-0.020203258	-0.0198
3/26/2014	-0.001814979	-0.020203258	-0.0198
3/27/2014	0.002595174	-0.020203258	-0.0198
3/28/2014	3.80005E-05	-0.020203258	-0.0198
3/31/2014	-0.002604055	-0.020203258	-0.0198
4/1/2014	0.001619888	-0.020203258	-0.0198
4/2/2014	0.00799974	-0.020203258	-0.0198
4/3/2014	0.002481123	-0.020203258	-0.0198
4/4/2014	5.91215E-05	-0.020203258	-0.0198
4/7/2014	-0.003244346	-0.020203258	-0.0198
4/9/2014	0.005723866	-0.020076424	-0.0197

Ngày	Tổn thất thực tế	CVaR ước lượng nhờ phân phối chuẩn	CVaR ước lượng nhờ copula Gumbel
4/10/2014	-0.011135369	-0.020203258	-0.0197
4/11/2014	-0.008526384	-0.020203258	-0.0197
4/14/2014	-0.004367166	-0.020203258	-0.0197
4/15/2014	-0.006801967	-0.020203258	-0.0197
4/16/2014	0.010413565	-0.020203258	-0.0197
4/17/2014	-0.01241284	-0.01962797	-0.0197
4/18/2014	-0.006409203	-0.019745064	-0.0197
4/21/2014	0.012345372	-0.019745064	-0.0197
4/22/2014	0.00160302	-0.01962797	-0.0198
4/23/2014	-0.000142878	-0.01962797	-0.0198
4/24/2014	0.008166043	-0.01962797	-0.0198
4/25/2014	-0.009099448	-0.01962797	-0.0198
4/28/2014	0.005872222	-0.01962797	-0.0198
5/2/2014	-0.00834037	-0.019674002	-0.0197
5/5/2014	-0.007815495	-0.019676666	-0.0197
5/6/2014	-0.000120246	-0.019676666	-0.0197
5/7/2014	**-0.02747287**	**-0.019956249**	**-0.0197**
5/8/2014	0.013711605	-0.01983259	-0.0197
5/9/2014	**-0.023313438**	**-0.020023393**	**-0.0197**
5/12/2014	0.001806026	-0.020023393	-0.0197
5/13/2014	0.015163089	-0.019900842	-0.0196
5/14/2014	-0.007576806	-0.019900842	-0.0196
5/15/2014	0.000517803	-0.019900842	-0.0196
5/16/2014	0.005164109	-0.019900842	-0.0196
5/19/2014	0.006122383	-0.019900842	-0.0196
5/20/2014	0.002658521	-0.019900842	-0.0196
5/21/2014	0.002015119	-0.019900842	-0.0196
5/22/2014	0.000995095	-0.019900842	-0.0196
5/23/2014	0.00451468	-0.019900842	-0.0196
5/26/2014	0.00793161	-0.019900842	-0.0196
5/27/2014	0.007038685	-0.019900842	-0.0197
5/28/2014	0.000518117	-0.019900842	-0.0197
5/29/2014	0.005799995	-0.019900842	-0.0197
5/30/2014	-0.003726859	-0.019900842	-0.0197
6/2/2014	0.002156534	-0.019900842	-0.0197
6/3/2014	-0.004954587	-0.019900842	-0.0197
6/4/2014	-0.001227801	-0.019900842	-0.0197
6/5/2014	0.010368649	-0.019900842	-0.0197
6/6/2014	0.008177367	-0.019900842	-0.0197
6/9/2014	0.001617049	-0.019900842	-0.0197
6/10/2014	0.002954462	-0.019900842	-0.0197
6/11/2014	0.001199868	-0.019900842	-0.0197
6/12/2014	-0.002947465	-0.019900842	-0.0197
6/13/2014	-0.000266208	-0.019900842	-0.0197
6/16/2014	0.000243446	-0.019900842	-0.0197
6/17/2014	-0.000840994	-0.019900842	-0.0197
6/18/2014	0.001558705	-0.019900842	-0.0197
6/19/2014	-0.005211762	-0.019900842	-0.0197

PHỤ LỤC IX

1. Các độ đo rủi ro

Các kết quả nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc giữa các thị trường tài chính bao gồm: Các độ đo sự phụ thuộc giữa hai thị trường (bao gồm hệ số tương quan, hệ số phụ thuộc đuôi) và cấu trúc phụ thuộc giữa hai thị trường (bao gồm cấu trúc phụ thuộc đối xứng hoặc không đối xứng) được mô tả thông qua các hàm phân phối xác suất.

Khái niệm độ đo rủi ro. (Trang 9, Mạnh (2014)). Hoạt động của thị trường tài chính diễn ra trong môi trường bất định, môi trường này được mô hình hóa bởi không gian xác suất $(\Omega, \Im, P)$. Gọi X^0 là tập các biến ngẫu nhiên hữu hạn (hầu chắc chắn) trong không gian trên. Các nhà đầu tư tham gia thị trường thông qua việc nắm giữ danh mục. Rủi ro tài chính của việc nắm giữ danh mục biểu hiện bởi mức thua lồ tiềm ẩn sau kỳ đầu tư và được mô hình hóa bởi biến ngẫu nhiên $X \in G \subseteq X^0$.

Khi đó, ánh xạ $g : G \to R$ được gọi là *độ đo rủi ro* của danh mục.

Danh mục với mức thua lỗ tiềm ẩn *X* có mức rủi ro *g*(*X*).

Có thể kể đến một số độ đo rủi ro sau đây:

Hệ số tương quan đo lường mức độ quan hệ giữa các biến. Độ lớn của hệ số tương quan thể hiện mức độ phụ thuộc mạnh hay yếu giữa hai biến ngẫu nhiên. Dấu của hệ số tương quan thể hiện xu hướng biến đổi cùng chiều hay ngược chiều của hai biến ngẫu nhiên.

Hệ số phụ thuộc đuôi trên hoặc hệ số phụ thuộc đuôi dưới cung cấp thông tin về sự kiện hai biến ngẫu nhiên cùng nhận giá trị ở đuôi phải hoặc đuôi trái của từng phân phối.

Ngoài các độ đo rủi ro là hệ số tương quan, hệ số phụ thuộc đuôi, luận án còn sử dụng hai độ đo rủi ro phổ biến trong đo lường rủi ro tài chính là *giá trị rủi ro* (Value at Risk – VaR) và *giá trị rủi ro có điều kiện* (Conditional Value at Risk – CVaR).

1.1. Giá trị rủi ro (Value at Risk – VaR)

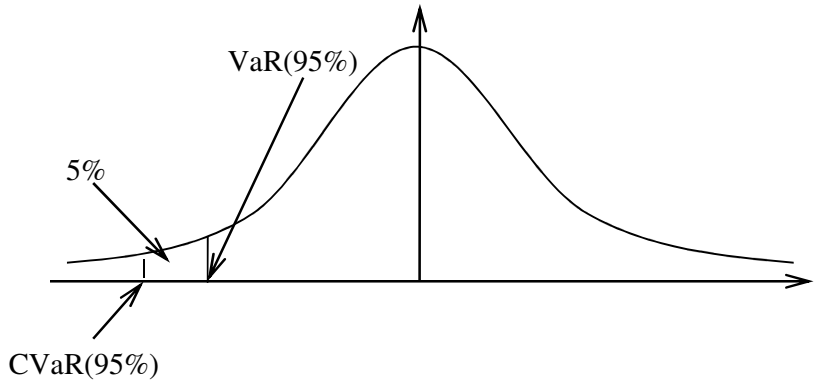
Giá trị rủi ro của danh mục tài sản thể hiện mức độ tổn thất có thể xảy ra đối với danh mục, tài sản trong một chu kỳ k (đơn vị thời gian) với độ tin cậy (1- α)100% , ký hiệu là $VaR(k,\alpha)$*, và được xác định như sau (trang 188, Tuấn (2010a)):*

$$P(X \leq VaR(k,\alpha)) = \alpha$$

trong đó X là hàm lỗ-lãi k chu kỳ của danh mục, 0 < α < 1.

Như vậy, nếu nhà đầu tư nắm giữ danh mục sau k chu kỳ, với độ tin cậy (1 – α).100%, khả năng tổn thất một khoản sẽ bằng |VaR(*k*, *α*)| trong điều kiện thị trường hoạt động bình thường.

Mô hình *VaR* là một trong những mô hình đo lường rủi ro thị trường của tài sản, danh mục. Sử dụng mô hình VaR để đo lường và cảnh báo sớm những tổn thất về mặt giá trị của danh mục khi giá của mỗi tài sản trong danh mục biến động; nó giúp nhà đầu tư ước lượng mức độ tổn thất và thực hiện phòng hộ rủi ro.



Nguồn: Tác giả

Hình 1. Giá trị VaR và ES của lợi suất tài sản

Như ta đã biết, mô hình *VaR* được sử dụng khá phổ biến trong quản trị rủi ro thị trường, rủi ro tín dụng của danh mục. Tuy nhiên, *VaR* không thỏa mãn tính chất 2 của độ đo rủi ro chặt chẽ (Tuấn (2010b), Artzner (1999)) (nó chỉ thỏa mãn khi danh mục có phân phối chuẩn) nên quy tắc đa dạng hóa trong đầu tư bị phá vỡ. Chúng ta có một cách tiếp cận mới trong đo lường rủi ro của danh mục thông qua việc sử dụng độ đo *giá trị rủi ro có điều kiện* hay *Tổn thất kỳ vọng (Expected Shortfall – ES).*

1.2. Giá trị rủi ro có điều kiện (Conditional Value at Risk – CVaR)

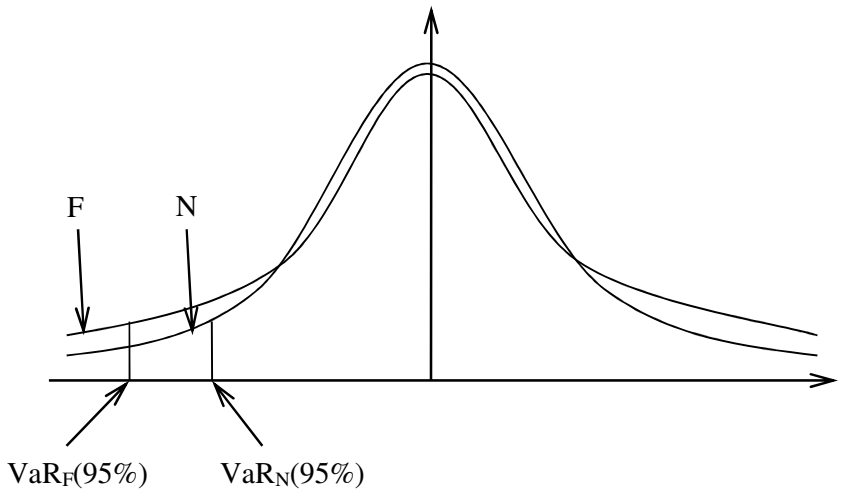
Sau khi đã tính *VaR* của danh mục chúng ta quan tâm tới những trường hợp tổn thất thực tế của danh mục vượt ngưỡng *VaR* và tính trung bình (kỳ vọng) của các mức tổn thất này (Tuấn (2010b), Artzner (1999)). Ta có khái niệm sau:

*Tổn thất kỳ vọng của danh mục với độ tin cậy (1 – α)100%, ký hiệu là CVaR(α), là đại lượng kỳ vọng có điều kiện (*Tuấn (2010b), Artzner (1999)*):*

$$CV\mathrm{aR}(\alpha) = E(X \,/\, X > VaR(\alpha)).$$

Nhờ một số tính chất ưu việt hơn VaR, do vậy sử dụng độ đo rủi ro CVaR thể hiện

việc đo lường rủi ro đầy đủ hơn khi dùng VaR. Ta có đồ thị minh họa về giá trị VaR và CVaR của lợi suất tài sản theo Hình 1.1. Như vậy, khi có thông tin về quy luật phân phối xác suất của lợi suất tài sản thì chúng ta có thể xác định được VaR và CVaR. Hơn nữa, giá trị VaR và CVaR sẽ phụ thuộc vào phần đuôi bên trái (mô tả cho phần thua lỗ) của hàm mật độ xác suất của lợi suất tài sản.



(Nguồn:Tác giả)

Nguồn: tác giả

Hình 2. Giá trị VaR của phân phối chuẩn và phân phối đuôi dầy

Trên Hình 2, ta có đồ thị hàm mật độ của phân phối chuẩn (N) và đồ thị hàm mật độ của phân phối có đuôi dầy (F) hơn phân phối chuẩn. Như vậy, với cùng một độ tin cậy 95% thì giá trị $VaR_N(95\%)$ (xét về độ lớn) ứng với phân phối chuẩn sẽ nhỏ hơn giá trị $VaR_F(95\%)$ ứng với phân phối có đuôi dầy.

3. Ước lượng các mô hình VaR và CVaR

Thông thường, ta có hai phương pháp chính ước lượng VaR và CVaR: phương pháp tham số và phương pháp phi tham số. Phương pháp tham số dựa trên giả định về phân phối của lợi suất *r*: chẳng hạn phân phối chuẩn, phân phối Student, phân phối Pareto tổng quát,… Sau đó từ số liệu quá khứ của *r*, chúng ta sử dụng các phương pháp ước lượng trong thống kê, kinh tế lượng (hợp lý tối đa, moment tổng quát, ARCH, GARCH…) để ước lượng các tham số đặc trưng của phân phối và suy ra các ước lượng của VaR và ES tương ứng (Tuấn (2010b), McNeil (2005)). Phương pháp này không đưa ra giả định về phân phối của lợi suất *r* mà chỉ dùng các phương pháp ước lượng thực nghiệm, mô phỏng và bootstraps cùng các kỹ thuật tính toán xấp xỉ (phương pháp ngoại suy, mạng nơron,…) để ước lượng (McNeil (2000), McNeil (2005)).

Ngoài ra, người ta có thể kết hợp phương pháp tham số và phi tham số trong ước lượng 2 mô hình này, gọi là phương pháp bán tham số.

Để đánh giá tính logic và sự phù hợp với thực tế của một độ đo rủi ro, thông thường người ta hay đề cập tới các tính chất của độ đo rủi ro chặt chẽ (Coherent Risk Measure).

Độ đo rủi ro chặt chẽ

Artzner (1999) đã nghiên cứu các độ đo rủi ro và đề xuất một *mô hình độ đo rủi ro,* gọi là "Độ đo rủi ro chặt chẽ" để đo lường rủi ro của danh mục với mức thua lỗ tiềm ẩn X .

Độ đo rủi ro g(X) gọi là *Độ đo rủi ro chặt chẽ* nếu thỏa mãn các điều kiện (tiên đề) sau (Định nghĩa 2.4 trang 210, Artzner (1999)):

- T1: Dịch chuyển bất biến (Translation invariance):

Với mọi $X \in$ G, $a \in \mathbb{R}$: $g(X + r.a) = g(X) - a,$

trong đó r là tài sản có giá ban đầu là 1 và lợi suất luôn bằng r.

- T2: Cộng tính dưới (Subadditivity):

Với mọi $X_1, X_2 \in$ G ta có : $g(X_1+X_2) \leq g(X_1) + g(X_2)$

- T3: Thuần nhất dương (Positive homogeneity):

Với mọi $X \in$ G, $\lambda \geq 0$: $g(\lambda X) = \lambda g(X)$

- T4: Đơn điệu (Monotonicity):

Với $X_1, X_2 \in$ G mà $X_1 \leq X_2$ (hầu chắc chắn), ta có: $g(X_2) \leq g(X_1)$.

Ta có thể giải thích tính logic của các tiên đề như sau (Tuấn (2010b)):

- T1: Với danh mục có độ rủi ro g(X), khi bổ sung tài sản phi rủi ro có giá trị a thì mức độ rủi ro của danh mục giảm còn g(X) $- a$.
- T2: Rủi ro của danh mục tổng hợp (ứng với $X_1 + X_2$) không lớn hơn tổng rủi ro của các danh mục thành phần. Yêu cầu này phù hợp với nguyên lý *Đa dạng hóa đầu tư.*
- T3: Danh mục có quy mô lớn thì rủi ro cũng lớn.
- T4: Danh mục có mức thua lỗ tiềm ẩn cao thì rủi ro cũng cao.

Như vậy tất cả các yêu cầu (các tiên đề) đối với độ đo rủi ro đều hợp lý và phù hợp với thực tiễn.

Hơn nữa, độ đo rủi ro CVaR có một số tính chất (Artzner (1999), Tuấn (2010b)):

- CVaR là độ đo rủi ro chặt chẽ của danh mục.
- Mọi độ đo rủi ro chặt chẽ g(X) khác của danh mục có thể biểu diễn như một tổ hợp lồi của CVaR và CVaR ≤ g(X).

Như vậy việc xác định, tính toán CVaR của danh mục vừa thay thế VaR trong vai trò đo lường rủi ro đầy đủ hơn vừa chỉ ra đây là thước đo rủi ro ưu việt. Độ đo CVaR gần đây mới được đề xuất là độ đo rủi ro bổ sung cho VaR nhưng ý nghĩa và tầm quan trọng của nó trong quản trị rủi ro tài chính là rất rõ. Tuy nhiên, do cấu trúc phức tạp hơn VaR nên để tính toán, ước lượng CVaR cần phát triển các phương pháp phù hợp, đặc biệt khi ta đề cập tới danh mục có cấu trúc phức tạp như các danh mục của tổ chức tài chính, tín dụng.

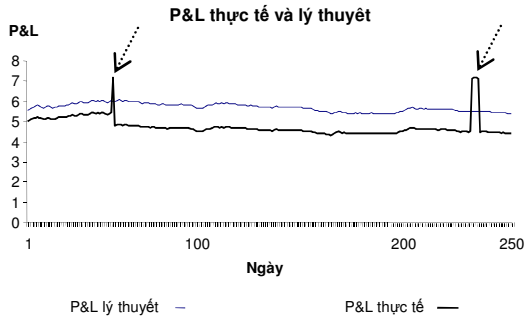
1. 4. Hậu kiểm mô hình VaR và CVaR (trang 200, Tuấn (2010a))

Quy trình thực hiện hậu kiểm như sau:

Bước 1: Sử dụng công thức VaR(P&L) tính P&L từng ngày của tài sản (P&L lý thuyết theo VaR). Chú ý khi tính VaR(P&L) của từng ngày ta phải sử dụng giá trị thực tế của tài sản trong ngày trước đó.

Bước 2: Tính P&L thực tế của từng ngày.

Bước 3: So sánh P&L lý thuyết và thực tế của từng ngày để tìm số ngày có P&L thực tế (P&L âm: ngày lỗ) vượt quá P&L lý thuyết (xem hình 3 minh hoạ). Nếu số này không vượt quá cận một mức quy định thì mô hình có thể coi là chuẩn xác với độ tin cậy (1- α)%.



Hình 3: Minh họa hậu kiểm VaR

Nguồn: Hoàng Đình Tuấn (2010a)

Theo quy định của BIS: Với n = 250, α = 1%, số ngày P&L thực tế lớn hơn P&L lý thuyết không quá 5 thì mô hình được xem là chuẩn xác. Nếu α = 5% thì con số trên là 19.

Quy trình hậu kiểm CVaR được thực hiện tương tự.