

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

-----*-----

HOÀNG ĐỨC MẠNH

**MỘT SỐ MÔ HÌNH ĐO LƯỜNG RỦI RO
TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM**

Chuyên ngành : Kinh tế học (Điều khiển học Kinh tế)

Mã số : 62 31 01 01

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Người hướng dẫn khoa học:

- 1. TS. TRẦN TRỌNG NGUYỄN**
- 2. TS. NGUYỄN MẠNH THẾ**

HÀ NỘI - 2014

LỜI CAM ĐOAN

Tôi xin cam đoan đây là công trình nghiên cứu khoa học độc lập của tôi. Các thông tin, dữ liệu, số liệu trong luận án đều có nguồn gốc rõ ràng, cụ thể. Kết quả nghiên cứu trong luận án là trung thực và chưa từng được công bố trong bất kỳ công trình nghiên cứu nào khác.

Nghiên cứu sinh

Hoàng Đức Mạnh

LỜI CẢM ƠN

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

Xin chân thành cảm ơn TS.Trần Trọng Nguyên và TS.Nguyễn Mạnh Thế về sự hướng dẫn nhiệt tình trong suốt quá trình làm luận án.

Xin gửi lời cảm ơn tới các thầy giáo, cô giáo trong Khoa Toán Kinh tế- Trường Đại học Kinh tế Quốc dân đã giúp đỡ và có những góp ý để luận án được hoàn thành tốt hơn.

Xin gửi lời cảm ơn tới 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 quy trình thực hiện trong toàn bộ quá trình học tập.

Xin cảm ơn bố mẹ và gia đình đã động viên, giúp đỡ trong suốt thời gian qua.

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN

LỜI CẢM ƠN

DANH MỤC CHỮ VIẾT TẮT

DANH MỤC BẢNG VÀ HÌNH

MỞ ĐẦU	1
CHƯƠNG 1: TỔNG QUAN VỀ ĐO LƯỜNG RỦI RO VÀ THỰC TRẠNG ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM	6
1.1. Rủi ro và đo lường rủi ro	6
<i>1.1.1. Khái niệm và phân loại rủi ro</i>	6
<i>1.1.2. Đo lường rủi ro</i>	8
1.2. Tổng quan về mô hình đo lường rủi ro	10
1.3. Một số mô hình đo lường rủi ro	25
<i>1.3.1. Mô hình đo lường độ biến động</i>	25
<i>1.3.2. Mô hình CAPM</i>	27
<i>1.3.3. Mô hình VaR</i>	28
<i>1.3.4. Mô hình ES</i>	28
<i>1.3.5. Các phương pháp ước lượng mô hình VaR và ES</i>	30
<i>1.3.6. Hậu kiểm mô hình VaR và ES</i>	50
1.4. Thực trạng đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam	53
<i>1.4.1. Quá trình hình thành và phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam</i>	53
<i>1.4.2. Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam</i>	62
1.5. Kết luận chương 1	66
CHƯƠNG 2: MÔ HÌNH ĐO LƯỜNG SỰ PHỤ THUỘC CỦA CÁC CHUỖI LỢI SUẤT CHỨNG KHOÁN	68
2.1. Đo lường sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất chứng khoán	68
<i>2.1.1. Các giá trị đồng vượt ngưỡng của các chuỗi lợi suất chứng khoán</i>	69
<i>2.1.2. Mô hình GARCH-copula động</i>	70

2.2. Kết quả phân tích thực nghiệm	73
<i>2.2.1. Mô tả số liệu</i>	73
<i>2.2.2. Phân tích đặc điểm biến động cùng chiều của các cặp cổ phiếu và chỉ số thị trường</i>	78
<i>2.2.3. Đo lường sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất bằng phương pháp copula</i>	85
2.3. Kết luận chương 2	97
CHƯƠNG 3: MÔ HÌNH ĐO LƯỜNG RỦI RO CỦA DANH MỤC ĐẦU TƯ TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM	99
3.1. Mô hình đo độ biến động của lợi suất chứng khoán	99
<i>3.1.1. Mô hình GARCH đơn biến</i>	100
<i>3.1.2. Mô hình GARCH đa biến</i>	101
3.2. Phân tích rủi ro hệ thống của một số cổ phiếu	105
3.3. Mô hình VaR và ES	110
<i>3.3.1. Ước lượng VaR và ES cho chuỗi lợi suất tài sản</i>	110
<i>3.3.2. Ước lượng VaR của danh mục đầu tư nhiều tài sản</i>	118
<i>3.3.3. Ước lượng ES của danh mục đầu tư nhiều tài sản</i>	129
3.4. Kết luận chương 3	132
MỘT SỐ KHUYẾN NGHỊ VỀ ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM	135
KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO	139
DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH NGHIÊN CỨU CỦA TÁC GIẢ	141
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO	142
PHỤ LỤC	160

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

APT	: Arbitrage Pricing Theory/ Lý thuyết định giá cơ lợi
ARMA	: Autoregressive Moving Average Process/ Quá trình trung bình trượt tự hồi quy
BEKK	: Baba, Engle, Kraft and Kroner
BVH	: Tập đoàn Bảo Việt
CAPM	: Capital Asset Pricing Model/ Mô hình định giá tài sản vốn
CCC	: Constant Conditional Correlation/ Tương quan điều kiện hằng
CII	: CTCP Đầu tư Hạ tầng Kỹ thuật TP.HCM
CSM	: CTCP Công nghiệp Cao su Miền Nam
CTCP	: Công ty Cổ phần
CTG	: Ngân hàng Thương mại Cổ phần Công Thương Việt Nam
CVaR	: Conditional Value at Risk/ Giá trị rủi ro có điều kiện
DCC	: Dynamic Conditional Correlation/ Tương quan điều kiện động
DIG	: Tổng Công ty Cổ phần Đầu tư Phát triển Xây dựng
DPM	: Tổng Công ty Phân bón và Hóa chất Dầu khí – CTCP
DRC	: Công ty Cổ phần Cao su Đà Nẵng
DN	: Doanh nghiệp
EIB	: Ngân hàng Thương mại Cổ phần Xuất Nhập khẩu Việt Nam
ES	: Expected Shortfall/ Tổn thất kỳ vọng
EVT	: Extreme Value Theory/ Lý thuyết giá trị cực trị
FPT	: Công ty Cổ phần FPT
GARCH	: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models/ Mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy tổng quát

GMD	: CTCP Đại lý Liên hiệp Vận chuyển
GPD	: Generalized Pareto Distribution/ Phân phối Pareto tổng quát
GO-GARCH	: Generalized Orthogonal- GARCH/ Mô hình GARCH trực giao tổng quát
HAG	: Công Ty Cổ Phần Hoàng Anh Gia Lai
HPG	: Công ty Cổ phần Tập đoàn Hòa Phát
HSG	: Công ty Cổ phần Tập đoàn Hoa Sen
IJC	: Công ty cổ phần Phát triển Hạ tầng Kỹ thuật
KDC	: CTCP Kinh Đô
MB	: Maximum Block/ Cực đại khối
MBB	: Ngân hàng Thương mại Cổ phần Quân Đội
KMV	: Kealhofer Merton Vasicek
MGARCH	: Multivariate GARCH / GARCH đa biến
MSN	: Công ty Cổ phần Tập đoàn Ma San
MV	: Mean–Variance/ Trung bình-Phương sai
NĐT	: Nhà đầu tư
OGC	: CTCP Tập Đoàn Đại Dương
O-GARCH	: Orthogonal- GARCH/ GARCH trực giao
PGD	: CTCP Phân phối Khí thấp Áp Dầu khí Việt Nam
PNJ	: CTCP Vàng bạc Đá quý Phú Nhuận
POT	: Peaks Over Threshold/ Các đỉnh vượt ngưỡng
PVD	: Tổng CTCP Khoan và Dịch vụ Khoan Dầu khí
PVF	: Tổng Công ty Tài chính Cổ phần Dầu khí Việt Nam
REE	: Công ty Cổ phần Cơ điện lạnh

SBT	: Công ty Cổ phần Bourbon Tây Ninh
SIM	: Single Index Model/ Mô hình chỉ số đơn
SSI	: CTCP Chứng khoán Sài Gòn
STB	: Ngân hàng Thương mại Cổ phần Sài Gòn Thương Tín
TTCK	: Thị trường chứng khoán
UBCKNN	: Ủy ban chứng khoán nhà nước
VCB	: Ngân hàng TMCP Ngoại Thương Việt Nam
VIC	: Tập đoàn VINGROUP – CTCP
VNM	: Công ty Cổ phần Sữa Việt Nam
VSH	: CTCP Thủy Điện Vĩnh Sơn Sông Hinh
VaR	: Value at Risk/ Giá trị rủi ro

DANH MỤC BẢNG, HÌNH VẼ

BẢNG

Bảng 1.1. Hệ số phụ thuộc đuôi	45
Bảng 2.1. Thống kê mô tả các chuỗi lợi suất	74
Bảng 2.2. Phân tích tương quan	77
Bảng 2.3. Số lượng các giá trị đồng vượt ngưỡng của các hàm đồng vượt ngưỡng trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009	80
Bảng 2.4. Số lượng các giá trị đồng vượt ngưỡng của các hàm đồng vượt ngưỡng ngoài giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009	80
Bảng 2.5. Ước lượng các tham số copula không điều kiện của các chuỗi lợi suất với RVNINDEX	86
Bảng 2.6. Kiểm định tính dừng	88
Bảng 2.7. Thống kê mô tả các chuỗi hệ số tương quan trong mô hình GARCH-copula-T-DCC	90
Bảng 2.8. Kết quả hồi quy hệ số tương quan của các cặp theo BG	90
Bảng 2.9. Thống kê mô tả các chuỗi hệ số Kendall	91
Bảng 2.10. Thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới	94
Bảng 2.11. Thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên	94
Bảng 2.12. Kết quả hồi quy hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp theo BG	95
Bảng 2.13. Kết quả hồi quy hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp theo BG	95
Bảng 3.1. So sánh kết quả ước lượng của mô hình GARCH và CCC	103
Bảng 3.2. Giá trị hiệp phương sai của các cặp lợi suất	108
Bảng 3.3. Bảng giá trị thống kê mô tả các hệ số beta	109
Bảng 3.4. Giá trị VaR và ES của mỗi cổ phiếu bằng phương pháp EVT	117
Bảng 3.5. Kết quả ước lượng VaR của 1241 quan sát đầu tiên ở 2 mức 0.95 và 0.99	125
Bảng 3.6. Kết quả hậu kiểm các mô hình ước lượng VaR	127
Bảng 3.7. Ước lượng ES của 1241 quan sát đầu tiên ở 2 mức 0.95 và 0.99	129
Bảng 3.8. Hậu kiểm ES ở 2 mức 0.95 và 0.99	130

HÌNH VẼ

Hình 1.1. Minh họa cho phương pháp BM và phương pháp POT	15
Hình 1.2. Đồ thị phân tán của 2 chuỗi lợi suất RHNX và RVNINDEX.....	17
Hình 1.3. Đồ thị chuỗi lợi suất chỉ số VNINDEX.....	26
Hình 1.4. Giá trị VaR và ES của lợi suất tài sản.....	29
Hình 1.5. Giá trị VaR của phân phối chuẩn và phân phối đuôi dày	29
Hình 1.6. Miêu tả hàm ánh xạ danh mục tuyến tính	35
Hình 1.7. Miêu tả hàm ánh xạ danh mục không tuyến tính.....	35
Hình 1.8. D-vine	49
Hình 1.9. C-Vine.....	49
Hình 1.10. Minh họa hậu kiểm VaR	51
Hình 1.11. Đồ thị VNINDEX giai đoạn 2000-2005	54
Hình 1.12. Đồ thị VNINDEX giai đoạn 2006-2007	56
Hình 1.13. Đồ thị VNINDEX giai đoạn 2008-2012	57
Hình 2.1. Đồ thị các chuỗi lợi suất.....	77
Hình 2.2. Đồ thị các hàm đồng vượt ngưỡng.....	78
Hình 2.3. Diễn biến lãi suất cơ bản.....	79
Hình 2.4. Đồ thị chuỗi hệ số tương quan trong mô hình GARCH-copula-T-DCC.....	89
Hình 2.5. Đồ thị sự biến động của hệ số Kendall trong mô hình GARCH-Clayton động..	91
Hình 2.6. Đồ thị sự thay đổi hệ số phụ thuộc đuôi trên và hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp lợi suất trong mô hình GARCH-copula-SJC động.....	93
Hình 2.7. Đồ thị thay đổi mức độ phụ thuộc của các cặp bằng hệ số tương quan và các hệ số phụ thuộc đuôi.....	97
Hình 3.1. Đồ thị các chuỗi hiệp phương sai	104
Hình 3.2. Đồ thị các chuỗi beta có điều kiện	108
Hình 3.3. Đồ thị Q-Q của chuỗi REIB	110
Hình 3.4. Đồ thị hàm trung bình vượt ngưỡng mẫu của chuỗi REIB	111
Hình 3.5. Đồ thị Hill của chuỗi REIB.....	112
Hình 3.6. Đồ thị khoảng tin cậy VaR(0.95) và ES(0.95) của REIB với độ tin cậy 95%.....	116
Hình 3.7. Hậu kiểm mô hình VaR(0.99).....	128
Hình 3.8. Hậu kiểm mô hình ES(0.99).....	132

MỞ ĐẦU

1. Lý do lựa chọn đề tài

Trong những năm gần đây, thị trường tài chính thế giới đã chứng kiến nhiều sự đổ vỡ của các tổ chức và định chế lớn, chẳng hạn: cuộc khủng hoảng thị trường chứng khoán thế giới (1987), khủng hoảng thị trường trái phiếu Mỹ (1990), khủng hoảng tài chính châu Á (1997),... và gần đây là cuộc khủng hoảng thị trường vay thế chấp ở Mỹ, hậu quả là gây ra khủng hoảng tài chính và suy giảm kinh tế toàn cầu. Các sự kiện trên tưởng như hiếm khi xảy ra nhưng gần đây lại xảy ra thường xuyên và có những ảnh hưởng tiêu cực cho thị trường tài chính cả về quy mô và mức độ tổn thất. Ngoài những nguyên nhân khách quan (động đất, chiến tranh, khủng bố,...) thì một trong những nguyên nhân chủ yếu gây ra các cuộc khủng hoảng tài chính là do nghiệp vụ quản lý rủi ro chưa được tốt. Do đó, nghiên cứu việc nhận diện, đo lường và phòng hộ rủi ro để giảm thiểu tổn thất, nhằm đảm bảo sự hoạt động an toàn cho các tổ chức tài chính có tầm quan trọng và bức thiết.

Trong quản lý rủi ro tài chính hiện đại nếu chỉ đơn thuần dựa vào các chính sách định tính thì chưa đủ, mà quan trọng hơn là phải xây dựng và phát triển các công cụ định lượng để lượng hoá mức rủi ro và tổn thất tài chính hay chính là phát triển các phương pháp quản lý rủi ro định lượng. Rủi ro thực chất là phản ánh tính không chắc chắn của kết quả nên người ta thường sử dụng phân phối xác suất để đo lường rủi ro. Cho đến nay đã có nhiều chỉ tiêu và phương pháp đo lường rủi ro tài chính đang được áp dụng, tuy nhiên trong nhiều trường hợp cụ thể, các phương pháp này chưa đáp ứng được yêu cầu thực tế.

Thực tiễn quản lý rủi ro tài chính trên thế giới đã đạt được những bước tiến quan trọng trong thời gian gần đây, chuyển từ nhận thức và thực tiễn quản lý rủi ro một cách thụ động sang quản lý rủi ro chủ động, biết vận dụng các phương pháp đo lường rủi ro trong đánh giá kết quả hoạt động kinh doanh, phân bổ nguồn vốn, lập kế hoạch quản lý danh mục đầu tư có hiệu quả.

Một trong những khâu quan trọng của quy trình quản trị rủi ro tài chính là phải xây dựng được những mô hình để đo lường, đánh giá rủi ro. Như chúng ta đã biết, mỗi mô hình thường gắn với những giả thiết nhất định, việc đặt ra các giả thiết như vậy giúp chúng ta nghiên cứu mô hình dễ dàng hơn, nhưng nhiều khi những giả thiết đó không thoả mãn với điều kiện thực tế của thị trường. Khi đó, chúng ta cần những cách tiếp cận mới trong nghiên cứu những mô hình này, nhằm lựa chọn được những mô hình phù hợp nhất với điều kiện thực tế ở các thị trường khác nhau.

Tháng 7 năm 2000, thị trường chứng khoán Việt Nam ra đời là sự kiện quan trọng, đánh dấu một bước tiến mới của nền kinh tế đất nước. So với các nước trên thế giới có thị trường tài chính phát triển thì ở Việt Nam thị trường chứng khoán còn khá non trẻ. Trong những năm qua, mặc dù thị trường chứng khoán Việt Nam đã có nhiều thăng trầm nhưng vẫn là điểm đến của nhiều nhà đầu tư trong nước và quốc tế. Tất cả các nhà đầu tư đều mong muốn các khoản vốn của mình sinh lời cao nhất với độ rủi ro thấp, đây là hai yếu tố chi phối mọi hoạt động của họ. Vấn đề quản lý rủi ro trên thị trường tài chính Việt Nam nói chung và đặc biệt trên thị trường chứng khoán Việt Nam nói riêng còn nhiều hạn chế, nên chúng ta rất cần thiết phải xây dựng hệ thống quản lý rủi ro tài chính một cách chủ động và hiệu quả.

Đề tài: *“Một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam”* nhằm tìm ra những cách tiếp cận mới trong đo lường, đánh giá rủi ro ở thị trường chứng khoán Việt Nam.

2. Mục tiêu nghiên cứu của luận án

Trên cơ sở tổng quan về các mô hình đo lường rủi ro, luận án nghiên cứu ứng dụng một số lớp mô hình đo lường rủi ro thị trường chứng khoán Việt Nam: Mô hình dự báo độ biến động, mô hình CAPM, mô hình VaR (Value at Risk), mô hình ES (Expected Shortfall). Như chúng ta biết, khi nghiên cứu mỗi mô hình thường gắn với những giả thiết, chẳng hạn: giả thiết về thị trường, giả thiết về nhà đầu tư, giả thiết về quy luật phân phối của lợi suất tài sản, ... Nhưng thực tế nhiều giả thiết bị vi phạm do đó kết quả thu được có nhiều hạn chế. Dựa trên nhiều cách tiếp cận

khác nhau, và đặc biệt những cách tiếp cận khá hiện đại và sâu về toán học: Lý thuyết giá trị cực trị, phương pháp copula, mô hình hồi quy phân vị,..., *luận án muốn đề xuất mô hình đo lường rủi ro phù hợp cho danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam*. Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu, luận án đi trả lời 2 câu hỏi nghiên cứu:

- *Sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất chứng khoán thay đổi như thế nào trong điều kiện thị trường bình thường cũng như khi thị trường có biến động lớn?*
- *Có cách tiếp cận nào phù hợp để nghiên cứu một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam khi giả thiết phân phối chuẩn bị vi phạm hay không?*

3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu của luận án

3.1. Đối tượng nghiên cứu

Nghiên cứu ứng dụng một số mô hình đo lường rủi ro thị trường trên thị trường chứng khoán Việt Nam: GARCH, CAPM, VaR, ES.

3.2. Phạm vi nghiên cứu

Luận án sử dụng các cổ phiếu được lựa chọn tính chỉ số VN30, và các chỉ số VNINDEX, HNX để nghiên cứu. Dữ liệu về giá đóng cửa của các cổ phiếu và các chỉ số trên được lấy từ 2/1/2007 đến 28/12/2012 ở các trang website: <http://cafef.vn>, www.fpts.com.vn, www.vndirect.com.vn. Luận án nghiên cứu các mô hình đo lường rủi ro: GARCH, CAPM, VaR, ES không chỉ cho riêng từng cổ phiếu, chỉ số mà còn cả danh mục đầu tư lập từ một số cổ phiếu trên.

4. Phương pháp nghiên cứu

Luận án sử dụng tổng hợp một số phương pháp nghiên cứu như: phương pháp thống kê, phương pháp tổng hợp và phân tích, phương pháp mô hình,...

Luận án sử dụng các số liệu của các cổ phiếu được lựa chọn tính chỉ số VN30, và các chỉ số VNINDEX, HNX để nghiên cứu. Các cổ phiếu được lựa chọn để tính VN30 là những cổ phiếu có mức vốn hóa và thanh khoản đại diện cho sàn HOSE. Tại ngày 28/12/2012 thì mức vốn hóa của các cổ phiếu của VN30 chiếm 72.58% toàn thị trường, và giá trị giao dịch trong năm 2012 của nhóm cổ phiếu của VN30 chiếm 61.75% giao dịch toàn thị trường.

Dựa trên các số liệu thực tế và các mô hình xây dựng, chúng ta thực hiện các hậu kiểm để chọn lựa được mô hình phù hợp với từng chứng khoán, danh mục nhiều chứng khoán. Hơn nữa, khi phân tích dữ liệu chúng ta cần nhiều phân tích thống kê: ước lượng, kiểm định, các kỹ thuật này được thực hiện trên các phần mềm EVIEW, Matlab, S-plus.

5. Những đóng góp mới của luận án

- *Đóng góp về mặt lý luận*

Luận án đề xuất những cách tiếp cận mới: Hồi quy phân vị, copula và lý thuyết giá trị cực trị (EVT) trong nghiên cứu sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất chứng khoán và một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

- *Những phát hiện, đề xuất từ kết quả nghiên cứu*

Thứ nhất là theo kết quả kiểm định cho thấy trong giai đoạn nghiên cứu hầu hết các chuỗi lợi suất của các cổ phiếu được chọn tính VN30, lợi suất của HNX và lợi suất của VNINDEX (29 chuỗi trong tổng số 32 chuỗi) là không tuân theo phân phối chuẩn, điều đó cho thấy nếu sử dụng giả thiết phân phối chuẩn để nghiên cứu các mô hình đo lường rủi ro đối với các chuỗi này là chưa phù hợp và có thể dẫn tới kết quả sai lệch nhiều. Kết quả ước lượng mô hình GARCH sẽ cho nhà đầu tư biết được tác động của những cú sốc trong quá khứ tác động nhiều hay ít tới độ biến động của lợi suất cổ phiếu đó ở thời điểm hiện tại. Ngoài ra, dựa trên kết quả ước lượng các mô hình GARCH luận án đã chỉ ra sự biến động của rủi ro hệ thống của một số cổ phiếu.

Thứ hai là theo kết quả ước lượng mức độ phụ thuộc của các chuỗi lợi suất cổ phiếu với lợi suất của VNINDEX cho thấy mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất khi thị trường bình thường cao hơn khi thị trường có biến động lớn; đồng thời luận án cũng chỉ ra được hành vi cùng tăng giá hay giảm giá với biên độ lớn của các cổ phiếu trên và chỉ số VNINDEX có sự khác biệt trong những giai đoạn khác nhau của mẫu nghiên cứu.

Thứ ba là dựa theo cách tiếp cận EVT, luận án đã ước lượng được VaR và ES cho những chuỗi lợi suất chứng khoán không phân phối chuẩn. Kết quả ước lượng VaR và ES sẽ giúp nhà đầu tư nắm giữ những chứng khoán này có được thông tin: sau một phiên giao dịch nếu trong điều kiện thị trường bình thường thì mức tổn thất tối đa là bao nhiêu, còn trong hoàn cảnh thị trường xấu thì mức tổn thất dự tính là bao nhiêu. Hơn nữa, dựa trên kết quả hậu kiểm, luận án đã chỉ ra được phương pháp copula có điều kiện và EVT là phù hợp và phản ánh được giá trị tổn thất thực tế của danh mục gồm một số cổ phiếu trên chính xác hơn khi sử dụng giả thiết lợi suất các cổ phiếu có phân phối chuẩn. Kết quả này góp phần bổ sung những cách tiếp cận mới trong nghiên cứu về một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Dựa trên kết quả nghiên cứu, luận án đưa ra một số khuyến nghị cho các nhà nghiên cứu, nhà tư vấn và người đầu tư về đo lường rủi ro thị trường trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

6. Kết cấu của luận án

Ngoài phần mở đầu, kết luận, cam kết của tác giả, các phụ lục, các tài liệu tham khảo. Luận án gồm 3 chương:

Chương 1: Tổng quan về đo lường rủi ro và thực trạng đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Chương 2: Mô hình đo lường sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất chứng khoán

Chương 3: Mô hình đo lường rủi ro của danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam

CHƯƠNG 1


TỔNG QUAN VỀ ĐO LƯỜNG RỦI RO VÀ THỰC TRẠNG ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Chương này giới thiệu về rủi ro và mô hình đo lường rủi ro. Trên cơ sở tổng quan về các mô hình đo lường rủi ro và các phương pháp ước lượng những mô hình này, ta đưa ra những ưu điểm, hạn chế của mỗi mô hình cũng như các phương pháp ước lượng. Hơn nữa, chương này còn nghiên cứu thực trạng đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam để biết các phương pháp đo lường rủi ro đang được sử dụng trên thị trường chứng khoán; và các nghiên cứu về đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Các nội dung của chương này gồm có:

- Khái niệm và phân loại rủi ro.
- Khái niệm mô hình đo lường rủi ro, tính chất độ đo rủi ro chặt chẽ.
- Tổng quan các mô hình đo lường rủi ro, phương pháp ước lượng mô hình.
- Quá trình hình thành và phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam.
- Tìm hiểu các phương pháp đo lường rủi ro và các nghiên cứu về đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam.


1.1. Rủi ro và đo lường rủi ro

1.1.1. Khái niệm và phân loại rủi ro

 **Khái niệm rủi ro:** Rủi ro có thể được hiểu đơn giản là những kết cục có thể xảy ra trong tương lai mà ta không mong đợi. Tùy từng lĩnh vực nghiên cứu, rủi ro được định nghĩa theo những cách khác nhau. Trong lĩnh vực quản trị rủi ro, người ta dùng thuật ngữ “Hiểm họa” (Hazard) để phản ánh sự kiện mà có thể gây ra một thiệt hại nào đó và thuật ngữ “Rủi ro” (Risk) để chỉ xác suất xảy ra một sự kiện nào

đó. Theo cách này, rủi ro chỉ phát sinh khi có sự không chắc chắn về mất mát xảy ra. Điều này có nghĩa là, đứng trước một quyết định hành động mà kết cục chắc chắn xảy ra mất mát thì không phải là rủi ro. Một kết cục mất mát không chắc chắn tức là điều này có thể xảy ra hoặc không, nhưng có tồn tại khả năng mất mát, gây thiệt hại cho người ra quyết định hành động.

Trong lĩnh vực tài chính, rủi ro là khái niệm đánh giá mức độ biến động hay bất ổn của giao dịch hay hoạt động đầu tư. Rủi ro tài chính được quan niệm là hậu quả của sự thay đổi, biến động không lường trước được của giá trị tài sản hoặc giá trị các khoản nợ đối với các tổ chức tài chính và các nhà đầu tư trong quá trình hoạt động của thị trường tài chính.

 **Phân loại rủi ro:** Có nhiều cách phân loại rủi ro, ở đây ta chia rủi ro thành 2 loại: rủi ro hệ thống và rủi ro phi hệ thống.

- **Rủi ro hệ thống**

Rủi ro hệ thống là rủi ro tác động đến toàn bộ hoặc hầu hết các chứng khoán. Sự bấp bênh của môi trường kinh tế nói chung như sự sụt giảm GDP, biến động lãi suất, tốc độ lạm phát thay đổi,... là những nhân tố của rủi ro hệ thống.

Trong rủi ro hệ thống, trước hết phải kể đến rủi ro thị trường. Rủi ro thị trường xuất hiện do phản ứng của các nhà đầu tư đối với các hiện tượng trên thị trường. Những sự sụt giảm đầu tiên trên thị trường là nguyên nhân gây ra sự sợ hãi đối với các nhà đầu tư và họ sẽ cố gắng rút vốn, tạo phản ứng dây chuyền, khiến giá cả chứng khoán rơi xuống thấp so với giá trị cơ sở.

Tiếp đến là rủi ro lãi suất, là trường hợp giá cả chứng khoán thay đổi do lãi suất thị trường dao động thất thường. Giữa lãi suất thị trường và giá cả chứng khoán có mối quan hệ tỷ lệ nghịch. Khi lãi suất thị trường tăng, nhà đầu tư có xu hướng bán chứng khoán để lấy tiền gửi vào ngân hàng dẫn đến giá chứng khoán giảm và ngược lại.

Một nhân tố rủi ro hệ thống khác là rủi ro sức mua. Rủi ro sức mua là tác động của lạm phát tới các khoản đầu tư. Lợi tức thực tế của chứng khoán đem lại là kết quả của lợi tức danh nghĩa sau khi khấu trừ đi lạm phát.

- **Rủi ro phi hệ thống**

Rủi ro phi hệ thống là rủi ro chỉ tác động đến một loại tài sản hoặc một nhóm tài sản, nghĩa là chỉ liên quan đến một loại chứng khoán cụ thể nào đó. Rủi ro phi hệ thống bao gồm rủi ro kinh doanh và rủi ro tài chính.

Trong quá trình kinh doanh, định mức thực tế không đạt được như kế hoạch gọi là rủi ro kinh doanh, chẳng hạn lợi nhuận trong năm tài chính thấp hơn mức dự kiến. Rủi ro kinh doanh được cấu thành bởi yếu tố bên ngoài và yếu tố nội tại của công ty. Rủi ro nội tại phát sinh trong quá trình công ty hoạt động. Rủi ro bên ngoài bao gồm những tác động nằm ngoài sự kiểm soát của công ty làm ảnh hưởng đến tình trạng hoạt động của công ty như chi phí tiền vay, thuế, chu kỳ kinh doanh...

Rủi ro tài chính liên quan đến đòn bẩy tài chính, hay nói cách khác liên quan đến cơ cấu nợ của công ty. Sự xuất hiện các khoản nợ trong cấu trúc vốn sẽ tạo ra nghĩa vụ trả nợ trả lãi của công ty. Rủi ro tài chính có thể tránh được nếu công ty không vay nợ.

Như vậy, nhà đầu tư có thể gặp phải nhiều loại rủi ro khi tham gia đầu tư trên thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, trong phạm vi nghiên cứu, luận án này chỉ tập trung nghiên cứu rủi ro thị trường. Hơn nữa, luận án chủ yếu nghiên cứu dưới góc độ các mô hình đo lường rủi ro. Tiếp theo chúng ta sẽ trình bày về mô hình đo lường rủi ro.

1.1.2. Đo lường rủi ro

Trong quản trị rủi ro tài chính hiện đại nếu chỉ đơn thuần dựa vào các phương pháp định tính thì chưa đủ, mà quan trọng hơn là phải hình thành và phát triển các phương pháp để lượng hoá mức rủi ro và tổn thất tài chính.

Ta xét một nhà đầu tư (cá nhân hoặc tổ chức) nắm giữ một danh mục. Gọi t là thời điểm hiện tại, $(t+1)$ là thời điểm cuối của kỳ đầu tư (thời điểm trong tương

lai), V_t, V_{t+1} là các giá trị của danh mục tại các thời điểm $t, t+1$ tương ứng. Giá trị V_t đã biết, V_{t+1} chưa biết và là biến ngẫu nhiên do đó khi nắm giữ danh mục nhà đầu tư sẽ đối mặt với rủi ro: nhà đầu tư sẽ bị thua lỗ, tổn thất nếu $V_{t+1} < V_t$ và mức thua lỗ: $X = V_{t+1} - V_t$ cũng là biến ngẫu nhiên. Vấn đề đặt ra là:

- Có thể tìm ra một thước đo chung, khái quát (độ đo rủi ro), một chỉ tiêu định lượng vừa thể hiện mức độ rủi ro của danh mục (mức thua lỗ) – bất kể nguồn gốc phát sinh (biến động của thị trường, tỷ giá, lãi suất, vỡ nợ,...) – vừa thuận tiện cho yêu cầu giám sát, quản trị?
- Độ đo rủi ro cần phải đáp ứng những yêu cầu cơ bản nào (những tiên đề) để phù hợp logic và thực tiễn?

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 $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$. 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 lỗ tiềm ẩn sau kỳ đầu tư và được mô hình hóa bởi biến ngẫu nhiên $X \in G \subseteq X^0$.

❖ **Độ đo rủi ro:** Ánh xạ $g : G \rightarrow \mathbb{R}$ gọi là *Độ đo rủi ro* của danh mục.

Danh mục với mức thua lỗ tiềm ẩn X có mức rủi ro $g(X)$.

Vào giữa những năm 90 của thế kỷ trước, P. Artzner, F. Delbaen, J.-M. Eber, and D. Heath ([33]) đã nghiên cứu vấn đề trên 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.

❖ **Độ đo rủi ro chặt chẽ (Coherent Risk Measure)**

Độ đo rủi ro $g(X)$ gọi là *Độ đo rủi ro chặt chẽ* nếu thỏa mãn các điều kiện (tiên đề) sau:

- T1: Dịch chuyển bất biến (Translation invariance) ([33, tr.209]):

$$\text{Với mọi } X \in G, a \in \mathbb{R} : g(X + r.a) = g(X) - a, \quad (1.1)$$

trong đó r là tài sản có giá ban đầu là 1 và lợi suất luôn bằng r .

- T2: Cộng tính dưới (Subadditivity) ([33, tr.209]):

$$\text{Với mọi } X_1, X_2 \in G \text{ ta có : } g(X_1 + X_2) \leq g(X_1) + g(X_2) \quad (1.2)$$

- T3: Thuần nhất dương (Positive homogeneity) ([33, tr.209]):

$$\text{Với mọi } X \in G, \lambda \geq 0: g(\lambda X) = \lambda g(X) \quad (1.3)$$

- T4: Đơn điệu (Monotonicity) ([33, tr.210]):

$$\text{Với } X_1, X_2 \in G \text{ mà } X_1 \leq X_2 \text{ (hầu chắc chắn), ta có: } g(X_2) \leq g(X_1). \quad (1.4)$$

Ta có thể giải thích tính logic của các tiên đề như sau ([4]):

- 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.

Độ đo rủi ro của danh mục theo cách tiếp cận trên rất tổng quát. Người làm công tác quản trị rủi ro có thể căn cứ vào nguồn gốc của rủi ro mà xây dựng các độ đo rủi ro cụ thể. Sau đây chúng ta sẽ tổng quan về mô hình đo lường rủi ro.

1.2. Tổng quan về mô hình đo lường rủi ro

Cho tới nay, theo sự phát triển của thời gian, đã có nhiều phương pháp đánh giá rủi ro trong tài chính. Năm 1938, Macaulay là người đầu tiên đề xuất phương pháp đánh giá rủi ro của lãi suất trái phiếu. Phương pháp này giúp tính toán kỳ hạn hoàn vốn trung bình của trái phiếu ([12, tr. 23]).

Năm 1952, Markowitz mở đường cho phương pháp phân tích quan hệ rủi ro – lãi suất qua mô hình phân tích trung bình và phương sai (Mean–Variance Analysis) ([12, tr. 23]). Cho tới nay, phương pháp này vẫn được ứng dụng rộng rãi trong quản lý các danh mục và cơ cấu đầu tư.

Quá trình quản lý danh mục gồm 3 khâu: Lựa chọn, điều chỉnh và đánh giá thực hiện ([3, tr. 109]). Để lựa chọn danh mục đầu tư tối ưu trước tiên nhà đầu tư cần sử dụng các thông tin về giá (hoặc lợi suất) của từng tài sản và mối quan hệ giữa giá (hoặc lợi suất) của các tài sản dự kiến có trong danh mục, đồng thời kết hợp với các tiêu chuẩn tối ưu để xác lập nguyên tắc lựa chọn. Mục tiêu của nhà đầu tư có liên quan đến cả lợi suất kỳ vọng và phương sai của danh mục. Phương pháp xác định mục tiêu cũng như danh mục tối ưu của nhà đầu tư thông qua phân tích mối quan hệ giữa hai yếu tố trên gọi là phương pháp Mean-Variance (MV).

Năm 1959, trong bài báo “Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment”, Harry Markowitz đã đề xuất phương pháp MV trong lựa chọn danh mục tối ưu ([3, tr. 115]). Nội dung cơ bản của phương pháp MV được Markowitz trình bày thông qua mô hình hai bài toán tối ưu:

- Tìm danh mục tối đa hóa lợi ích (lợi suất kỳ vọng) nhà đầu tư với mức rủi ro ấn định trước.
- Tìm danh mục tối thiểu hóa rủi ro với lợi suất kỳ vọng của nhà đầu tư ấn định trước.

trong đó độ đo rủi ro là phương sai của lợi suất danh mục.

Với mục tiêu lựa chọn danh mục tối ưu Pareto thì danh mục tối đa hóa lợi ích với mức rủi ro ấn định trước cũng là danh mục tối thiểu hóa rủi ro với lợi ích ấn định trước ([3, tr.117]), nên trong lựa chọn danh mục tối ưu chúng ta thường xét một bài toán là đủ, và thông thường người ta xét bài toán thứ hai để phù hợp với tâm lý của nhà đầu tư nhằm giảm thiểu rủi ro.

Năm 1964 William Sharpe mở ra bước ngoặt cho sự phát triển của thị trường tài chính với mô hình nghiên cứu về định giá tài sản vốn (Capital Asset Pricing Model – CAPM) ([12, tr.23]). Mô hình xây dựng trên cơ sở áp dụng phương pháp MV của Markowitz kết hợp với điều kiện cân bằng thị trường tài chính. Các nghiên cứu của J. Mossin (1966), J. Lintner (1965, 1969) và F. Black (1972) tạo cho CAPM hoàn thiện hơn về lý thuyết và được xem là mô hình quan trọng trong định giá tài sản ([3, tr.207-208]). Trong mô hình CAPM hệ số beta là độ đo rủi ro của tài sản (hoặc danh mục), hệ số này cung cấp thông tin cho chúng ta để: xác định mức độ rủi ro của tài sản, xác định phần bù rủi ro của tài sản, và những thông tin để định giá hợp lý của tài sản rủi ro. Năm 1990, W. Sharpe, Markowitz và M. Miler đã nhận được giải thưởng Nobel kinh tế do những đóng góp tích cực trong đề xuất, phát triển CAPM và một số lĩnh vực khác.

Sau khi mô hình CAPM ra đời nhiều tác giả đã sử dụng mô hình này để định giá tài sản trên thị trường. Một số kết quả phân tích thực nghiệm mô hình cho thấy rằng nếu chỉ dùng duy nhất yếu tố thị trường thì chưa đủ giải thích phần bù rủi ro của tài sản. Như vậy trên thực tế có những trường hợp phù hợp nhưng cũng có những trường hợp không phù hợp.

Năm 1976 Stephen Ross trong bài báo “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing” đã đưa ra nhận xét, trong CAPM ngoài yếu tố thị trường thì còn có nhiều yếu tố khác: quy mô doanh nghiệp, điều kiện kinh tế - xã hội,..., có thể tác động đến lợi suất. Từ đó Ross đưa ra mô hình khái quát hơn về quan hệ giữa lợi suất và nhiều nhân tố, gọi là “Mô hình đa nhân tố” (Multi Factor Model). Mô hình đa nhân tố đề cập đến nhiều nhân tố và các nhân tố không nhất thiết phải xác định trước, với số giả thiết ít hơn của CAPM nhưng mô hình đa nhân tố lại tổng quát hơn. Từ mô hình đa nhân tố, kết hợp với “Nguyên lý không cơ lợi” Stephen Ross đã xây dựng “Lý thuyết định giá cơ lợi” (Arbitrage Pricing Theory) ([3, tr.246]).

Ngày nay, những tiến bộ của khoa học kỹ thuật đã cho phép phát triển và hoàn thiện một loạt các hệ thống và phương pháp định giá rủi ro, đáng chú ý nhất là

mô hình “Giá trị rủi ro” (Value at Risk - VaR) . Mô hình VaR ra đời năm 1993 ([12, tr.24]), cho đến nay nó được sử dụng khá phổ biến trong quản trị rủi ro thị trường, rủi ro tín dụng của danh mục. *“VaR của một danh mục hoặc một tài sản thể hiện nguy cơ tổn thất lớn nhất có thể xảy ra trong một khoảng thời gian nhất định với một mức độ tin cậy nhất định, trong điều kiện thị trường hoạt động bình thường”*.

Mặc dù vậy, VaR vẫn có những hạn chế nhất định trên cả phương diện lý thuyết lẫn thực tiễn ([4], [33]).

❖ Về phương diện lý thuyết: VaR là độ đo rủi ro của danh mục, nó không thỏa mãn tính chất cộng tính dưới của một độ đo rủi ro chặt chẽ. VaR chỉ thỏa mãn hết các tính chất của độ đo rủi ro chặt chẽ khi lợi suất danh mục có phân phối chuẩn.

❖ Về mặt thực tiễn: Khi VaR không phải là độ đo rủi ro chặt chẽ, nếu tiếp tục sử dụng VaR như công cụ quản trị rủi ro có thể gặp các hậu quả: Tổn thất thực tế lớn hơn nhiều so với ước tính theo VaR, quy tắc đa dạng hóa bị phá vỡ và nguyên lý phân cấp quản trị rủi ro có thể bị vô hiệu hóa. Ngay cả trong trường hợp VaR là độ đo chặt chẽ thì VaR cũng chỉ giúp ta trả lời câu hỏi “có thể mất tối đa trong phần lớn các tình huống”. Tuy nhiên, VaR chưa trả lời được câu hỏi: trong phần nhỏ các tình huống (1% hay 5% tình huống xấu - ứng với các diễn biến bất thường của thị trường) khi xảy ra, mức tổn thất có thể dự đoán là bao nhiêu? Như chúng ta đã biết, theo thống kê ở trên các tình huống tương chừng hiếm xảy ra nhưng lại xuất hiện khá thường xuyên, vì vậy 1% hay 5% tình huống xấu cũng đáng quan tâm và câu hỏi trên rất cần lời giải để hỗ trợ công tác quản trị và giám sát rủi ro tài chính. Mô hình “Tổn thất kỳ vọng” (Expected Shortfall-ES) giúp chúng ta trong nghiên cứu vấn đề nêu ra.

Mô hình ES cho chúng ta biết giá trị trung bình của các mức tổn thất vượt ngưỡng VaR. Xét về mặt lý thuyết ES là độ đo rủi ro chặt chẽ của danh mục, hơn

nữa mọi độ đo rủi ro chặt chẽ khác của danh mục có thể biểu diễn như một tổ hợp lồi của các ES.

Như phân trên chúng ta có nêu ra một số mô hình xác định rủi ro của các tài sản hay danh mục đầu tư. Thực tế cho thấy rủi ro tài chính không phải là bất biến với thời gian. Trong vài thập kỷ trước, các nhà nghiên cứu đã tập trung sự chú ý vào mô hình dự báo độ biến động (rủi ro) do vai trò quan trọng của nó trong thị trường tài chính. Các nhà quản lý danh mục đầu tư, những người buôn bán quyền chọn và những nhà tạo lập thị trường luôn quan tâm đến mức độ chính xác của những dự báo này.

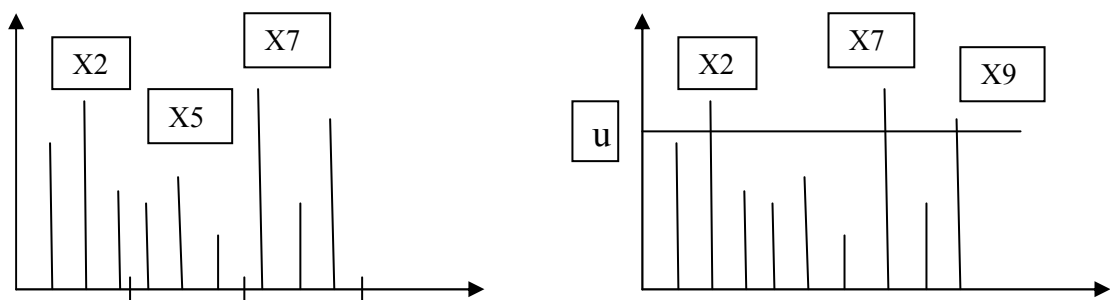
Cho đến nay đã có rất nhiều công trình nghiên cứu về vấn đề này, nhiều mô hình được đưa ra nhưng thành công nhất phải kể đến mô hình GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) của Bollerslev (năm 1986) ([9]). Mô hình này đã được ông phát triển thành công từ ý tưởng của Engle trong mô hình ARCH (năm 1982). Từ đó đến nay, mô hình GARCH rất được ưa chuộng và được phổ biến rộng rãi do khả năng của nó trong việc dự báo độ biến động cho các chuỗi thời gian trong tài chính. Thông thường mô hình GARCH là mô hình dùng cho ngắn hạn nên nó chỉ dự báo tốt trong ngắn hạn do đó phải thường xuyên tính lại. Cho đến nay, để mô hình hóa tốt hơn với điều kiện thực tế của thị trường đã có nhiều mô hình GARCH mở rộng: Mô hình APARCH (Engle 1990), mô hình EGARCH (Nelson 1991), mô hình FIGARCH (Baillie 1996),...

Những mô hình GARCH đơn biến mới chỉ mô hình hóa và dự báo độ biến động cho một chuỗi thời gian. Dù sao đi nữa trong thực tế khi nghiên cứu nhiều chuỗi thời gian, chúng ta còn cần mô hình hóa và dự báo sự tương quan của các chuỗi. Do đó việc nghiên cứu mô hình GARCH đa biến (Multivariate GARCH Model) là cần thiết. Mô hình GARCH đa biến ([30]) có rất nhiều cách tiếp cận. Trong đó chủ yếu được chia thành hai nhóm tiếp cận: phân tích trực tiếp ma trận hiệp phương sai của các chuỗi và phân tích ma trận hiệp phương sai của các chuỗi qua một biến trung gian. Với những cách tiếp cận đó chúng ta có nhiều mô hình cụ

thể: Mô hình VEC, mô hình BEKK, mô hình O-GARCH, mô hình GO-GARCH, mô hình DCC, mô hình CCC,...

Như vậy, chúng ta có thể sử dụng một số mô hình: MV, GARCH, CAPM, VaR, ES,... để nghiên cứu về rủi ro của danh mục đầu tư. Khi nghiên cứu các mô hình này, một trong những giả thiết thường đặt ra là tính phân phối chuẩn của lợi suất tài sản. Nhưng tính phân phối chuẩn của lợi suất tài sản thường không được thỏa mãn trong thực tế, và thông thường nó có phân phối đuôi dày, điều này chứng tỏ thị trường có những biến động lớn và khả năng xảy ra tổn thất cao là đáng kể. Đây là những vấn đề được các nhà đầu tư, nhà quản lý rủi ro đặc biệt quan tâm. Câu hỏi đặt ra là chúng ta có công cụ, phương pháp để mô hình hóa các biến cố cực trị hay không? Lý thuyết giá trị cực trị (Extreme Value theory-EVT) ([19], [32], [41]) sẽ cho chúng ta những cách tiếp cận để nghiên cứu các giá trị cực trị.

Lý thuyết này dựa trên hai kết quả cơ bản: Kết quả thứ nhất (của Fisher và Tippett (1928), Gnedenko (1943)), đã đưa ra được Phân phối giới hạn của maximum của các khối, hay còn gọi là phương pháp maximum các khối (Block Maxima-BM). Phương pháp này chỉ cho chúng ta về dạng phân phối của giá trị lớn nhất (nhỏ nhất) của một khối, điều này gặp nhiều hạn chế trong nghiên cứu thực tế khi số quan sát nhỏ. Kết quả thứ hai của lý thuyết cực trị (của Pickands (1975), Balkema và Haan (1974)), cho phép chúng ta nghiên cứu quy luật phân phối của các giá trị vượt trên một mức nào đó, hay còn gọi là phương pháp vượt ngưỡng (Peaks Over Threshold-POT). Trong thực tế, phương pháp POT thường được sử dụng phổ biến hơn phương pháp BM. Ta có hình minh họa cho 2 phương pháp BM và POT ([32, tr. 4]):



Hình 1.1. Minh họa cho phương pháp BM và phương pháp POT

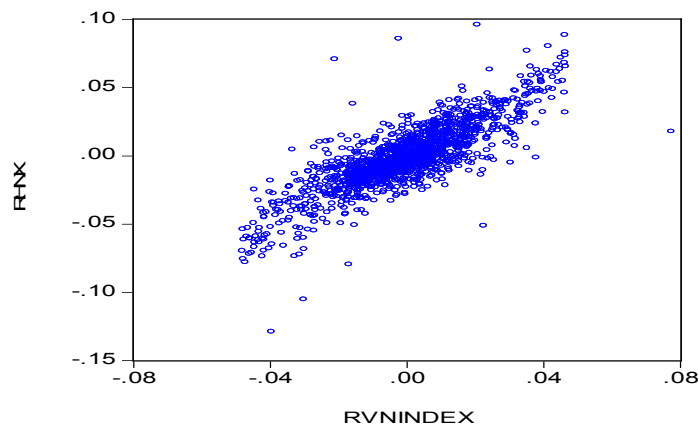
Lý thuyết về các biến cố cực trị đã được áp dụng trong các lĩnh vực mà ở đó các giá trị cực trị có thể xuất hiện. Các tác giả: Davison và Smith (1990), Katz (2002) đã áp dụng lý thuyết cực trị để nghiên cứu về các hiện tượng của thủy lực học. Trong các lĩnh vực khoa học kỹ thuật, bảo hiểm, tài chính, lý thuyết cực trị đã được các tác giả Embrechts (1999), Reiss R. và Thomas, M. (1997), xây dựng hoàn thiện hơn cả về phương diện lý thuyết cũng như ứng dụng. Cho đến nay, lý thuyết các giá trị cực trị ([18], [19], [22], [23], [41]) đã được nhiều tác giả Koedijk K. G. (1990), Dacorogna M. (1995), Loretan và Phillips (1994), Login (1996), Danielsson và Vires (1997), Mc Neil (1999), Jondeau và Rockinger (1999),..., sử dụng để nghiên cứu các vấn đề của thị trường tài chính, chẳng hạn các cuộc khủng hoảng tài chính, tiền tệ, các vụ phá sản lớn, hay những cú sốc của thị trường,...

Nếu như những kết quả này mới chỉ tập trung ước lượng các phân phối không điều kiện, tức là chưa xét đến sự biến động theo thời gian của các tham số của các phân phối xác suất. Thực tế, chúng ta thấy các biến số kinh tế luôn biến động theo thời gian. Để đưa ra mô hình phù hợp với thực tế hơn, các tác giả Mc Neil và Frey ([18]) đã đề xuất phương pháp nghiên cứu lý thuyết cực trị có điều kiện, ý tưởng của phương pháp này là kết hợp các mô hình nghiên cứu độ biến động (chẳng hạn mô hình ARCH, GARCH,...) với lý thuyết cực trị không điều kiện, khi áp dụng mô hình lý thuyết cực trị có điều kiện để phân tích các chuỗi giá, lợi suất,... sẽ cho kết quả đáng tin cậy hơn.

Khi mô tả về phân phối xác suất của một biến số kinh tế, một số phương pháp khác cho chúng ta mô tả toàn bộ phân phối, nhưng lý thuyết cực trị tập trung mô tả phần đuôi của phân phối. Mô tả được phần đuôi của phân phối chính xác là rất quan trọng vì đuôi của phân phối lợi suất tài sản nó cho biết thông tin về các tình huống có lãi lớn hay thua lỗ lớn của nhà đầu tư. Hơn nữa, việc áp dụng lý thuyết cực trị để ước lượng một số hàm rủi ro liên quan tới đuôi của phân phối: VaR, ES là hiệu quả hơn. Như vậy chúng ta có thể sử dụng lý thuyết cực trị một chiều để nghiên cứu một chuỗi giá, chuỗi lợi suất của một tài sản, hay một biến số kinh tế, tài chính nào

đó,... mà các chuỗi dữ liệu này có phân phối đuôi dày, đây là những phân phối thuộc lớp phân phối *alpha*-ổn định có chỉ số ổn định nhỏ hơn 2 (phân phối chuẩn là phân phối có chỉ số ổn định bằng 2).

Khi tham gia thị trường, để giảm thiểu rủi ro trong đầu tư, nhà đầu tư thường đầu tư theo danh mục gồm nhiều tài sản. Như vậy, để biết thông tin về danh mục đầu tư đó thì chúng ta cần có: *Thông tin về từng tài sản và sự phụ thuộc của các tài sản.*



Hình 1.2. Đồ thị phân tán của 2 chuỗi lợi suất RHNX và RVNINDEX

(Nguồn: tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp của 2 chuỗi lợi suất ([50]))

Nhìn vào đồ thị phân tán của 2 chuỗi lợi suất ta thấy sự phụ thuộc của 2 chuỗi lợi suất thể hiện rõ ở phần tập trung nhiều các điểm, và các giá trị cực trị của 2 chuỗi lợi suất thì chưa thể hiện rõ sự phụ thuộc. Thông thường chúng ta sử dụng hệ số tương quan tuyến tính để đo lường sự phụ thuộc của 2 chuỗi lợi suất. Tuy nhiên khi thị trường có biến động lớn, việc sử dụng hệ số tương quan tuyến tính để đo lường được sự phụ thuộc của các giá trị cực trị (khi thị trường có biến động lớn) của 2 chuỗi lợi suất là chưa tốt.

Hơn nữa, một trong những phương pháp truyền thống, chúng ta hay làm là giả thiết lợi suất danh mục cần nghiên cứu có phân phối chuẩn. Một phân phối chuẩn

được xác định khi biết véc tơ trung bình và ma trận tương quan. Thực tế các trong nghiên cứu chuỗi thời gian tài chính, điều kiện hàm phân phối của lợi suất tài sản tuân theo quy luật phân phối chuẩn thường không được thỏa mãn. Trong trường hợp đó, chúng ta làm thế nào để mô tả được một phân phối đồng thời, đặc biệt khi các phân phối biên duyên không cùng dạng phân phối?

Lý thuyết copula là lý thuyết về họ các hàm phân phối nhiều chiều, là một công cụ để xác định phân phối đồng thời dựa trên các hàm phân phối biên duyên và một hàm copula. Một hàm copula cho phép chúng ta xác định cấu trúc phụ thuộc của các thành phần của một phân phối nhiều chiều, chẳng hạn khi nghiên cứu một danh mục đầu tư gồm nhiều tài sản thì một hàm copula xác định một cấu trúc phụ thuộc của các tài sản.

Kết quả cơ bản của lý thuyết copula dựa trên định lý Sklar (1959), các phân tích nhiều hơn về copula cũng đã được Nelsen ([34]) nêu ra trong cuốn sách giới thiệu về copula.

Cho tới nay, việc áp dụng copula để nghiên cứu các biến nhiều chiều được dùng trong nhiều lĩnh vực khác nhau. Hiện nay, trong lĩnh vực tài chính đã có nhiều tác giả ([18], [19], [40]): Cherubini and Luciano, Embrechts, Lindskog, McNeil, Giesecke, Panchenko, Junker, Szimayer, Rosenberg, Schuermann, Mendes, Leal, Carvalhal-da-Silva, Fantazzini, Bartram, Taylor, Wang, Fernandez,... nghiên cứu và có nhiều kết quả thú vị. Đặc biệt trong cuốn sách “Các phương pháp copula trong tài chính” của Cherubini, Luciano, và Vecchiato ([40]), đã mang đến cho chúng ta những kiến thức khá đầy đủ về copula và ứng dụng trong tài chính.

Theo sự phát triển của thời gian, việc sử dụng copula để nghiên cứu cấu trúc phụ thuộc của các biến số đã được tiếp cận theo 2 phương pháp: tĩnh và động.

❖ *Phương pháp tĩnh*: Theo phương pháp này thì chúng ta xét copula cố định để đặc trưng cho cấu trúc phụ thuộc của các biến, điều này đồng nghĩa với việc chưa xét được sự biến đổi về cấu trúc phụ thuộc của các biến số theo thời gian. Theo

hướng phân tích này các tác giả: Rockinger Jondeau (2001), Kuzmics (2002), Fortin (2002), Chen và Fan (2002), Embrechts, McNeil và Straumann (2002), Hoing và Juri (2003), Cherubini, Luciano và Vecchiato (2004),... đã có những nghiên cứu ở các lĩnh vực khác nhau: tài chính, bảo hiểm, ...

Trong cách tiếp cận này, nhiều tác giả đã sử dụng các tiêu chuẩn kiểm định để chọn được loại copula phù hợp với số liệu thực tế, nhưng loại copula được chọn vẫn xem như cố định trên toàn bộ chu kỳ mẫu nghiên cứu. Như vậy cách tiếp cận này chưa thực sự phù hợp với những trường hợp các biến số có sự phụ thuộc thay đổi.

❖ *Phương pháp động*: Trong cách tiếp cận này, chúng ta xét đến sự thay đổi của copula theo thời gian, sự thay đổi ở đây có thể hiểu theo các góc độ: các tham số của copula thay đổi theo thời gian khi mà loại copula cố định trong toàn chu kỳ nghiên cứu, hay trên những thời kỳ mẫu (còn gọi là những cửa sổ) khác nhau xét những loại copula khác nhau.

Năm 2002, tác giả Patton đã nghiên cứu copula có điều kiện dựa trên giả thiết các mô men bậc nhất và bậc 2 biến đổi theo thời gian. Dựa trên ý tưởng này, Patton đã ứng dụng copula có điều kiện để ước lượng VaR. Tiếp đó Jondeau và Rockinger (2006) đã sử dụng mô hình GARCH - chuẩn và copula để ước lượng giá trị rủi ro của một danh mục đầu tư. Các tác giả Junker, Szimayer và Wagner (2006) đã sử dụng mô hình copula để nghiên cứu đường cong lợi tức của tỉ lệ lãi suất của Mỹ từ năm 1982 đến 2001. Một mô hình bán tham số được dựa trên sự kết hợp của xích Markov GARCH và copula đã được Chen và Fan (2006) nghiên cứu,... Cũng theo hướng tiếp cận này, hai tác giả Polaro và Hotta ([25]) đã sử dụng mô hình kết hợp copula có điều kiện và mô hình GARCH nhiều chiều để ước lượng giá trị rủi ro của danh mục đầu tư được xây dựng từ hai chỉ số Nasdaq và S&P500. Sử dụng copula trong nghiên cứu lý thuyết cực trị chúng ta phải kể đến các tác giả Juri, Wuthrichs (2002),... Ngoài ra, các tác giả Jing Zhang - Dominique Guégan ([46]) cũng đã có những phân tích rõ hơn về tiêu chuẩn để kiểm định sự thay đổi của copula theo thời gian.

Trong một nghiên cứu mới đây vào năm 2010, các tác giả: Zong-Run Wang, Xiao-Hong Chen, Yan-Bo Jin và Yan-Ju Zhou ([42]) đã sử dụng mô hình GARCH-EVT và copula để đánh giá VaR và CVaR của một danh mục đầu tư được xây dựng từ các chuỗi tỉ giá USD/CNY, EUR/CNY, JPY/CNY and HKD/CNY, và phân tích để chọn được danh mục đầu tư có rủi ro nhỏ hơn. Với kết quả phân tích thực nghiệm để đánh giá VaR của danh mục đầu tư, 2 tác giả Yi-Hsuan Chen, Anthony H. Tu ([37]) đã sử dụng copula tổng hợp (mixture of copulas, là một tổ hợp của các copula đơn) để phân tích cấu trúc phụ thuộc được tốt hơn.

Vấn đề lựa chọn danh mục đầu tư tối ưu dựa trên các ràng buộc của VaR hay những độ đo phổ khác cũng được nhiều tác giả: M. Schyns, Y. Crama, G. Hubner (2007), Yalcin Akcay, Atakan Yalcin (2010), Kunikazu Yoda, András Prékopa (2010),... quan tâm nghiên cứu.

Như vậy đây là vấn đề thu hút được nhiều tác giả trên thế giới quan tâm, các tác giả đã kết hợp phương pháp copula và mô hình GARCH trong các nghiên cứu khác nhau, với cách kết hợp này chúng ta vừa thể hiện được sự biến đổi theo thời gian của các biến số vừa có một cách kết hợp mềm dẻo về mặt cấu trúc phụ thuộc của các biến số đó.

Ở Việt Nam, cho đến nay đã có một số nghiên cứu về quản lý rủi ro trên thị trường chứng khoán. Trong luận văn thạc sỹ “Các giải pháp nhằm hạn chế rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam” tác giả Nguyễn Thị Thanh Nghĩa ([11]) mới chỉ tập trung vào việc phân tích thực trạng và đưa ra các giải pháp nhằm giảm thiểu rủi ro cho các nhà đầu tư, sự phân tích định lượng chưa nhiều. Trong luận văn thạc sỹ “Xây dựng và quản lý danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam” của tác giả Phan Ngọc Hùng ([13]) và luận văn thạc sỹ “Ứng dụng các lý thuyết tài chính hiện đại trong việc đo lường rủi ro của các chứng khoán niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh” của tác giả Trần Minh Ngọc Diễm ([15]) đã sử dụng mô hình CAPM để phân tích rủi ro các cổ phiếu và xây dựng danh mục có hiệu quả dựa trên mô hình trung bình-phương sai.

Việc sử dụng các mô hình CAPM, APT cũng đã có nhiều nghiên cứu ở thị trường chứng khoán Việt Nam với nhiều mức độ khác nhau. Trong bài viết “Tính toán hệ số beta của một số công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX)” ([8]), tác giả Nguyễn Ngọc Vũ đã ứng dụng mô hình SIM để tính hệ số beta cho 43 công ty niêm yết tại Sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), nhằm góp phần cung cấp thông tin cho các nhà đầu tư tham khảo khi ra quyết định đầu tư sao cho có hiệu quả nhất. Tiếp đó, chúng ta phải kể đến bài báo “Khai thác thông tin về hệ số rủi ro beta để phân tích hành vi định giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2000-2010” của tác giả Trần Chung Thủy ([14]). Trong bài viết này, tác giả đã nghiên cứu động thái chuỗi beta dựa trên cách tiếp cận lọc Kalman để xác định động thái chung của thị trường, phân tích các nguyên nhân; phân tích nhóm cổ phiếu theo hệ số beta, nhận dạng hành vi định giá cổ phiếu trên mỗi nhóm của các nhà đầu tư qua các thời kỳ.

Trong cuốn sách “Rủi ro tài chính - Thực tiễn và phương pháp đánh giá”, hai tác giả Nguyễn Văn Nam và Hoàng Xuân Quyên ([12]) đã giới thiệu về phương pháp VaR và ứng dụng phương pháp VaR trong quản lý đầu tư và rủi ro tài chính. Các phân tích thực nghiệm của phương pháp này ở thị trường tài chính Việt Nam đã có một số nghiên cứu cụ thể, chẳng hạn: Trong bài báo “Phương pháp VaR trong quản lý rủi ro tài chính”, hai tác giả Hoàng Đình Tuấn, Phạm Thị Thúy Nga ([5]) đã nêu ra một số nội dung cơ bản của phương pháp VaR và ứng dụng để tính VaR cho một số cổ phiếu được niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Hơn nữa, trong bài báo “Nghiên cứu chất lượng dự báo của những mô hình quản trị rủi ro trên thị trường vốn - Trường hợp của Value-at-Risk Models” tác giả Đặng Hữu Mẫn ([1]) đã tiếp cận kỹ thuật mở rộng của Cornish-Fisher để nghiên cứu VaR cho chuỗi số liệu không phân phối chuẩn.

Hơn nữa, trong bài báo “Mô hình tổn thất kỳ vọng trong quản trị rủi ro tài chính” tác giả Hoàng Đình Tuấn ([4]) đã nêu một số hạn chế của phương pháp VaR và giới thiệu về mô hình “Độ đo rủi ro chặt chẽ”; tác giả đã sử dụng phương pháp thực nghiệm để ước lượng ES cho lợi suất của VNINDEX.

Ngoài ra, với mẫu nghiên cứu của 179 doanh nghiệp niêm yết trên HOSE và HNX, trong khoảng thời gian từ 2007 đến 2011, các tác giả Lê Đạt Chí & Lê Tuấn Anh ([6]) đã kết hợp cách tiếp cận CVaR (hay ES) và mô hình tín dụng Merton/KMV để tạo ra một mô hình đo lường rủi ro tín dụng dưới các điều kiện thị trường có tiềm ẩn những cú sốc bất thường. Qua kết quả nghiên cứu thực nghiệm ở Việt Nam, bài viết đã cho thấy tính hiệu quả của phương pháp kết hợp này trong việc đo lường rủi ro vỡ nợ.

Ngoài ra, chúng ta còn có những nghiên cứu khác khi sử dụng các mô hình: ARIMA, GARCH,... trong phân tích rủi ro các cổ phiếu, danh mục các cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Tuy nhiên các nghiên cứu của GARCH chủ yếu là các mô hình đơn biến, như vậy *việc nghiên cứu các mô hình GARCH đa biến vẫn là một hướng mở* khi nghiên cứu thực nghiệm trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Ở Việt Nam, một số tác giả đã tiếp cận với các phương pháp EVT và copula để nghiên cứu về đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối. Trong đề tài nghiên cứu khoa học (NCKH) cấp bộ “Vận dụng phương pháp mô phỏng ngẫu nhiên trong phân tích và đánh giá rủi ro tài chính tại các ngân hàng thương mại” ([16]), các tác giả Trần Trọng Nguyên (Chủ nhiệm), Hoàng Đức Mạnh, Tô Trọng Hân, Trịnh Thị Hương, Nguyễn Thị Liên và Định Thị Hồng Thêu đã tiếp cận bằng EVT để tính VaR và ES cho danh mục đầu tư riêng mỗi cổ phiếu các ngân hàng thương mại Việt Nam niêm yết trên HOSE và HNX. Hơn nữa đề tài cũng ứng dụng phương pháp copula có điều kiện để tính VaR của danh mục 5 ngoại tệ. Tuy nhiên, trong đề tài này vấn đề hậu kiểm mô hình VaR khi tiếp cận bằng EVT và phương pháp copula vẫn chưa thực hiện được, do đó chưa đánh giá được phương pháp copula phù hợp hơn các phương pháp khác khi dùng ước lượng VaR của danh mục đầu tư.

Ngoài ra trong bài viết: “Phương pháp Copula điều kiện trong quản trị rủi ro bằng mô hình VaR và áp dụng thử nghiệm”, tác giả Đỗ Nam Tùng ([2]) đã sử dụng

phương pháp copula có điều kiện (sử dụng duy nhất copula-Student) để đánh giá VaR của một danh mục đầu tư được xây dựng từ 2 lợi suất của 2 cổ phiếu REE và SAM với trọng số bằng nhau. Kết quả hậu kiểm chỉ ra rằng kết quả ước lượng VaR bằng phương pháp GARCH-copula-T ưu việt hơn 2 phương pháp Riskmetric và phương pháp ước lượng không chệch.

Gần đây, trong bài viết “Copula nhiều chiều và ứng dụng trong đo lường rủi ro” các tác giả Trần Trọng Nguyên và Nguyễn Thu Thủy ([17]) đã ứng dụng phương pháp copula có điều kiện (với 2 loại copula-Gauss và copula-T) để tính toán VaR của danh mục gồm 4 cổ phiếu FPT, STB, REE, SAM với trọng số bằng nhau. Kết quả hậu kiểm cho thấy mô hình GARCH-copula-T phù hợp hơn mô hình GARCH-copula-Gauss. Tuy nhiên trong nghiên cứu này các tác giả chưa thực hiện so sánh được phương pháp GARCH-copula với các phương pháp khác.

Như vậy, ở Việt Nam cũng đã có những nghiên cứu bước đầu tiếp cận với EVT và phương pháp copula để đo lường rủi ro. Tuy nhiên, đây vẫn những là hướng tiếp cận còn khá mới trong nghiên cứu quản trị rủi ro định lượng trên thị trường tài chính Việt Nam. Theo những hướng tiếp cận này, chúng ta có thể tiếp tục nghiên cứu cho thị trường tài chính Việt Nam ở nhiều góc độ:

- *Thứ nhất*, chúng ta cần tiến hành phân tích thực nghiệm thêm những copula khác và dựa vào các tiêu chuẩn kiểm định để chọn được copula phù hợp với số liệu thực tế hơn. Nếu được, chúng ta nên đưa thêm những copula tổng hợp để mô tả tốt hơn cấu trúc phụ thuộc của các chuỗi vì thực tế rủi ro hệ thống có thể gồm nhiều loại.

- *Thứ hai*, chúng ta cần xét đến sự thay đổi theo thời gian của copula trên toàn bộ chu kỳ của mẫu, tức là nghiên cứu các mô hình copula động. Sự thay đổi này thông thường được nghiên cứu ở 2 dạng: Dạng thứ nhất là trên toàn bộ chu kỳ chúng ta xét một họ copula nhưng các tham số của copula thì biến đổi, và do đó cần chọn phương trình để mô tả sự biến đổi theo thời gian của các tham số của copula này; Dạng thứ hai là trên những giai đoạn khác nhau của toàn bộ chu kỳ, chúng ta dùng những copula khác nhau.

- *Thứ ba*, chúng ta có thể tiếp cận những phương pháp: Phương pháp copula-Vine, copula nhân tố,... để xây dựng thêm những họ copula nhiều chiều, nhằm mô tả tốt hơn cấu trúc phụ thuộc của nhiều tài sản.

- *Thứ tư*, đo lường sự phụ thuộc của các giá trị cực trị của các tài sản, nghĩa là đo lường mức độ phụ thuộc của các tài sản khi thị trường có biến động bất thường. Đồng thời, chúng ta cần nghiên cứu EVT cho trường hợp nhiều chiều, để mô tả biến cố cực trị đồng thời cho danh mục nhiều tài sản.

- *Thứ năm*, nghiên cứu danh mục đầu tư tối ưu dựa trên các độ đo rủi ro VaR, ES.

Hơn nữa, các nghiên cứu ứng dụng của mô hình ES cho danh mục đầu tư nhiều tài sản hầu như chưa có ở thị trường chứng khoán Việt Nam, nên việc nghiên cứu mô hình này để dự đoán mức thua lỗ của danh mục đầu tư trong điều kiện thị trường xấu là cần thiết.

Qua đó chúng ta có thể thấy được trong xu thế hội nhập thế giới, ở Việt Nam bước đầu đã có những nghiên cứu về quản trị rủi ro định lượng với những hướng tiếp cận khác nhau, tuy nhiên vẫn rất hạn chế trên cả góc độ lý thuyết và thực nghiệm. Luận án sẽ nghiên cứu một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam với những cách tiếp cận mới để mong muốn có được những kết quả tốt hơn trong quản trị rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Phần tiếp theo, chúng ta sẽ tập trung nghiên cứu chi tiết hơn một số mô hình đo lường rủi ro: Mô hình GARCH, mô hình CAPM, mô hình VaR, mô hình ES. Trong khi nghiên cứu các mô hình đo lường rủi ro này, chúng ta thường sử dụng trực tiếp với chuỗi lợi suất của tài sản hay lợi suất của danh mục để nghiên cứu. Ta

có lợi suất của tài sản $r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$, trong đó P_t, P_{t-1} là giá của tài sản ở thời điểm $t, t-1$.

1. Như vậy tại thời điểm $t-1$ thì P_{t-1} đã biết, nên để đo lường rủi ro của tài sản ta cần đánh giá rủi ro của lợi suất r_t . Khi chu kỳ tính lợi suất ngắn (ngày giao dịch) thì lợi suất khá nhỏ nên người ta thường xấp xỉ lợi suất tài sản bằng loga lợi suất

$(r_t \approx \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right))$; với cách tính loga lợi suất có điểm thuận lợi là có thể tuyến tính hóa đặc biệt khi tính cho nhiều chu kỳ.

1.3. Một số mô hình đo lường rủi ro

1.3.1. Mô hình đo lường độ biến động

❖ Mô hình GARCH đơn biến

Giả sử ta xét một chuỗi lợi suất $\{r_t\}$ có điều kiện: $\{r_t / \mathfrak{T}_{t-1}\}$, với $r_t = \log(P_t / P_{t-1})$, và \mathfrak{T}_{t-1} là tập thông tin liên quan tới r_t có được tới thời điểm $t-1$.

Mô hình ARMA(m,n) mô tả lợi suất trung bình ([9, tr.675]) và mô hình GARCH(p,q) mô tả phương sai ([9, tr.688-689]).

- Phương trình trung bình

$$r_t = \mu_t + u_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i u_{t-i} \quad (1.5)$$

- Phương trình phương sai

$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$, ε_t là các biến ngẫu nhiên độc lập cùng phân phối,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{s=1}^q \beta_s \sigma_{t-s}^2 \quad (1.6)$$

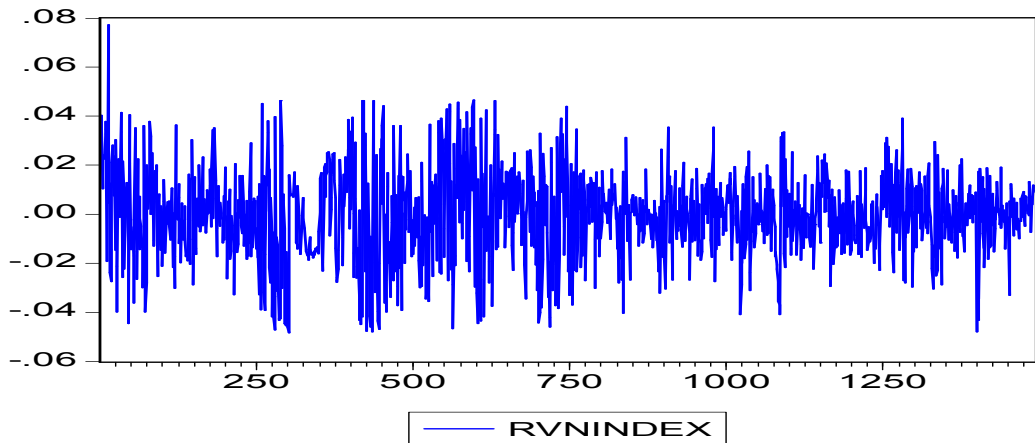
$$\alpha_0 > 0; \alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0; \beta_1, \dots, \beta_q \geq 0; \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1.$$

Nếu $p > q$ thì $\beta_s = 0$ với $s > q$, nếu $p < q$ thì $\alpha_i = 0$ với $i > p$.

Ta có đồ thị minh họa cho chuỗi có phương sai sai số thay đổi theo hình 1.3. Trên đồ thị hình 1.3 ta thấy có những giai đoạn chuỗi lợi suất của chỉ số VNINDEX biến động lớn và mức độ tập trung lớn, tuy nhiên có những giai đoạn thì chuỗi lợi suất VNINDEX lại biến động với biên độ nhỏ hơn. Dựa trên đặc điểm chuỗi lợi suất

chỉ số VNINDEX giúp chúng ta nhận dạng được đây là chuỗi có phương sai sai số thay đổi.

Mô hình GARCH đơn biến mới chỉ mô hình hóa và đo lường được phương sai có điều kiện cho từng chuỗi lợi suất.



Hình 1.3. Đồ thị chuỗi lợi suất chỉ số VNINDEX

(Nguồn: tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp của chuỗi lợi suất của VNINDEX ([50]))

Nhưng khi nghiên cứu các vấn đề, chẳng hạn: rủi ro của danh mục đầu tư, lựa chọn danh mục tối ưu,... lại đòi hỏi chúng ta cần phân tích sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất với nhau. Đây là vấn đề khá quan trọng trong nghiên cứu kinh tế, mô hình GARCH đa biến cho chúng ta một cách tiếp cận giải quyết vấn đề trên.

❖ Mô hình GARCH đa biến

• Mô hình GARCH đa biến tổng quát

Xét véc tơ lợi suất: $r_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{Nt})'$, trong đó r_{it} là lợi suất của tài sản thứ i tại thời điểm t , $r_{it} = \log(P_{i,t} / P_{i,t-1})$. Mô hình GARCH đa biến có dạng ([30, tr. 6]):

$$r_t = \mu_t(\theta) + u_t, \quad u_t = H_t^{-\frac{1}{2}}(\theta) z_t, \quad (1.7)$$

trong đó:

θ là véc tơ tham số,

$\mu_t(\theta)$ là trung bình của r_t ứng với tham số θ ,

$H_t(\theta)$ là ma trận phương sai của r_t ứng với tham số θ ,

z_t -là các biến ngẫu nhiên độc lập, cùng phân phối xác suất, $E(z_t) = 0$ và

$$\text{Var}(z_t) = I_N.$$

Ta có ma trận phương sai ([30, tr. 6]):

$$\text{Var}(r_t | \mathfrak{T}_{t-1}) = \text{Var}(u_t | \mathfrak{T}_{t-1}) = H_t^{\frac{1}{2}} \text{Var}(z_t | \mathfrak{T}_{t-1}) (H_t^{\frac{1}{2}})' = H_t, \quad (1.8)$$

\mathfrak{T}_{t-1} là thông tin có đến thời điểm $t-1$.

Tùy theo cách phân tích cụ thể đối với ma trận $H_t(\theta)$ ta có các mô hình

GARCH đa biến cụ thể ([30]) : Mô hình VEC, mô hình BEKK, mô hình DCC,...

- ❖ **Ước lượng mô hình:** Để ước lượng mô hình GARCH đơn biến hay mô hình GARCH đa biến chúng ta thường dùng các phương pháp: Phương pháp hợp lý cực đại (Maximum Likelihood-ML), Phương pháp tựa hợp lý cực đại (Quasi-maximum likelihood-QML) ([9], [30]).
- ❖ **Kiểm định mô hình:** Khi áp dụng mô hình, chúng ta phải tiến hành kiểm định tính phù hợp của mô hình với một số thủ tục kiểm định ([9], [30]): Kiểm định tính dừng, kiểm định tự tương quan, kiểm định dạng phân phối,...

1.3.2. Mô hình CAPM

Mô hình CAPM mô tả mối quan hệ giữa rủi ro và lợi suất kỳ vọng ([3, tr. 214]):

$$E(r_i) - r_f = \beta_i E(r_M - r_f), \quad (1.9)$$

trong đó: r_i là lợi suất của tài sản i .

r_f là lãi suất phi rủi ro.

r_M là lợi suất danh mục thị trường.

Beta là hệ số đo lường mức độ biến động hay còn gọi là độ đo rủi ro hệ thống của một chứng khoán hay một danh mục đầu tư trong mối tương quan với toàn bộ thị trường. Hệ số beta của tài sản (hoặc danh mục) cung cấp thông tin cho chúng ta để: xác định mức độ rủi ro của tài sản, xác định phần bù rủi ro của tài sản, và những

thông tin để định giá hợp lý của tài sản rủi ro; thông thường hệ số beta được ước lượng bằng mô hình hồi quy tuyến tính.

Khi áp dụng mô hình CAPM chúng ta cũng cần các giả thiết ([3]): giả thiết về nhà đầu tư, giả thiết về thị trường và các tài sản trên thị trường. Cho đến nay, vẫn còn nhiều tranh cãi về khả năng áp dụng trong thực tế của CAPM, tuy nhiên mô hình CAPM vẫn tạo ra bước ngoặt trong nghiên cứu và phân tích thị trường tài chính.

1.3.3. Mô hình 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 $(1-\alpha)100\%$, ký hiệu là $VaR(k, \alpha)$, và được xác định như sau ([3, tr. 188]):

$$P(X \leq VaR(k, \alpha)) = \alpha \quad (1.10)$$

trong đó X là hàm loss-lãi k chu kỳ của danh mục, $0 < \alpha < 1$.

Như vậy, nếu nhà đầu tư nắm giữ danh mục sau k chu kỳ, với độ tin cậy $(1-\alpha)100\%$, khả năng tổn thất một khoản sẽ bằng $|VaR(k, \alpha)|$ 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.

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 ([4], [33]) (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 *Tổn thất kỳ vọng*.

1.3.4. Mô hình ES

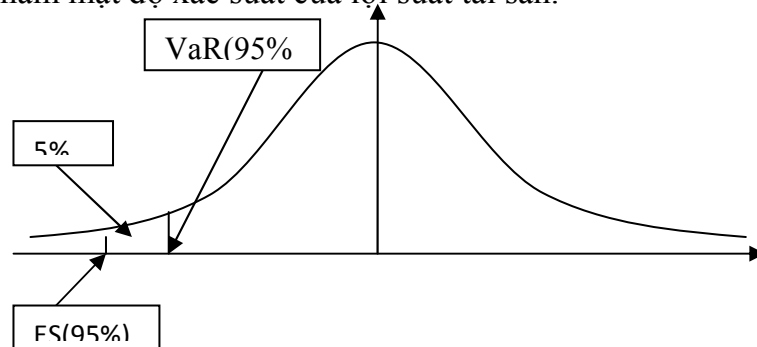
Sau khi đã tính VaR của danh mục chúng ta quan tâm tới những trường hợp tổn thất thực tế của danh mục vượt ngưỡng VaR và tính trung bình (kỳ vọng) của

các mức tổn thất này ([4], [33]). Ta có khái niệm sau:

Tổn thất kỳ vọng của danh mục với độ tin cậy $(1 - \alpha)100\%$, ký hiệu là $ES(\alpha)$, là đại lượng kỳ vọng có điều kiện ([4, tr. 7]):

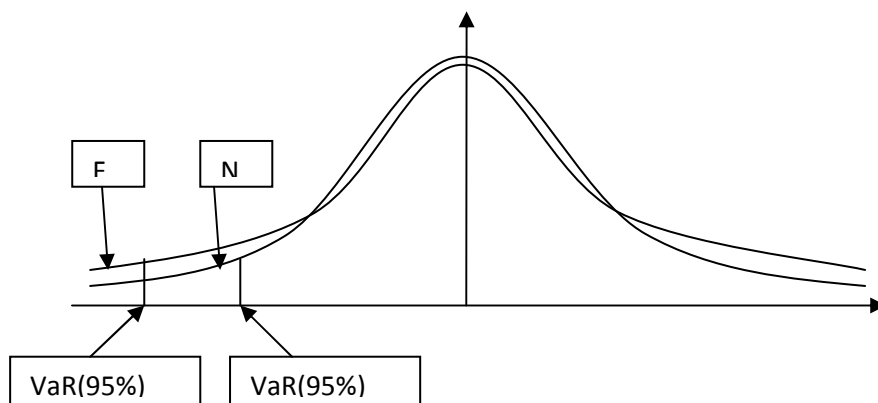
$$ES(\alpha) = ES_{\alpha} = E(X / X > VaR(\alpha)). \quad (1.11)$$

Nhờ một số tính chất ưu việt hơn VaR, do vậy sử dụng độ đo rủi ro ES thể hiện việc đo lường rủi ro đầy đủ hơn khi dùng VaR. Ta có đồ thị minh họa về giá trị VaR và ES của lợi suất tài sản theo hình 1.4. 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 ES. Hơn nữa, giá trị VaR và ES 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.



Hình 1.4. Giá trị VaR và ES của lợi suất tài sản

(Nguồn: Tác giả luận án tham khảo ở [3, tr.190])



Hình 1.5. Giá trị VaR của phân phối chuẩn và phân phối đuôi dày

(Nguồn: Tác giả vẽ để minh họa cho phân phối chuẩn và phân phối đuôi dày)

Trên hình 1.5, ta có đồ thị hàm mật độ của phân phối chuẩn (N) và đồ thị hàm mật độ của phân phối có đuôi dày (F) hơn phân phối chuẩn. Như vậy, với cùng một độ tin cậy 95% thì giá trị VaR(95%) (xét về độ lớn) ứng với phân phối chuẩn sẽ nhỏ hơn giá trị VaR(95%) ứng với phân phối có đuôi dày.

Hơn nữa, độ đo ES có một số tính chất ([4], [33]):

- ES 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 ES và $ES \leq g(X)$.

Như vậy việc xác định, tính toán ES 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 ES 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 ES 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. Sau đây, chúng ta nghiên cứu các phương pháp ước lượng mô hình VaR và ES.

1.3.5. Các phương pháp ước lượng mô hình VaR và ES

Thông thường, chúng ta có hai phương pháp chính ước lượng VaR và ES: phương pháp tham số và phương pháp phi tham số.

1.3.5.1. Phương pháp tham số

Phương pháp này 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 ([4], [19]).

Sau đây, chúng ta có công thức ước lượng VaR, ES cho 2 trường hợp: Phân

phối chuẩn và Phân phối của các giá trị cực trị:

❖ **Phân phối chuẩn:**

Giả sử lợi suất của tài sản có phân phối chuẩn với trung bình μ và phương sai σ^2 khi đó ta có ([19], tr. 39, tr. 45):

$$VaR_\alpha = \mu + \sigma \Phi^{-1}(\alpha) \quad (1.12)$$

$$ES_\alpha = \mu + \sigma \frac{\varphi(\Phi^{-1}(\alpha))}{\alpha} \quad (1.13)$$

trong đó φ , Φ là các hàm mật độ xác suất, hàm phân phối xác suất của biến ngẫu nhiên phân phối chuẩn có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1, $\Phi^{-1}(\alpha)$ là phân vị mức α .

❖ **Phân phối các giá trị cực trị:** Chúng ta thường tiếp cận lý thuyết các giá trị cực trị theo 2 cách ([19], [41]): *Mô hình hóa cực đại của khối* (Phương pháp Block Maximum-BM) và *Mô hình hóa các giá trị vượt ngưỡng* (Phương pháp Peaks over Threshold-POT). Giả sử biến ngẫu nhiên X đặc trưng cho lợi suất của một tài sản, có phân phối F . Khi đó lợi suất của n ngày được mô tả bởi các biến ngẫu nhiên X_1, X_2, \dots, X_n , trong đó X_i là lợi suất của ngày thứ i nào đó. Nội dung của phương pháp BM là mô hình hóa lợi suất lớn nhất của một tập hợp gồm n lợi suất trên.

Theo kết quả của Fisher và Tippett (1928), Gnedenko (1943) ([19], [41]), khi n đủ lớn thì phân phối chuẩn hóa của lợi suất lớn nhất của n ngày $M_n = \max(X_1, \dots, X_n)$ sẽ xấp xỉ với một trong các phân phối: *Fréchet*, *Weibull* hay *Gumbel*.

Tuy nhiên trong thực hành, phương pháp này gặp nhiều hạn chế khi số liệu không đủ lớn. Do vậy, người ta thường tiếp cận lý thuyết cực trị theo phương pháp POT dựa trên việc mô hình hóa mức lợi suất vượt một ngưỡng u nào đó.

Theo kết quả của Pickands (1975), Balkema và Haan (1974) ([19], [41]): Với một lớp khá rộng các hàm phân phối F (các phân phối này thường gặp khi nghiên cứu trong lĩnh vực tài chính, bảo hiểm,...) thì hàm phân phối vượt ngưỡng

$F_u(y) = P(X - u \leq y | X > u)$ sẽ xấp xỉ phân phối $G_{\xi,\sigma}(y)$, trong đó ([19, tr. 275]) :

$$G_{\xi,\sigma}(y) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi}{\sigma} y\right)^{-1/\xi} & : \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-y/\sigma} & : \xi = 0 \end{cases} \quad (1.14)$$

$G_{\xi,\sigma}(y)$ được gọi là phân phối Pareto tổng quát (GPD). Tham số ξ đặc trưng cho đuôi của GPD, với $\xi > 0$ thì $G_{\xi,\sigma}(y)$ là phân phối có đuôi dày, đây là đối tượng có liên quan nhiều tới mục tiêu quản lý rủi ro.

Các hàm rủi ro VaR và ES liên quan đến phần đuôi của phân phối xác suất, ở đây chúng ta sẽ sử dụng GPD để xấp xỉ phân phối vượt ngưỡng u , còn phần nhỏ hơn ngưỡng u thì chúng ta sử dụng phân phối thực nghiệm để ước lượng. Khi đó nếu giả sử N_u là số quan sát vượt ngưỡng u , n là tổng số quan sát thì chúng ta có các công thức tính các độ đo rủi ro VaR và ES với độ tin cậy $1 - \alpha$ như sau:

- **Công thức tính giá trị rủi ro (VaR)([19, tr. 283]):**

$$VaR_\alpha = u + \frac{\sigma}{\xi} \left(\left(\frac{n}{N_u}(\alpha) \right)^{-\xi} - 1 \right). \quad (1.15)$$

- **Công thức tính mức tổn thất kỳ vọng (ES)([19, tr. 283]):**

$$ES_\alpha = \frac{VaR_\alpha}{1 - \xi} + \frac{\sigma - \xi u}{1 - \xi}. \quad (1.16)$$

Theo phương pháp này, để ước lượng VaR_α và ES_α , trước tiên chúng ta cần chọn một ngưỡng u , sau đó chúng ta đi ước lượng các tham số ξ và σ . Trong phương pháp POT thì việc chọn một ngưỡng u là quan trọng, người ta có thể dựa trên một số cách khác nhau, nhưng thông thường dựa vào đặc điểm của hàm trung bình vượt ngưỡng của GPD. Với biến ngẫu nhiên X đặc trưng cho lợi suất của một tài sản, nếu phần lợi suất vượt ngưỡng $X - u$ là GPD với $\xi < 1$ thì hàm trung bình vượt ngưỡng ([19, tr.277]):

$$e(u) = E(X - u / X > u) = \frac{\sigma + \xi u}{1 - \xi}, \quad \sigma + \xi u > 0. \quad (1.17)$$

Hơn nữa, ta có hàm trung bình vượt ngưỡng của một phân phối đuôi dày nằm giữa hàm trung bình vượt ngưỡng hằng số của phân phối mũ (nếu $X - u$ có phân phối mũ với tham số λ thì $e(u) = \lambda^{-1}$) và hàm trung bình vượt ngưỡng có dạng tuyến tính (hệ số góc dương) của GPD.

Các ý tưởng chính của lý thuyết cực trị như trình bày ở trên tập trung vào việc mô hình hóa đuôi của phân phối, nhưng trong thực tế chúng ta có thể gặp những chuỗi thời gian không dừng, đặc biệt phương sai thay đổi, là đối tượng hay gặp trong kinh tế, tài chính... Do đó, chúng ta có thể sử dụng mô hình ARIMA, mô hình GARCH trong kinh tế lượng để nghiên cứu lý thuyết cực trị có điều kiện ([18], [19]).

1.3.5.2. Phương pháp phi tham số

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 ([18], [19]).

Sau đây, chúng ta trình bày 2 phương pháp phi tham số để ước lượng VaR, ES: Phương pháp thực nghiệm, Phương pháp mô phỏng.

❖ Phương pháp thực nghiệm:

Lập mẫu kích thước n : (X_1, X_2, \dots, X_n) . Ký hiệu $X_{i:n}$ là thống kê thứ tự thứ i của mẫu, tức là: $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{i:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$. Cho mức ý nghĩa $\alpha \in (0, 1)$, theo thông lệ thường chọn $\alpha = 1\%$ hoặc 5% . Gọi k là phần nguyên của $n\alpha$, $p = n\alpha - k$ khi đó ta có các công thức ước lượng thực nghiệm cho VaR và ES ([4, tr. 7]):

$$VaR(\alpha) = -X_{k:n} \quad (1.18)$$

$$ES(\alpha) = \begin{cases} -\bar{X}_{k:n} & : n\alpha \text{ nguyên} \\ -(1-p)\bar{X}_{k:n} - p\bar{X}_{k+1:n} & : n\alpha \text{ không nguyên} \end{cases} \quad (1.19)$$

trong đó $\bar{X}_{k:n} = \frac{X_{1:n} + X_{2:n} + \dots + X_{k:n}}{k}$.

❖ Phương pháp mô phỏng ngẫu nhiên ước lượng VaR và ES

VaR và ES là các giá trị ước lượng rủi ro trong tương lai, và nó cũng không định rõ phân phối của sự tổn thất tiềm tàng trong những trường hợp hiếm gặp khi ước lượng của chúng bị vượt quá. Trong nhiều phương pháp ước lượng VaR và ES, chúng ta sử dụng những giả thiết mang tính ép buộc, chẳng hạn giả thiết lợi suất của tài sản hoặc danh mục phải tuân theo phân phối chuẩn. Trong thực tế có thể có các tài sản mà lợi suất không có phân phối chuẩn mà có các phân phối đuôi dày khác như phân phối đuôi dạng mũ hoặc đuôi dạng logistic. Khi đó, công thức tính VaR và ES cũng sẽ thay đổi và các tham số phải ước lượng cũng sẽ khác. Hơn nữa, các phương pháp tính VaR và ES ở trên cũng không thích hợp cho các danh mục không tuyến tính. Trong những trường hợp này, phương pháp mô phỏng Monte Carlo hoặc phương pháp mô phỏng lịch sử nên được thực hiện. Để tìm hiểu các phương pháp này, trước tiên chúng ta xây dựng thuật toán chung cho việc tính VaR và ES.

🚦 Thuật toán chung cho ước lượng VaR và ES

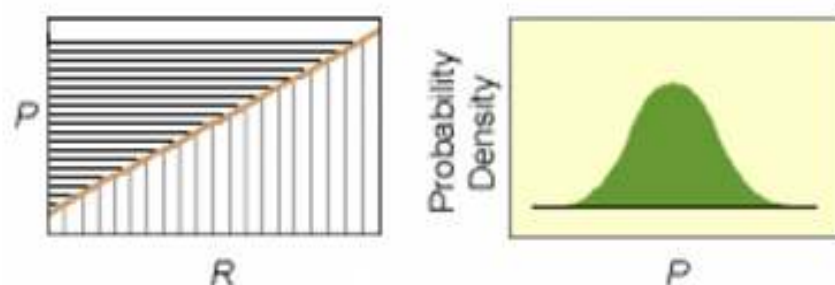
Xét một danh mục đầu tư P , thời điểm bắt đầu nắm giữ danh mục là t . Chúng ta muốn tính toán VaR và ES của danh mục này tại thời điểm tương lai là $(t+h)$. Giả sử giá trị hiện tại của danh mục kí hiệu là S_t và chúng ta đã biết. Giá trị tương lai của danh mục là chưa biết và đó là một biến ngẫu nhiên, kí hiệu là S_{t+h} . Chúng ta cần phải ước lượng phân phối của S_{t+h} để tính toán VaR và ES.

Giả sử phân phối của S_{t+h} phụ thuộc vào các nhân tố rủi ro chính như: giá, lãi suất, độ biến động lãi suất,... Kí hiệu R là vectơ n -chiều bao gồm giá trị của những nhân tố rủi ro trong tương lai. Dựa vào số liệu lịch sử, chúng ta có thể mô tả phân phối của R . Sau đó chúng ta sẽ biến đổi những mô tả phân phối của R sang những mô tả phân phối của S_{t+h} . Giá trị tương lai của danh mục là một hàm của biến R : $S_{t+h} = \theta(R)$. Mỗi liên hệ này gọi là ánh xạ danh mục. Hàm ánh xạ danh mục θ biến một vectơ n -chiều chứa các nhân tố rủi ro thành vectơ 1-chiều biểu thị giá trị tương

lai của danh mục.

Nếu R chỉ biểu thị giá của các tài sản khác nhau thì sẽ rất đơn giản để ánh xạ danh mục. Tuy nhiên, nếu R biểu thị nhiều nhân tố rủi ro như: giá, lãi suất, độ biến động lãi suất của các tài sản khác nhau thì hàm ánh xạ sẽ rất phức tạp. Vì vậy chúng ta cần phải áp dụng hàm ánh xạ θ cho phân phối của R để có phân phối của S_{t+h} .

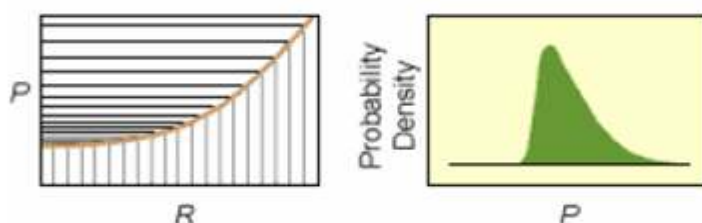
Xét trường hợp θ là hàm tuyến tính. Nếu ta chia các giá trị của R thành những đoạn đều nhau, thì do hàm θ tuyến tính nên các giá trị của S_{t+h} cũng được chia thành những đoạn tương ứng bằng nhau. Vậy hàm ánh xạ không gây ra bất kì sự bóp méo thông tin nào. Do vậy, nếu R là phân phối chuẩn thì S_{t+h} cũng có phân phối chuẩn.



Hình 1.6. Miêu tả hàm ánh xạ danh mục tuyến tính

(Nguồn: Tác giả tham khảo [16])

Trường hợp hàm ánh xạ không là tuyến tính, ta vẫn chia các giá trị của R thành các đoạn bằng nhau nhưng các khoảng giá trị tương ứng của S_{t+h} có thể khác nhau. Điều này có thể làm cho phân phối của S_{t+h} không chính xác. Hơn nữa, nếu R có phân phối chuẩn thì cũng chưa chắc S_{t+h} đã có phân phối chuẩn.



Hình 1.7. Miêu tả hàm ánh xạ danh mục không tuyến tính

(Nguồn: Tác giả tham khảo [16])

VaR và ES được tính toán theo các thủ tục sau ([16]):

- Thủ tục ánh xạ (mapping procedure) sử dụng dữ liệu đầu vào là các thông tin về danh mục, kết quả cho ta hàm ánh xạ θ .
- Thủ tục suy diễn (inference procedure) sử dụng dữ liệu đầu vào là véc tơ n -chiều R chứa số liệu lịch sử của các nhân tố rủi ro. Mục đích của thủ tục suy diễn là mô tả phân phối của R dựa vào số liệu, sau thủ tục suy diễn ta sẽ miêu tả được phân phối của R .
- Thủ tục biến đổi (transformation procedure) sẽ kết hợp kết quả của thủ tục ánh xạ và thủ tục suy diễn để mô tả phân phối của S_{t+h} . Dựa vào phân phối của S_{t+h} và giá trị hiện tại S_t , thủ tục biến đổi sẽ quyết định giá trị VaR và ES.

➤ **Phương pháp mô phỏng lịch sử**

Phương pháp mô phỏng lịch sử là chúng ta sẽ sử dụng giả định những kịch bản của danh mục trong quá khứ làm định hướng cho những quyết định trong tương lai. Do vậy, phương pháp này không hợp lý khi thị trường có những biến động mạnh bất thường, những rủi ro ngoài ý muốn như: động đất, khủng bố, chiến tranh,... như trong các năm gần đây.

Trong phương pháp mô phỏng lịch sử, ta chia làm hai loại ([16]): định giá đầy đủ và định giá địa phương. Ở phương pháp định giá đầy đủ, thông tin quá khứ của chúng ta sẽ được cập nhật lại trong mỗi lần mô phỏng. Ở phương pháp định giá địa phương, chúng ta sẽ cố định những thông tin quá khứ trong một khoảng thời gian và sẽ suy diễn ra VaR và ES ở nhiều chu kỳ trong tương lai.

Những ưu điểm và hạn chế của phương pháp mô phỏng lịch sử:

- Phương pháp mô phỏng lịch sử tương đối đơn giản trong thực hành nếu như số liệu lịch sử là đủ hợp lý cho ước lượng VaR và ES.
- Phương pháp này cũng được áp dụng cho những phân phối phi tuyến và không chuẩn bởi vì nó sử dụng trực tiếp giá lịch sử.
- Phương pháp này không dựa vào cấu trúc ngẫu nhiên cơ bản của thị trường hoặc những giả định đặc biệt nào về mô hình định giá, vì vậy nó cũng không có những rủi ro khi mô hình sai.

- Phương pháp mô phỏng lịch sử đưa ra giả thuyết rằng sự phân bố của lợi suất trong quá khứ có thể tái diễn trong tương lai. Đây là một hạn chế vì nhiều tài sản có lịch sử ngắn hoặc trong nhiều trường hợp lịch sử không phải là tất cả. Đồng thời giả định quá khứ sẽ lặp lại trong tương lai không phải luôn luôn đúng. Phương pháp cũng sẽ trở nên cồng kềnh đối với những danh mục lớn hoặc có cấu trúc phức tạp.

➤ **Phương pháp mô phỏng Monte Carlo**

Phương pháp mô phỏng Monte Carlo là phương pháp khá phức tạp và khó thực hiện. Trong mô phỏng Monte Carlo ta sẽ sinh ra nhiều phép thử và sai số chọn ra số ngẫu nhiên để xấp xỉ với tình huống. Quá trình mô phỏng này được tiến hành rất nhiều lần (có thể hàng trăm hoặc hàng nghìn lần tùy thuộc vào danh mục), từ đó sẽ đưa ra những định hướng tốt cho đầu ra trong các ước lượng.

Tính toán VaR và ES theo phương pháp mô phỏng Monte Carlo tương tự như tính toán VaR và ES theo phương pháp mô phỏng lịch sử. Điểm khác nhau chính nằm ở bước tính toán lợi suất. Phương pháp mô phỏng lịch sử giả sử lợi suất lịch sử của tài sản sẽ lặp lại trong tương lai còn ở phương pháp mô phỏng Monte Carlo ta sẽ sinh ra số ngẫu nhiên được sử dụng để ước lượng lợi suất (hoặc giá) của tài sản sau mỗi chu kỳ tính toán.

Thuật toán của phương pháp mô phỏng Monte Carlo gồm 5 bước sau ([16]):

Bước 1: Xác định chu kỳ T , tính và chia chu kỳ này thành N khoảng bằng nhau.

Tùy thuộc vào nhu cầu ước lượng, ta có thể tính VaR và ES theo ngày, tháng, hoặc năm. Ví dụ nếu ta tính toán VaR và ES trong một tháng (khoảng 22 ngày giao dịch) thì ta có $n = 22$ và có thể chia chu kỳ này thành 22 khoảng bằng nhau, tức số gia $\Delta t = 1$ ngày. Để tính VaR và ES trong một ngày, ta có thể chia mỗi ngày theo phút hoặc giây. Chúng ta chia chu kỳ thành càng nhiều khoảng thì càng tốt. Yêu cầu chính ở đây là chúng ta phải chắc chắn rằng số gia $\Delta t = 1$ (đơn vị thời gian) đủ nhỏ để có thể xấp xỉ giá tiếp theo chúng ta tìm thấy trong thị trường tài chính. Quá trình này được gọi là quá trình “rời rạc hóa”, ở đây chúng ta xấp xỉ một hiện tượng liên tục thành một số lượng lớn các khoảng rời rạc.

Bước 2: Sinh ra một số ngẫu nhiên và tính lại giá trị của tài sản tại cuối thời điểm số gia đầu tiên.

Ở bước này ta sẽ sinh ra lợi suất ngẫu nhiên (hoặc giá ngẫu nhiên). Trong hầu hết các trường hợp, số ngẫu nhiên sinh ra sẽ tuân theo một phân phối lý thuyết đặc biệt nào đó. Đây có thể một điểm yếu của phương pháp mô phỏng Monte Carlo so với phương pháp mô phỏng lịch sử - phương pháp sử dụng phân phối thực nghiệm để tính toán. Trong thực hành, người ta thường sinh ra số ngẫu nhiên tuân theo quy luật phân phối chuẩn. Tuy nhiên, giả thiết này thường là cưỡng ép vì các chuỗi số liệu thường gặp không có phân phối chuẩn. Vì vậy, tùy vào từng bài toán cụ thể, ta có thể sinh ra số ngẫu nhiên theo phân phối khác.

Trong luận án này, chúng ta sử dụng mô hình giá tài sản tiêu chuẩn để mô phỏng lợi suất tài sản ngày thứ i theo công thức ([16, tr. 53]):

$$r_i = \frac{S_{i+1} - S_i}{S_i} = \mu\Delta t + \sigma\varphi\Delta t \quad (1.20)$$

trong đó

r_i : lợi suất của tài sản cuối ngày thứ i ,

S_i : giá tài sản trong ngày thứ i ,

S_{i+1} : giá tài sản trong ngày thứ $(i+1)$,

μ : lợi suất trung bình của lợi suất tài sản,

Δt : bước thời gian,

σ : độ lệch chuẩn của lợi suất tài sản,

φ : số ngẫu nhiên được sinh ra từ phân phối giả định.

Tại thời điểm cuối của bước đầu tiên $\Delta t = 1$ ngày, ứng với số ngẫu nhiên sinh ra, các tham số trong công thức (1.20) được ước lượng, khi đó lợi suất mô phỏng cuối ngày thứ i được tính theo công thức (1.20), từ đó ta suy ra giá mô phỏng S_{i+1} cuối ngày thứ $i+1$.

Bước 3: Lặp lại quá trình ở bước trên N lần để có giá mô phỏng ở cuối chu kỳ.

Ở bước tiếp theo, ứng với $\Delta t = 2$ ngày, ta sinh ra một số ngẫu nhiên và áp dụng công thức (1.20) để mô phỏng giá S_{i+2} từ giá S_{i+1} . Ta lặp lại quá trình trên N

lần sẽ mô phỏng được các giá S_{i+1} . Nếu chúng ta tính toán trong một tháng (với 22 ngày giao dịch) thì ở bước này ta sẽ lặp lại 21 lần công thức (1.20) để tính giá S_{i+22} là giá của tài sản ở cuối chu kỳ.

Bước 4: Lặp lại bước 2 và bước 3 một số lượng lớn M lần để sinh ra M mô phỏng khác nhau của tài sản trong chu kỳ T .

Thực hiện mô phỏng Monte Carlo, chúng ta sẽ thu được một số lượng lớn M đường mô phỏng giá cuối chu kỳ S_{i+T} của tài sản từ giá hiện tại S_i . Trong chu kỳ T , có rất nhiều yếu tố ngẫu nhiên tác động đến giá tài sản, nên giá của tài sản có thể thay đổi theo vô hạn cách khác nhau. Vì vậy, ta cần mô phỏng rất nhiều lần để có thể ước lượng được chính xác nhất giá S_{i+T} trong tương lai. Sau mỗi bước lặp ở bước 2 và bước 3, ta được một giá tạm thời của S_{i+T} . Vậy sau M lần chạy chương trình, ta sẽ có M giá tạm thời của S_{i+T} . Trong tính toán tiêu chuẩn, người ta thường phải tiến hành mô phỏng ít nhất 1000 lần mô phỏng cho một tài sản.

Bước 5: Sắp xếp M giá tạm thời của tài sản từ bé nhất đến lớn nhất và suy ra giá trị VaR và ES ứng với độ tin cậy định trước.

Chúng ta cần sắp xếp M giá tạm thời của tài sản từ bé nhất đến lớn nhất, sau đó đọc giá trị trong dãy giá trị vừa sắp xếp tương ứng với mức phân vị $1 - \alpha$, giả sử giá trị này là $S_{i+T}^{1-\alpha}$. Giá trị đọc được là giá (hoặc lợi suất) của tài sản ở cuối chu kỳ với độ tin cậy $\alpha\%$. Nếu $S_{i+T}^{1-\alpha}$ thấp hơn S_i thì đại lượng VaR sẽ là:

$$VaR(\alpha, T) = S_{i+T}^{1-\alpha} - S_i.$$

- **Những ưu điểm và hạn chế của phương pháp mô phỏng Monte Carlo:**

So với phương pháp tham số và phương pháp mô phỏng lịch sử thì ưu điểm chính của phương pháp mô phỏng Monte Carlo là nó không có giả thiết về tính tuyến tính và phụ thuộc vào các hàm ánh xạ. Những phương pháp tính VaR và ES khác thường giả thiết chuỗi lợi suất có phân phối chuẩn nhưng giả thiết này trong thực tế thường không đúng. Phương pháp Monte Carlo không có giả thiết về tính chuẩn của chuỗi lợi suất nên sẽ cho kết quả phân tích rất tốt cho các danh mục về quyền chọn (option) hoặc thế chấp tài sản.

Hạn chế lớn nhất của phương pháp mô phỏng Monte Carlo là thời gian tính toán. Ngoài ra một điểm yếu của phương pháp này là nó lệ thuộc vào mô hình, và như vậy sẽ có rủi ro khi mô hình sai.

Hiện nay, khoa học kỹ thuật đang phát triển mạnh, các máy tính có cấu hình ngày càng cao và chi phí mua cũng ngày càng giảm. Khi đó, chắc chắn phương pháp mô phỏng Monte Carlo sẽ được sử dụng ngày càng rộng rãi và đóng vai trò quan trọng hơn trong phân tích và quản trị rủi ro tài chính.

✚ **Theo thuật toán chung cho ước lượng VaR và ES** bằng phương pháp mô phỏng, chúng ta phải xác định phân phối đồng thời của danh mục R . Tuy nhiên khi phân phối đồng thời của R không phải là phân phối chuẩn nhiều chiều thì chúng ta liệu có phương pháp nào để mô tả phân phối đồng thời của R hay không? Chúng ta sẽ tiếp cận phương pháp copula để nghiên cứu vấn đề trên.

➤ **Phương pháp copula**

Lý thuyết copula là lý thuyết về họ các hàm phân phối nhiều chiều, là một công cụ để xác định phân phối đồng thời dựa trên các hàm phân phối biên duyên và một hàm copula. Một hàm copula cho phép chúng ta xác định cấu trúc phụ thuộc của các thành phần của một phân phối nhiều chiều, chẳng hạn khi nghiên cứu một danh mục đầu tư gồm nhiều tài sản thì một hàm copula xác định một cấu trúc phụ thuộc của các tài sản. Kết quả cơ bản của lý thuyết copula dựa trên định lý Sklar (1959), các phân tích nhiều hơn về copula cũng đã được Nelsen ([34]) nêu ra trong cuốn sách giới thiệu về copula.

Khái niệm copula ([34], [40]):

Một copula n -chiều là một hàm phân phối xác định trên $[0,1]^n$ với các phân phối biên là phân phối đều $[0,1]$.

Hàm $C = C(u_1, u_2, \dots, u_n): [0,1]^n \rightarrow [0,1]$ nếu thỏa mãn các điều kiện:

- $C(u_1, u_2, \dots, u_n)$ tăng theo mỗi thành phần u_i .

- $C(1, \dots, 1, u_i, 1, \dots, 1) = u_i, \forall i \in \{1, \dots, n\}, u_i \in [0, 1]$.
- Với mọi $(a_1, \dots, a_n), (b_1, \dots, b_n) \in [0, 1]^n, a_i \leq b_i$,

$$có \sum_{i_1=1}^2 \dots \sum_{i_n=1}^2 (-1)^{i_1 + \dots + i_n} C(u_{1i_1}, \dots, u_{ni_n}) \geq 0, \text{ trong đó } u_{j1} = a_j, u_{j2} = b_j, \forall j \in \{1, \dots, n\},$$

thì $C(u_1, u_2, \dots, u_n)$ được gọi là một copula.

Định lý Sklar ([40]): Cho F là một hàm phân phối đồng thời với các hàm phân phối biên F_1, \dots, F_n . Khi đó có tồn tại một hàm copula $C: [0, 1]^n \rightarrow [0, 1]$ sao cho ([40, tr.135]):

$$F(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad \text{với mọi } x_1, \dots, x_n \in [-\infty, +\infty]. \quad (1.21)$$

Nếu các hàm phân phối biên F_1, \dots, F_n liên tục thì C là duy nhất.

Ngược lại, nếu C là một hàm copula và F_1, \dots, F_n là các hàm phân phối thì hàm $F(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n))$ là hàm phân phối xác suất đồng thời với các phân phối xác suất biên là F_1, \dots, F_n .

Một số họ Copula

Có nhiều họ copula khác nhau ([34], [40]): Copula Gauss, copula Student (Copula-T),... và một số dạng copula thuộc họ copula Archimedean (Clayton, Frank, Plackett, Gumbel,...). Trong phần này chúng ta sẽ giới thiệu một số họ copula thường dùng trong thực hành (xét với trường hợp 2 chiều):

- **Copula Gauss:** Đặt $u_i = F(X_i), i=1,2$, khi đó copula Gauss được xác định như sau ([40, tr. 112]):

$$C_{Gauss}(u_1, u_2; \rho) = \Phi_p(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2)), \quad (1.22)$$

trong đó Φ_p là hàm phân phối chuẩn hóa đồng thời với hệ số tương quan tuyến tính ρ .

- **Copula Student:** Cho $t_v : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ là hàm phân phối Student với bậc tự do ν ([40, tr. 116]):

$$t_v(x) = \int_{-\infty}^x \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\sqrt{\pi\nu}\Gamma(\nu/2)} \left(1 + \frac{s^2}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}} ds, \quad (1.23)$$

trong đó Γ là hàm Euler. Cho $\rho \in (0;1)$ và $t_{\rho,\nu}$ là hàm phân phối đồng thời của hai biến ngẫu nhiên Student ([40, tr. 116]):

$$t_{\rho,\nu}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left(1 + \frac{s^2 + t^2 - 2\rho st}{\nu(1-\rho^2)}\right)^{-\frac{\nu+2}{2}} ds dt. \quad (1.24)$$

Một copula Student (hay gọi ngắn gọn là copula-T) là hàm sau ([40, tr. 116]):

$$C_{\rho,\nu}^t(u, v) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left(1 + \frac{s^2 + t^2 - 2\rho st}{\nu(1-\rho^2)}\right)^{-\frac{\nu+2}{2}} ds dt, \quad (1.25)$$

trong đó t_v^{-1} là hàm ngược của phân phối Student 1-chiều và ν là số bậc tự do.

Nếu phân phối biên duyên F_1, F_2 là hai phân phối Student có cùng số bậc tự do ν và C là một copula-T với các tham số ν và ρ khi đó một hàm phân phối hai chiều F là phân phối Student 2-chiều chuẩn hóa, với $\mu=0$, hệ số tương quan tuyến tính ρ và số bậc tự do ν . Trong trường hợp này, copula-T là hàm phân phối Student 2-chiều với các biến chính là các phân phối Student biên duyên của F , copula-T là tổng quát hàm phân phối Student 2-chiều.

- **Copula Gumbel:** Họ copula Gumbel ([40]) được Gumbel đưa ra năm 1960, nó có dạng như sau ([40, tr. 124]):

$$C_{gumbel}(u_1, u_2; \delta) = \exp\left(-\left((-\log(u_1))^\delta + (-\log(u_2))^\delta\right)^{\frac{1}{\delta}}\right), \quad \delta > 1. \quad (1.26)$$

Tiếp theo chúng ta giới thiệu 2 dạng copula: copula Clayton và copula-SJC. Trước tiên chúng ta nhắc lại 2 hệ số đo sự phụ thuộc của 2 biến ngẫu nhiên: Hệ số Kendall và hệ số phụ thuộc đuôi:

- **Hệ số Kendall ([40]):** Giả sử (X_1, X_2) là véc tơ ngẫu nhiên có hàm phân phối xác suất đồng thời F , $\{(X_{11}, X_{21}), (X_{12}, X_{22})\}$ là mẫu ngẫu nhiên lập từ véc tơ ngẫu nhiên (X_1, X_2) . Hệ số Kendall, ký hiệu là τ_{X_1, X_2} , được xác định như sau ([40, tr. 97]):

$$\tau_{X_1, X_2} = P\{(X_{11} - X_{12})(X_{21} - X_{22}) > 0\} - P\{(X_{11} - X_{12})(X_{21} - X_{22}) < 0\}. \quad (1.27)$$

Hệ số Kendall đo mức độ phụ thuộc đơn điệu của 2 biến ngẫu nhiên. Giả sử X_1, X_2 là giá của 2 cổ phiếu A, B thì hệ số Kendall cho chúng ta biết khả năng xảy ra tình huống 2 cổ phiếu cùng tăng giá hay giảm giá sẽ cao hơn khả năng xảy ra tình huống giá 2 cổ phiếu đó biến động ngược chiều là bao nhiêu.

- **Hệ số phụ thuộc đuôi ([40]):** Cho biến ngẫu nhiên 2 chiều $X = (X_1, X_2)$, các biến X_1, X_2 có hàm phân phối xác suất tương ứng là F_1, F_2 . Với $F_1^{-1}(p), F_2^{-1}(p)$ là các p phân vị của các hàm F_1, F_2 , ta có:

- Hệ số phụ thuộc đuôi trên của X , ký hiệu là λ_U , được xác định như sau ([40, tr. 109]):

$$\lambda_U = \lim_{p \rightarrow 1^-} P(X_2 > F_2^{-1}(p) | X_1 > F_1^{-1}(p)), \quad (1.28)$$

nếu $\lambda_U \in (0, 1]$ thì X có phụ thuộc đuôi trên, nếu $\lambda_U = 0$ thì X không có phụ thuộc đuôi trên.

- Hệ số phụ thuộc đuôi dưới của X , ký hiệu là λ_L , được xác định như sau ([40, tr. 110]):

$$\lambda_L = \lim_{p \rightarrow 0^+} P(X_2 \leq F_2^{-1}(p) | X_1 \leq F_1^{-1}(p)), \quad (1.29)$$

nếu $\lambda_L \in (0,1]$ thì X có phụ thuộc đuôi dưới, nếu $\lambda_L = 0$ thì X không có phụ thuộc đuôi dưới.

Các hệ số phụ thuộc đuôi cho biết mức độ phụ thuộc của giá 2 cổ phiếu A và B trong điều kiện thị trường có biến động bất thường. Hệ số phụ thuộc đuôi trên cho biết sau một phiên giao dịch khả năng để xảy ra tình huống giá cổ phiếu B sẽ tăng mạnh vượt qua một biên độ lớn nào đấy khi biết rằng giá cổ phiếu A đã tăng mạnh vượt trên mức biên độ lớn nào đó. Tương tự, hệ số phụ thuộc đuôi dưới cho biết sau một phiên giao dịch khả năng để xảy ra tình huống giá cổ phiếu B sẽ giảm mạnh vượt qua một biên độ lớn nào đấy khi biết rằng giá cổ phiếu A đã giảm mạnh vượt trên mức biên độ lớn nào đó.

Sau đây, ta có công thức hàm copula Clayton và copula SJC:

- **Copula Clayton:** Họ copula Clayton được Clayton đưa ra năm 1978, với dạng ([34, tr. 116]):

$$C_{Clayton}(u_1, u_2; d) = \left(u_1^{-d} + u_2^{-d} - 1 \right)^{-\frac{1}{d}}, d = \frac{2\tau}{\tau - 1}, \quad (1.30)$$

với τ là hệ số Kendall.

- **Copula Joe-Clayton đối xứng:** Hàm copula Joe-Clayton được cho bởi ([25, tr. 6]):

$$C_{JC}(u, v | \tau_U, \tau_L) = 1 - \left(\left\{ \left[1 - (1 - u)^k \right]^{-\gamma} + \left[1 - (1 - v)^k \right]^{-\gamma} - 1 \right\}^{\frac{-1}{\gamma}} \right)^{\frac{1}{k}}, \quad (1.31)$$

trong đó: $k = 1/\log_2(2 - \tau_U)$; $\gamma = -1/\log_2(\tau_L)$; $\tau_U \in (0,1)$, $\tau_L \in (0,1)$.

Copula này có 2 tham số τ_U , τ_L , hai tham số này là hệ số phụ thuộc đuôi trên, hệ số phụ thuộc đuôi dưới. Copula Joe-Clayton vẫn có một sự đối xứng yếu khi $\tau_U = \tau_L$. Chúng ta có một dạng copula khác là copula Joe-Clayton đối xứng (SJC) được cho

bởi ([20, tr.16]):

$$C_{sJC}(u, v | \tau_U, \tau_L) = 0.5 C_{JC}(u, v | \tau_U, \tau_L) + 0.5 C_{JC}(1-u, 1-v | \tau_U, \tau_L) + u + v - 1, \quad (1.32)$$

hàm này là đối xứng khi $\tau_U = \tau_L$.

Hơn nữa, ta có bảng hệ số phụ thuộc đuôi của một số copula ([34, tr. 215]):

Bảng 1.1. Hệ số phụ thuộc đuôi

Copula	Hàm sinh $\varphi(u)$	Hàm copula $C_\alpha(u_1, u_2)$	λ_U	λ_L
Gauss		$C_{Gauss}(u_1, u_2; \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2))$	0	0
Student		$C_{\rho, \nu}(u, v) = \int_{-\infty}^{\tau_U^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\tau_V^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left(1 + \frac{s^2 + t^2 - 2\rho st}{\nu(1-\rho^2)} \right)^{-\frac{\nu+2}{2}} ds dt$	$\lambda_U = \lambda_L = 2t_{\nu+1} \left(-\sqrt{\frac{(\nu+1)(1-\rho)}{1+\rho}} \right)$	
Gumbel	$\varphi(u) = (-\ln(u))^\alpha, \quad \alpha \in [1, +\infty)$	$\exp \left\{ - \left[\sum_{i=1}^n (-\ln u_i)^\alpha \right]^{1/\alpha} \right\}$	$2 - 2^{1/\alpha}$	0
Clayton	$\varphi(u) = \frac{1}{\alpha} (u^{-\alpha} - 1), \quad \alpha \in [-1, 0) \cup (0, +\infty)$	$\left[\sum_{i=1}^n u_i^{-\alpha} - n + 1 \right]^{-1/\alpha}$	0	$\lambda_L = 2^{-1/\alpha}$

Ngoài những copula tham số, chúng ta còn xét thêm copula thực nghiệm ([25], [40]):

▪ Copula thực nghiệm

Hàm copula thực nghiệm được định nghĩa bởi ([25, tr. 9]):

$$\hat{C} \left(\frac{t_1}{T}, \frac{t_2}{T} \right) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 1[x_{1,t} \leq x_1(t_1)] \cdot 1[x_{2,t} \leq x_2(t_2)], \quad (1.33)$$

với 1 là hàm chỉ tiêu, $x_i(t_j)$, $i = 1, 2$; $j = 1, 2$ là quan sát thứ t_j của biến i và $t_1, t_2 \in \{1, \dots, T\}$.

Ta lựa chọn hàm copula thực nghiệm như sau: Gọi $\bar{d}(C_1, C_2)$ là khoảng cách bình phương của 2 copula C_1 và C_2 trong tập hữu hạn phần tử $A = \{a_1, a_2, \dots, a_m\}$ ([25, tr. 9]):

$$\bar{d}(C_1, C_2) = \left[\sum_{i=1}^2 (C_1(a_i) - C_2(a_i))^2 \right]^{1/2}. \quad (1.34)$$

Cho $\{C_k\}_{1 \leq k \leq K}$ là một tập copula, một tiêu chuẩn để lựa chọn copula C_k là bình phương các khoảng cách giữa copula ước lượng và copula thực nghiệm \hat{C} trên tập quan sát là nhỏ nhất.

Mỗi dạng hàm copula tham số đều có các bộ tham số đặc trưng cho nó, các tham số này cho biết mối quan hệ giữa các biến với nhau trong hàm phân phối đồng thời. Để ước lượng các tham số của các copula này chúng ta vẫn sử dụng phương pháp hợp lý cực đại ([40]). Vì chúng ta có các tham số của phân phối biên duyên và tham số của hàm copula nên người ta thường ước lượng theo 2 bước. Ở bước thứ nhất, chúng ta ước lượng các tham số của hàm phân phối biên duyên F_i và bước thứ hai chúng ta ước lượng tham số của hàm copula với điều kiện là các ước lượng phân phối biên duyên đã có ở bước thứ nhất.

Như vậy, tùy vào đặc điểm của chuỗi số liệu của các biến chúng ta có thể lựa chọn được hàm copula phù hợp để mô tả phân phối đồng thời của các

biến. Trong đó các copula-Gauss, copula-T có thể dùng để mô tả phụ thuộc cho các biến có tính đối xứng; copula Gumbel phù hợp mô tả cho các biến có đuôi bên trái dày, copula Clayton phù hợp mô tả cho các biến có đuôi bên phải dày; copula-SIC mô tả sự phụ thuộc tốt hơn cho những biến có sự phụ thuộc ở cả 2 đuôi.

Một vấn đề khác đó là khi nghiên cứu danh mục có nhiều tài sản, thì chúng ta cần các họ copula có số chiều n , $n > 2$. Thông thường chúng ta hay sử dụng: copula-Gauss, copula-T để nghiên cứu sự phụ thuộc trong trường hợp số chiều lớn. Đối với copula-T, ngoài hệ số tương quan còn có tham số bậc tự do; Ta có thể sử dụng tham số bậc tự do để tính toán hệ số phụ thuộc đuôi cho mỗi cặp biến, như vậy khi sử dụng copula-T nhiều chiều chúng ta đã coi các cặp biến có hệ số phụ thuộc đuôi là như nhau, điều đó trong nhiều trường hợp chưa thực sự phù hợp. Nghiên cứu các họ copula có số chiều lớn hơn 2 là một vấn đề cần thiết nhưng cũng là một vấn đề phức tạp của trên cả phương diện lý thuyết cũng như thực hành. Cho đến nay đã có một số phương pháp để nghiên cứu các họ copula có số chiều lớn hơn 2 ([28], [34], [40]), chẳng hạn: Phương pháp Nest, phương pháp nhân tố, phương pháp Vine. Trong luận án này, tác giả chọn cách tiếp cận theo phương pháp Vine để xây dựng các copula nhiều chiều từ các copula 2 chiều.

Phương pháp copula-Vine

Phương pháp copula Vine ([28]) được Joe đề xuất năm 1996, tiếp sau đó đã được các tác giả Bedford and Cooke (2001, 2002), Kurowicka and Cooke (2006) and Czado, Frigessi, and Bakken (2007), Aas *et al.* (2009) tiếp tục có những nghiên cứu đầy đủ hơn.

Giả sử F là hàm phân phối xác suất đồng thời của các biến ngẫu nhiên X_1, \dots, X_n , khi đó hàm mật độ xác suất đồng thời được biểu diễn thông qua hàm mật độ copula và các hàm mật độ xác suất biên bởi công thức ([19]):

$$f(x_1, \dots, x_n) = c(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n); \theta) f_1(x_1) \dots f_n(x_n) \quad (1.35)$$

trong đó c là hàm mật độ của copula với tham số θ , và nó được xác định như sau ([19, tr. 197]):

$$c(u_1, \dots, u_n; \theta) = \frac{\partial^n C(u_1, \dots, u_n; \theta)}{\partial u_1 \dots \partial u_n}. \quad (1.36)$$

Ta có thể viết hàm mật độ xác suất đồng thời thông qua các hàm mật độ xác suất có điều kiện ([28, tr. 4]):

$$f(x_1, \dots, x_n) = f(x_n) f(x_{n-1} | x_n) \dots f(x_1 | x_2, \dots, x_n). \quad (1.37)$$

Để có được cấu trúc copula cặp cho hàm $f(x_1, \dots, x_n)$, chúng ta sẽ lần lượt thay thế các hàm mật độ có điều kiện bằng tích của hàm mật độ copula cặp và hàm mật độ xác suất biên.

Chúng ta sẽ minh họa cấu trúc copula cặp cho một số trường hợp cụ thể của n :

- **Trường hợp 2 chiều:** Hàm mật độ xác suất đồng thời là

$$f(x_1, x_2) = f(x_2) f(x_1 | x_2).$$

Khi đó hàm mật độ có điều kiện có thể tính như sau:

$$f(x_1 | x_2) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_2(x_2)} = c_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)) f_1(x_1)$$

- **Trường hợp 3 chiều:** Chúng ta có hàm mật đồng thời:

$$f(x_1, x_2, x_3) = f(x_3) f(x_2 | x_3) f(x_1 | x_2, x_3).$$

Chúng ta có thể phân tích $f(x_1 | x_2, x_3)$ như sau:

$$f(x_1 | x_2, x_3) = c_{13|2}(F_1(x_1 | x_2), F_3(x_3 | x_2)) f_1(x_1 | x_2),$$

như vậy hàm mật độ xác suất đồng thời được viết lại như sau:

$$f(x_1, x_2, x_3) = f(x_1) f(x_2) f(x_3) \cdot c_{12}(F(x_1), F(x_2)) \cdot c_{23}(F(x_2), F(x_3)) \cdot c_{13|2}(F(x_1 | x_2), F(x_3 | x_2))$$

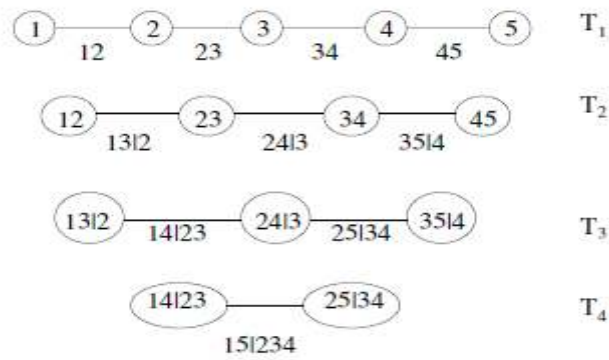
Sau đây chúng ta giới thiệu về cấu trúc Vine:

Cấu trúc Vine: Phương pháp Vine là phương pháp xây dựng các copula nhiều chiều dựa trên các copula 2 chiều của các cặp biến ban đầu và các copula 2 chiều có điều kiện. Một cấu trúc Vine để xây dựng cấu trúc phụ thuộc cho biến ngẫu nhiên n chiều sẽ có $n-1$ mức $T_j, j=1, \dots, n-1$. Ở mỗi mức j sẽ có $n+1-j$ nút và $n-j$ cạnh để nối các nút lại, và mỗi cạnh ở một mức sẽ tương ứng với một hàm mật

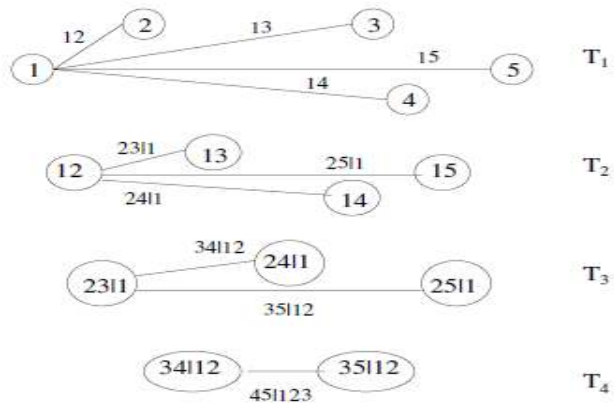
độ copula cặp. Mỗi cạnh ở mức j sẽ là nút ở mức $j+1$ và 2 nút ở mức $j+1$ sẽ được nối với nhau bởi 1 cạnh nếu các cạnh tương ứng trong mức j có nút chung.

Có 2 cấu trúc Vine mà người ta thường hay sử dụng là C-Vine (Canonical-Vine) và D-Vine (Drawable-Vine). Sau đây chúng ta có hình vẽ mô tả cho cách thức xây dựng copula 5 chiều dạng D-Vine ở hình 1.8 ([28, tr. 5]) và dạng C-Vine ở hình 1.9 ([28, tr. 6]). Trong quá xây dựng các copula bằng phương pháp Vine, chúng ta cần sử dụng tới hàm $h(x, v; \theta)$ để biểu diễn các phân phối có điều kiện ([28, tr. 4]):

$$h(x, v; \theta) = F(x | v) = \frac{\partial C_{x,v}(x, v; \theta)}{\partial v}. \quad (1.38)$$



Hình 1.8. D-vine



Hình 1.9. C-Vine

Khi ước lượng các tham số của copula Vine thì chúng ta sử dụng hàm h , còn khi thực hiện mô phỏng các copula Vine thì chúng ta sử dụng hàm ngược của hàm h . Sau đây chúng ta có biểu thức hàm h của một số copula 2 chiều ([28, tr. 32]):

- Copula-Gauss: $h_{12}(u_1, u_2) = \Phi\left(\frac{b_1 - \rho_{12}b_2}{\sqrt{1 - \rho_{12}^2}}\right), b_1 = \Phi^{-1}(u_1), b_2 = \Phi^{-1}(u_2).$ (1.39)

- Copula-T: $h_{12}(u_1, u_2) = t_{v+1}\left(\frac{t_v^{-1}(u_1) - \rho t_v^{-1}(u_2)}{\sqrt{(v + (t_v^{-1}(u_2))^2)(1 - \rho^2)}}\right).$ (1.40)

Để ước lượng các tham số của một hàm mật độ copula theo cấu trúc Vine chúng ta vẫn sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại ([28]).

Bên cạnh cách tiếp cận dạng copula không điều kiện, chúng ta có thể kết hợp các mô hình ARMA, GARCH để nghiên cứu dạng copula có điều kiện ([19], [24]).

Từ những phân tích ở trên, ta nhận thấy mỗi phương pháp tính VaR và ES đều có ưu điểm và nhược điểm riêng. Thông thường, chúng ta nên kết hợp nhiều phương pháp tính để có kết quả phân tích tốt nhất. Để có thể đánh giá được tính phù hợp của mô hình khi sử dụng các phương pháp ước lượng khác nhau, chúng ta cần thực hiện hậu kiểm mô hình. Sau đây chúng ta giới thiệu thủ tục hậu kiểm mô hình VaR và ES.

1.3.6. Hậu kiểm mô hình VaR và ES

❖ Hậu kiểm mô hình VaR

Theo hiệp định Basel II, năm 1996 BIS (Bank for International Settlements) khuyến cáo các tổ chức tài chính có thể xây dựng các mô hình VaR riêng của mình để ước lượng P&L dùng trong quản lý rủi ro nhưng phải thường xuyên hậu kiểm tính chuẩn xác của mô hình. BIS quy định sử dụng số liệu thực tế của ít nhất 250 ngày gần nhất để thực hiện hậu kiểm đối với mô hình VaR với mức ý nghĩa (xác suất) $\alpha = 1\%$.

Sau khi xây dựng mô hình và công thức tính $\text{VaR}(1 \text{ ngày}, \alpha\%)$ cho P&L của tài sản hoặc danh mục - ký hiệu: $\text{VaR}(\text{P\&L})$, nếu $\text{VaR}(\text{P\&L})$ chuẩn xác thì trung bình trong n ngày sẽ có khoảng $[n\alpha]$ ngày P&L thực tế vượt quá $\text{VaR}(\text{P\&L})$ ($[n\alpha]$: phần nguyên của $n\alpha$).

Nếu coi số ngày mà P&L vượt $\text{VaR}(\text{P\&L})$ trong n ngày là biến ngẫu nhiên X thì $X \sim B(n, \alpha)$. Khi đó ta có kỳ vọng của X : $EX = n\alpha$ và phương sai $\text{Var}(X) = n\alpha(1-\alpha)$. Với n đủ lớn ($n > 30$) ta có khoảng tin cậy với độ tin cậy $(1-\alpha)$ cho kỳ vọng của X ([3, tr. 200]):

$$\left(n\alpha - u_{\alpha/2} \sqrt{n\alpha(1-\alpha)}; n\alpha + u_{\alpha/2} \sqrt{n\alpha(1-\alpha)} \right) \quad (1.41)$$

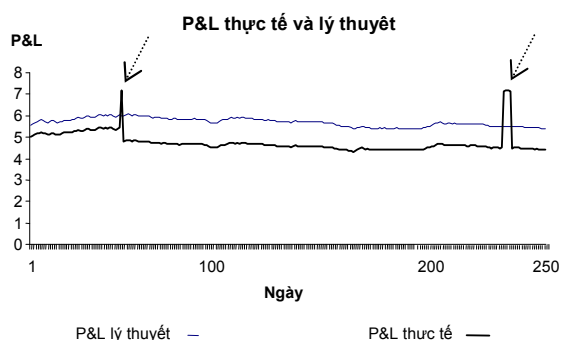
với $u_{\alpha/2}$ là giá trị tới hạn mức $\alpha/2$ của phân phối chuẩn hoá $N(0,1)$.

Quy trình thực hiện hậu kiểm như sau:

Bước 1: Sử dụng công thức $\text{VaR}(\text{P\&L})$ tính P&L từng ngày của tài sản (P&L lý thuyết theo VaR). Chú ý khi tính $\text{VaR}(\text{P\&L})$ 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 minh hoạ). Nếu số này không vượt quá cận trên trong (1.41) thì mô hình có thể coi là chuẩn xác với độ tin cậy $(1-\alpha)\%$.



Hình 1.10. Minh họa hậu kiểm VaR

(Nguồn: Tác giả tham khảo ([3, tr. 200]))

Theo quy định của BIS: Với $n = 250$, $\alpha = 1\%$, số ngày P&L thực tế lớn hơn P&L lý thuyết không quá 5 thì mô hình được xem là chuẩn xác. Nếu $\alpha = 5\%$ thì con số trên là 19.

❖ Hậu kiểm mô hình ES

Để thực hiện hậu kiểm ES ta cũng tiến hành ước lượng ES cho từng ngày và so sánh lợi suất thực tế của danh mục với ES ước lượng của từng ngày và tính các hàm tổn thất ([19], [24]):

$$\begin{aligned}\psi_{t+1}^1 &= \begin{cases} |r_{t+1} - ES_{\alpha,t+1}| & \text{khí } r_{t+1} > VaR_{\alpha,t+1} \\ 0 & \text{ngược lại} \end{cases} \\ \psi_{t+1}^2 &= \begin{cases} (r_{t+1} - ES_{\alpha,t+1})^2 & \text{khí } r_{t+1} > VaR_{\alpha,t+1} \\ 0 & \text{ngược lại} \end{cases} .\end{aligned}\quad (1.42)$$

Giả sử ta chọn n ngày để thực hiện hậu kiểm, dựa trên 2 hàm tổn thất trên ta tính sai số tuyệt đối trung bình (mean absolute error-MAE) và sai số bình phương trung bình (mean squared error- MSE) ([19], [24]):

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^n \psi_t^1}{n}; \quad MSE = \frac{\sum_{t=1}^n \psi_t^2}{n} . \quad (1.43)$$

Ta sẽ lựa chọn phương pháp ước lượng ES sao cho MAE, MSE là nhỏ nhất.

Hơn nữa, ta cần thực hiện thêm kiểm định xem $E(r - ES/r > VaR)$ có bằng 0 hay không? Để thực hiện kiểm định này, ta sử dụng tiêu chuẩn kiểm định:

$t = \frac{\bar{Y}}{Se(\bar{Y})}$, trong đó: \bar{Y} là trung bình của các sai lệch $r_{t+1} - ES_{\alpha,t+1}$ của K ngày, K là số ngày có mức tổn thất thực tế vượt ngưỡng VaR ước lượng. Tuy nhiên, để thống kê t là xấp xỉ phân phối chuẩn thì cần giá trị K đủ lớn.

1.4. Thực trạng đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam

1.4.1. Quá trình hình thành và phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam

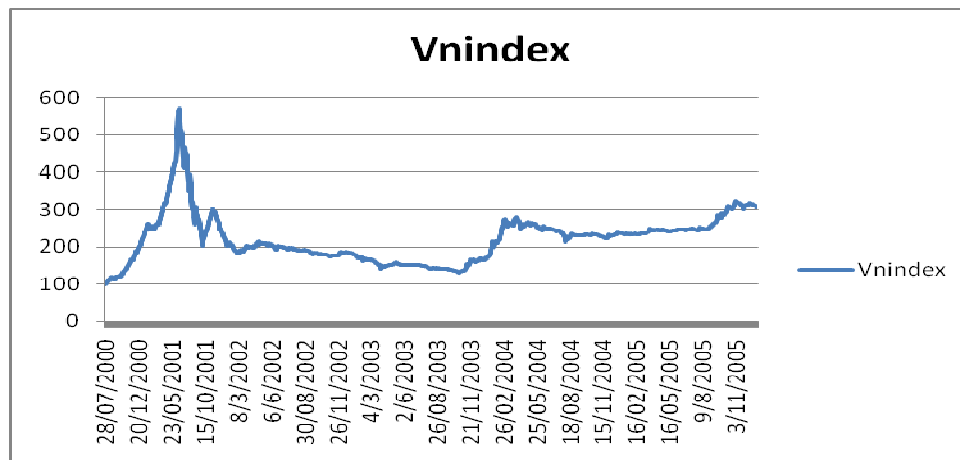
Sau nhiều năm chuẩn bị và chờ đợi, ngày 11/7/1998 Chính phủ đã ký Nghị định số 48/CP ban hành về chứng khoán và TTCK chính thức khai sinh cho TTCKVN ra đời. Cùng ngày, Chính phủ cũng ký quyết định thành lập trung tâm giao dịch chứng khoán đặt tại Thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội. Việc chuẩn bị cho TTCKVN thực ra đã do Ủy Ban Chứng khoán Việt Nam ra đời bằng Nghị định 75/CP ngày 28/11/1996. Trung tâm giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (TTGDCK TPHCM) 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, TTGDCK TPHCM trở thành SGDCK Thành phố Hồ Chí Minh (SGDCK TP.HCM) gọi tắt là HOSE với vốn điều lệ là 1000 tỷ đồng. Trung tâm giao dịch chứng khoán Hà Nội (TTGDCK HN) đã chính thức chào đời vào ngày 8/3/2005, và ngày 17/1/2009, TTGDCK HN (HASTC) trở thành SGDCK Hà Nội (SGDCK HN) gọi tắt là HNX. Khác với SGDCK TPHCM là nơi niêm yết và giao dịch chứng khoán của các công ty lớn thì SGDCK Hà Nội là sân chơi cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa với vốn điều lệ từ 5 đến 30 tỷ đồng.

Chỉ số VNINDEX là ký hiệu của chỉ số chứng khoán Việt Nam. Chỉ số VNINDEX xây dựng căn cứ vào giá trị thị trường của tất cả các cổ phiếu được niêm yết. Với hệ thống chỉ số này, nhà đầu tư có thể đánh giá và phân tích thị trường một cách tổng quát. Chỉ số VNINDEX so sánh giá trị thị trường hiện hành với giá trị thị trường cơ sở vào ngày gốc 28/7/2000 khi thị trường chứng khoán chính thức đi vào hoạt động. Giá trị thị trường cơ sở trong công thức tính chỉ số được điều chỉnh trong các trường hợp như niêm yết mới, hủy niêm yết và các trường hợp có thay đổi về vốn niêm yết.

Chỉ số VNINDEX = (giá trị thị trường hiện tại/ giá trị thị trường cơ sở) \times 100.

❖ **Giai đoạn 2000-2005:** Giai đoạn mới hình thành của TTCK Việt Nam. Sự ra đời của TTCKVN được đánh dấu bằng việc đưa vào vận hành

TTGDCK TP.HCM ngày 20/7/2000 và thực hiện phiên giao dịch đầu tiên vào ngày 28/7/2000. Ở thời điểm lúc bấy giờ chỉ có hai doanh nghiệp niêm yết 2 loại cổ phiếu (REE và SAM) với số vốn 270 tỷ đồng và một số ít trái phiếu Chính phủ được niêm yết giao dịch. Từ đó cho đến năm 2005, thị trường luôn ở trong trạng thái gập gù, loại trừ cơn sốt vào năm 2001 (chỉ số VNINDEX cao nhất đạt 571.04 điểm sau 6 tháng đầu năm nhưng chỉ trong vòng chưa đầy 4 tháng (từ tháng 6 đến tháng 10) các cổ phiếu niêm yết đã mất giá tới 70% giá trị. Chỉ số VNINDEX sụt từ 571.04 điểm vào ngày 25/4/2011 xuống chỉ còn khoảng 200 điểm vào tháng 10/2001. Trong 4 tháng hoảng loạn này, có nhiều nhà đầu tư tháo chạy khỏi TTCK nhưng vẫn có một số nhà đầu tư cố bám trụ, âm thầm mua bán và tiếp tục kiếm lợi nhuận. Ngoài cơn sốt trên thì trong 5 năm chỉ số VNINDEX lúc cao nhất chỉ có 300 điểm và mức thấp nhất xuống đến 130 điểm. Nguyên nhân vì thị trường có ít hàng hóa, các doanh nghiệp niêm yết cũng nhỏ, không nổi tiếng, không hấp dẫn nhà đầu tư trong nước.



Hình 1.11. Đồ thị VNINDEX giai đoạn 2000-2005

(Nguồn: Tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp ở [50])

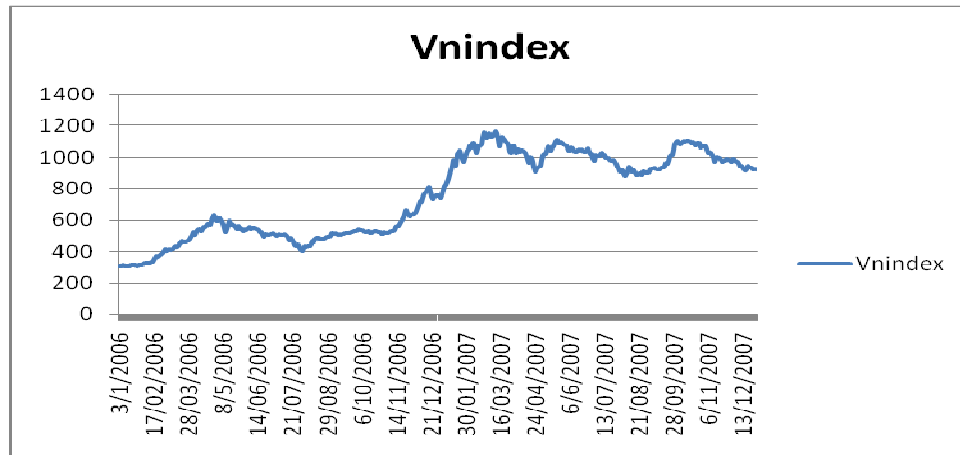
Ngày 8/3/2005, TTGDCK Hà Nội chính thức đi vào hoạt động. Thị trường sôi động hơn từ năm 2005 khi tỷ lệ nắm giữ của nhà đầu tư nước ngoài được nâng cao từ 30% lên 49% (trừ lĩnh vực ngân hàng). Trong 5 năm đầu tiên, dường như thị trường không thực sự thu hút được sự quan tâm của đông đảo công chúng và các diễn biến tăng giảm của thị trường chưa tạo ra tác động xã hội lớn để có thể ảnh hưởng tới sự vận hành của nền kinh tế cũng như tới cuộc sống của mỗi người dân.

❖ **Giai đoạn năm 2006-2007:** Giai đoạn bùng nổ của TTCK Việt Nam

Có thể nói là dấu mốc lịch sử quan trọng của TTCK Việt Nam với sự phát triển đột phá của TTCK Việt Nam. Năm 2006 chỉ số VNINDEX tại sàn giao dịch TP. Hồ Chí Minh (HOSE) tăng 144% so với năm 2005, tại sàn giao dịch Hà Nội (HaSTC) tăng 152.4%. Thị trường chứng khoán Việt Nam 2006, VNINDEX cuối năm tăng 2.5 lần so đầu năm. Tổng giá trị vốn hóa đạt 13.8 tỉ USD cuối năm 2006 (chiếm 22.7% GDP) giá trị cổ phiếu do các nhà đầu tư nước ngoài đang nắm giữ đạt khoảng 4 tỉ USD, chiếm 16,4% mức vốn hóa của toàn thị trường. Số công ty niêm yết tăng gần 5 lần, từ 41 công ty năm 2005 đã lên tới 193 công ty, số tài khoản giao dịch đạt hơn 10 vạn gấp 3 lần năm 2005 và 30 lần so với 6 năm trước. Trong vòng một năm, chỉ số VNINDEX tăng hơn 500 điểm, từ hơn 300 điểm cuối 2005 lên 800 điểm cuối 2006. Tính đến cuối tháng 12/2006, có trên 120000 tài khoản giao dịch chứng khoán được mở, trong đó gần 2000 tài khoản của nhà đầu tư nước ngoài. Năm 2006, kỷ lục mới của VNINDEX được xác lập ở mốc 809.86 điểm và chỉ số VNINDEX đã có mức tăng trưởng tới 146%. Tính đến phiên 29/12/2006, Trung tâm Giao dịch Chứng khoán TPHCM đã có sự góp mặt của 106 cổ phiếu, 2 chứng chỉ quỹ và 367 trái phiếu với tổng giá trị niêm yết theo mệnh giá là trên 72 nghìn tỷ đồng. Còn tại Trung tâm Giao dịch Chứng khoán Hà Nội, số lượng chứng khoán tham gia đã lên đến 87 cổ phiếu và 91 trái phiếu với tổng mức đăng ký giao dịch theo mệnh giá đạt 29 nghìn tỷ đồng. Nếu xét riêng về mức vốn hoá cổ phiếu, toàn bộ thị trường chứng khoán chính thức Việt Nam với 193 cổ phiếu vào phiên cuối năm, đã lên tới 220 nghìn tỷ đồng, tương đương với 13.8 tỷ USD.

Luật chứng khoán có hiệu lực từ ngày 01/01/2007 đã góp phần thúc đẩy thị trường phát triển và tăng cường khả năng hội nhập vào thị trường tài chính quốc tế. Nhờ đó, tính công khai, minh bạch của các tổ chức niêm yết được tăng cường. Nhìn chung, diễn biến của thị trường và giá cả chứng khoán trong các phiên giao dịch có nhiều biến động. VNINDEX đạt đỉnh 1170.67 điểm và HASTC-Index chạm mốc 459.36 điểm. Kết thúc phiên giao dịch cuối năm, VNINDEX đạt 927.02 điểm,

HASTC- Index dừng ở mức 323.55 điểm. Như vậy, sau 1 năm hoạt động VNINDEX đạt được mức tăng trưởng là 23.3%; HASTC-Index tăng 33.2% so với mức thiết lập cuối năm 2006. Tính đến ngày 28/12/2007, SGDCK TPHCM đã thực hiện được 248 phiên giao dịch với tổng khối lượng giao dịch đạt hơn 2.3 tỷ chứng khoán tương đương với tổng giá trị giao dịch toàn thị trường đạt 224000 tỷ đồng, gấp 2 lần khối lượng và 2.8 lần giá trị giao dịch so với năm 2006. TTGDCK Hà Nội thực hiện thành công 248 phiên giao dịch, với tổng khối lượng giao dịch toàn thị trường đạt 616.3 triệu chứng khoán tương đương với tổng giá trị giao dịch toàn thị trường đạt 63859 tỷ đồng, tăng gấp 6 lần về khối lượng và 15.8 lần về giá trị giao dịch so với năm 2006.



Hình 1.12. Đồ thị VNINDEX giai đoạn 2006-2007

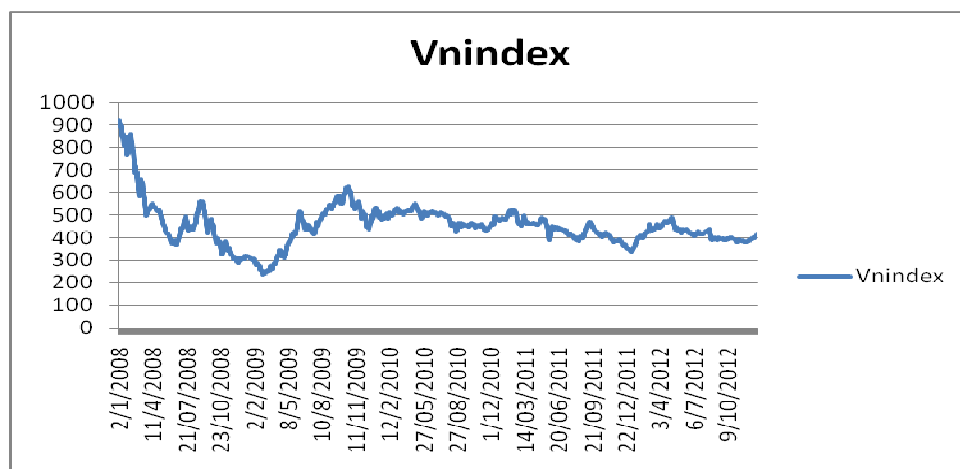
(Nguồn: Tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp ở [50])

❖ **Giai đoạn năm 2008-2012:** TTCK Việt Nam trong giai đoạn khủng hoảng

Trong giai đoạn 5 năm 2008 - 2012, nền kinh tế Việt Nam đã trải qua một giai đoạn vô cùng khó khăn. Bên cạnh những ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng kinh tế tài chính toàn cầu, nền kinh tế trong nước cũng dần bộc lộ những điểm yếu kém.

Nếu như từ năm 2000 đến 2007, nền kinh tế luôn đạt tốc độ tăng trưởng tốt với mức tăng bình quân (CAGR) là 6.7%/năm thì trong 5 năm gần đây, mức tăng trưởng này chỉ đạt 4.5%. GDP năm 2012 chỉ đạt mức tăng trưởng 5.03%, mức thấp

nhất kể từ năm 1999. Bên cạnh nguyên nhân ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu nổ ra năm 2008, cơ cấu tăng trưởng kinh tế với động lực chủ yếu dựa trên tăng trưởng vốn và lao động, thiếu đầu tư chiều sâu đã khiến cho nền kinh tế rơi vào trạng thái quá nóng và gây nên tình trạng lạm phát cao, tạo nên bong bóng tài sản đầu tư và có khả năng gây bất ổn trong dài hạn. Tính đến cuối năm 2008 VNINDEX đã giảm mất 239.52 điểm, tương đương 43.15% và lợi nhuận các công ty năm 2008 giảm tới 30%.



Hình 1.13. Đồ thị VNINDEX giai đoạn 2008-2012

(Nguồn: Tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp ở [50])

Những tháng đầu năm 2009 thị trường chứng khoán đã sụt giảm mạnh và thiết lập mức đáy thấp nhất trong nhiều năm qua tại ngưỡng 235.50 điểm (ngày 24/2/2009), thị trường xuống đáy, các nhà đầu tư bị quan bởi chưa bao giờ thị trường lại rơi vào cảnh ảm đạm đến thế, các sản chứng khoán rơi vào tình trạng vắng tanh bởi hầu như có rất ít nhà đầu tư đến sàn giao dịch.

Tuy nhiên, sau đó thị trường dần hồi phục bởi sự nỗ lực của Chính phủ trong việc đưa ra các gói kích cầu vào thị trường trong nước, nhờ đó một lượng tiền lớn đã được “bơm” trực tiếp cho ngân hàng để khơi thông ách tắc vốn cho các doanh nghiệp. Từ mức đáy 235.50 điểm, thị trường đã đảo chiều tăng mạnh, đến tháng 11 VNINDEX đã đạt trên 600 điểm. Đây là mức tăng trưởng mà ít người nghĩ tới có thể đạt được trong bối cảnh khủng hoảng kinh tế thế giới. Mốc điểm này khiến các

nhà đầu tư lạc quan, tin tưởng vào sự đi lên của thị trường này.

Nhưng niềm tin của giới đầu tư không được kéo dài khi đến cuối tháng 11, đầu tháng 12 thị trường lại giảm mạnh hơn 20% (VNINDEX đạt 434.87 điểm vào ngày 17/12) so với mức đỉnh của năm 2009. Nhà đầu tư một lần nữa rơi vào tâm trạng tuyệt vọng. Nguyên nhân của tình trạng giảm sâu là do những tin đồn thất thiệt của giới đầu cơ như Việt Nam phá giá đồng tiền, lạm phát tăng cao khiến nhà đầu tư thi nhau bán tháo cổ phiếu để trốn chạy khỏi thị trường. Cùng với việc thị trường vàng và thị trường ngoại hối tăng nóng cũng khiến tâm lý nhà đầu tư lo lắng, mất ổn định, gây tác động xấu đến thị trường chứng khoán... Đến cuối năm 2009, dù thị trường đã tiến thêm một bước song chỉ số VNINDEX cũng phải lỗ hèn với mốc 500 điểm khi đóng cửa ở 494.77 điểm.

Tuy vậy, kết thúc năm 2009 mức vốn hóa toàn thị trường chứng khoán Việt Nam là 620.000 tỷ đồng. So với thời điểm cuối năm 2008 là 225000 tỷ đồng thì mức vốn hóa đã tăng 3 lần. Số lượng công ty niêm yết tăng hơn 30% đạt 447 công ty. Số lượng nhà đầu tư tăng hơn 50% so với năm 2008 đạt 739000 tài khoản. Giá trị danh mục của nhà đầu tư nước ngoài trên thị trường chứng khoán tính đến tháng 12/2009 đạt gần 6.6 tỷ USD tăng gần 1.5 tỷ USD... Với những kết quả này, theo đánh giá của Ủy ban chứng khoán nhà nước thì TTCK Việt Nam đã có sự tăng trưởng mạnh do tác động tích cực từ kinh tế vĩ mô khởi sắc và từ hoạt động của các doanh nghiệp niêm yết liên tục khả quan. Mặt khác, kinh tế và TTCK quốc tế đã hồi phục qua thời kỳ khó khăn nhất nên cũng tác động tích cực đến TTCK Việt Nam.

Cũng trong năm 2009, bên cạnh sự lên xuống thất thường, thị trường chứng khoán cũng chứng kiến không ít những vi phạm của các tổ chức, cá nhân trong việc giao dịch nội gián làm lung lay đoạn thị trường. Cụ thể, UBCKNN đã xử phạt vi phạm hành chính trong lĩnh vực chứng khoán đối với 128 tổ chức và cá nhân tham gia thị trường. Tổng số tiền phạt nộp vào ngân sách nhà nước hơn 3.5 tỷ đồng. Trong đó, nhiều vụ giao dịch nội gián, lung lay đoạn thị trường đã được phát hiện và chuyển thanh tra xử lý kịp thời.

Thị trường năm 2010 cũng có nhiều biến động, so với năm 2009 giá trị huy

động vốn gấp 3 lần; tổng giá trị giao dịch ròng của nhà đầu tư nước ngoài đạt 15000 tỷ đồng; hiện tượng “đội lái” cùng những kỹ xảo điều khiển giá cổ phiếu và sử dụng dịch vụ tài chính tràn lan; nở rộ các cuộc thầu tóm doanh nghiệp...

Vào nửa đầu năm 2010, TTCK biến động trong biên độ hẹp 480-550 điểm với thanh khoản ở mức trung bình. Nguyên nhân thị trường đi ngang trong suốt 6 tháng đầu năm được nhận định bởi tâm lý thận trọng của giới đầu tư cùng sự khan hiếm của dòng tiền. Trong giai đoạn này, Chính phủ áp dụng những biện pháp nhằm hướng dòng vốn vào lĩnh vực sản xuất và hạn chế cấp vốn cho các kênh đầu tư như chứng khoán, bất động sản. Đồng thời, lượng cổ phiếu niêm yết, cổ phiếu thưởng tăng lên nhanh chóng làm cho dòng tiền trên thị trường càng trở nên khan hiếm.

Trong khoảng thời gian từ tháng 7 đến tháng 8, TTCK bước vào giai đoạn lao dốc khi hai chỉ số chứng khoán đều chạm mốc thấp nhất trong vòng một năm, trong vòng 2 tháng VNINDEX mất hơn 16%.

Từ cuối tháng 8, những bất ổn của nền kinh tế dần bộc lộ và đỉnh điểm là đầu tháng 11 khi chính sách tiền tệ đột ngột thay đổi. Chính sách này thể hiện rõ quyết tâm kiềm chế lạm phát, kéo theo một cuộc đua lãi suất giữa các ngân hàng. Với TTCK thì sau một tuần giảm mạnh bởi biến động khó lường của tỷ giá cùng giá vàng trong và ngoài nước cũng đã quay đầu phục hồi vào cuối tháng 11 đầu tháng 12. Đây có thể coi là một thành công của TTCKVN bởi đa phần các thị trường lớn trên thế giới đều mất điểm trong thời điểm này.

Hiện tượng đội lái cùng những kỹ xảo điều khiển giá cổ phiếu đã xảy ra nhiều hơn trên TTCKVN. Nếu trước đây, các đội lái hoạt động tác chiến riêng lẻ thì nay nhiều đội lái đã kết hợp với nhau để cùng đẩy giá một mã cổ phiếu. Đây được gọi là hiện tượng làm giá chứng khoán.

Hơn nữa, kể từ khi TTCKVN đi vào hoạt động thì năm 2010 là năm khối ngoại mua vào với số lượng cổ phiếu và chứng chỉ quỹ lớn nhất. Đó là năm 2010 khối ngoại đã mua vào khoảng 840 triệu cổ phiếu và chứng chỉ quỹ. Như vậy, tổng giá trị mua ròng trên cả hai sàn từ đầu năm đã lên đến 16000 tỷ đồng gấp 5 lần so với năm 2009 và chỉ đứng sau kỷ lục 24000 tỷ đồng năm 2007.

Nếu như trước đây, cổ phiếu ngân hàng được xem là cổ phiếu vua nhờ vốn hóa lớn và khả năng dẫn dắt thị trường thì trong cả năm 2010 nhóm cổ phiếu này đã không còn là chính mình khi liên tục mất giá. Thậm chí, trong những phiên tăng nóng của thị trường thì nhóm cổ phiếu này cũng chỉ đi ngang. Nhóm cổ phiếu này chỉ có một đợt phục hồi ngắn trong tháng cuối năm sau thông tin các ngân hàng được gia hạn thời gian tăng vốn lên tối thiểu 3000 tỷ đồng vào cuối năm 2011 thay vì năm 2010 như trước đây.

Một đặc trưng khá nổi bật của năm 2010 là diễn ra các hoạt động thu tóm và sát nhập doanh nghiệp. Điển hình là các cuộc thu tóm như công ty cổ phần Thủy sản Hùng Vương (mã: HVG) thu tóm công ty cổ phần Thủy sản An Giang (mã: AGF); công ty cổ phần Vàng Phú Nhuận (PNJ) thu tóm công ty cổ phần nhiên liệu Sài Gòn (SFC); công ty cổ phần Dược Viễn Đông (DVD) thu tóm công ty cổ phần Dược Hà Tây (DHT). Gần đây nhất là vụ thu tóm tại công ty cổ phần Xây dựng Công nghiệp Descon (DCC) của nhóm cổ đông Bình Thiên An sở hữu quá bán cổ phần và xóa ngôi kiểm soát hội đồng quản trị công ty Descon,...

Hoạt động mua bán sát nhập (M&A) trên TTCK đã nở rộ cả về số lượng lẫn hình thức trong năm 2010. Các vụ sát nhập doanh nghiệp điển hình là KMR với KMF, HT1 với HT2, KDC với NKD. Các vụ chào mua công khai có VHG mua AGF, Prudential chào mua chứng chỉ quỹ PRUBF1,...

Tóm lại, năm 2010 là năm mà Quốc hội thông qua luật chứng khoán sửa đổi để khắc phục được một số vấn đề bất cập như hạn chế tình trạng lũng đoạn thị trường, tăng cường sự minh bạch thông tin tài chính, khuyến khích và đẩy mạnh giao dịch chứng khoán trên thị trường có tổ chức... và thông tư 13/2010/TT-NHNN về tỷ lệ đảm bảo an toàn của tổ chức tín dụng cùng với nghị định 141 quy định việc tăng vốn điều lệ tối thiểu lên 3000 tỷ đồng của các ngân hàng thương mại nhỏ đã là nguyên nhân gây những sóng gió trên TTCKVN năm 2010.

Năm 2011, giá hàng loạt cổ phiếu đã chạm sàn do tâm lý thị trường và áp lực bán bắt buộc, song việc dồn ứ một lượng lớn cổ phiếu không tìm được người mua khiến tình hình càng thêm trầm trọng. VNINDEX lao từ mức đỉnh 522 điểm

(9/2) về vùng đáy 383 điểm (12/8), giảm 139 điểm (- 27%), nhưng HNX còn thảm hại hơn khi không có lực đỡ từ nhóm các cổ phiếu vốn hóa lớn như HOSE, chỉ số này rơi tự do từ đỉnh 114 điểm về 65 điểm, giảm 43%.

Tuy nhiên sau đó thị trường cũng đã có được một “con sóng” mạnh, tuy nhiên mãnh lực dòng tiền trên thị trường chỉ đủ sức cầm cự trong vòng khoảng 1 tháng, để rồi mọi thành quả lại bị cuốn phăng và tính thanh khoản theo đó cũng ngày càng giảm sút.

Những ngày cuối cùng của năm 2011, thị trường chứng khoán chứng kiến mức đáy sâu nhất trong lịch sử của HNX tại mức 56 điểm (27/12) và giảm 50% so với mức đỉnh trong năm và VNINDEX cũng chính thức ghi nhận mức đáy 347 điểm (27/12) và giảm 34% so với mức đỉnh trong năm. Về quy mô giao dịch thị trường cả năm, tổng khối lượng chứng khoán giao dịch trên Sở giao dịch Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) đạt 8.303 triệu đơn vị, giá trị tương ứng 160.395 tỷ đồng, tại Sở giao dịch Hà Nội là 7.944 triệu cổ phiếu, giá trị tương ứng 95.847 tỷ đồng. Kết thúc phiên giao dịch khép lại năm 2011, thị trường bất ngờ khởi sắc với việc VNINDEX tăng 1.04 điểm (+0.30%), đóng cửa tại mốc 351 điểm. Chỉ số HNX tăng mạnh 1.13 điểm (+1.96%), chốt tại mốc 58.74 điểm.

Năm 2012, TTCK Việt Nam vẫn có những đợt sóng đầy bất ngờ. Giai đoạn từ 1/1/2012 đến 9/5/2012, thị trường chứng khoán đã đón nhận nhiều thông tin vĩ mô tích cực như việc Ngân hàng Nhà nước ra quyết định giảm lãi suất cơ bản, hay các giải pháp “cởi trói” tín dụng cho bất động sản,... VNINDEX đã bật tăng mạnh 38.7% từ 351.55 điểm vào ngày 30/12/2011 lên mức 487.6 điểm vào ngày 9/05/2012. Chỉ số HNX có mức tăng hấp dẫn hơn khi tăng đến 42.6% từ 58.74 điểm lên 83.76 điểm. Điểm đáng chú ý trong giai đoạn này là sự hào hứng của dòng tiền khối ngoại mạnh dạn tham gia thu gom cổ phiếu, xuất phát từ thông tin tỷ giá được Chính phủ cam kết giữ ổn định trong năm 2012. Dòng tiền đầu tư nhắm vào các cổ phiếu được đồn đại sẽ đưa vào chỉ số VN30. Đây đều là những cổ phiếu lớn có mức độ ảnh hưởng đáng kể đến VNINDEX và thị trường đã hưởng lợi khá nhiều từ xu hướng đầu tư này.

Từ 10/05/2012 đến 28/11/2012, với tình hình kinh tế vĩ mô không tiến triển, và cú sốc từ hàng loạt thông tin “hình sự”, TTCK lao dốc khá mạnh, VNINDEX đã sụt giảm 22.3% về 375.79 điểm và chỉ số HNX đã giảm 38.1% về 51 điểm so với mức đỉnh được thiết lập vào ngày 09/05. Nhưng vào tháng cuối năm, hào hứng với kế hoạch ”giải cứu” bất động sản và nợ xấu ngân hàng, thị trường đã tăng điểm trở lại.

1.4.2. Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam

❖ Rủi ro trong hoạt động đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Thị trường chứng khoán Việt Nam còn khá non trẻ so với các thị trường chứng khoán phát triển ở nhiều nước trên thế giới. Hơn nữa, luật về chứng khoán của Việt Nam mới chỉ có hiệu lực từ tháng 1 năm 2007 nên quá trình áp dụng mới ở giai đoạn đầu. Đầu tư trên TTCKVN chịu nhiều rủi ro khác nhau như đã trình bày ở chương 1: Rủi ro thị trường, rủi ro lãi suất, rủi ro sức mua, rủi ro kinh doanh, rủi ro tài chính. Ngoài ra, các rủi ro khác mà nhà đầu tư còn gặp phải khi tham gia ở TTCKVN: Rủi ro thông tin, rủi ro chính sách,...

Rủi ro thông tin: Vấn đề về độ chính xác, tin cậy, đầy đủ, kịp thời của thông tin chính là vấn đề sống còn đối với các nhà đầu tư chứng khoán. Số lượng và chất lượng thông tin mà nhà đầu tư có được rất quan trọng để họ làm cơ sở đưa ra các quyết định đầu tư.

Một báo cáo tài chính hoặc cáo bạch chưa được kiểm toán, thẩm định bởi các tổ chức độc lập, chuyên nghiệp, có uy tín và trình độ chuyên môn cao, một thông tin đến chậm hoặc bị cắt xén, không chính xác về hoạt động kinh doanh của công ty phát hành cổ phiếu, vấn đề này rất phổ biến, các công ty tự “đánh bóng” tên tuổi của mình đánh lừa nhà đầu tư bằng những thông tin nội bộ, nếu nhà đầu tư không tìm hiểu kỹ càng hoặc thiếu những thông tin chính xác về công ty mà mình muốn đầu tư vào thì có thể mang đến hậu quả xấu.

Có những rủi ro thông tin khác cũng khá nghiêm trọng như việc công bố các thay đổi về chính sách chậm trễ hay những công bố sai lệch, bị cắt xén,... đều có thể gây ra thiệt hại cho nhà đầu tư chứng khoán.

Nguyên nhân khác khiến các nhà đầu tư, đặc biệt là nhà đầu tư cá nhân Việt Nam thường mắc phải rủi ro thông tin đó là các nhà đầu tư bị nhiễu thông tin do tin đồn, dẫn đến hành vi mua bán chứng khoán theo phong trào và theo cảm tính mà không đánh giá được thông tin mà mình nhận được có chính xác và đầy đủ không. Khi rủi ro xảy ra, thị trường đảo chiều, các nhà đầu tư ồ ạt bán tháo chứng khoán của mình, và không ít những nhà đầu tư không kịp xả hết hàng đành chịu thiệt hại.

Tình trạng thông tin nội gián và trục lợi từ thông tin nội gián là vấn đề ảnh hưởng trực tiếp đến lợi ích của công ty cũng như lợi ích của các nhà đầu tư. Việc quản lý thông tin trong công ty lỏng lẻo dẫn đến các hoạt động gian lận như: công ty vay mượn của những người có liên quan; công ty đứng ra bảo lãnh cho những người có liên quan; công ty bán tài sản cho những người có liên quan; công ty mua tài sản từ cổ đông; công ty ký hợp đồng với các bên có liên quan; công ty bán cổ phần cho cổ đông với giá thấp hơn giá thị trường; công ty mua lại cổ phần từ cổ đông với giá cao hơn giá thị trường; khi có gian lận trong chuyển nhượng tài sản của công ty; khi những người quản lý công ty nhận tiền hoa hồng... Tất cả các hoạt động này cổ đông cũng như các nhà đầu tư đều khó có thể kiểm soát được và khi các giao dịch này được thực hiện thành công thì người thiệt hại không chỉ là công ty mà chính là các cổ đông, các nhà đầu tư.

Hệ thống hạ tầng kỹ thuật phục vụ cho việc công bố thông tin yếu kém cũng là nguyên nhân làm tăng rủi ro cho nhà đầu tư. Sự phát triển của công nghệ thông tin và công nghệ máy tính đã làm cho thị trường trở nên minh bạch hơn và có khả năng thực hiện những giao dịch với số lượng ngày càng lớn. Công nghệ thông tin đã tác động đến mọi khía cạnh của hoạt động chứng khoán, nhất là hoạt động công bố thông tin. Internet có thể được sử dụng để lan truyền những thông tin thất thiệt nhằm mục đích làm ảnh hưởng đến mặt bằng giá cả, thậm chí tạo ra những hiện

tượng giao dịch tích cực giả tạo đối với một hay nhiều loại chứng khoán,... Với các hành vi vi phạm liên quan đến công nghệ cao thì khó phát hiện song hậu quả mà nó gây ra là cực kỳ lớn, và người gánh chịu hậu quả lớn nhất đó là các nhà đầu tư.

Việc công bố các quyết định, chỉ thị mới của Chính Phủ hay Ngân hàng Nhà nước mà các nhà đầu tư không có điều kiện thuận lợi để tiếp xúc và xác minh sẽ tạo nên môi trường dễ nảy sinh những tin đồn. Khi chưa xác minh được tính chân thực, nhà đầu tư càng lúng túng trước số phận tài sản chứng khoán mình đang nắm giữ. Mức độ cập nhật thông tin của các công ty chưa thường xuyên khiến nhà đầu tư gặp khó khăn trong việc tìm kiếm thông tin về tình hình hoạt động sản xuất kinh doanh của công ty mà mình đầu tư vào.

Rủi ro chính sách: Những thay đổi trong chính sách về tỷ giá, lạm phát, tỷ lệ nắm giữ cổ phần trong công ty cổ phần của các nhà đầu tư chiến lược, các nhà đầu tư nước ngoài; chính sách xuất nhập khẩu, các chính sách tích cực về xử lý nợ của hệ thống ngân hàng và các biện pháp kích cầu, cứu thị trường bất động sản,... tất cả đều có ảnh hưởng nhất định đến thị trường chứng khoán. Việc công bố các quy định trên buộc các nhà đầu tư phải đón nhận một cách thụ động, kết quả là không kịp thích ứng hoặc cơ cấu lại danh mục đầu tư dẫn đến thua lỗ. Ngoài ra, còn có những rủi ro khác đến từ khung pháp lý đối với thị trường chứng khoán. Khung pháp lý lỏng lẻo sẽ tạo cơ sở cho một số thành phần lợi dụng để tư lợi làm mất tính công bằng trong môi trường cạnh tranh chung.

❖ Đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Phương sai và độ lệch chuẩn: Phương pháp đo lường rủi ro phổ biến được dùng hiện nay vẫn là sử dụng độ lệch chuẩn để đo lường độ biến động của lợi suất chứng khoán. Độ lệch chuẩn được dùng để đánh giá rủi ro không những cho riêng từng chứng khoán mà còn cho cả các danh mục.

Sử dụng độ lệch chuẩn để đo lường rủi ro, người sử dụng chỉ cần thu thập dữ liệu về giá của chứng khoán. Hơn nữa, thị trường chứng khoán Việt Nam mới hình

thành từ năm 2000, nhiều nhà đầu tư ở thị trường chứng khoán đều chưa có kiến thức chuyên sâu về đo lường rủi ro do đó việc tính toán dễ dàng, tiết kiệm thời gian và đơn giản, dễ sử dụng của phương pháp này được nhà đầu tư ở Việt Nam ưa chuộng.

Điều các nhà đầu tư quan tâm đến rủi ro của những khoản đầu tư là họ sẽ bị lỗ bao nhiêu, tuy nhiên phương pháp độ lệch chuẩn chỉ đo lường rủi ro tổng thể của khoản đầu tư, chứ không đưa ra một con số chính xác về khoản lãi, lỗ của các nhà đầu tư. Bên cạnh đó, kết quả của phương pháp độ lệch chuẩn chỉ mang tính tương đối, phương pháp này có thể bị ảnh hưởng bởi những biến ngoại lai, bất thường và đặc biệt bị tác động bởi thời kỳ quan sát.

Hệ số biến thiên: Khi lợi nhuận kỳ vọng của các chứng khoán khác nhau, để so sánh mức độ rủi ro của các chứng khoán người ta dùng hệ số biến thiên để đánh giá. Hệ số biến thiên là hệ số đo lường rủi ro tương đối, chứng khoán nào có hệ số biến thiên lớn thì rủi ro sẽ lớn hơn so với chứng khoán có hệ số biến thiên nhỏ.

Hệ số beta: Hiện nay trên một số trang web có công bố hệ số beta của các cổ phiếu niêm yết trên 2 sàn chứng khoán, hệ số beta của các ngành. Các hệ số beta của các cổ phiếu được tính trên dữ liệu giao dịch 100 phiên liên tiếp gần thời điểm hiện tại nhất của chứng khoán đó. Thị trường chứng khoán Việt Nam còn có nhiều hạn chế về thông tin, sản phẩm,... nên các hệ số beta chưa thực phản ánh đầy đủ ý nghĩa cũng như tác dụng của nó trên thị trường chứng khoán, song việc tính toán và công bố các số liệu beta là cần thiết; bởi đây là một trong các công cụ tham khảo hữu dụng đối với các nhà đầu tư, các doanh nghiệp, ngân hàng, các nhà quản lý,...

Hiện nay, các nghiên cứu về ứng dụng các mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam cũng đang được nhiều người quan tâm. Theo phần tổng quan nghiên cứu ở mục 1.2 ta thấy các nghiên cứu ứng dụng các phương pháp định lượng trong nghiên cứu rủi ro ở thị trường tài chính Việt Nam vẫn còn đang ở giai đoạn bắt đầu, các kết quả thu được còn khiêm tốn. Với đặc điểm là một thị trường chứng khoán còn khá non trẻ, nên việc áp dụng các mô hình trên thế giới vào thị trường chứng khoán Việt Nam không phải lúc nào cũng phù hợp. Tùy theo vấn

đề nghiên cứu, việc lựa chọn được mô hình phù hợp để phân tích trên thị trường chứng khoán Việt Nam là cần thiết, những kết quả định lượng tốt sẽ giúp cho các cá nhân, tổ chức có thêm thông tin khi tham gia thị trường.

1.5. Kết luận chương 1

Trên cơ sở tìm hiểu về các mô hình đo lường rủi ro và tổng quan về thị trường chứng khoán Việt Nam, chương này có một số kết luận sau:

- Khi sử dụng phương pháp độ lệch chuẩn hay phương sai để đo lường rủi ro của danh mục đầu tư thì việc tính toán khá đơn giản nhưng nó chưa đưa ra được mức thua lỗ mà nhà đầu tư nắm giữ danh mục có thể mất.
- Hệ số beta trong mô hình CAPM cho chúng ta biết rủi ro hệ thống của chứng khoán hay danh mục nhưng nó thực sự có ý nghĩa khi các giả thiết của mô hình được thỏa mãn.
- 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 là độ đo rủi ro chặt chẽ (nó chỉ là độ đo rủi ro chặt chẽ khi danh mục có phân phối chuẩn) nên quy tắc đa dạng hóa trong đầu tư bị phá vỡ. Trong điều kiện thị trường bình thường VaR cũng chỉ giúp ta trả lời câu hỏi “có thể mất tối đa trong phần lớn các tình huống”. Khi thị trường có những biến động bất thường, để dự đoán mức tổn thất có thể xảy ra thì chúng ta có thể sử dụng mô hình ES, hơn nữa ES là một độ đo rủi ro chặt chẽ.
- Để ước lượng VaR và ES chúng ta có thể sử dụng nhiều phương pháp khác nhau. Tuy nhiên, khi thị trường bình thường chúng ta có thể sử dụng các phương pháp: Phương pháp tham số với giả thiết lợi suất là phân phối chuẩn, phương pháp mô phỏng lịch sử,...; còn khi thị trường có nhiều biến động thì chúng ta nên sử dụng các phương pháp: Phương pháp EVT, phương pháp mô phỏng MonteCarlo,... Việc thực hiện hậu kiểm các mô hình VaR và ES thường xuyên là cần thiết, nó giúp chúng ta đánh giá được tính phù hợp của mô hình như thế nào.
- Thị trường chứng khoán Việt Nam luôn biến động và chịu nhiều rủi ro. Phương pháp đo lường rủi ro chủ yếu sử dụng trên thị trường chứng khoán

Việt Nam là dùng độ lệch chuẩn. Bên cạnh đó, hệ số beta của các cổ phiếu, ngành đã được công bố trên một số trang web, tuy nhiên hệ số này chưa thể hiện được đầy đủ ý nghĩa của nó trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

- Mặc dù các nghiên cứu về mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn còn hạn chế nhưng bước đầu đã tiếp cận được với các nghiên cứu của thế giới. Tuy nhiên, những nghiên cứu về sự phụ thuộc của các tài sản khi thị trường có biến động lớn, đo lường rủi ro của danh mục đầu tư nhiều tài sản khi thị trường có biến động lớn ở thị trường chứng khoán Việt Nam hầu như chưa có.

CHƯƠNG 2

MÔ HÌNH ĐO LƯỜNG SỰ PHỤ THUỘC CỦA CÁC CHUỖI LỢI SUẤT CHỨNG KHOÁN

Rủi ro của danh mục đầu tư nhiều tài sản phụ thuộc vào rủi ro của mỗi tài sản và cấu trúc phụ thuộc của các tài sản trong danh mục. Do đó, việc nghiên cứu sự phụ thuộc của các tài sản là một nội dung quan trọng trong đo lường rủi ro của danh mục đầu tư. Mục đích của tác giả là muốn biết sự phụ thuộc thống kê (đơn giản gọi là sự phụ thuộc) của các tài sản thay đổi như thế nào trong điều kiện thị trường bình thường cũng như khi thị trường có biến động lớn. Trong chương này, luận án sẽ ứng dụng một số mô hình để đo lường sự phụ thuộc của một số cặp lợi suất của các cổ phiếu thuộc VN30, chỉ số HNX, chỉ số VNINDEX với các nội dung sau:

- Ứng dụng phương pháp hàm đồng vượt ngưỡng (coexceedance) để mô tả các lợi suất đồng vượt ngưỡng của các cặp lợi suất; và phân tích sự thay đổi của hàm đồng vượt ngưỡng để thấy được hành vi cùng tăng hay cùng giảm của các chứng khoán thay đổi như thế nào trên thị trường.
- Ứng dụng phương pháp copula để nghiên cứu sự phụ thuộc của các cặp lợi suất. Phân tích sự thay đổi của tham số hệ số tương quan trong hàm copula-Gauss, copula-T để biết được sự thay đổi của mức độ phụ thuộc của các cặp lợi suất trong điều kiện thị trường bình thường. Phân tích sự thay đổi của các hệ số phụ thuộc đuôi trong hàm copula-SJC để thấy được sự thay đổi của mức độ phụ thuộc của các cặp lợi suất khi thị trường có biến động lớn.

2.1. Đo lường sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất chứng khoán

Trước tiên, tác giả sử dụng hàm đồng vượt ngưỡng theo cách tiếp cận của các tác giả Dirk G. Baur và Niels Schulze ([21]) để tính toán các giá trị vượt ngưỡng đồng thời của các cặp chuỗi lợi suất. Tác giả tiếp cận mô hình hồi quy phân vị để nghiên cứu sự thay đổi của hàm đồng vượt ngưỡng trong chu kỳ nghiên cứu

qua đó thấy được hành vi cùng tăng hay cùng giảm của các chứng khoán thay đổi như thế nào.

Tiếp đó, tác giả trình bày mô hình GARCH-copula động để nghiên cứu sự phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất. Dựa trên việc nghiên cứu động thái của các tham số trong các hàm copula, tác giả biết được được sự phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất trong điều kiện thị trường bình thường hay thị trường có biến động lớn thay đổi như thế nào.

2.1.1. Các giá trị đồng vượt ngưỡng của các chuỗi lợi suất chứng khoán

Trong các nghiên cứu về biến cố cực trị, chúng ta thường chọn các giá trị của 5% hay 10% thuộc các đuôi phân phối để đánh giá cho các biến cố này. Ở đây, tác giả sử dụng hàm đồng vượt ngưỡng để xác định các giá trị đồng vượt ngưỡng của 2 chuỗi lợi suất r_{1t}, r_{2t} :

❖ **Hàm đồng vượt ngưỡng ([21, tr. 3]):**

$$\phi_t(r_1, r_2) = \begin{cases} \min(r_{1t}, r_{2t}) & : r_{1t} > 0 \text{ và } r_{2t} > 0 \\ \max(r_{1t}, r_{2t}) & : r_{1t} < 0 \text{ và } r_{2t} < 0 \\ 0 & : \text{ngược lại} \end{cases} \quad (2.1)$$

với cách tiếp cận này thì các giá trị vượt ngưỡng đồng thời được xác định với các ngưỡng thay đổi theo thời gian t .

Như vậy dựa theo hàm đồng vượt ngưỡng, ta xác định được giá trị lợi suất âm đồng thời hay lợi suất dương đồng thời của 2 chuỗi lợi suất. Để phân tích sự thay đổi của hàm đồng vượt ngưỡng trong môi phụ thuộc với các biến giải thích khác: tỉ giá hối đoái, tỉ lệ lãi suất, chỉ số thị trường chứng khoán quốc tế, biến trễ của hàm đồng vượt ngưỡng,... ta có thể tiếp cận bằng mô hình hồi quy phân vị ([38]) để nghiên cứu:

❖ **Mô hình hồi quy phân vị**

Giả sử Y là biến ngẫu nhiên có hàm phân phối xác suất $F(y)$, khi đó γ -phân vị ($0 < \gamma < 1$) của Y , ký hiệu là $Q(\gamma)$, được xác định như sau: $Q(\gamma) = \inf \{y : F(y) \geq \gamma\}$.

Sau đây, ta xét mô hình hồi quy phân vị tuyến tính ([38, tr. 38]) với biến giải thích X_2, \dots, X_k :

$$Q(\gamma / X_{2i}, \dots, X_{ki}) = \beta_1(\gamma) + \beta_2(\gamma)X_{2i} + \dots + \beta_k(\gamma)X_{ki} \quad (2.2)$$

Dựa trên mẫu kích thước n , ta tìm được các ước lượng của các hệ số hồi quy $\hat{\beta}_j(\gamma)$ ([38, tr. 38]):

$$\hat{\beta}(\gamma) = \arg \min_{\beta(\gamma)} \left\{ \sum_i \rho_\gamma(Y_i - \beta_1(\gamma) - \beta_2(\gamma)X_{2i} - \dots - \beta_k(\gamma)X_{ki}) \right\}, \quad (2.3)$$

với hàm kiểm tra: $\rho_\gamma(u) = u(\gamma - 1(u < 0))$, $1(u)$ là hàm chỉ tiêu.

Tác giả sử dụng mô hình hồi quy phân vị để đánh giá các phân vị bất kỳ của hàm đồng vượt ngưỡng mà không cần giả thiết về hàm phân phối của nó. Như vậy, tại các phân vị thấp (chẳng hạn 0.01, 0.05,...) của hàm đồng vượt ngưỡng sẽ cho ta biết thông tin về mức độ cùng giảm giá với biên độ lớn của 2 tài sản này trên thị trường. Tương tự, tại các phân vị cao (chẳng hạn 0.95, 0.99,...) của hàm đồng vượt ngưỡng sẽ cho ta biết thông tin về mức độ cùng tăng giá với biên độ lớn của 2 tài sản này trên thị trường.

Ở chương này, tác giả nghiên cứu xem các phân vị của hàm đồng vượt ngưỡng có khác nhau giữa các chu kỳ nghiên cứu hay không? Hay nói cách khác là tác giả nghiên cứu hành vi cùng giảm giá, hành vi cùng tăng giá của các cổ phiếu có khác nhau ở các chu kỳ khác nhau hay không?

2.1.2. Mô hình *GARCH-copula động*

Tiếp cận theo phương pháp copula để nghiên cứu sự phụ thuộc các chuỗi lợi suất, tác giả sử dụng mô hình copula không điều kiện và mô hình copula có điều kiện. Với mô hình copula có điều kiện, tác giả sử dụng các lớp mô hình: Mô hình ARMA(m,n) mô tả lợi suất trung bình và mô hình GARCH(p,q) mô tả phương sai

cho mỗi chuỗi lợi suất:

Giả sử ta xét N tài sản, ký hiệu $r_{jt}, j = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$, là lợi suất của tài sản j tại thời điểm t .

- Phương trình trung bình

$$r_t = \mu_t + u_t, \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i u_{t-i} \quad (2.4)$$

- Phương trình phương sai

$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$, ε_t là các biến ngẫu nhiên độc lập cùng phân phối,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{s=1}^q \beta_s \sigma_{t-s}^2 \quad (2.5)$$

$$\alpha_0 > 0; \alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0; \beta_1, \dots, \beta_q \geq 0; \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1.$$

Nếu $p > q$ thì $\beta_s = 0$ với $s > q$, nếu $p < q$ thì $\alpha_i = 0$ với $i > p$.

Sau khi ước lượng đồng thời phương trình trung bình và phương sai của mỗi chuỗi thì ta có được phần dư \hat{u}_t từ phương trình trung bình và ước lượng của độ lệch chuẩn có điều kiện $\hat{\sigma}_t$ từ phương trình phương sai; và ta có các giá trị phần dư chuẩn hóa $\hat{\varepsilon}_t = \frac{\hat{u}_t}{\hat{\sigma}_t}$. Tiếp đó, tác giả sử dụng các hàm copula để mô tả cấu trúc phụ

thuộc của các chuỗi phần dư chuẩn hóa.

Trong chương này, tác giả sử dụng một số hàm copula để mô tả cấu trúc phụ thuộc của các chuỗi phần dư chuẩn hóa: copula-T, copula-Gauss, copula-Clayton, copula-SJC. Hơn nữa, khi nghiên cứu các mô hình GARCH-copula, tác giả xét 2 trường hợp: Trường hợp tham số của copula là hằng số, trường hợp tham số của copula thay đổi hay còn gọi là mô hình GARCH-copula động.

Ở đây, tác giả lựa chọn các mô hình phân tích sự thay đổi của các tham số của

các hàm copula như sau:

- Trong trường hợp copula-T, copula-Gauss tác giả xét ma trận hệ số tương quan thay đổi theo thời gian với giả thiết sự thay đổi của hệ số tương quan tuân theo mô hình DCC(1,1) (Dynamic Conditional Correlation-DCC) của Engle (2002) ([30, tr. 17]):

$$R_t = \text{diag}(q_{11t}^{-1/2}, \dots, q_{NNt}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11t}^{-1/2}, \dots, q_{NNt}^{-1/2}), \quad (2.6)$$

với $Q_t = (q_{ijt})_{N \times N}$ là ma trận đối xứng xác định dương, và giả thiết ([30, tr. 17]):

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)Q + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \beta Q_{t-1}, \quad \varepsilon_{it} = \frac{u_{it}}{\sigma_{iit}} \quad (2.7)$$

α, β là các số không âm thỏa mãn $\alpha + \beta \leq 1$, Q là ma trận hiệp phương sai không điều kiện của ε_{t-1} . Khi đó ta có các mô hình: Copula-T-DCC, copula-Gauss-DCC.

- Đối với các hàm copula-Clayton và copula-SJC, tác giả cũng xét mô hình sự phụ thuộc theo thời gian cho các tham số (dạng của Patton (2006)) ([20]) như sau:

-Mô hình phụ thuộc cho tham số Kendall- τ của copula-Clayton ([20, tr. 542-543]):

$$\tau_t = \Lambda \left(\omega + \alpha_1 \tau_{t-1} + \alpha_2 \cdot \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} |u_{1,t-i} - u_{2,t-i}| \right) \quad (2.8)$$

-Mô hình phụ thuộc cho hệ số phụ thuộc đuôi τ_U, τ_L của copula-SJC ([20, tr. 542-543]):

$$\tau_t = \Lambda \left(\omega + \alpha_1 \tau_{t-1} + \alpha_2 \cdot \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} |u_{1,t-i} - u_{2,t-i}| \right), \quad (2.9)$$

với Λ là phép biến đổi logistic, $\Lambda(x) = (1 + e^{-x})^{-1}$, để đảm bảo cho các tham số của copula-Clayton và copula-SJC trong khoảng (0;1).

Sau đây, tác giả sẽ ứng dụng các mô hình trên để phân tích thực nghiệm trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

2.2. Kết quả phân tích thực nghiệm

2.2.1. Mô tả số liệu

Tác giả sử dụng giá đóng cửa (P_t) của các cổ phiếu được chọn để tính chỉ số VN30, chỉ số VNINDEX và chỉ số HNX. Mẫu nghiên cứu được chọn từ 2/1/2007 đến 28/12/2012 để phân tích, như vậy số quan sát của các chuỗi giá đóng cửa của các cổ phiếu không giống nhau, nó tùy thuộc vào thời điểm niêm yết của mỗi cổ phiếu.

Ta ký hiệu RVCB, RSSI, RVIC, RSBT, RPVF, RPNJ, ROGC, RNTL, RMSN, RMBB, RIJC, RHSG, RHPG, RHAG, REIB, RDPM, RDIG, RCTG, RBVH, RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RHNX, RVNINDEX là các chuỗi lợi suất ($Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$) của các chuỗi giá đóng cửa của các cổ phiếu và các chỉ số HNX, VNINDEX tương ứng. Ta có kết quả về các giá trị thống kê mô tả của các chuỗi lợi suất ở bảng 2.1. Theo bảng các giá trị thống kê mô tả của 32 chuỗi lợi suất, tác giả thấy giá trị lợi suất trung bình của 31 chuỗi lợi suất là âm, chỉ có RMSN có mức lợi suất trung bình dương. RMBB là chuỗi có số quan sát ít nhất với 293 quan sát, chúng ta có 13 chuỗi: RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RHNX, RVNINDEX có số quan sát lớn nhất bằng 1491.

Ta thấy RNTL là chuỗi có giá trị độ lệch chuẩn mẫu bằng 0.045207, là lớn nhất, có thể cho rằng độ biến động của RNTL là lớn nhất. Đồng thời, chuỗi lợi suất RVNINDEX có giá trị độ lệch chuẩn mẫu bằng 0.017621, là nhỏ nhất, cho biết đây là chuỗi có độ biến động nhỏ nhất. Dựa theo kiểm định Jarque-Bera về tính phân

phối chuẩn, với mức ý nghĩa 0.05 ta thấy chỉ có 3 chuỗi: RMSN, ROGC, RDPM có phân phối chuẩn, và các chuỗi lợi suất còn lại đều không có phân phối chuẩn.

Hơn nữa, theo kết quả của bảng thống kê mô tả thì các chuỗi RVCB, RSSI, RVIC, RSBT, RPNJ, RNTL, RMBB, RIJC, RHSG, RHPG, RHAG, REIB, RDIG, RCTG, RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RVNINDEX có hệ số nhọn lớn hơn 3; điều đó cho thấy khả năng sau một chu kỳ thì giá của các cổ phiếu này, và chỉ số VNINDEX có thể tăng (hoặc giảm) với biên độ lớn là đáng kể.

Bảng 2.1. Thống kê mô tả các chuỗi lợi suất

	RVCB	RSSI	RVIC	RSBT	RPVF	RPNJ	ROGC	RNTL
Mean	-0.0009	-0.00222	-0.00034	-0.00034	-0.00101	-0.00029	-0.00192	-0.00225
Maximum	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879
Minimum	-0.14491	-0.64517	-0.54502	-0.14364	-0.15155	-0.39116	-0.15258	-0.71244
Std. Dev.	0.022585	0.035441	0.034334	0.027719	0.031613	0.028602	0.030506	0.045207
Skewness	-0.13252	-5.60488	-5.61443	-0.29415	-0.07346	-3.97658	-0.07277	-8.03868
Kurtosis	4.732652	97.20963	78.14315	3.784893	2.315722	49.91326	2.721609	121.5219
Jarque-Bera	112.5241	483059.7	316529.8	48.5483	21.24594	89337.87	2.750858	744504.2
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.000024	0.0000	0.252731	0.0000
Observations	879	1288	1316	1211	1041	947	669	1249

	RMSN	RMBB	RIJC	RHSG	RHPG	RHAG	REIB	RDPM
Mean	0.00109	-0.00034	-0.00202	-0.0005	-0.00141	-0.00079	-0.00077	-0.00076
Maximum	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879
Minimum	-0.05129	-0.08986	-0.38036	-0.21161	-0.35668	-0.35937	-0.17784	-0.08074

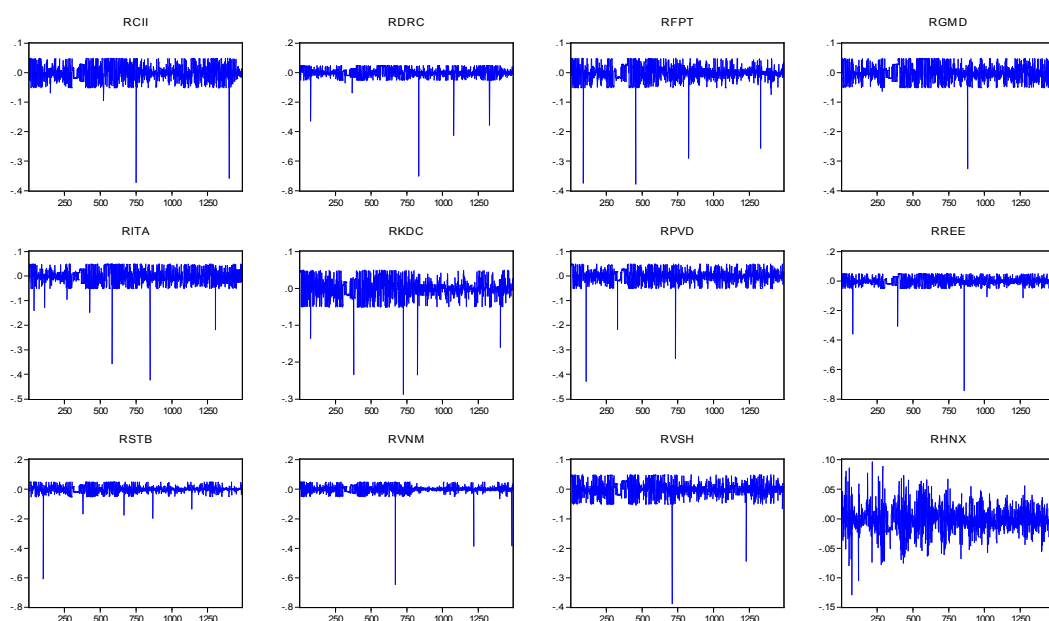
Std. Dev.	0.025409	0.020998	0.03542	0.030581	0.029322	0.030049	0.018115	0.024599
Skewness	-0.00561	-0.37141	-2.10446	-0.40052	-2.46506	-3.3012	-1.87248	-0.00307
Kurtosis	2.64077	4.621291	23.26661	4.70012	29.47276	41.51326	19.76165	2.792394
Jarque-Bera	4.241155	38.82702	12085.87	149.6711	38521.62	64000.99	9771.131	2.306081
Probability	0.119962	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.315676
Observations	788	293	677	1017	1275	1006	795	1283
	RDIG	RCTG	RBVH	RCII	RDRC	RFPT	RGMD	RITA
Mean	-0.00195	-0.00076	-0.00021	-0.0005	-0.00084	-0.00169	-0.00135	-0.00198
Maximum	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879
Minimum	-0.33338	-0.21218	-0.05129	-0.37294	-0.70188	-0.37776	-0.32542	-0.42242
Std. Dev.	0.032522	0.02387	0.029814	0.030941	0.03761	0.029642	0.029365	0.033689
Skewness	-2.0313	-0.87906	0.011073	-2.16281	-6.28096	-3.65003	-0.82717	-2.30971
Kurtosis	21.70966	10.89177	2.114034	27.71303	102.1082	45.17076	11.8793	27.55534
Jarque-Bera	12875.29	2361.525	28.8644	39104.26	620022.7	113792.1	5068.089	38784.87
Probability	0.0000	0.0000	0.000001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Observations	843	867	882	1491	1491	1491	1491	1491

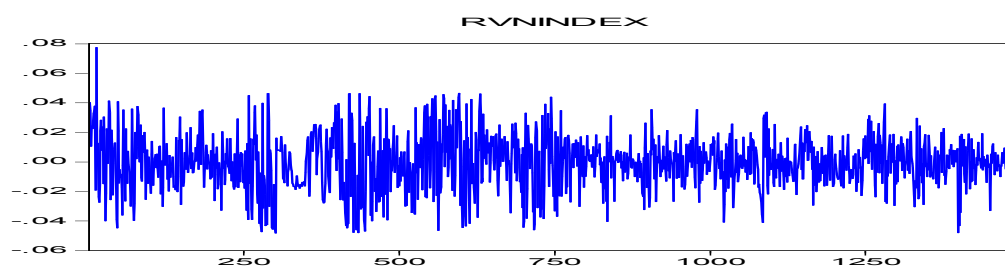
	RKDC	RPVD	RREE	RSTB	RVNM	RVSH	RHNX	RVNINDEX
Mean	-0.00088	-0.00098	-0.00137	-0.00086	-0.00024	-0.00105	-0.00097	-0.00039
Maximum	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.04879	0.095997	0.077407
Minimum	-0.28768	-0.42771	-0.74257	-0.60672	-0.64769	-0.38866	-0.12885	-0.04816
Std. Dev.	0.028693	0.029007	0.03531	0.029634	0.031233	0.027376	0.023545	0.017621

Skewness	-1.5363	-3.39847	-7.2646	-6.11923	-8.41398	-2.31459	-0.03887	-0.0154
Kurtosis	15.25738	46.79208	142.0596	121.5743	155.6082	33.00836	4.999153	3.45441
Jarque-Bera	9920.379	122010.1	1214461	882774	1464438	57274.94	248.665	12.88709
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.001591
Observations	1491	1491	1491	1491	1491	1491	1491	1491

Tiếp theo, tác giả đi phân tích xem sự phụ thuộc của mỗi chuỗi lợi suất với chuỗi lợi suất chỉ số VNINDEX thay đổi như thế nào. Đặc biệt, chương này nghiên cứu sự phụ thuộc của các lợi suất chứng khoán trong điều kiện thị trường có lãi lớn hay thua lỗ lớn.

Trong các nội dung phân tích thực nghiệm của các phần tiếp theo của chương này, tác giả sẽ lựa chọn các chuỗi lợi suất có đủ số quan sát từ 2/1/2007 đến 28/12/2012 của nhóm chứng khoán nêu trên. Khi đó, ta có các chuỗi lợi suất: RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RHNX, RVNINDEX, và mỗi chuỗi có 1491 quan sát. Dưới đây là đồ thị của các chuỗi lợi suất:





Hình 2.1. Đồ thị các chuỗi lợi suất

Trước tiên, ta có kết quả phân tích tương quan của các chuỗi lợi suất: RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RHNX với chuỗi lợi suất RVNINDEX như sau:

Bảng 2.2. Phân tích tương quan

Covariance Analysis: Ordinary													
Sample: 1 1491													
Included observations: 1491													
		RCII	RDRC	RFPT	RGMD	RITA	RKDC	RPVD	RREE	RSTB	RVNM	RVSH	RHNX
RVNINDEX	Correlation	0.58	0.51	0.62	0.67	0.57	0.57	0.61	0.56	0.54	0.47	0.63	0.83
	Probability	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

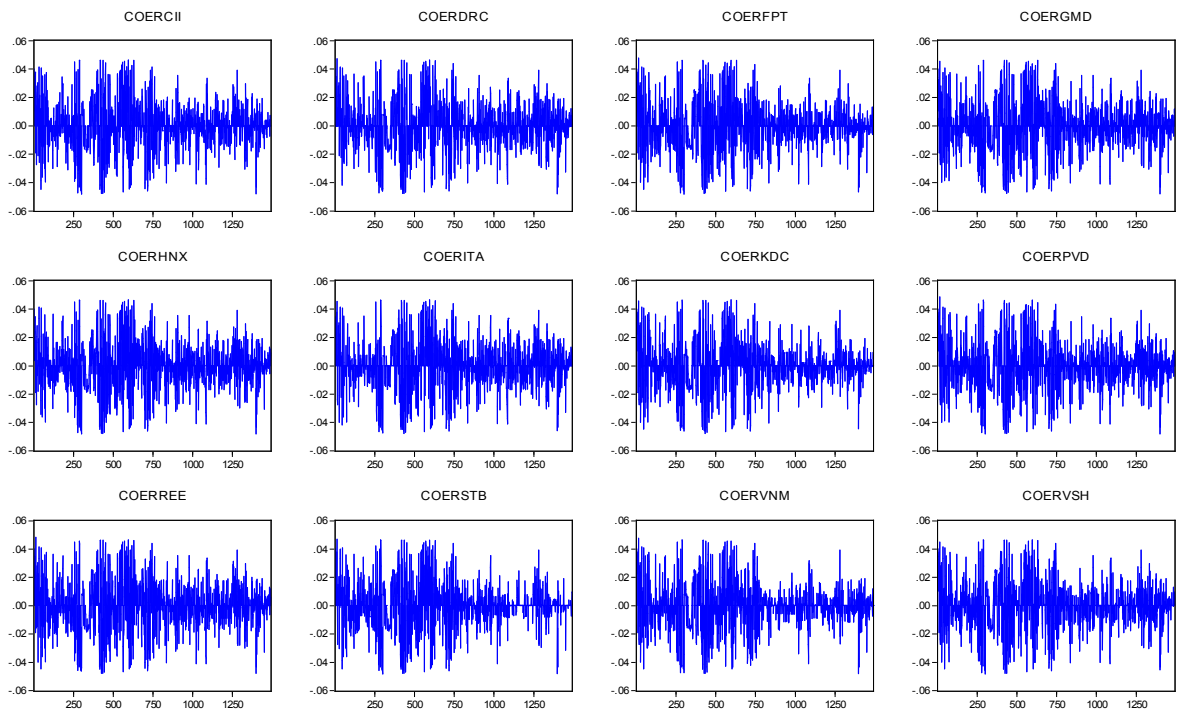
Với mức ý nghĩa 0.05, tác giả thấy các hệ số tương quan của các chuỗi lợi suất RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RHNX đều khác không. Hơn nữa, ta có hệ số tương quan ước lượng của mỗi chuỗi lợi suất với chuỗi RVNINDEX đều dương, nó cho thấy các chuỗi lợi suất này có xu hướng biến đổi cùng chiều với chuỗi lợi suất của VNINDEX. Hơn nữa, ta thấy hệ số tương quan của cặp RHNX-RVNINDEX bằng 0.83 là cao nhất, nó thể hiện mức độ phụ thuộc khá chặt chẽ của 2 chỉ số của 2 sàn giao dịch. Các giá trị hệ số tương quan của các cặp khác dao động trong khoảng từ 0.47 đến 0.67, các giá trị này có sự khác biệt nhưng không nhiều, phải chăng nó thể hiện mức độ phụ thuộc của các chuỗi lợi suất với chuỗi RVNINDEX tương đối giống nhau.

Sau đây, tác giả sẽ thực hiện các phân tích thực nghiệm để đánh giá sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất sẽ thay đổi như thế nào khi thị trường có biến động lớn dựa trên cách tiếp cận hàm đồng vượt ngưỡng và phương pháp copula.

2.2.2. Phân tích đặc điểm biến động cùng chiều của các cặp cổ phiếu và chỉ số thị trường

Phần này, luận án nghiên cứu các hàm đồng vượt ngưỡng của các chuỗi lợi suất có khác nhau giữa các chu kỳ nghiên cứu hay không? Qua đó thấy được hành vi cùng tăng giá, cùng giảm giá của các cặp chứng khoán diễn ra như thế nào trong chu kỳ nghiên cứu.

Trước hết, ta ký hiệu: COERCII, COERFPT, COERGMD, COERKDC, COERPVD, COERSTB, COERVSH, COERREE, COERDRC, COERVNM, COERITA, COERHNX là các hàm đồng vượt ngưỡng của các cặp RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RPVD-RVNINDEX, RSTB-RVNINDEX, RVSH-RVNINDEX, RREE-RVNINDEX, RDRC-RVNINDEX, RVNM-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, RHNX-RVNINDEX.

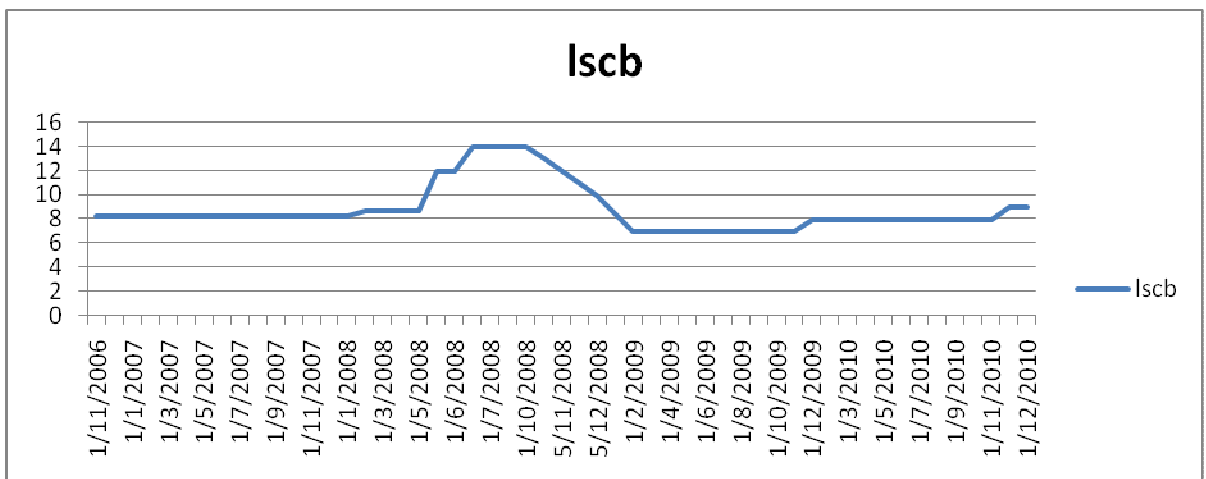


Hình 2.2. Đồ thị các hàm đồng vượt ngưỡng

Nhìn vào đồ thị các hàm đồng vượt ngưỡng, tác giả thấy mức độ biến động của các hàm đồng vượt ngưỡng ở các giai đoạn có sự khác nhau đáng kể, qua đó thể hiện hành vi cùng tăng giá hay cùng giảm giá của các chứng khoán có thể khác nhau ở các giai đoạn của mẫu nghiên cứu.

Để lựa chọn các chu kỳ phân tích của mẫu ta có một số nhận xét như sau: Khoảng thời gian từ 1/2007 đến 1/2008, đây là giai đoạn thị trường chứng khoán Việt Nam khá tốt. Hơn nữa, nhìn lại chính sách tiền tệ của nhà nước, ta thấy giai đoạn này lãi suất ít biến động, lạm phát thấp, trên sàn giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh chỉ số VNINDEX ở mức cao nhất (VNINDEX đạt 1170.7 điểm vào ngày 12/3/2007).

Dưới đây ta có đồ thị mô tả diễn biến của lãi suất cơ bản (lscb) trong khoảng thời gian nghiên cứu (nguồn: website của ngân hàng nhà nước):



Hình 2.3. Diễn biến lãi suất cơ bản

Giai đoạn từ 2/2008 đến 8/2008, ngân hàng nhà nước tăng mạnh lãi suất cơ bản (từ 8.25% /năm lên 14.0%/năm), khi đó chỉ số VNINDEX giảm mạnh từ 1041 điểm xuống mức 548 điểm. Tiếp đó giai đoạn từ 9/2008 đến 2/2009, với chính sách nới lỏng tiền tệ của ngân hàng nhà nước, trên thị trường chứng khoán chỉ số VNINDEX giảm xuống mức thấp nhất và còn 234.6 điểm. Từ 3/2009 đến cho đến nay chỉ số VNINDEX đã có những giai đoạn tăng trưởng khá lên mức trên 400 điểm nhưng vẫn gặp nhiều khó khăn và chưa thể phục hồi trở lại. Tác giả sẽ chia

mẫu nghiên cứu thành các chu kỳ: Chu kỳ từ 1/2007 đến 1/2008, chu kỳ từ 1/2/2008 đến 27/2/2009, và chu kỳ từ 3/2009 đến 12/2012.

Để nghiên cứu xem sự đồng vượt ngưỡng âm, đồng vượt ngưỡng dương của mỗi cặp chuỗi lợi suất trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 có sự khác biệt với khoảng thời gian còn lại của mẫu nghiên cứu hay không? Trước tiên, tác giả có số liệu thống kê về số lượng các giá trị đồng vượt ngưỡng âm, đồng vượt ngưỡng dương ở 2 chu kỳ trong bảng 2.3 và bảng 2.4:

Bảng 2.3. Số lượng các giá trị đồng vượt ngưỡng của các hàm đồng vượt ngưỡng trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009

	COEITA	COERCII	COERDRC	COERFPT	COERGMD	COERKDC
Số đồng vượt ngưỡng âm	114	111	117	128	123	121
Số đồng vượt ngưỡng dương	77	88	82	88	79	76
Số đồng vượt ngưỡng bằng 0	68	60	60	43	57	62
	COERPVD	COERREE	COERSTB	COERVNM	COERVSH	COERHMX
Số đồng vượt ngưỡng âm	116	127	136	111	102	129
Số đồng vượt ngưỡng dương	91	83	94	86	90	89
Số đồng vượt ngưỡng bằng 0	52	49	29	62	67	41

Bảng 2.4. Số lượng các giá trị đồng vượt ngưỡng của các hàm đồng vượt ngưỡng ngoài giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009

	COEITA	COERCII	COERDRC	COERFPT	COERGMD	COERKDC
Số đồng vượt ngưỡng âm	414	394	391	405	418	382
Số đồng vượt ngưỡng dương	402	386	390	376	406	394
Số đồng vượt ngưỡng bằng 0	416	452	451	451	408	456
	COERPVD	COERREE	COERSTB	COERVNM	COERVSH	COERHMX
Số đồng vượt ngưỡng âm	410	434	346	349	376	499
Số đồng vượt ngưỡng dương	405	414	340	359	358	463
Số đồng vượt ngưỡng bằng 0	417	384	546	524	498	270

Nhìn vào bảng số lượng đồng vượt ngưỡng của các hàm vượt ngưỡng tác giả thấy: chẳng hạn với hàm đồng vượt ngưỡng COEITA thì trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 có 259 quan sát trong đó có 114 số đồng vượt ngưỡng âm, 77 số đồng vượt ngưỡng dương và 68 số đồng vượt ngưỡng bằng 0; nhưng với giai đoạn còn lại thì hàm đồng vượt ngưỡng COEITA có 1232 quan sát trong đó có 410 số đồng vượt ngưỡng âm, 405 số đồng vượt ngưỡng dương và 417 số đồng vượt ngưỡng bằng 0; như vậy tỉ lệ đồng vượt ngưỡng âm của COEITA trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 cao hơn giai đoạn còn lại của mẫu nghiên cứu; và tỉ lệ đồng vượt ngưỡng dương của COEITA trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 có sự khác biệt không nhiều so với giai đoạn còn lại của mẫu nghiên cứu. Tương tự, khi quan sát số liệu thống kê về số lượng các loại đồng vượt ngưỡng của các hàm đồng vượt ngưỡng khác qua các giai đoạn, chúng ta có nhận xét như sau:

- Tỉ lệ đồng vượt ngưỡng âm của các cặp chuỗi lợi suất trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 cao hơn tỉ lệ đồng vượt ngưỡng âm của các cặp chuỗi lợi suất đó trong giai đoạn còn lại của mẫu nghiên cứu.
- Tuy nhiên, tỉ lệ đồng vượt ngưỡng dương của các cặp chuỗi lợi suất trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 chưa thể hiện rõ sự khác biệt nhiều so với tỉ lệ đồng vượt ngưỡng dương của các cặp chuỗi lợi suất đó trong giai đoạn còn lại của mẫu nghiên cứu.
- Tỉ lệ đồng vượt ngưỡng khác 0 chiếm khoảng 2/3, qua đó nó cho biết tỉ lệ ngày cùng tăng hay cùng giảm của các cặp lợi suất là chiếm khoảng 2/3.

Để đánh giá xu hướng đồng vượt ngưỡng của các cặp lợi suất trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 có sự khác biệt như thế nào với giai đoạn còn lại của mẫu nghiên cứu, tác giả tiếp tục thực hiện phân tích hồi quy phân vị của các hàm đồng vượt ngưỡng với biến giả BG (BG nhận giá trị 1 nếu các quan sát thuộc khoảng từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 và BG nhận giá trị 0 nếu các quan sát thuộc các khoảng thời gian còn lại).

$$\text{Khi đó, tác giả xét mô hình: } Q(\gamma / BG_i) = \beta_1(\gamma) + \beta_2(\gamma)BG_i \quad (2.10)$$

Ta có kết quả ước lượng mô hình (2.10) cho các hàm đồng vượt ngưỡng ở Phụ lục 1. Từ kết quả ước lượng trên ta sẽ có thông tin về sự đồng vượt ngưỡng của các chứng khoán thay đổi như thế nào ở các giai đoạn khác nhau.

Sau đây, tác giả giải thích kết quả ước lượng tại một số phân vị của hàm đồng vượt ngưỡng COERITA:

*Tại phân vị $\gamma = 0.01$, ta có: $Q(\gamma / BG_i) = -0.04032 - 0.00655 * BG_i$*

P-value (0.0000) (0.0001)

như vậy, với mức ý nghĩa 0.05 hệ số của BG có ý nghĩa thống kê, giá trị ước lượng của hệ số của biến BG bằng $-0.00655 < 0$, có nghĩa trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 xảy ra sự đồng vượt ngưỡng âm của cặp chuỗi lợi suất RITA và RVNINDEX lớn hơn chu kỳ còn lại; hay nói cách khác, hành vi cùng giảm giá với biên độ lớn của ITA và VNINDEX trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 xảy ra nhiều hơn các giai đoạn còn lại.

*Tại phân vị $\gamma = 0.99$, ta có: $Q(\gamma / BG_i) = 0.041632 + 0.004568 * BG_i$*

P-value (0.0000) (0.046)

với mức ý nghĩa 0.05 hệ số của BG có ý nghĩa thống kê, giá trị ước lượng của hệ số của biến BG là $0.004568 > 0$, có nghĩa trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 xảy ra sự đồng vượt ngưỡng dương của cặp chuỗi lợi suất RITA và RVNINDEX lớn hơn chu kỳ còn lại; hay nói cách khác, hành vi cùng tăng giá với biên độ lớn của ITA và VNINDEX trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 xảy ra nhiều hơn các giai đoạn còn lại.

Tại các phân vị khác nhau của hàm đồng vượt ngưỡng, nó thể hiện các mức biên độ khác nhau của sự cùng tăng giá, giảm giá của các cặp chứng khoán.

Từ kết quả ước lượng của các hàm đồng vượt ngưỡng, tác giả có một số kết luận:

- **Tại các phân vị 0.01, 0.05, 0.1:** Dựa theo thống kê LR về kiểm định tính phù hợp của mô hình cho thấy các mô hình đều phù hợp ở mức ý nghĩa 0.05. Hơn nữa, các hệ số của biến giả (BG) đều có ý nghĩa thống kê và nhận giá trị âm, điều đó có nghĩa là trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009, *xảy ra sự đồng vượt ngưỡng âm của mỗi cặp chuỗi lợi suất đều lớn hơn các chu kỳ còn lại.*

- **Tại các phân vị 0.9, 0.95, 0.99:**

-*Tại phân vị 0.9:* Với mức ý nghĩa 0.05, theo thống kê LR về kiểm định tính phù hợp của mô hình cho thấy các mô hình đều phù hợp (ngoại trừ trường hợp RGMD-RVNINDEX phù hợp với mức ý nghĩa 0.1) . Hơn nữa, các hệ số của biến giả (BG) đều có ý nghĩa thống kê và nhận giá trị dương, điều đó có nghĩa là trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009, *xảy ra sự đồng vượt ngưỡng dương của mỗi cặp chuỗi lợi suất lớn hơn các chu kỳ còn lại.*

- *Tại phân vị 0.95:* Với mức ý nghĩa 0.1, ta thấy trong khoảng thời gian từ

1/2/2008 đến 27/2/2009, *xảy ra sự đồng vượt ngưỡng dương của các cặp chuỗi lợi suất: RVNM- RVNINDEX, RSTB- RVNINDEX, RPVD- RVNINDEX, RFPT- RVNINDEX, RCII- RVNINDEX, lớn hơn các chu kỳ còn lại.*

- *Tại phân vị 0.99:* Với mức ý nghĩa 0.05, theo kết quả ước lượng ta thấy các mô hình đều phù hợp (2 trường hợp RGMD-RVNINDEX, RHNX- RVNINDEX phù hợp với mức ý nghĩa 0.1). Đồng thời các hệ số của biến giả (BG) đều có ý nghĩa thống kê và nhận giá trị dương, điều đó có nghĩa là trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009, *xảy ra sự đồng vượt ngưỡng dương của các cặp chuỗi lợi suất đều lớn hơn các chu kỳ còn lại.*

Như vậy, sử dụng hàm đồng vượt ngưỡng để mô tả cho các giá trị vượt ngưỡng đồng thời của các cặp chuỗi lợi suất và kết hợp mô hình hồi quy phân vị, tác

giả có thể chỉ ra được xu hướng cùng giảm điểm, cùng tăng điểm của các chứng khoán diễn ra như thế nào trong các giai đoạn khác nhau của mẫu nghiên cứu.

Để xem hành vi cùng tăng giá hay cùng giảm giá của các cặp chuỗi lợi suất có phụ thuộc vào quá khứ của nó hay không? Tác giả thêm biến trễ của hàm đồng vượt ngưỡng vào mô hình (2.10), khi đó có mô hình sau:

$$Q(\gamma / BG_i) = \beta_1(\gamma) + \beta_2(\gamma)BG_i + \beta_3(\gamma)COEA_i(-1) \quad (2.11)$$

Trong đó $COEA(-1)$ là trễ bậc 1 của hàm đồng vượt ngưỡng của lợi suất cổ phiếu A với chuỗi RVNINDEX.

Theo kết quả ước lượng của mô hình (2.11) đối với các hàm đồng vượt ngưỡng (phụ lục 2), tác giả có một số nhận xét như sau:

- **Tại các phân vị 0.01, 0.05, 0.1:** Nếu lấy mức ý nghĩa 5% thì các hệ số của biến trễ bậc 1 của hàm đồng vượt ngưỡng đều có ý nghĩa thống kê, và các giá trị ước lượng của hệ số biến trễ đều dương. Qua đó, có thể thấy hành vi cùng giảm giá của các chứng khoán của thời điểm hôm nay có ảnh hưởng sang ngày hôm sau.
- **Tại các phân vị 0.9, 0.95:** Nếu lấy mức ý nghĩa 5% thì các hệ số của biến trễ bậc 1 của hàm đồng vượt ngưỡng đều có ý nghĩa thống kê, và các giá trị ước lượng của hệ số biến trễ đều dương. Qua đó, có thể thấy hành vi cùng tăng giá của các chứng khoán của thời điểm hôm nay có ảnh hưởng sang ngày hôm sau.
- **Tại phân vị 0.99.** Nếu lấy mức ý nghĩa 5% thì hầu hết các hệ số của biến trễ bậc 1 của hàm đồng vượt ngưỡng đều không có ý nghĩa thống kê (ngoại trừ hệ số của $COERGMD$); qua đó cho thấy trong tình huống ngày hôm nay cả 2 chứng khoán cùng tăng giá với biên độ gần như kịch trần thì cũng chưa khẳng định được tình huống này ở ngày hôm sau.

Những phân tích trên giúp chúng ta biết được xu hướng đồng vượt ngưỡng âm, đồng vượt ngưỡng dương của các chứng khoán thay đổi như thế nào. Tuy

nhiên, tác giả chưa đánh giá được mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất khi thị trường có biến động bất thường là bao nhiêu? Sau đây, tác giả sẽ tiếp cận theo phương pháp copula để nghiên cứu nội dung trên.

2.2.3. Đo lường sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất bằng phương pháp copula

Ta có thể ước lượng các tham số của các hàm copula trực tiếp với các cặp lợi suất, cách làm như vậy gọi là sử dụng mô hình copula không điều kiện. Theo phương pháp này thì các tham số của copula xem như là không đổi trong chu kỳ nghiên cứu. Để xem sự phụ thuộc của các cặp lợi suất thay đổi như thế nào trong chu kỳ nghiên cứu, tác giả sử dụng phương pháp copula có điều kiện, và thông thường người ta hay sử dụng mô hình GARCH-copula động để ước lượng. Sau đây, tác giả sử dụng cả 2 phương pháp trên để đánh giá sự phụ thuộc của các cặp lợi suất. Trước hết, ta có kết quả ước lượng mô hình copula không điều kiện:

2.2.3.1. Kết quả ước lượng mô hình copula không điều kiện

Trong phần này, tác giả sử dụng phương pháp copula để nghiên cứu sự phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RPVD-RVNINDEX, RSTB-RVNINDEX, RVSH-RVNINDEX, RREE-RVNINDEX, RDRC-RVNINDEX, RVNM-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, RHNX-RVNINDEX.

Các copula được sử dụng để mô tả cấu trúc phụ thuộc bao gồm: Copula-T, copula-Clayton, và copula-SJC. Copula-T có 2 tham số là hệ số tương quan (R) và bậc tự do (DF), copula-Clayton có 1 tham số là hệ số tương quan hạng Kendall, copula-SJC có 2 tham số là hệ số phụ thuộc đuôi trên ($TDC-UP$) và hệ số phụ thuộc đuôi dưới ($TDC-LOW$).

Sử dụng phân phối thực nghiệm của các chuỗi lợi suất, ta biến đổi các chuỗi này về các chuỗi nhận giá trị trong khoảng $(0;1)$. Tác giả có kết quả ước lượng các tham số của các họ copula trong bảng 2.5.

Bảng 2.5. Ước lượng các tham số copula không điều kiện của các chuỗi lợi suất với RVNINDEX

Copula	Hệ số	RPVD	RSTB	RVSH	RVNM	RREE	RDRC
T	R	0.606268	0.537855	0.625963	0.469478	0.563444	0.505668
	DF	5.5517	2.9666	4.0796	4.6764	3.5034	3.6089
	Akaike	-1101.98	-998.566	-996.115	-978.203	-1395.97	-868.562
	BIC	-1096.68	-993.259	-990.807	-972.896	-1390.66	-863.255
Clayton	Kendall	0.4295	0.4177	0.4105	0.4136	0.4773	0.3879
	Akaike	-862.813	-805.731	-785.849	-801.873	-1051.91	-671.599
	BIC	-857.506	-800.423	-780.542	-796.566	-1046.61	-666.292
SJC	TDC-UP	0.5316	0.4856	0.5122	0.4634	0.6096	0.4745
	TDC-LOW	0.5554	0.5577	0.5357	0.5525	0.6057	0.5052
	Akaike	-1063.03	-978.422	-979.162	-957.421	-1304.74	-814.875
	BIC	-1052.42	-967.808	-968.547	-946.807	-1294.13	-804.261

Copula	Hệ số	RCII	RFPT	RGMD	RKDC	RITA	RHNX
T	R	0.57545	0.624673	0.674253	0.57083	0.570985	0.828095
	DF	4.8671	5.3947	4.7975	4.9799	3.322	3.2967
	Akaike	-859.218	-1200.22	-1061.41	-761.91	-995.047	-1896.26
	BIC	-853.91	-1194.91	-1056.1	-756.603	-989.739	-1890.96
Clayton	Kendall	0.3898	0.4524	0.4368	0.3637	0.4098	0.5451
	Akaike	-688.185	-975.177	-876.907	-597.135	-732.987	-1470.53
	BIC	-682.878	-969.87	-871.6	-591.828	-727.68	-1465.22
SJC	TDC-UP	0.4712	0.543	0.5071	0.4341	0.5243	0.6874
	TDC-LOW	0.509	0.5929	0.5781	0.4727	0.5233	0.6864
	Akaike	-835.203	-1176.84	-1027.55	-729.691	-913.269	-1837.02
	BIC	-824.588	-1166.22	-1016.94	-719.076	-902.654	-1826.4

Các kết quả ước lượng sẽ cho ta biết thông tin về sự phụ thuộc của lợi suất cổ phiếu với lợi suất của VNINDEX. Chẳng hạn với cổ phiếu FPT, tác giả có thể lý giải như sau:

- Sử dụng copula-T, ta có: hệ số tương quan ước lượng là 0.624673, bậc tự do ước lượng là 5.3947. Hệ số tương quan cho biết mức độ phụ thuộc tuyến tính của 2 lợi suất RFPT và RVNINDEX. Theo kết quả ước lượng, tác giả thấy khi thị trường bình thường thì mức độ phụ thuộc của chuỗi lợi suất RFPT và RVNINDEX là 62.4673%.
- Sử dụng copula-Clayton, ta có giá trị ước lượng của hệ số Kendall là 0.4524. Hệ số Kendall chính là hiệu số giữa khả năng biến động cùng chiều và khả năng biến động ngược chiều của RFPT và RVNINDEX. Theo kết quả ước lượng cho thấy trong một phiên giao dịch khả năng xảy ra tình huống cổ phiếu FPT và chỉ số VNINDEX cùng tăng giá hay giảm giá sẽ cao hơn khả năng xảy ra tình huống giá cổ phiếu FPT và giá chỉ số VNINDEX biến động ngược chiều là 45.24%.
- Trường hợp copula-SJC ta có giá trị ước lượng của hệ số phụ thuộc đuôi trên (TDC-UP) là 0.543 giá trị ước lượng của hệ số phụ thuộc đuôi dưới (TDC-LOW) là 0.5929. Kết quả ước lượng hệ số phụ thuộc đuôi trên cho biết khả năng để xảy ra tình huống giá cổ phiếu FPT sẽ tăng vượt qua một biên độ lớn nào đấy khi biết rằng chỉ số VNINDEX đã tăng vượt trên mức biên độ lớn nào đó là 54.3%. Kết quả ước lượng hệ số phụ thuộc đuôi dưới cho biết khả năng để xảy ra tình huống giá cổ phiếu FPT sẽ giảm vượt qua một biên độ lớn nào đấy khi biết rằng chỉ số VNINDEX đã giảm vượt trên mức biên độ lớn nào đó là 59.29%. Như vậy, các hệ số phụ thuộc đuôi cho biết mức độ phụ thuộc của RFPT và RVNINDEX trong điều kiện thị trường có biến động lớn.

Theo kết quả ước lượng ở bảng 2.5, tác giả thấy mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RPVD-RVNINDEX, RVSH-RVNINDEX, RDRC-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, RHNX-RVNINDEX khi thị trường bình thường cao hơn khi thị trường có biến động lớn. Hơn nữa, khi thị trường giảm mạnh thì mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RPVD-RVNINDEX,

RSTB-RVNINDEX, RVSH-RVNINDEX, RDRC-RVNINDEX, RVNM-RVNINDEX sẽ cao hơn khi thị trường tăng điểm mạnh.

Như vậy các hàm copula không những đánh giá được mức độ phụ thuộc của các chuỗi lợi suất (thông qua các tham số của copula) mà còn thể hiện được cấu trúc phụ thuộc giữa các chuỗi thông qua dạng hàm copula. Dựa theo các tiêu chuẩn Akaike và BIC, tác giả thấy trong số 3 họ copula lựa chọn phân tích thì copula-T là phù hợp hơn.

Phương pháp copula không điều kiện chưa thể hiện được sự thay đổi về sự phụ thuộc của các cặp lợi suất trong chu kỳ nghiên cứu, đây là một đặc điểm hạn chế của copula không điều kiện. Thực tế sự phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất có thể thay đổi, để phân tích được sự phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất thay đổi như thế nào, tác giả tiếp tục nghiên cứu các mô hình GARCH-copula động.

2.2.3.2. Kết quả ước lượng các mô hình GARCH-copula động

Phần này phân tích thực nghiệm cho các mô hình GARCH-copula nên tác giả sẽ lựa chọn các chuỗi lợi suất tuân theo mô hình GARCH. Trước tiên, tác giả xét tính dừng của các chuỗi lợi suất:

a. Kiểm định tính dừng

Ta thực hiện kiểm định tính dừng của các chuỗi lợi suất, ta có kết quả như sau:

Bảng 2.6. Kiểm định tính dừng

	RCII	RITA	RDRC	RFPT	RGMD	RHNX
Thống kê	-32.9845	-34.5157	-32.5458	-33.4246	-30.5743	-32.3421
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

	RKDC	RPVD	RREE	RSTB	RVNINDEX	RVNM	RVSH
Thống kê	-32.424	-34.53	-34.5677	-32.2689	-16.0808	-36.8412	-33.3567
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Theo kiểm định Dickey-Fuller, với mức ý nghĩa 5%, tác giả thấy các chuỗi lợi suất đều là các chuỗi dừng.

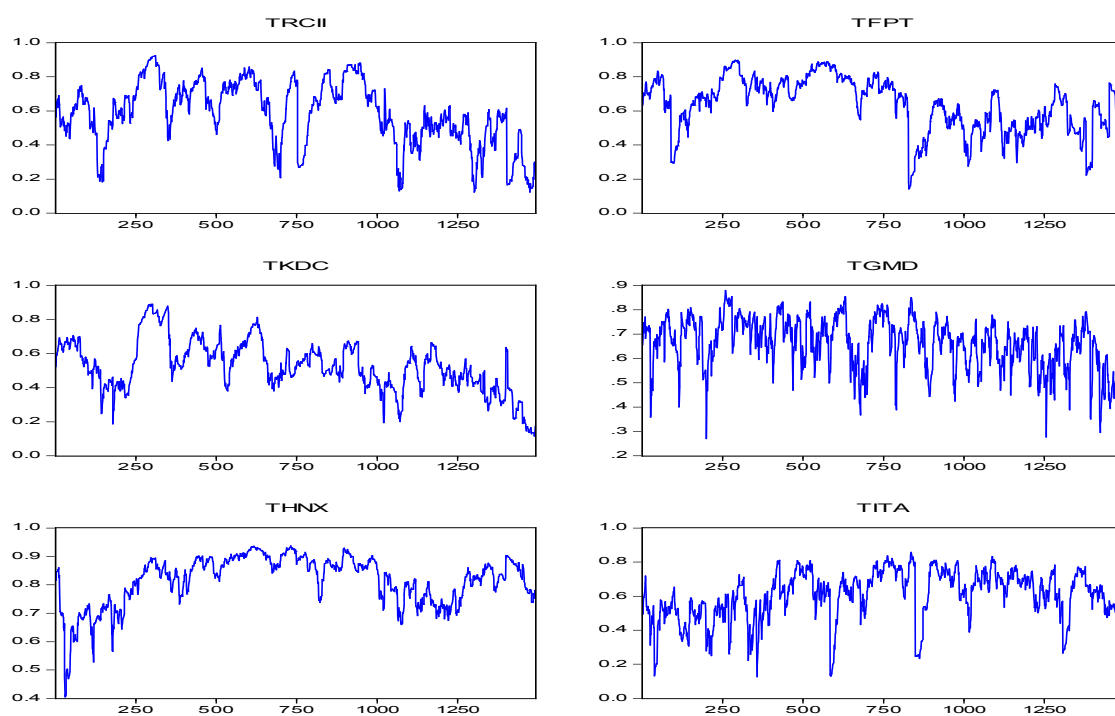
b. Lựa chọn mô hình cho mỗi chuỗi lợi suất

Dựa trên lược đồ tương quan của các chuỗi lợi suất, tác giả lựa chọn phương trình trung bình cho các chuỗi (phụ lục 3). Sau khi ước lượng phương trình trung bình, ta thu được phần dư và bình phương phần dư của mô hình. Dựa trên lược đồ tương quan của bình phương các phần dư (phụ lục 4), tác giả thấy có các chuỗi: RHNX, RVNINDEX, RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA có hiệu ứng ARCH.

Theo kết quả ước lượng cho các tham số của các mô hình GARCH-copula động trong các phương trình (2.7), (2.8) và (2.9) của các cặp lợi suất RHNX-RVNINDEX, RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX (phụ lục 5), tác giả đưa ra một số phân tích về sự thay đổi mức độ phụ thuộc của các chuỗi lợi suất: RHNX, RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA với RVNINDEX trong điều kiện thị trường bình thường cũng như khi thị trường có biến động lớn sau đây:

c. Phân tích kết quả

Ta có đồ thị mô tả sự biến đổi hệ số tương quan của các cặp chuỗi lợi suất được ước lượng theo mô hình GARCH-copula-T-DCC ở hình 2.4.



**Hình 2.4. Đồ thị chuỗi hệ số tương quan trong mô hình
GARCH-copula-T-DCC**

Theo kết quả ước lượng, tác giả thấy các hệ số tương quan có điều kiện trong mô hình GARCH-copula-T-DCC của các cặp chuỗi lợi suất có sự biến động nhiều và mức độ phụ thuộc tuyến tính của các chuỗi lợi suất RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA với RVNINDEX dao động quanh mức 60% và thấp hơn mức phụ thuộc tuyến tính giữa RHNX với RVNINDEX. Hơn nữa, ta có bảng một số giá trị thống kê mô tả của các chuỗi hệ số tương quan như sau:

Bảng 2.7. Thống kê mô tả các chuỗi hệ số tương quan trong mô hình GARCH-copula-T-DCC

	TFPT	TGMD	THNX	TITA	TKDC	TRCII
Mean	0.635724	0.661678	0.813865	0.60539	0.525246	0.582855
Maximum	0.899162	0.879841	0.937893	0.858137	0.891151	0.926732
Minimum	0.14062	0.269695	0.404795	0.125374	0.115031	0.121475
Std. Dev.	0.15683	0.103676	0.087542	0.143473	0.151304	0.187196
Observations	1491	1491	1491	1491	1491	1491

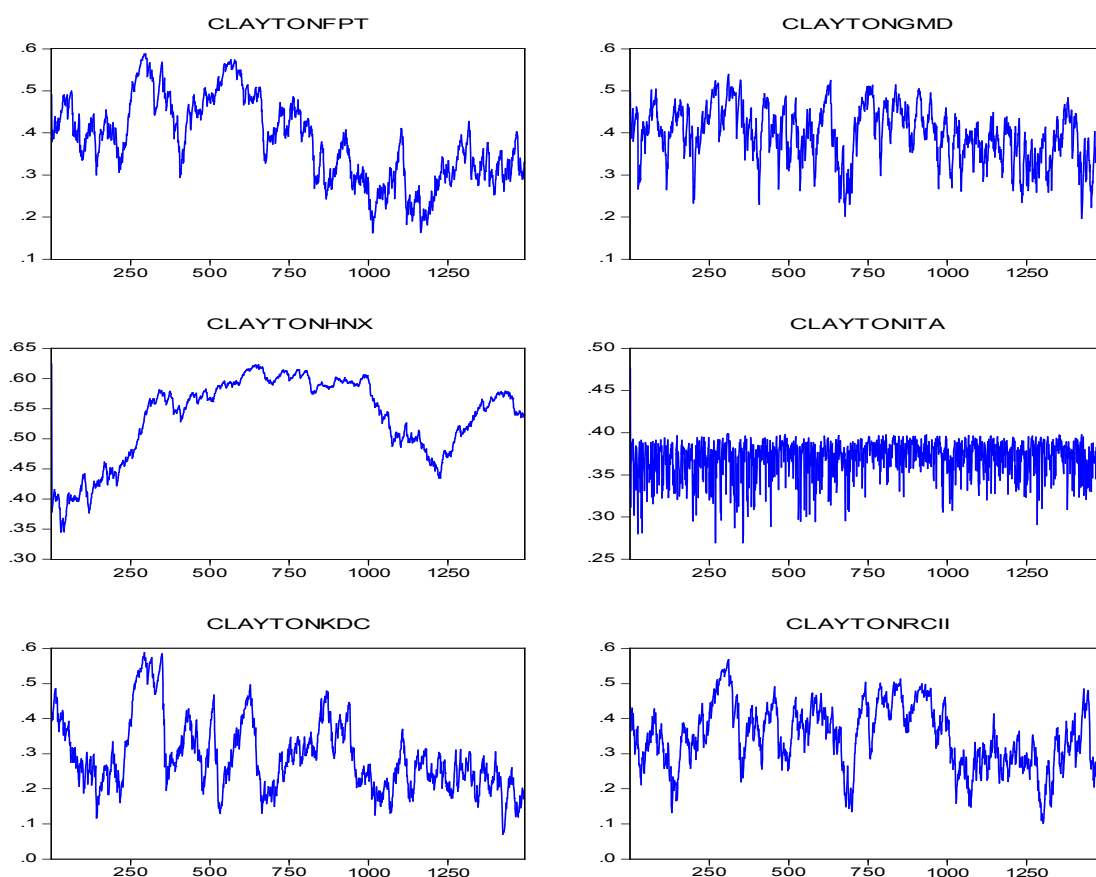
Hơn nữa, ta có kết quả phân tích hồi quy của các chuỗi hệ số tương quan ước lượng theo mô hình GARCH-copula-T-DCC ở trên với biến BG:

Bảng 2.8. Kết quả hồi quy hệ số tương quan của các cặp theo BG

	TRCII	TFPT	TGMD	TKDC	TITA	THNX
C	0.554008	0.609044	0.649535	0.492143	0.605943	0.8062
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
BG	0.166063	0.153592	0.06991	0.190564	-0.00318	0.044124
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.7456	0.0000

Theo kết quả ước lượng trong bảng 2.8, với mức ý nghĩa 0.05, tác giả thấy trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 hệ số tương quan của các cặp: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX và RHNX-RVNINDEX cao hơn khoảng thời gian còn lại của chu kỳ nghiên cứu.

Để thấy được mức độ phụ thuộc đơn điệu của các cặp chuỗi lợi suất thay đổi như thế nào, tác giả đi nghiên cứu động thái của các hệ số Kendall. Ta có đồ thị ở hình 2.5 mô tả sự thay đổi của hệ số Kendall của cặp lợi suất. Hệ số Kendall của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX biến động theo xu thế khá giống nhau nó thể hiện khả năng khác biệt của sự biến động cùng chiều và ngược chiều ở mỗi cặp lợi suất gần như nhau. Tuy nhiên, chuỗi hệ số Kendall của các cặp chuỗi lợi suất: RITA-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RHNX-RVNINDEX biến động theo xu hướng khác nhau và khác với xu hướng biến động của các hệ số Kendall của 3 cặp chuỗi lợi suất trên.



**Hình 2.5. Đồ thị sự biến động của hệ số Kendall trong mô hình
GARCH-Clayton động**

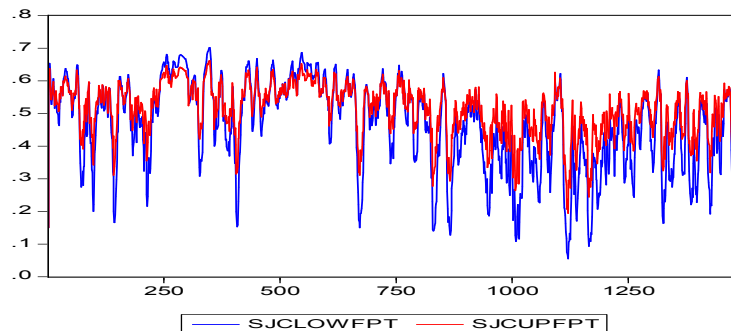
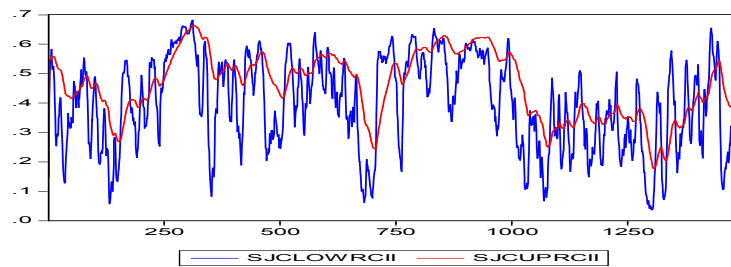
Hơn nữa, ta có bảng 2.9 của một số giá trị thống kê mô tả của các chuỗi hệ số Kendall trên. Như vậy, giá trị trung bình của các chuỗi hệ số Kendall của các cặp

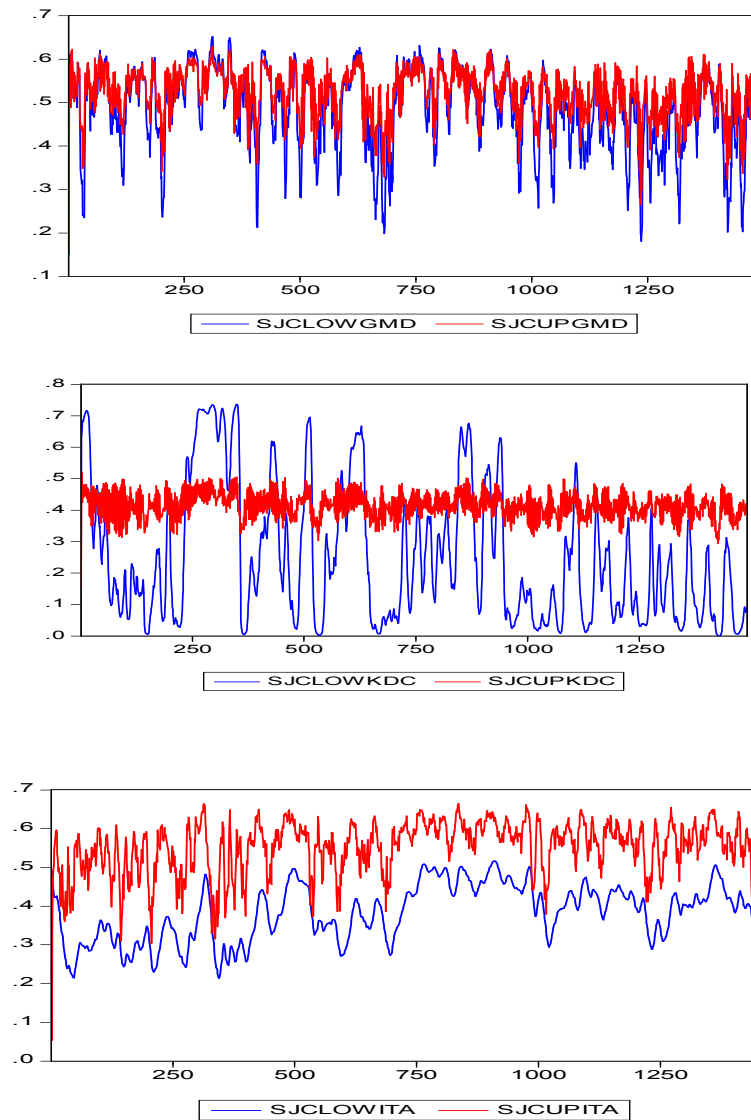
chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX có sự khác biệt không nhiều. Nó thể hiện mức độ phụ thuộc đơn điệu của các cặp chuỗi lợi suất này tương đối giống nhau.

Bảng 2.9. Thống kê mô tả các chuỗi hệ số Kendall

	CLAYTONFPT	CLAYTONGMD	CLAYTONHNX	CLAYTONITA	CLAYTONKDC	CLAYTONRCII
Mean	0.382647	0.397102	0.535296	0.3693	0.291907	0.34848
Maximum	0.587931	0.539294	0.62493	0.477203	0.588598	0.568532
Minimum	0.162706	0.196315	0.344528	0.269308	0.069505	0.101067
Std. Dev.	0.097234	0.064255	0.066741	0.021922	0.100869	0.089704
Observations	1491	1491	1491	1491	1491	1491

Để xem mức độ phụ thuộc của các chuỗi lợi suất trong điều kiện thị trường có biến động lớn thay đổi như thế nào, tác giả nghiên cứu sự thay đổi của hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc trên của các cặp chuỗi lợi suất. Trước tiên, tác giả có đồ thị hình 2.6 của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp lợi suất:





Hình 2.6. Đồ thị sự thay đổi hệ số phụ thuộc đuôi trên và hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp lợi suất trong mô hình GARCH-copula-SJC động

Nhìn vào đồ thị sự biến đổi của hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc đuôi trên của mỗi cặp chuỗi lợi suất, tác giả thấy đa số các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX và RHNX-RVNINDEX nhỏ hơn các giá trị của hệ số phụ thuộc đuôi trên tương ứng, trong đó sự khác biệt rõ nhất thể hiện ở cặp RITA-RVNINDEX.

Như vậy, tác giả thấy có nhiều thời điểm để khả năng để xảy ra tình huống các cổ phiếu này đạt lợi nhuận cao khi chỉ số VNINDEX tăng điểm mạnh cao hơn khả năng xảy ra tình huống các cổ phiếu bị thua lỗ lớn khi chỉ số thị trường VNINDEX giảm điểm mạnh. Hơn nữa, ta có kết quả thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp chuỗi lợi suất:

Bảng 2.10. Thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới

	SJCLOWFPT	SJCLOWGMD	SJCLOWHNX	SJCLOWITA	SJCLOWKDC	SJCLOWRCII
Mean	0.462488	0.482246	0.376039	0.380221	0.251647	0.39516
Maximum	0.702451	0.652287	0.751	0.516418	0.737294	0.681514
Minimum	0.054529	0.15	0.001	0.15	0.00125	0.036328
Std. Dev.	0.136834	0.093739	0.374917	0.074068	0.21581	0.152978
Observations	1491	1491	1491	1491	1491	1491

Căn cứ vào bảng thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới, tác giả thấy các giá trị của hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp chuỗi lợi suất dao động chủ yếu từ 0.001 đến 0.751. Trong đó giá trị trung bình của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới của cặp RGMD-RVNINDEX bằng 0.482246, là cao nhất và giá trị trung bình của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới của cặp RHGX-RVNINDEX bằng 0.251647, là thấp nhất. Tuy nhiên, sự biến động (đo bằng độ lệch tiêu chuẩn) của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới của RHGX-RVNINDEX là cao nhất; và sự biến động của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi dưới của RITA-RVNINDEX là thấp nhất.

Bảng 2.11. Thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên

	SJCUPFPT	SJCUPGMD	SJCUPHNX	SJCUPITA	SJCUPKDC	SJCUPCII
Mean	0.511313	0.521823	0.750597	0.550287	0.414562	0.458121
Maximum	0.662119	0.628915	0.751	0.665298	0.519421	0.664128
Minimum	0.15	0.15	0.15	0.052914	0.15	0.15
Std. Dev.	0.08071	0.057369	0.015565	0.067857	0.043405	0.109913
Observations	1491	1491	1491	1491	1491	1491

Với thông tin có trong bảng thống kê mô tả của các chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên, tác giả thấy các giá trị của hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp chuỗi lợi suất dao động chủ yếu từ 0.052914 đến 0.751. Hơn nữa, tác giả thấy giá trị trung bình của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên của cặp RHNX-RVNINDEX bằng 0.750597, là cao nhất và giá trị trung bình của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên của cặp RKDC-RVNINDEX bằng 0.414562, là thấp nhất. Hơn nữa, sự biến động của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên của RCII-RVNINDEX là cao nhất; và sự biến động của các giá trị của chuỗi hệ số phụ thuộc đuôi trên của RHNX-RVNINDEX là thấp nhất.

Mặt khác, nếu tác giả vẫn sử dụng biến giả BG như giới thiệu phần trên, khi đó ta có kết quả ước lượng mô hình hồi quy của các hệ số phụ thuộc đuôi dưới và hệ số phụ thuộc đuôi trên theo BG bằng phần mềm Eviews như sau:

Bảng 2.12. Kết quả hồi quy hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp theo BG

	SJCLOWFPT	SJCLOWGMD	SJCLOWHNX	SJCLOWITA	SJCLOWKDC	SJCLOWRCII
C	0.444512	0.475514	0.375743	0.384503	0.219516	0.381394
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
BG	0.103483	0.038752	0.001705	-0.02465	0.184971	0.079245
	0.0000	0.0000	0.947	0.0000	0.0000	0.0000

Bảng 2.13. Kết quả hồi quy hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp theo BG

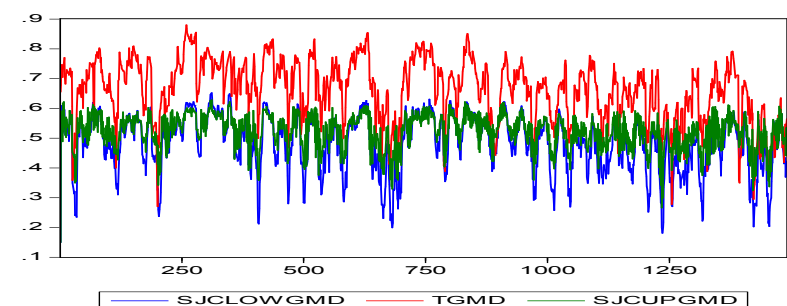
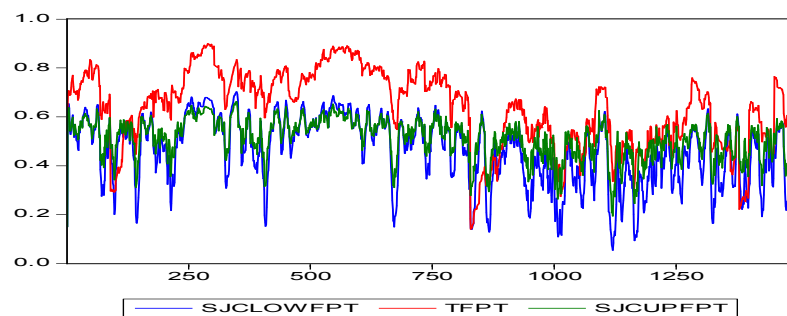
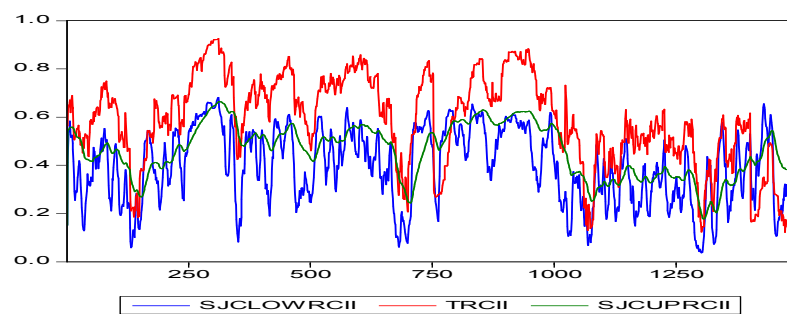
	SJCUPFPT	SJCUPGMD	SJCUPHNX	SJCUPITA	SJCUPKDC	SJCUPRCII
C	0.501156	0.518307	0.750512	0.551453	0.412037	0.440972
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
BG	0.058473	0.020245	0.000488	-0.00671	0.01454	0.098723
	0.0000	0.0000	0.6467	0.148	0.0000	0.0000

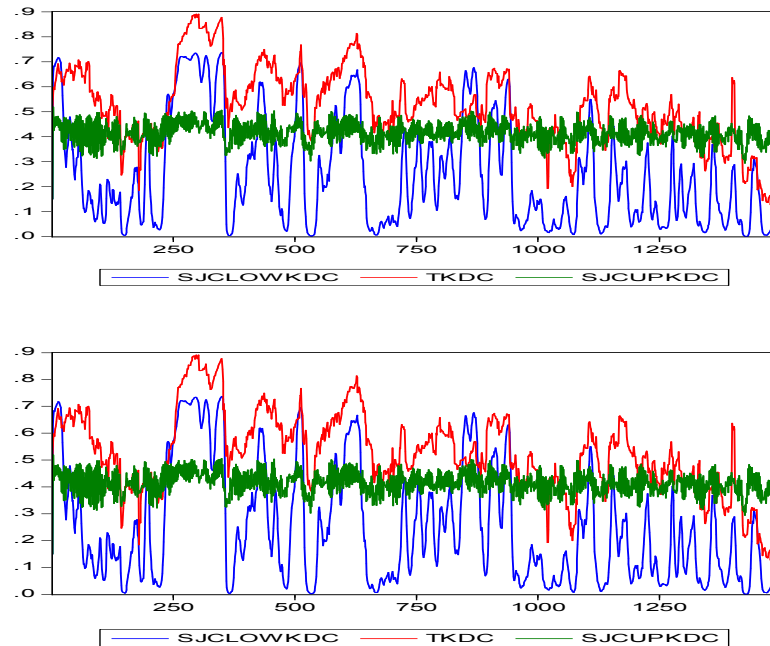
Như vậy, với mức ý nghĩa 0.05, theo kết quả ước lượng tác giả thấy trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009, xét về mặt trung bình hệ số phụ thuộc đuôi dưới của các cặp RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RCII-RVNINDEX cao hơn khoảng thời gian còn lại của chu kỳ nghiên cứu; Đồng

thời, mức trung bình hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp: RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RCII-RVNINDEX cao hơn khoảng thời gian còn lại của chu kỳ nghiên cứu.

Mặc khác, tác giả thấy hệ số phụ thuộc đuôi trên của các cặp: RHNX-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 chưa có sự khác biệt với giai đoạn còn lại; hệ số phụ thuộc đuôi dưới của cặp RITA-RVNINDEX trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 lại thấp hơn các chu kỳ khác của mẫu nghiên cứu.

Sau đây, tác giả có đồ thị để mô tả sự biến động của mức độ phụ thuộc trong điều kiện thị trường bình thường (sử dụng hệ số tương quan) và trong điều kiện thị trường có biến động lớn (sử dụng các hệ số phụ thuộc đuôi) cho mỗi cặp lợi suất:





Hình 2.7. Đồ thị thay đổi mức độ phụ thuộc của các cặp bằng hệ số tương quan và các hệ số phụ thuộc đuôi

Nhìn vào các đồ thị tác giả thấy: nhìn chung khi thị trường bình thường thì mức độ phụ thuộc của các cặp này cao hơn khi thị trường có biến động lớn.

2.3. Kết luận chương 2

Chương này đã nghiên cứu các mô hình về sự phụ thuộc của một số lợi suất chứng khoán trên thị trường chứng khoán Việt Nam, dựa trên các kết quả phân tích thực nghiệm tác giả có một số kết luận sau:

- Hành vi cùng giảm giá với biên độ lớn của mỗi cặp chứng khoán: CII-VNINDEX, DRC-VNINDEX, FPT-VNINDEX, GMD-VNINDEX, ITA-VNINDEX, KDC-VNINDEX, PVD-VNINDEX, REE-VNINDEX, STB-VNINDEX, VNM-VNINDEX, VSH-VNINDEX, HNX-VNINDEX trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 diễn ra nhiều hơn các giai đoạn còn lại và hành vi cùng tăng giá với biên độ lớn của mỗi cặp chứng khoán: CII-VNINDEX, DRC-VNINDEX, FPT-VNINDEX, GMD-VNINDEX, ITA-VNINDEX, KDC-VNINDEX, PVD-VNINDEX, REE-VNINDEX, STB-

VNINDEX, VNM-VNINDEX, VSH-VNINDEX, HNX-VNINDEX trong khoảng thời gian từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 diễn ra nhiều hơn các giai đoạn còn lại. Hơn nữa hành vi cùng giảm giá với biên độ lớn hay cùng tăng giá với biên độ lớn của các cặp chứng khoán trên có ảnh hưởng sang ngày hôm sau.

- Mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RPVD-RVNINDEX, RVSH-RVNINDEX, RDRC-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, RHNX-RVNINDEX khi thị trường bình thường cao hơn khi thị trường có biến động lớn. Hơn nữa, khi thị trường bình thường thì mức độ phụ thuộc của các cặp RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX và RHNX-RVNINDEX trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 cao hơn khoảng thời gian còn lại của chu kỳ nghiên cứu.
- Khi thị trường giảm mạnh thì mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RPVD-RVNINDEX, RSTB-RVNINDEX, RVSH-RVNINDEX, RDRC-RVNINDEX, RVNM-RVNINDEX cao hơn khi thị trường tăng điểm mạnh. Đồng thời, khi thị trường giảm điểm mạnh thì sự phụ thuộc của các cặp: RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RCII-RVNINDEX trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 cao hơn khoảng thời gian còn lại của chu kỳ nghiên cứu; và khi thị trường tăng điểm mạnh thì sự phụ thuộc của các cặp: RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RCII-RVNINDEX trong giai đoạn từ 1/2/2008 đến 27/2/2009 cao hơn khoảng thời gian còn lại của chu kỳ nghiên cứu.

Để thấy được vai trò của việc nghiên cứu sự phụ thuộc các tài sản, cũng như đánh giá được tính ưu việt của phương pháp copula trong nghiên cứu sự phụ thuộc các tài sản, tác giả tiếp tục nghiên cứu các mô hình đo lường rủi ro của danh mục đầu tư ở chương tiếp theo.

CHƯƠNG 3

MÔ HÌNH ĐO LƯỜNG RỦI RO CỦA DANH MỤC ĐẦU TƯ TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Chương này, luận án thực hiện một số phân tích thực nghiệm của các mô hình đo lường rủi ro cho các cổ phiếu của VN30, chỉ số HNX, chỉ số VNINDEX và danh mục một số cổ phiếu với các nội dung sau:

- Ứng dụng các mô hình GARCH để đo độ biến động và hiệp phương sai của lợi suất cổ phiếu.
- Ứng dụng mô hình CAPM để đo lường mức độ biến động của một chứng khoán trong mối tương quan với toàn bộ thị trường.
- Ứng dụng EVT để ước lượng VaR và ES cho các chuỗi lợi suất không phân phối chuẩn.
- Ứng dụng các mô hình GARCH-EVT-copula, phương pháp phân phối chuẩn và phương pháp thực nghiệm để ước lượng VaR, ES cho danh mục của một số lợi suất cổ phiếu của VN30 và thực hiện hậu kiểm VaR, ES với các phương pháp ước lượng trên.

3.1. Mô hình đo độ biến động của lợi suất chứng khoán

Phần này, tác giả ứng dụng mô hình GARCH đơn biến để ước lượng phương sai có điều kiện cho các chuỗi lợi suất chứng khoán. Qua đó thấy được độ biến động của các chuỗi lợi suất chứng khoán thay đổi như thế nào trong chu kỳ nghiên cứu. Khi đó, nếu rủi ro được đo bằng phương sai có điều kiện của lợi suất chứng khoán thì nhà đầu tư sẽ biết được rủi ro của chứng khoán đó thay đổi như thế nào. Hơn nữa, phần này còn ứng dụng một lớp mô hình MGARCH cụ thể (mô hình CCC) để ước lượng đồng thời phương sai có điều kiện và hiệp phương sai có điều kiện cho một số chuỗi lợi suất. So sánh kết quả ước lượng của mô hình GARCH đơn biến và

mô hình GARCH đa biến để xem sự phụ thuộc của các chứng khoán ảnh hưởng tới rủi ro của mỗi chứng khoán như thế nào.

3.1.1. Mô hình GARCH đơn biến

Theo kiểm định Dickey-Fuller, với mức ý nghĩa 5% tác giả thấy các chuỗi lợi suất đều là các chuỗi dừng. Từ lược đồ tương quan của các chuỗi, tác giả lựa chọn được phương trình trung bình cho các chuỗi lợi suất. Sau khi ước lượng phương trình trung bình, tác giả dựa vào lược đồ tương quan của bình phương các phần dư để biết chuỗi lợi suất đó có hiệu ứng ARCH hay không. Dựa theo kết quả đó, ta có 21 chuỗi lợi suất có hiệu ứng ARCH (Phụ lục 4).

Tác giả dựa theo lược đồ tương quan bình phương phần dư để lựa chọn phương trình phương sai cho mỗi chuỗi lợi suất. Sau đó, tác giả ước lượng đồng thời phương trình trung bình và phương trình phương sai. Tác giả căn cứ vào lược đồ tương quan của phần dư chuẩn hóa để đánh giá tính phù hợp của mỗi phương trình này, từ đó lựa chọn được mô hình GARCH phù hợp cho mỗi chuỗi lợi suất.

Tác giả có kết quả ước lượng (phụ lục 6) đồng thời phương trình trung bình và phương sai của 21 chuỗi lợi suất: RBVH, RCTG, RDIG, RDPM, REIB, RHPG, RHSG, RIJC, RMBB, RMSN, ROGC, RPVF, RSBT, RVCB, RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA, RHNX, RVNINDEX có hiệu ứng ARCH.

Như vậy, với hầu hết các chuỗi lợi suất thì mô hình GARCH(1,1) được lựa chọn để dự báo cho độ biến động. Với mức ý nghĩa 0.05, các hệ số của $RESID(-1)^2$, GARCH(-1) đều có ý nghĩa thống kê, giá trị ước lượng của các hệ số của $RESID(-1)^2$, GARCH(-1) đều lớn hơn 0, và tổng nhỏ hơn 1. Tuy nhiên, các giá trị ước lượng của $RESID(-1)^2$, GARCH(-1) đối với từng chuỗi lợi suất có sự khác nhau, nó thể hiện mức độ biến động không giống nhau của các cổ phiếu trên thị trường, điều này có thể thấy qua đồ thị các chuỗi phương sai có điều kiện (phụ lục 5). Nếu xem phương sai của lợi suất là độ đo rủi ro thì kết quả ước lượng đã chỉ ra được rủi ro của 21 chứng khoán trên là biến động theo thời gian.

Theo kết quả ước lượng, tác giả thấy hệ số của $\text{RESID}(-1)^2$ trong phương trình phương sai của các chuỗi lợi suất RBVH, RCTG, RDIG, RDPM, REIB, RIJC, RMBB, RVCB, RCIL, RFPT, RGMD, RITA tương ứng là 0.222133, 0.226619, 0.461653, 0.212044, 0.240006, 0.355621, 0.22395, 0.299202, 0.227538, 0.334762, 0.24789, 0.239319 và cao hơn hệ số của $\text{RESID}(-1)^2$ trong phương trình phương sai của các chuỗi còn lại. Điều đó cho thấy những cú sốc trong quá khứ tác động đến phương sai có điều kiện của những chuỗi RBVH, RCTG, RDIG, RDPM, REIB, RIJC, RMBB, RVCB, RCIL, RFPT, RGMD, RITA mạnh hơn các chuỗi còn lại. Mặt khác, tác giả lại thấy hệ số của $\text{AR}(1)$ trong phương trình trung bình của các chuỗi RDPM, RIJC, RVCB, RFPT lại nhỏ hơn nhiều so với hệ số $\text{AR}(1)$ của các chuỗi có hệ số của $\text{RESID}(-1)^2$ nhỏ hơn. Như vậy, những cú sốc trong quá khứ làm cho rủi ro (phương sai có điều kiện) của những cổ phiếu DPM, IJC, VCB, FPT tăng lên nhiều hơn những cổ phiếu khác trong khi đó lợi suất kỳ vọng của những cổ phiếu này lại nhỏ hơn. Vì vậy, khi tham gia thị trường thì nhà đầu tư nên cẩn trọng với những cổ phiếu này. Để xem sự tương quan của các chuỗi lợi suất có ảnh hưởng như thế nào tới rủi ro của mỗi cổ phiếu, tác giả ứng dụng mô hình GARCH đa biến để ước lượng đồng thời phương sai có điều kiện và hiệp phương sai có điều kiện của các cặp lợi suất.

3.1.2. Mô hình GARCH đa biến

Phần này, tác giả ứng dụng mô hình GARCH đa biến để đo lường không chỉ độ biến động cho riêng từng chuỗi lợi suất mà còn đo lường cả sự tương quan giữa các chuỗi lợi suất với nhau. Mô hình GARCH đa biến tổng quát đã được giới thiệu ở mục 1.3.1 của chương 1, mô hình GARCH đa biến rất rộng, thông thường người ta hay tiếp cận một số lớp mô hình GARCH đa biến cụ thể ([30]): Mô hình VEC, mô hình BEKK, mô hình CCC,... để phân tích. So với 2 mô hình VEC, BEKK thì mô hình CCC (Constant Conditional Correlation-CCC) thuận tiện hơn vì số tham số cần ước lượng của mô hình CCC ít hơn.

Mô hình CCC là mô hình phân tích ma trận hiệp phương sai có điều kiện H_t qua một biến trung gian và nó dễ dàng đảm bảo điều kiện xác định dương của ma trận H_t với mọi t ([30, tr. 17]):

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}}), \quad (3.1)$$

với D_t là ma trận đường chéo cấp N : $D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2}, \dots, h_{NNt}^{1/2})$, $h_{iit}(i=1, \dots, N)$ là các phương sai có điều kiện của chuỗi lợi suất cổ phiếu thứ i và $R = (\rho_{ij})$ là ma trận đối xứng xác định dương với $\rho_{ii} = 1, \forall i = 1, \dots, N$ và không phụ thuộc t .

Trong trường hợp phương sai có điều kiện h_{iit} là GARCH(1,1) thì mô hình CCC cần ước lượng $\frac{N(N+5)}{2}$ tham số, và ma trận H_t xác định dương khi và chỉ khi N phương sai có điều kiện $h_{iit}, i=1, \dots, N$, dương và R là xác định dương.

Trong phần này, tác giả áp dụng mô hình CCC để ước lượng phương sai và hiệp phương sai có điều kiện của các chuỗi lợi suất: RCIL, RFPT, RGMD, RKDC, RITA và RVNINDEX; đây là những chuỗi đều có 1491 quan sát và có hiệu ứng GARCH. Ký hiệu: GARCH1, GARCH2, GARCH3, GARCH4, GARCH5, GARCH6 là phương sai của các chuỗi RCIL, RFPT, RGMD, RKDC, RITA, RVNINDEX tương ứng. $\text{SQRT}(\text{GARCH}_i * \text{GARCH}_j)$ là căn bậc 2 của tích GARCH_i và GARCH_j , COV_{i_j} là hiệp phương sai của lợi suất i và j .

Theo kết quả ước lượng mô hình CCC (Phụ lục 7), với mức ý nghĩa 0.05, các hệ số trong các phương trình phương sai và hiệp phương sai đều có ý nghĩa thống kê, từ đó thể hiện sự biến động của hiệp phương sai của các cặp lợi suất. Các hệ số ước lượng của các phương trình hiệp phương sai của các cặp chuỗi đều dương, nó cho biết xu hướng biến động cùng chiều giữa các cổ phiếu này, và xu hướng biến động cùng chiều với chỉ số VNINDEX của các cổ phiếu này.

Hơn nữa, tác giả có kết quả so sánh giá trị ước lượng của mô hình GARCH đơn biến và mô hình CCC cho các chuỗi lợi suất trên ở bảng 3.1:

Bảng 3.1. So sánh kết quả ước lượng của mô hình GARCH và CCC

RCII			RFPT			RGMD		
	GARCH	CCC		GARCH	CCC		GARCH	CCC
Variable	Coefficient		Variable	Coefficient		Variable	Coefficient	
C	-0.00074	0.00125	C	-0.0002	-0.0016	C	-0.00214	-0.00254
AR(1)	0.141344	0.0839	AR(1)	0.065206	0.0606	AR(1)	0.185913	0.0861
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	3.09E-05	0.000105	C	0.000126	0.0001	C	4.49E-05	0.0001
RESID(-1)^2	0.227538	0.278904	RESID(-1)^2	0.334762	0.3256	RESID(-1)^2	0.24789	0.2922
GARCH(-1)	0.758045	0.664382	GARCH(-1)	0.603916	0.5768	GARCH(-1)	0.715999	0.6727

RKDC			RITA			RVNINDEX		
	GARCH	CCC		GARCH	CCC		GARCH	CCC
Variable	Coefficient		Variable	Coefficient		Variable	Coefficient	
C	-0.00141	-0.00102	C	-0.00156	-0.00207	C	-0.00038	-0.00074
AR(1)	0.163562	0.1014	AR(1)	0.121313	0.0786	AR(1)	0.246159	0.119095
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
		6.42E-05	C	5.61E-05	0.000132	C	1.11E-05	3.74E-05
RESID(-1)^2	0.014368	0.2658	RESID(-1)^2	0.239319	0.2534	RESID(-1)^2	0.175032	0.174654
GARCH(-1)	0.985632	0.6914	GARCH(-1)	0.728945	0.6678	GARCH(-1)	0.788232	0.748736

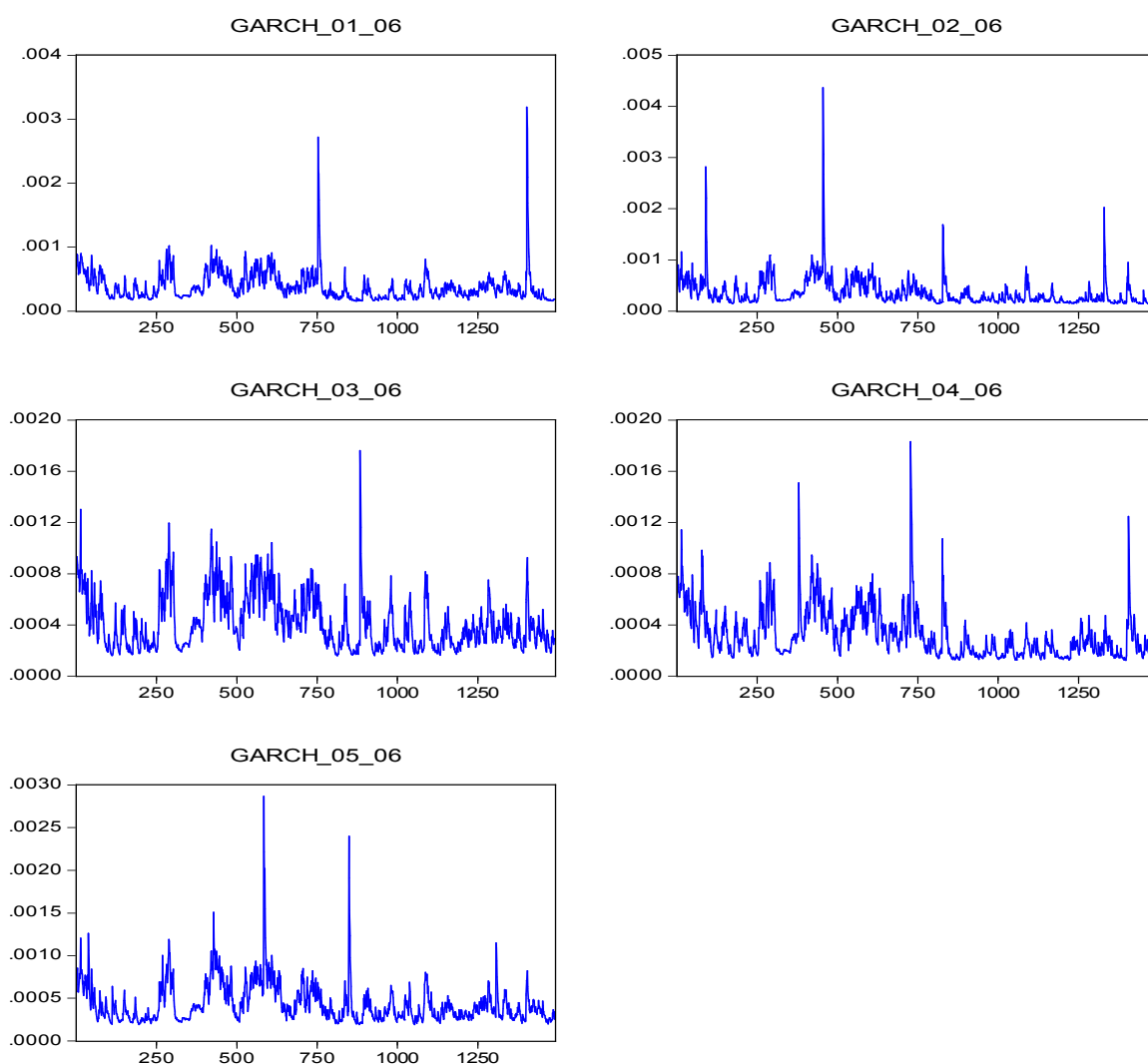
Từ bảng kết quả ước lượng của mô hình GARCH đơn biến và mô hình CCC tác giả có một số nhận xét:

- ❖ Các hệ số của GARCH(-1) khi ước lượng bằng mô hình CCC đều nhỏ hơn các hệ số của GARCH(-1) khi ước lượng bằng mô hình GARCH đơn biến. Sự khác biệt của giá trị ước lượng của hệ số của GARCH(-1) bằng 2 mô hình của các chuỗi lợi suất cũng không giống nhau, mức độ sai khác lớn nhất ở chuỗi RKDC và nhỏ nhất ở chuỗi RFPT.
- ❖ Có 2 chuỗi RFPT và RVNINDEX thì hệ số của RESID(-1)^2 khi ước lượng bằng mô hình CCC bé hơn hệ số của RESID(-1)^2 khi ước lượng bằng mô

hình GARCH đơn biến. Với 4 chuỗi RCII, RGMD, RKDC, RITA thì hệ số của $\text{RESID}(-1)^2$ khi ước lượng bằng mô hình CCC lớn hơn hệ số của $\text{RESID}(-1)^2$ khi ước lượng bằng mô hình GARCH đơn biến.

- ❖ Khi nghiên cứu đồng thời 2 hay nhiều chứng khoán thì sự phụ thuộc của các chứng khoán có thể làm cho rủi ro của mỗi chứng khoán thay đổi so với việc nghiên cứu rủi ro riêng từng chứng khoán.

Ta có đồ thị của các chuỗi hiệp phương sai có điều kiện của các cặp chuỗi lợi suất: RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX ở hình 3.1.



Hình 3.1. Đồ thị các chuỗi hiệp phương sai

Dựa vào đồ thị hình 3.1 của các chuỗi hiệp phương sai GARCH_01_06, GARCH_02_06, GARCH_03_06, GARCH_04_06, GARCH_05_06 của các cặp RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX, tác giả thấy xu hướng biến đổi của các chuỗi này tương đối giống nhau trong chu kỳ nghiên cứu tuy nhiên mức độ biến động có sự khác biệt.

Như vậy, việc dự báo độ biến động, hiệp phương sai của các tài sản là cần thiết trong nhiều lĩnh vực: Lựa chọn danh mục đầu tư, Quản trị rủi ro, Định giá tài sản,..., nó giúp cho nhà đầu tư có thông tin đầy đủ hơn khi tham gia đầu tư trên thị trường tài chính. Phần dưới đây, tác giả ứng dụng mô hình GARCH để nghiên cứu động thái của hệ số beta trong mô hình CAPM, qua đó ta thấy được các cổ phiếu dao động như thế nào trong mối tương quan với toàn bộ thị trường.

3.2. Phân tích rủi ro hệ thống của một số cổ phiếu

Mô hình CAPM mô tả mối quan hệ giữa rủi ro và lợi suất kỳ vọng:

$$E(r_i) - r_f = \beta E(r_M - r_f) \quad (3.2)$$

trong đó hệ số beta của tài sản (hoặc danh mục) cung cấp thông tin cho chúng ta để: xác định mức độ rủi ro của tài sản, xác định phần bù rủi ro của tài sản, và những thông tin để định giá hợp lý của tài sản rủi ro.

Beta là hệ số đo lường mức độ biến động hay còn gọi là độ đo rủi ro hệ thống của một chứng khoán hay một danh mục đầu tư trong mối tương quan với toàn bộ thị trường. Một chứng khoán có beta bằng 1, nó cho chúng ta biết giá chứng khoán đó sẽ di chuyển cùng bước đi với thị trường. Một chứng khoán có beta nhỏ hơn 1 có nghĩa là chứng khoán đó sẽ có mức thay đổi ít hơn mức thay đổi của thị trường; và khi beta lớn hơn 1 sẽ cho chúng ta biết giá chứng khoán sẽ thay đổi nhiều hơn mức dao động của thị trường; thông thường hệ số beta được ước lượng bằng mô hình hồi quy tuyến tính.

Hệ số beta có điều kiện trong mô hình CAPM: $E_{t-1}(r_{it}) - r_{ft} = \beta_{t-1} E_{t-1}(r_{Mt} - r_{ft})$

$$\beta_{t-1} = \frac{\text{cov}_{t-1}(r_{it}, r_{Mt})}{\text{var}_{t-1}(r_{Mt})} \quad (3.3)$$

trong đó β_{t-1} , var_{t-1} là hệ số beta và phương sai có điều kiện lấy theo tập thông tin có tới thời điểm $t-1$ ([31, tr. 65]).

Như vậy, nhìn vào công thức (3.3) của hệ số beta có điều kiện, ta thấy ít nhất một trong hai thừa số là hiệp phương sai của lợi suất của cổ phiếu và lợi suất chỉ số thị trường hay phương sai của lợi suất chỉ số thị trường mà thay đổi thì dẫn tới hệ số beta của cổ phiếu thay đổi.

Ở phần này, tác giả ứng dụng mô hình GARCH để phân tích sự biến động của hệ số beta của các cổ phiếu: CII, FPT, GMD, KDC, ITA, DRC, PVD, REE, STB, VNM, VSH, các chuỗi này đều có số quan sát là 1491, và chỉ số VNINDEX được sử dụng để làm chỉ số thị trường.

Trong các cổ phiếu trên có 5 cổ phiếu: CII, FPT, GMD, KDC, ITA tuân theo mô hình GARCH. Tác giả sử dụng kết quả ước lượng của mô hình GARCH đa biến (CCC) trong mục 3.1.2 để ước lượng đồng thời phương trình phương sai và hiệp phương sai của các chuỗi lợi suất của các cổ phiếu này và RVNINDEX để tính toán chuỗi beta. Tác giả có phương trình phương sai có điều kiện của chuỗi RVNINDEX:

$$\text{GARCH6} = 3.73793471141\text{e-}05 + 0.174654311498 * \text{RESID6}(-1)^2 + 0.748735668436 * \text{GARCH6}(-1) + e$$

Prob. (0.000) (0.000) (0.000)

và phương trình hiệp phương sai có điều kiện của các cặp chuỗi lợi suất RCII-RVNINDEX, RFPT-RVNINDEX, RGMD-RVNINDEX, RKDC-RVNINDEX, RITA-RVNINDEX:

$$\text{COV1}_6 = 0.660144651063 * \text{SQRT}(\text{GARCH1} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV2}_6 = 0.725294839971 * \text{SQRT}(\text{GARCH2} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV3}_6 = 0.727263011566 * \text{SQRT}(\text{GARCH3} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV4}_6 = 0.614401341392 * \text{SQRT}(\text{GARCH4} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV5}_6 = 0.705111683562 * \text{SQRT}(\text{GARCH5} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

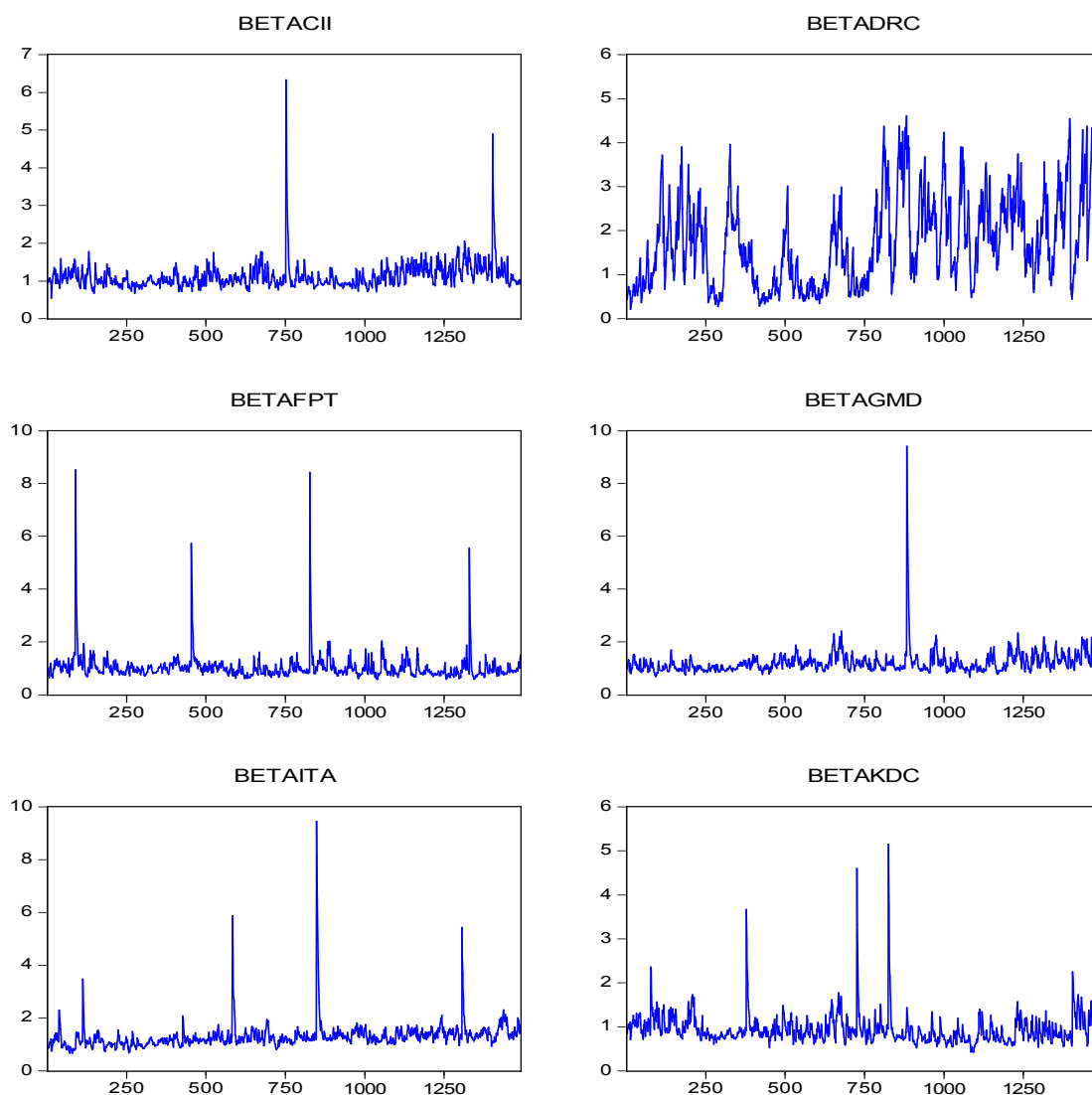
Ngoài ra, với 6 cổ phiếu: DRC, PVD, REE, STB, VNM, VSH không có hiệu ứng GARCH, tác giả vẫn phân tích được sự biến động của hệ số beta vì chuỗi lợi suất chỉ số thị trường RVNINDEX vẫn tuân theo mô hình GARCH. Tác giả sử dụng

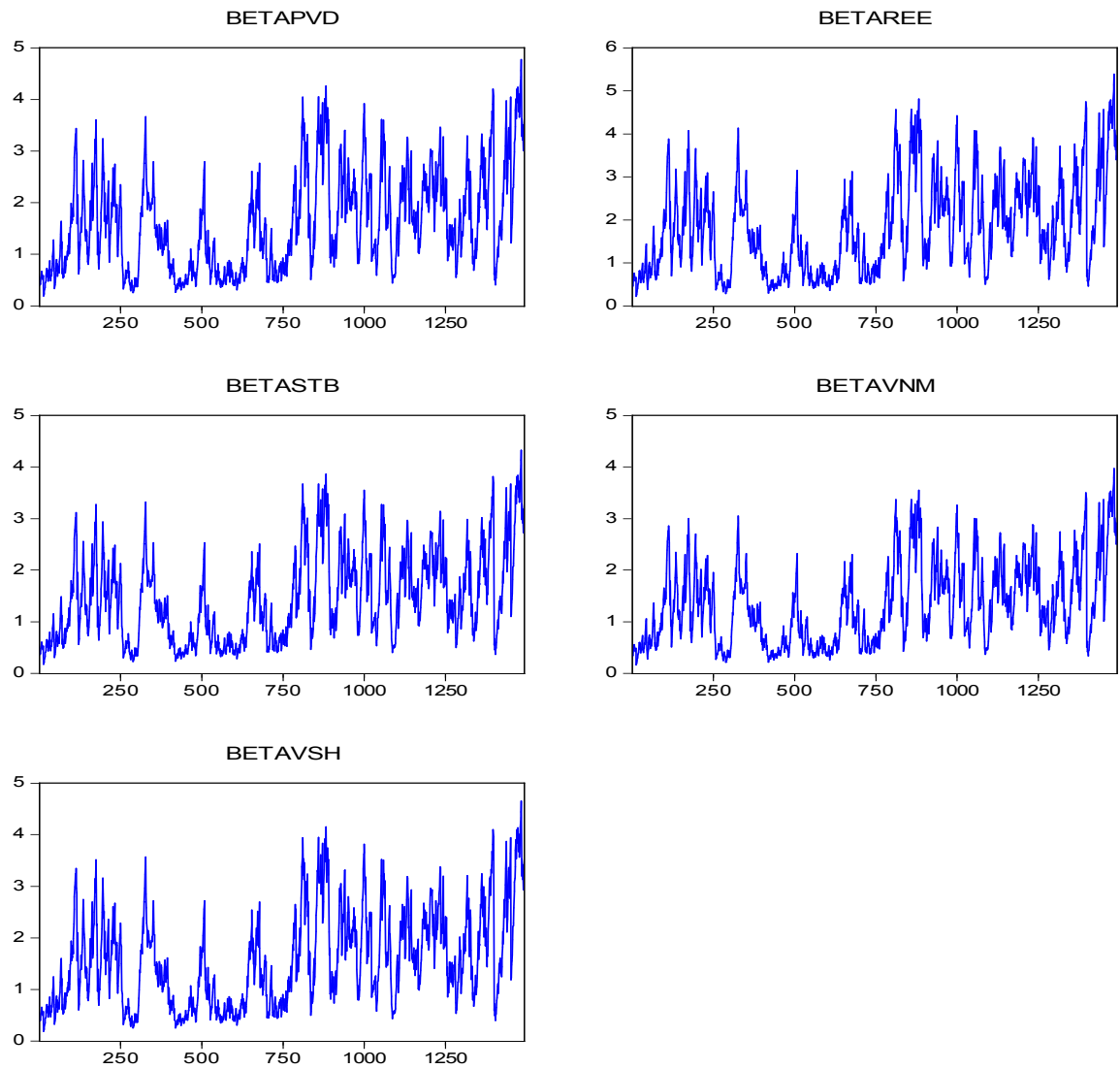
kết quả ước lượng mô hình GARCH đơn biến của RVNINDEX trong mục 3.1.1 để xác định chuỗi phương sai có điều kiện của chỉ số thị trường:

$$\text{GARCH} = 1.11\text{E-}05 + 0.175032 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.788232 * \text{GARCH}(-1) + e$$

Prob. (0.0006) (0.0000) (0.0000)

và giá trị hiệp phương sai của lợi suất của 6 lợi suất cổ phiếu trên với RVNINDEX để phân tích sự biến động của hệ số beta cho 6 cổ phiếu này. Ta có giá trị hiệp phương sai của 6 chuỗi lợi suất và RVNINDEX được tính ở bảng 3.2. Như vậy trong phân tích sự biến động của hệ số beta của các cổ phiếu DRC, PVD, REE, STB, VNM, VSH, giá trị hiệp phương sai được xác định trong bảng 3.2 và đó là hằng số, chỉ có giá trị phương sai của chỉ số thị trường là thay đổi.





Hình 3.2. Đồ thị các chuỗi beta có điều kiện

Bảng 3.2. Giá trị hiệp phương sai của các cặp lợi suất

Sample: 1 1491						
Included observations: 1491						
	RDRC	RPVD	RREE	RSTB	RVNM	RVSH
Covariance	0.000335	0.00031	0.00035	0.000281	0.000258	0.000302
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
RVNINDEX						

Nhìn vào hình 3.2 đồ thị của các chuỗi hệ số beta có điều kiện, tác giả thấy hệ số beta của các cổ phiếu luôn có sự biến động, nó cho chúng ta biết rủi ro hệ thống của các cổ phiếu này luôn thay đổi. Hơn nữa, hệ số beta các cổ phiếu: CII, FPT, GMD, ITA, KDC biến động ít hơn hệ số beta của các cổ phiếu: DRC, PVD, REE, STB, VNM, VSH. Ngoài ra, tác giả có tính một số giá trị thống kê mô tả của các chuỗi beta:

Bảng 3.3. Bảng giá trị thống kê mô tả các hệ số beta

	BETACII	BETADRC	BETAFPT	BETAGMD	BETAITA
Mean	1.1248	1.7456	1.0295	1.2175	1.3052
Maximum	6.3302	5.1618	8.5227	9.4118	9.4528
Minimum	0.5392	0.2073	0.5736	0.6621	0.6613
Std. Dev.	0.3525	1.0202	0.5068	0.4527	0.5144

	BETAKDC	BETAPVD	BETAREE	BETASTB	BETAVNM	BETAVSH
Mean	0.9387	1.6153	1.8237	1.4642	1.3443	1.5736
Maximum	5.1538	4.7766	5.3929	4.3297	3.9753	4.6533
Minimum	0.4218	0.1918	0.2166	0.1739	0.1597	0.1869
Std. Dev.	0.3431	0.9441	1.0659	0.8558	0.7857	0.9197

Tác giả thấy giá trị trung bình của chuỗi hệ số beta của cổ phiếu KDC là nhỏ hơn 1, còn giá trị trung bình của chuỗi hệ số beta của 10 cổ phiếu còn lại là lớn hơn 1, trong đó giá trị trung bình của chuỗi hệ số beta của cổ phiếu REE có giá trị lớn nhất. Qua đó, tác giả nhận thấy giá của 10 cổ phiếu này có xu hướng dao động nhiều hơn mức dao động của chỉ số VNINDEX. Dựa theo giá trị độ lệch tiêu chuẩn mẫu thì sự biến động của hệ số beta của REE là lớn nhất và sự biến động của hệ số beta của KDC là nhỏ nhất.

Như ta biết, khi sử dụng độ lệch chuẩn hay phương sai để đo lường rủi ro của các tài sản thì nó mới cho ta biết mức độ dao động của các giá trị tài sản xung quanh giá trị trung bình nhiều hay ít. Tuy nhiên, nó chưa cho biết mức thua lỗ mà

nhà đầu tư có mất là bao nhiêu. Đó là một hạn chế khi ta sử dụng độ lệch chuẩn hay phương sai để đo lường rủi ro. Sau đây, tác giả nghiên cứu một số mô hình đo lường rủi ro khác: Mô hình VaR, mô hình ES, nhằm khắc phục những hạn chế của độ đo rủi ro trên.

3.3. Mô hình VaR và ES

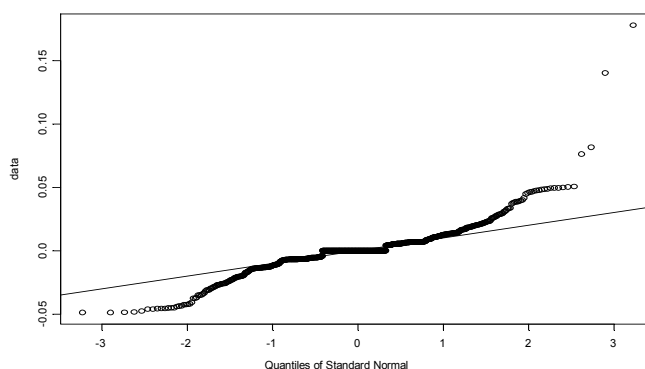
Mục này, tác giả ước lượng VaR và ES cho từng chuỗi lợi suất cổ phiếu và danh mục gồm một số cổ phiếu. Trước tiên, tác giả ứng dụng phương pháp EVT để ước lượng VaR và ES cho các chuỗi lợi suất không có phân phối chuẩn.

3.3.1. Ước lượng VaR và ES cho chuỗi lợi suất tài sản

3.3.1.1. Các bước ước lượng VaR và ES bằng phương pháp EVT

Ở đây, tác giả sử dụng phương pháp POT của lý thuyết các giá trị cực trị để mô hình hóa phân phối xác suất của đuôi những chuỗi lợi suất không phân phối chuẩn và ước lượng VaR và ES của các chuỗi lợi suất đó, một số kết quả tính toán được dựa trên phần mềm S-plus. Trước tiên, tác giả minh họa các bước áp dụng phương pháp EVT cho chuỗi lợi suất REIB của cổ phiếu EIB:

a. Đồ thị Q-Q



Hình 3.3. Đồ thị Q-Q của chuỗi REIB

(Nguồn: Tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp của EIB ở [48])

Thông tin về các mức lỗ, lãi lớn của nhà đầu tư khi nắm giữ danh mục thể hiện ở phần đuôi của phân phối xác suất. Dựa vào đồ thị Q-Q ta xác định được các giá trị lệch so với đường thẳng (đường ứng với phân phối của lợi suất là phân phối chuẩn) khi ít biết về phân phối gốc của dữ liệu, từ đó chọn được dạng của đuôi phân phối. Từ đồ thị Q-Q trên hình 3.3, ta thấy có nhiều điểm nằm lệch bên dưới phía bên trái của đường thẳng và nhiều điểm nằm cao hơn phía bên phải của đường thẳng, chứng tỏ phân phối của REIB không phải là có phân phối chuẩn, nó có đuôi dày hơn so với phân phối chuẩn. Tiếp theo, tác giả sử dụng phương pháp POT để ước lượng đuôi của phân phối lợi suất:

b. Ước lượng phân phối vượt ngưỡng

Tác giả tập trung nghiên cứu phần lợi suất âm, hay chính là việc mô tả đuôi trái của phân phối của chuỗi lợi suất.

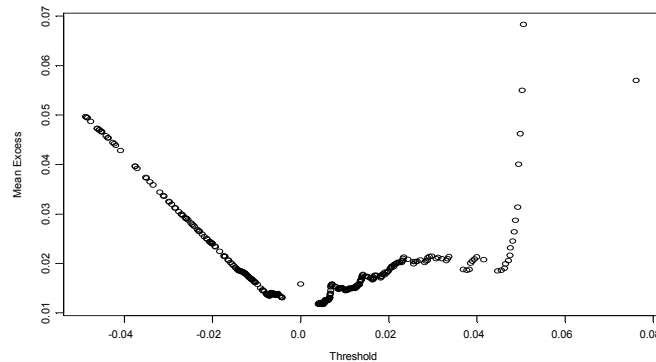
Trước tiên, ta ước lượng GPD theo 2 bước: Chọn ngưỡng u và ước lượng các tham số của GPD.

Bước 1. Chọn ngưỡng u

- Hàm trung bình vượt ngưỡng mẫu có dạng ([32, tr. 16]):

$$e_n(u) = \frac{\sum_{i=k}^n (x_i^n - u)}{n - k + 1}; \quad k = \min \{i | x_i^n > u\}; \quad (u, e_n(u)); \quad x_1^n < u < x_n^n. \quad (3.4)$$

Dựa vào đồ thị hàm trung bình vượt ngưỡng mẫu $e_n(x)$, ta chọn u sao cho $e_n(x)$ tuyến tính khi $x > u$.

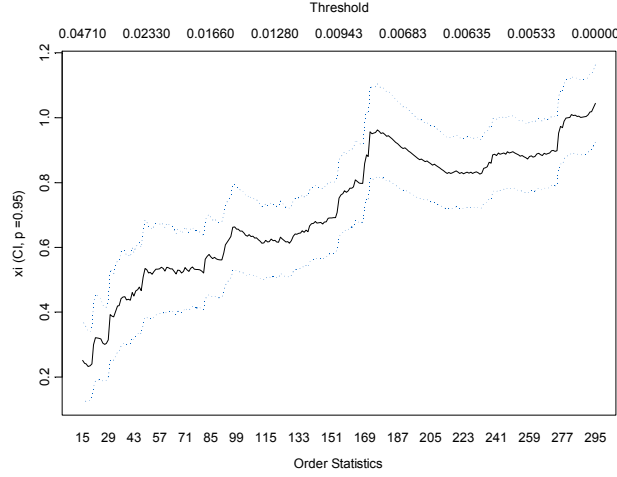


Hình 3.4. Đồ thị hàm trung bình vượt ngưỡng mẫu của chuỗi REIB

(Nguồn: Tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp của EIB ở [48])

- Dùng đồ thị Hill

Giả sử ta có mẫu ngẫu nhiên X_1, X_2, \dots, X_n . Ký hiệu $X^{(1)} \geq X^{(2)} \geq \dots \geq X^{(n)}$ là các thống kê thứ bậc được lập từ mẫu ngẫu nhiên trên. Với mỗi số nguyên dương k , đồ thị Hill là tập hợp các điểm $\{(k, H_{k,n}^{-1})\}$, trong đó $H_{k,n} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \ln \left(\frac{X^{(i)}}{X^{(k)}} \right)$. Hơn nữa, ta có $H_{k,n} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \ln \left(\frac{X^{(i)}}{X^{(k)}} \right)$ sẽ hội tụ theo xác suất đến ξ khi $k \rightarrow +\infty$. Dựa vào đồ thị Hill, tác giả sẽ chọn các giá trị k trong miền có chỉ số đuôi ξ (ước lượng) ổn định.



Hình 3.5. Đồ thị Hill của chuỗi REIB

(Nguồn: Tác giả vẽ từ số liệu tổng hợp của EIB ở [48])

Dựa vào đồ thị Hill, tác giả chọn ngưỡng u cao trong miền giá trị ổn định của ξ . Căn cứ vào đồ thị của hàm trung bình vượt ngưỡng mẫu và đồ thị Hill, tác giả nhận thấy có thể chọn u từ 0.016 đến 0,02. Để cho số giá trị vượt ngưỡng không quá ít (thông thường người ta lấy số quan sát vượt ngưỡng dao động khoảng 10% số quan sát), tác giả chọn ngưỡng $u=0.018$, sau đó tác giả ước lượng các tham số của GPD.

Bước 2. Ước lượng các tham số của GPD

Để ước lượng các tham số của GPD ta có thể áp dụng một số phương pháp: ước

lượng hợp lý cực đại, ước lượng Pickands, ước lượng Drees-Pickands, ước lượng Hill..., ở đây tác giả sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại.

Giả sử ta có một mẫu cụ thể (x_1, x_2, \dots, x_n) , với một ngưỡng u cao đã chọn, ký hiệu $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(k)}$ là các quan sát vượt ngưỡng u . Ta đặt $y_i = x_{(i)} - u$, $i = 1, \dots, k$, theo kết quả của định lý Haan ([22]) thì với ngưỡng u đủ lớn, ta có thể xem (y_1, y_2, \dots, y_k) là một mẫu được lập nên từ GPD với các tham số chưa biết ξ và $\sigma = \sigma(u)$. Khi đó, ta có ([32, tr. 17]):

- Log-hàm hợp lý trong trường hợp $\xi \neq 0$

$$L(y_1, y_2, \dots, y_k, \xi, \sigma) = -k \ln \sigma - \left(\frac{1}{\xi} + 1 \right) \sum_{i=1}^k \ln \left(1 + \frac{\xi}{\sigma} y_i \right) \quad (3.5)$$

- Log-hàm hợp lý trong trường hợp $\xi = 0$

$$L(y_1, y_2, \dots, y_k, \sigma) = -k \log \sigma - \frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^k y_i \quad (3.6)$$

Kết quả thu được trên S-plus:

Generalized Pareto Distribution Fit --

Total of 795 observations

Upper Tail Estimated with ml --

Upper Threshold at 0.018 or 10.19 % of the data

ML estimation converged.

Log-likelihood value: 253.8

Parameter Estimates, Standard Errors and T-ratios:

	Value	Std.Error	t- value
Xi	0.2885	0.1494	1.9313
beta	0.0120	0.0022	5.4530

Như vậy, nếu chọn ngưỡng $u=0.018$, thì chúng ta có 10.19% mức lợi suất vượt trên ngưỡng này. Sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại, tác giả thu được các ước lượng của các tham số của GPD: $\hat{\xi}=0.2885$, $\hat{\sigma}=0.012$.

c. Ước lượng VaR và ES

▪ Ước lượng điểm

Sau khi ước lượng được các tham số ξ , σ của GPD, thì ta sử dụng chúng để ước lượng được VaR_q và ES_q . Ta có kết quả ước lượng:

q	quantile	sfall
0.95	0.02749379	0.04822844
0.99	0.05771224	0.09069849

Dựa vào kết quả ước lượng: với độ tin cậy 95% ($q=0.95$) ta ước lượng được $VaR_q = -0.02749379$ và $ES_q = -0.04822844$, còn với độ tin cậy 99% ($q=0.99$) ta ước lượng được $VaR_q = -0.05771224$ và $ES_q = -0.09069849$. Theo kết quả trên, tác giả có nhận xét như sau:

Sau mỗi phiên giao dịch: nếu lợi suất cổ phiếu EIB giảm thì với khả năng 95% mức giảm này không quá 2.749379%, còn với khả năng 99% mức giảm này không quá 5.771224%. Nói một cách khác, nếu một nhà đầu tư sở hữu một cổ phiếu EIB có giá trị 100 triệu đồng thì với khả năng 95% phần mất đi tối đa có thể là 2749379 đồng, còn với khả năng 99% phần mất đi tối đa có thể 5771224 đồng.

Trong tình huống xấu, nếu lợi suất của cổ phiếu EIB giảm sâu, vượt các ngưỡng trên thì với khả năng 95% mức giảm dự tính sẽ là 4.822844%; còn với khả năng 99% mức giảm dự tính sẽ là 9.069849%. Như vậy trong tình huống này, nếu một nhà đầu tư sở hữu một cổ phiếu EIB có giá trị 100 triệu đồng thì với khả năng 95% phần mất đi dự tính sẽ là 4822844 đồng, còn với khả năng 99% phần mất đi dự tính sẽ là 9069849 đồng.

▪ Ước lượng khoảng

Chúng ta có thể tìm khoảng tin cậy đồng thời cho các tham số ξ, σ dựa trên

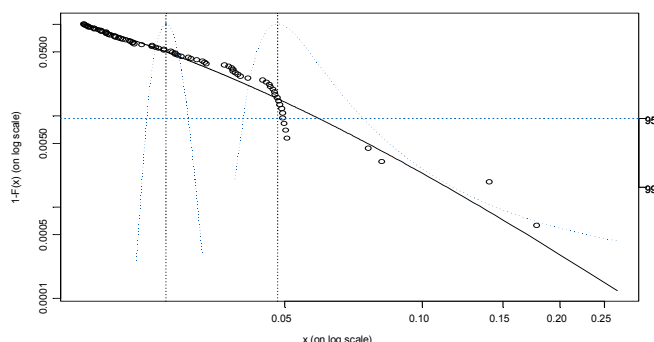
thống kê: $L(\xi, \sigma) - L(\hat{\xi}, \hat{\sigma}) \leq \chi^2(2)$. Hơn nữa, ta có thể tìm khoảng tin cậy riêng cho từng tham số dựa trên thống kê $2(L(\hat{\xi}, \hat{\sigma}) - L^*(\xi)) \leq \chi^2(1)$, trong đó $L^*(\xi) = \max_{\sigma} L(\xi, \sigma)$. Để tìm khoảng tin cậy cho VaR_q , ta biểu diễn hàm phân phối của GPD như một hàm của ξ, VaR_q ([32, tr. 18]):

$$G_{\xi, VaR_q}(y) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\left(\frac{n}{N_u}(1-q) \right)^{-\xi} - 1}{VaR_q - u} y \right)^{-1/\xi} & : \xi \neq 0 \\ 1 - \frac{n}{N_u}(1-q)e^{y/(VaR_q - u)} & : \xi = 0 \end{cases} \quad (3.7)$$

Từ đây, chúng ta xác định được hàm mật độ xác suất và xây dựng được khoảng tin cậy cho VaR_q . Vì khó tìm được dạng cụ thể của các khoảng tin cậy nên người ta thường dùng phương pháp mẫu lặp để tìm khoảng tin cậy cho các tham số nói trên. Ta có thể đưa ra khoảng tin cậy 95% của VaR_q và ES_q ở mức 0.95 tương ứng như sau:

VaR_q	Lower CI	Estimate	Upper CI
	0.0249925	0.02749379	0.03074065
ES_q	Lower CI	Estimate	Upper CI
	0.04108595	0.04822844	0.07391211

Theo kết quả ước lượng ở trên với độ tin cậy 95%, thì phần mất đi ở mức 0.95 lớn nhất có thể có ở phiên giao dịch kế tiếp đối với nhà đầu sở hữu một cổ phiếu EIB có giá trị 100 triệu đồng là từ 2499250 đồng đến 3074065 đồng và trong tình huống xấu phần mất đi dự tính từ 4108595 đồng đến 7391211 đồng. Ta có đồ thị khoảng tin cậy 95% cho các giá trị $VaR(0.95)$ và $ES(0.95)$ ở hình 3.6. Như vậy, từ các ước lượng VaR và ES của lợi suất cổ phiếu thì nhà đầu tư tính được mức dự phòng rủi ro mà nhà đầu tư có thể gặp phải.



Hình 3.6. Đồ thị khoảng tin cậy VaR(0.95) và ES(0.95) của REIB với độ tin cậy 95%

(Nguồn: Tác giả vẽ từ kết quả ước lượng đuôi phân phối REIB bằng S-plus)

3.3.1.2. Kết quả ước lượng VaR và ES của các chuỗi lợi suất

Sử dụng phương pháp tương tự như mục trên, tác giả ước lượng VaR và ES cho các chuỗi lợi suất của các cổ phiếu, các chỉ số VNINDEX và HNX như đã giới thiệu trong chương 2 của luận án. Ta có kết quả ước lượng VaR và ES (xét về độ lớn) bằng phương pháp EVT cho những chuỗi không phân phối chuẩn ở bảng 3.4. Theo bảng kết quả trên, sau mỗi phiên giao dịch: nếu lợi suất mỗi chứng khoán đó giảm thì với các khả năng 95%, hay 99% ta có thể biết mức giảm này tối đa là bao nhiêu. Trong tình huống xấu, nếu lợi suất của mỗi chứng khoán giảm sâu, vượt các ngưỡng trên thì với khả năng 95%, hay 99% ta cũng biết được mức giảm dự tính là bao nhiêu. Tác giả có một số nhận xét cụ thể:

- ❖ *Đối với RVNINDEX*: Nếu lợi suất thị trường giảm thì với khả năng 95% mức giảm này không quá 3.28%, còn với khả năng 99% mức giảm này không quá 4.35%. Trong tình huống xấu, nếu lợi suất thị trường giảm sâu, vượt các ngưỡng trên thì với khả năng 95% mức giảm dự tính sẽ là 3.93%; còn với khả năng 99% mức giảm dự tính sẽ là 4.56%. Như vậy, với giới hạn cho phép của biên độ giá cổ phiếu trên sàn HOSE là $\pm 7\%$, các mức ước tính ở trên đều nằm trong giới hạn này điều đó phải chăng trong một phiên giao dịch, dù trong hoàn cảnh xấu thì hiện tượng tất cả các cổ phiếu trên sàn

HOSE đồng loạt giảm giá kịch sàn hầu như không xảy ra.

Bảng 3.4. Giá trị VaR và ES của mỗi cổ phiếu bằng phương pháp EVT

	Ngưỡng u	Quan sát vượt ngưỡng (%)	VaR(0.95)	ES(0.95)	VaR(0.99)	ES(0.99)
RCII	0.045	8.92	0.0477	0.0553	0.0586	0.071
RFPT	0.035	9.993	0.0434	0.0621	0.0707	0.1
RGMD	0.045	10.19	0.0479	0.053	0.0558	0.0625
RKDC	0.04	10.06	0.047	0.0612	0.0683	0.0892
RPVD	0.04	8.786	0.0445	0.0567	0.0622	0.0818
RSTB	0.03	10.33	0.04	0.0605	0.0703	0.1017
RVSH	0.035	9.658	0.043	0.0581	0.0664	0.0858
RDRC	0.042	10.13	0.0475	0.0622	0.0676	0.0954
RITA	0.045	10.33	0.0485	0.0591	0.0621	0.0844
RREE	0.04	9.188	0.0457	0.0613	0.0678	0.0945
RVNM	0.03	8.853	0.038	0.0596	0.0694	0.1038
RVNINDEX	0.02	11.94	0.0328	0.0393	0.0435	0.0456
RHNX	0.025	10.93	0.0391	0.0557	0.0661	0.0813
RVCB	0.027	10.58	0.0368	0.0503	0.0584	0.0726
RSSI	0.04	11.8	0.0479	0.061	0.0676	0.0866
RPVF	0.045	12.68	0.0489	0.0538	0.0567	0.0625
RVIC	0.04	9.574	0.0458	0.0619	0.068	0.0977
RSBT	0.04	9.414	0.0455	0.0569	0.0629	0.0783
RPNJ	0.035	8.87	0.0414	0.0603	0.068	0.1009
RHSG	0.045	10.13	0.048	0.0543	0.0573	0.0668
RIJC	0.045	9.601	0.048	0.0581	0.0608	0.0823
RMBB	0.022	12.63	0.0339	0.0502	0.0591	0.0799
RNTL	0.045	11.61	0.0488	0.0599	0.0625	0.0873
RCTG	0.03	9.343	0.0384	0.0548	0.0639	0.0846
RDIG	0.042	10.08	0.0468	0.059	0.0638	0.0861
REIB	0.018	10.19	0.0275	0.0482	0.0577	0.0907
RHAG	0.035	10.44	0.0444	0.0623	0.0713	0.097
RHPG	0.037	9.961	0.0446	0.0601	0.0679	0.0906

- ❖ *Đối với RHNX*: Với giới hạn cho phép của biên độ giá cổ phiếu trên sàn HaSTC là $\pm 10\%$, các mức ước tính ở trên đều nằm trong giới hạn này điều đó phải chăng trong một phiên giao dịch, dù trong hoàn cảnh xấu thì hiện tượng tất cả các cổ phiếu trên sàn HaSTC đồng loạt giảm giá kịch sàn hầu như không xảy ra.
- ❖ *Đối với các cổ phiếu*: CII, FPT, GMD, KDC, PVD, STB, VSH, DRC, ITA, REE, VNM, VCB, SSI, PVF, VIC, SBT, PNJ, HSG, IJC, MBB, NTL, CTG, DIG, EIB, HAG, HPG trong một phiên giao dịch với khả năng 95%, dù trong hoàn cảnh xấu thì việc mỗi cổ phiếu này giảm giá kịch sàn hầu như không xảy ra. Tuy nhiên với khả năng 99%, trong hoàn cảnh xấu các cổ phiếu: CII, FPT, KDC, PVD, STB, VSH, DRC, ITA, REE, VNM, VCB, SSI, VIC, SBT, PNJ, IJC, MBB, NTL, CTG, DIG, EIB, HAG, HPG có thể giảm giá kịch sàn.

Trên đây, tác giả đã trình bày cách tiếp cận EVT để ước lượng VaR và ES cho từng chứng khoán riêng lẻ. Trong thực tế, khi các nhà đầu tư đầu tư theo một danh mục gồm nhiều tài sản thì việc đánh giá rủi ro sẽ phức tạp hơn, tiếp theo tác giả trình bày một số mô hình để ước lượng VaR và ES của danh mục.

3.3.2. Ước lượng VaR của danh mục đầu tư nhiều tài sản

3.3.2.1. Mô hình GARCH-EVT-copula

Trong phần này, tác giả sử dụng mô hình GARCH- copula để ước lượng VaR của danh mục đầu tư. Mô hình GARCH-copula có thể mô tả qua 2 bước:

- *Xác định phân phối biên của mỗi tài sản*
- *Xác định copula mô tả cấu trúc phụ thuộc của các tài sản.*

A. Mô hình phân phối biên

Giả sử ta xét danh mục gồm N tài sản, ký hiệu $r_{jt}, j = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$, là lợi

suất của tài sản j tại thời điểm t . Tác giả sử dụng các lớp mô hình kinh tế lượng: Mô hình ARMA (m,n) mô tả lợi suất trung bình và mô hình GARCH(p,q) mô tả phương sai cho mỗi chuỗi lợi suất.

Sau khi ước lượng đồng thời phương trình trung bình và phương sai của mỗi chuỗi ta thu được các chuỗi phần dư chuẩn hóa. Nếu phần dư chuẩn hóa tuân theo quy luật phân phối chuẩn (hoặc Student) thì ta có mô hình GARCH-N (hoặc GARCH-T) cho phân phối biên. Ở đây, tác giả sử dụng phân phối GPD để mô tả cho đuôi trên và đuôi dưới của chuỗi phần dư chuẩn hóa, và phần trung tâm còn lại dùng phân phối thực nghiệm, khi đó ta có mô hình GARCH-EVT. Để ước lượng phân phối của đuôi trên ta sử dụng các quan sát ít nhất từ giá trị phân vị 90% của chuỗi phần dư chuẩn hóa và để ước lượng phân phối của đuôi dưới ta sử dụng các quan sát không lớn hơn giá trị phân vị 10% của chuỗi phần dư chuẩn hóa.

B. Ước lượng các tham số của copula

Để ước lượng các tham số của phân phối đồng thời người ta dùng phương pháp hợp lý tối đa ([19], [40]) để ước lượng đồng thời các tham số của phân phối biên và tham số của copula. Tuy nhiên, phương pháp này tính rất phức tạp khi số chiều là lớn nên phương pháp này không được thường xuyên sử dụng trong thực nghiệm, thông thường người ta hay sử dụng phương pháp IFM (Inference For the Margins-IFM).

Phương pháp IFM: Với phương pháp IFM các tham số được ước lượng trong hai bước và được tính đơn giản bằng phương pháp hợp lý tối đa. Ở bước thứ nhất, chúng ta ước lượng các tham số của hàm phân phối biên duyên F_i và bước thứ hai chúng ta ước lượng tham số copula với điều kiện là các ước lượng phân phối biên duyên ở bước thứ nhất.

Bước 1: Tiến hành ước lượng tham số các tham số θ_1 của các phân phối biên ([40, tr. 157]):

$$\hat{\theta}_1 = \text{ArgMax}_{\theta_1} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^n \ln f_j(x_{jt}; \theta_1) \quad (3.8)$$

Bước 2: với $\hat{\theta}_1$ thu được ở bước 1, ta thực hiện ước lượng tham số Copula θ_2 ([40, tr. 157]):

$$\hat{\theta}_2 = \text{ArgMax}_{\theta_2} \sum_{t=1}^T \ln c(F_1(x_{1t}), F_2(x_{2t}), \dots, F_n(x_{nt}); \theta_2, \hat{\theta}_1) \quad (3.9)$$

C. Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua hàm copula

❖ Trường hợp 1. Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua copula-Gauss ([40])

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

Ta xây dựng biến ngẫu nhiên y : $y = Ax$ và $\varepsilon = (F_1^{-1}(\phi(y_1)), \dots, F_n^{-1}(\phi(y_n)))$, F_i là phân phối xác suất của phần dư chuẩn hóa thứ $i, i=1, \dots, n$.

Bước 3. Thực hiện bước 2 ở trên M lần, chúng ta có M véc tơ:
 $(\varepsilon_{1m}, \dots, \varepsilon_{nm})', m=1, \dots, M$. Theo phương trình trung bình và phương sai chúng ta có M lợi suất với phân phối đồng thời được xác định theo copula-Gauss.

❖ Trường hợp 2. Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua copula-T ([40])

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

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 $\varepsilon = (F_1^{-1}(t(\sqrt{(v/S)}y_1)), \dots, F_n^{-1}(t(\sqrt{(v/S)}y_n)))$, F_i là phân phối xác suất của phần dư chuẩn hóa thứ i , $i=1, \dots, n$.

Bước 3. Thực hiện bước 2 ở trên M lần, ta có M véc tơ: $(\varepsilon_{1m}, \dots, \varepsilon_{nm})'$, $m=1, \dots, M$. Theo phương trình trung bình và phương sai ta có M lợi suất với phân phối đồng thời được xác định theo copula-T.

❖ Trường hợp 3. Mô phỏng các chuỗi lợi suất qua copula-DVine-T

Bước 1. Tạo ra n biến ngẫu nhiên $w_i, i=1, \dots, n$ độc lập cùng phân phối đều trên $[0,1]$.

Bước 2. Tạo ra các biến ngẫu nhiên có cấu trúc phụ thuộc theo D-Vine ([28, tr. 19])

$$\begin{aligned}\varepsilon_1 &= w_1 \\ \varepsilon_2 &= F_{2|1}^{-1}(w_2 | \varepsilon_1) \\ \varepsilon_3 &= F_{3|1,2}^{-1}(w_3 | \varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ &\dots \\ \varepsilon_n &= F_{n|1,2,\dots,n-1}^{-1}(w_n | \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_{n-1})\end{aligned}\tag{3.10}$$

các hàm F được xác định theo hàm h , và trong phần này luận án sử dụng hàm h theo công thức (1.40) của copula-T.

Bước 3. Thực hiện bước 2 ở trên M lần, ta có M véc tơ: $(\varepsilon_{1m}, \dots, \varepsilon_{nm})'$, $m=1, \dots, M$.

Theo phương trình trung bình và phương sai ta có M lợi suất với phân phối đồng thời được xác định theo copula-Vine.

D. Ước lượng VaR của danh mục bằng mô hình GARCH-EVT-copula

Tác giả sẽ thực hiện mô phỏng $M=5000$ giá trị cho các copula: copula-T, copula-Gauss, copula-DVine-T tuân theo dạng trên cho các chuỗi lợi suất các tài sản. Từ các quan sát ban đầu ta sẽ nhận được 5000 quan sát mô phỏng cho các chuỗi lợi suất tài sản. Tác giả cũng nhận được 5000 quan sát cho chuỗi lợi suất của danh mục và ta xác định VaR của lợi suất danh mục như sau:

Trước tiên, ta sắp xếp chuỗi r_{pt} theo chiều tăng dần. Với mức ý nghĩa α cho

trước, giá trị VaR lợi suất nhận được chính là giá trị r_{pt} ở quan sát thứ $5000 \times \alpha \%$. Trong đề tài này, chúng ta đi tìm VaR ở các mức ý nghĩa 1% và 5%, thì giá trị VaR tương ứng là các giá trị của r_p tại các quan sát thứ 50 và 250.

3.3.2.2. Phương pháp thực nghiệm

Cho mức ý nghĩa $\alpha \in (0, 1)$, theo thông lệ thường chọn $\alpha = 1\%$ hoặc 5% . Lập mẫu kích thước n : (X_1, X_2, \dots, X_n) . Ký hiệu $X_{i:n}$ là thống kê thứ tự thứ i của mẫu, tức là: $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{i:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$. Gọi k là phần nguyên của $n\alpha$, khi đó ta có các công thức ước lượng thực nghiệm cho VaR: $VaR(\alpha) = -X_{k:n}$.

3.3.2.3. Phương pháp tham số với giả thiết phân phối chuẩn

Cho danh mục P : (w_1, w_2, \dots, w_N) với lợi suất các tài sản trong danh mục phân phối chuẩn: $r_i \sim N(\mu, \sigma_i^2)$ với $i = 1 \div N$. Ta đã biết: $r_p = \sum_{i=1}^N w_i \cdot r_i$; $\overline{r_p} = \sum_{i=1}^N w_i \cdot \overline{r_i}$; $\sigma_p^2 = W' \cdot V \cdot W$ vì vậy lợi suất của danh mục $r_p \sim N(\overline{r_p}, \sigma_p^2)$. Từ đây tương tự như cách tính đối với tài sản ta tính được VaR của danh mục:

$$VaR_{r_p}(\text{ngày}, (1-\alpha)100\%) = \mu_p + N^{-1}(\alpha)\sigma_p.$$

Như vậy trong các công thức trên, với giả định lợi suất của danh mục (hoặc tài sản) có phân phối chuẩn do đó chỉ cần ước lượng hai tham số: kỳ vọng (μ) và độ lệch chuẩn (σ) (và ma trận hiệp phương sai V với danh mục) là đã có thể tính được VaR.

3.3.2.5. Kết quả ước lượng giá trị rủi ro của danh mục

Trong phần này, tác giả áp dụng các mô hình: Mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss, mô hình GARCH-EVT-copula-T, mô hình GARCH-EVT-DVine-T, Mô hình với giả thiết phân phối chuẩn, Phương pháp thực nghiệm để ước lượng giá trị rủi ro của danh mục lợi suất của 5 cổ phiếu: RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA.

Trong các kết quả phân tích thực nghiệm dưới đây, tác giả lựa chọn một danh mục lập từ 5 chuỗi lợi suất trên với trọng số bằng nhau.

Tác giả vẫn sử dụng bộ số liệu đã giới thiệu trong chương 2, mỗi chuỗi lợi suất chọn để lập danh mục gồm 1491 quan sát. Tác giả sẽ ước lượng giá trị rủi ro của danh mục lập từ 5 cổ phiếu trên bằng 5 mô hình trên, sau đó tác giả thực hiện hậu kiểm để lựa chọn phương pháp ước lượng VaR của danh mục phù hợp nhất.

Tác giả sử dụng cửa sổ gồm 1241 quan sát của các chuỗi lợi suất để ước lượng VaR của danh mục. Sau đó, tác giả thực hiện hậu kiểm mô hình VaR với 250 giá trị quan sát tiếp theo.

Trước tiên, tác giả có kết quả ước lượng VaR của danh mục cho cửa sổ thứ nhất gồm 1241 quan sát đầu tiên của chuỗi số liệu:

A. Ước lượng giá trị rủi ro của danh mục bằng mô hình GARCH-EVT-copula

❖ Mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss:

-Ma trận tương quan:

1	0.449353489	0.506807877	0.416147937	0.475594
0.449353	1	0.532454483	0.40916727	0.438512
0.506808	0.532454483	1	0.45774103	0.543732
0.416148	0.40916727	0.45774103	1	0.441875
0.475594	0.438512169	0.543731978	0.441874768	1

- Giá trị VaR ở 2 mức 95% và 99%:

VaR(95%,1 ngày)	-0.035560844
VaR(99%,1 ngày)	-0.052356619

❖ **Mô hình GARCH-EVT-copula-T:**

-Ma trận tương quan

1	0.487920891	0.536711021	0.451633336	0.512217
0.487921	1	0.549673581	0.4529993	0.476845
0.536711	0.549673581	1	0.496838285	0.578392
0.451633	0.4529993	0.496838285	1	0.469303
0.512217	0.476844852	0.578392399	0.469303359	1

-Bậc tự do: 9.040663432

-Giá trị VaR ở 2 mức 95% và 99%:

VaR(95%,1 ngày)	-0.035031615
VaR(99%,1 ngày)	-0.0524006497

❖ **Mô hình GARCH-EVT-copula-DVine-T:**

Trong phần này, chúng ta sử dụng hàm h của copula-Student 2 chiều và ta có kết quả:

-Bậc tự do của các copula cặp:

5	13.33333333	21.66666667	30
38.33333	46.66666667	55	
63.33333	71.66666667		
80			

-Hệ số tương quan của các copula cặp:

0.483829	0.525084672	0.447033581	0.486524671
0.400951	0.288465605	0.286212729	
0.252142	0.316307834		
0.200348			

-Giá trị VaR ở 2 mức 95% và 99%:

VaR(95%,1 ngày)	-0.03694471
VaR(99%,1 ngày)	-0.05754646

B. Ước lượng giá trị rủi ro của danh mục bằng phân phối chuẩn

Với danh mục của 5 cổ phiếu nêu trên, ta xác định được được giá trị trung bình và phương sai của lợi suất danh mục. Dựa trên giả định lợi suất có phân phối chuẩn ta tính được VaR ở 2 mức 0.95 và 0.99:

VaR(95%,1 ngày)	-0.03685019
VaR(99%,1 ngày)	-0.052117923

C. Ước lượng giá trị rủi ro của danh mục bằng phương pháp thực nghiệm

Với trọng số của các cổ phiếu như nhau ta sẽ tính được lợi suất của danh mục (ký hiệu là Rport), và khi đó ta có chuỗi lợi suất của danh mục gồm 1241 giá trị. Áp dụng phương pháp thực nghiệm trình bày phần trên, tác giả ước lượng được VaR ở 2 mức 0.95 và 0.99:

VaR(95%,1 ngày)	-0.0414132
VaR(99%,1 ngày)	-0.0502255

Sau đây, ta có kết quả ước lượng mô hình VaR của danh mục ở 2 mức 0.95 và 0.99 của 5 mô hình với 1241 quan sát đầu tiên ở bảng 3.6.

Tiếp theo, tác giả thực hiện hậu kiểm mô hình VaR cho các phương pháp ước lượng VaR đã xét ở trên.

Bảng 3.5. Kết quả ước lượng VaR của 1241 quan sát đầu tiên ở 2 mức 0.95 và 0.99

	GARCH-EVT-copula T	GARCH-EVT-copula-Gauss	GARCH-EVT-copula-DVine-T	Phân phối chuẩn	Thực nghiệm
VaR(95%,1 ngày)	-0.03503	-0.03556	-0.03694	-0.03685	-0.04141
VaR(99%,1 ngày)	-0.05240	-0.05236	-0.05755	-0.05212	-0.05023

3.3.2.6. 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. Ta thực hiện hậu kiểm với 250 quan sát tiếp theo (từ quan sát 1242 đến quan sát 1491), nghĩa là ta cho cửa sổ gồm 1241 quan sát di chuyển 250 lần, tại mỗi lần ta lại ước lượng VaR của danh mục cho các phương pháp trên. 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 đến 124 quan sát của lợi suất danh mục (Rport) 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 124 quan sát chia cho 124. Độ sai lệch tuyệt đối trung bình càng nhỏ phản ánh giá trị VaR ước lượng càng gần giá trị tổn thất thực tế.

Trong bảng 3.6, tác giả 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. Theo kết quả hậu kiểm mô hình VaR cho 250 quan sát có:

- Với mô hình VaR(0.95) tác giả thấy: Mô hình GARCH-EVT-copula-T có 5 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss có 6 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục

vượt quá VaR ước lượng, GARCH-EVT-copula-DVine-T có 5 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, phương pháp phân phối chuẩn có 8 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, phương pháp thực nghiệm có 5 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng.

Bảng 3.6. Kết quả hậu kiểm các mô hình ước lượng VaR

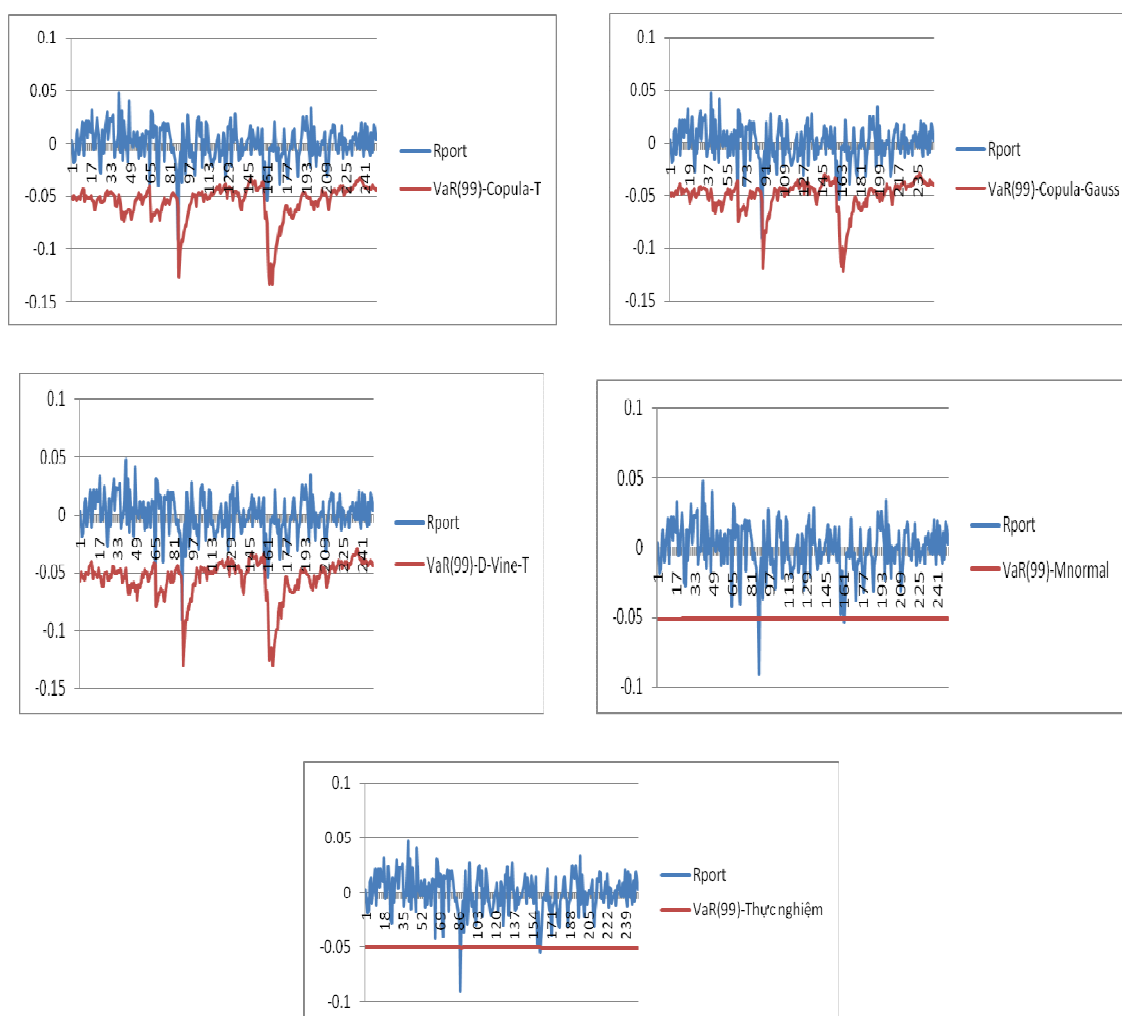
	Mô hình ước lượng VaR	Số vượt ngưỡng tối đa cho phép	Số thực tế vượt quá VaR	Độ sai lệch tuyệt đối trung bình
VaR(0.95)	GARCH-EVT-copula-T	19	5	0.024125
	GARCH-EVT-copula- Gauss	19	6	0.023960
	GARCH-EVT-copula-DVine-T	19	5	0.024758
	Phân phối chuẩn	19	8	0.023990
	Thực nghiệm	19	5	0.028579
VaR(0.99)	GARCH-EVT-copula-T	5	3	0.037410
	GARCH-EVT-copula- Gauss	5	3	0.037968
	GARCH-EVT-copula-DVine-T	5	2	0.044472
	Phân phối chuẩn	5	2	0.039653
	Thực nghiệm	5	2	0.044569

▪ Với mô hình VaR(0.99) tác giả thấy: Mô hình GARCH-EVT-copula-T có 3 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss có 3 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, GARCH-EVT-copula-DVine-T có 2 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, phương pháp phân phối chuẩn có 2 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng, phương pháp thực nghiệm có 2 quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng.

Như vậy, số quan sát mà mức tổn thất thực tế của danh mục vượt quá VaR ước lượng của các mô hình đều nằm trong giới hạn cho phép của BIS ở cả 2 mức 95% và 99%.

Tuy nhiên, với mô hình VaR(0.95) thì độ sai lệch tuyệt đối trung bình khi ước lượng bởi mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss bằng 0.023960 và là nhỏ nhất; với mô hình VaR(0.99) thì độ sai lệch tuyệt đối trung bình khi ước lượng bởi mô hình GARCH-EVT-copula-T bằng 0.037410 và là nhỏ nhất.

Như vậy, khi sử dụng phương pháp copula có điều kiện và EVT để ước lượng VaR của danh mục này thì kết quả thu được sẽ tốt hơn khi nhà đầu tư sử dụng giả định danh mục có phân phối chuẩn. Hơn nữa, ta có đồ thị hình ở 3.7 mô tả giá trị thực tế của danh mục và các giá trị ước lượng VaR(0.99) bằng các mô hình trên cho 250 quan sát :



Hình 3.7. Hậu kiểm mô hình VaR(0.99)

Như vậy trong điều kiện thị trường hoạt động bình thường, VaR cho nhà đầu tư nắm giữ danh mục này biết trong một phiên giao dịch mức tổn thất (nếu có) tối đa là bao nhiêu với một độ tin cậy nào đó. Tuy nhiên khi những diễn biến bất thường của thị trường xảy ra, nếu muốn biết mức độ tổn thất của danh mục là bao nhiêu thì nhà đầu tư có thể dựa vào ES để dự đoán.

3.3.3. Ước lượng ES của danh mục đầu tư nhiều tài sản

Trong phần này, tác giả đi ước lượng ES(0.95) và ES(0.99) của danh mục lập từ 5 cổ phiếu: RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA với trọng số bằng nhau bởi các mô hình: Mô hình GARCH-EVT-copula-T, mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss, mô hình GARCH-EVT-copula-DVine-T, mô hình phân phối chuẩn, phân phối thực nghiệm. Đồng thời, tác giả cũng thực hiện hậu kiểm ES để so sánh tính phù hợp của các mô hình. Trước hết, ta có kết quả ước lượng ES của danh mục ở 2 mức 0.95 và 0.99 bằng 5 mô hình trên với 1241 quan sát đầu tiên:

Bảng 3.7. Ước lượng ES của 1241 quan sát đầu tiên ở 2 mức 0.95 và 0.99

	GARCH-EVT-copula-T	GARCH-EVT-copula-Gauss	GARCH-EVT-copula-DVine-T	Phân phối chuẩn	Thực nghiệm
ES(0.95,1 ngày)	-0.04596905	-0.0441147	-0.04874	-0.04621162	-0.051126156
ES(0.99,1 ngày)	-0.07313909	-0.0665023	-0.07796	-0.059709656	-0.068190381

Theo kết quả ước lượng ES tác giả nhận xét: Sau mỗi phiên giao dịch tại sàn HOSE đối với nhà đầu tư nắm giữ danh mục này:

- Trong tình huống xấu nếu lợi suất của danh mục giảm sâu vượt các ngưỡng VaR(0.95), theo các mô hình: GARCH-EVT-copula-T, GARCH-EVT-copula-Gauss, GARCH-EVT-copula-DVine-T, phân phối chuẩn, phương pháp thực nghiệm thì 95% khả năng mức giảm dự tính tương ứng là 4.596905%, 4.41147%, 4.874%, 4.621162%, 5.1126156%.

- Trong tình huống xấu nếu lợi suất của danh mục giảm sâu vượt các ngưỡng $\text{VaR}(0.99)$, theo các mô hình: GARCH-EVT-copula-T, GARCH-EVT-copula-Gauss, GARCH-EVT-copula-DVine-T, phân phối chuẩn, phương pháp thực nghiệm thì 99% khả năng mức giảm dự tính tương ứng là 7.313909%, 6.65023%, 7.796%, 5.9709656%, 6.8190381%.

Tiếp theo, tác giả thực hiện hậu kiểm mô hình ES cho các phương pháp ước lượng ES đã xét ở trên. Tương tự như mô hình VaR, đối với mô hình ES tác giả cũng thực hiện hậu kiểm với 250 quan sát tiếp theo (từ quan sát 1242 đến quan sát 1491), nghĩa là chúng ta cho cửa sổ gồm 1241 quan sát di chuyển 250 lần, tại mỗi lần chúng ta lại ước lượng ES của danh mục cho các phương pháp trên.

Sau khi ước lượng được 250 giá trị ES của danh mục, tác giả tiến hành so sánh giá trị thu lỗ thực tế của danh mục và giá trị ES ước lượng để đánh giá sai số. Tác giả so sánh những mức tổn thất thực tế của danh mục đã vượt quá VaR ước lượng với ES ước lượng. Sau đó, tác giả tính sai số trung bình tuyệt đối cho mỗi phương pháp. Ta có bảng kết quả hậu kiểm ES ở 2 mức tin cậy 0.95 và 0.99:

Bảng 3.8. Hậu kiểm ES ở 2 mức 0.95 và 0.99

		GARCH-EVT-copula-T	GARCH-EVT-copula-Gauss	GARCH-EVT-copula-DVine-T	Phân phối chuẩn	Thực nghiệm
MAS	ES(0.95,1 ngày)	0.000301141	0.00034122	0.000309	0.00033282	0.000259675
	ES(0.99,1 ngày)	0.000110719	0.00011077	0.000085528	0.000149318	0.000157367

Theo kết quả hậu kiểm ES cho 250 ngày, tác giả nhận thấy:

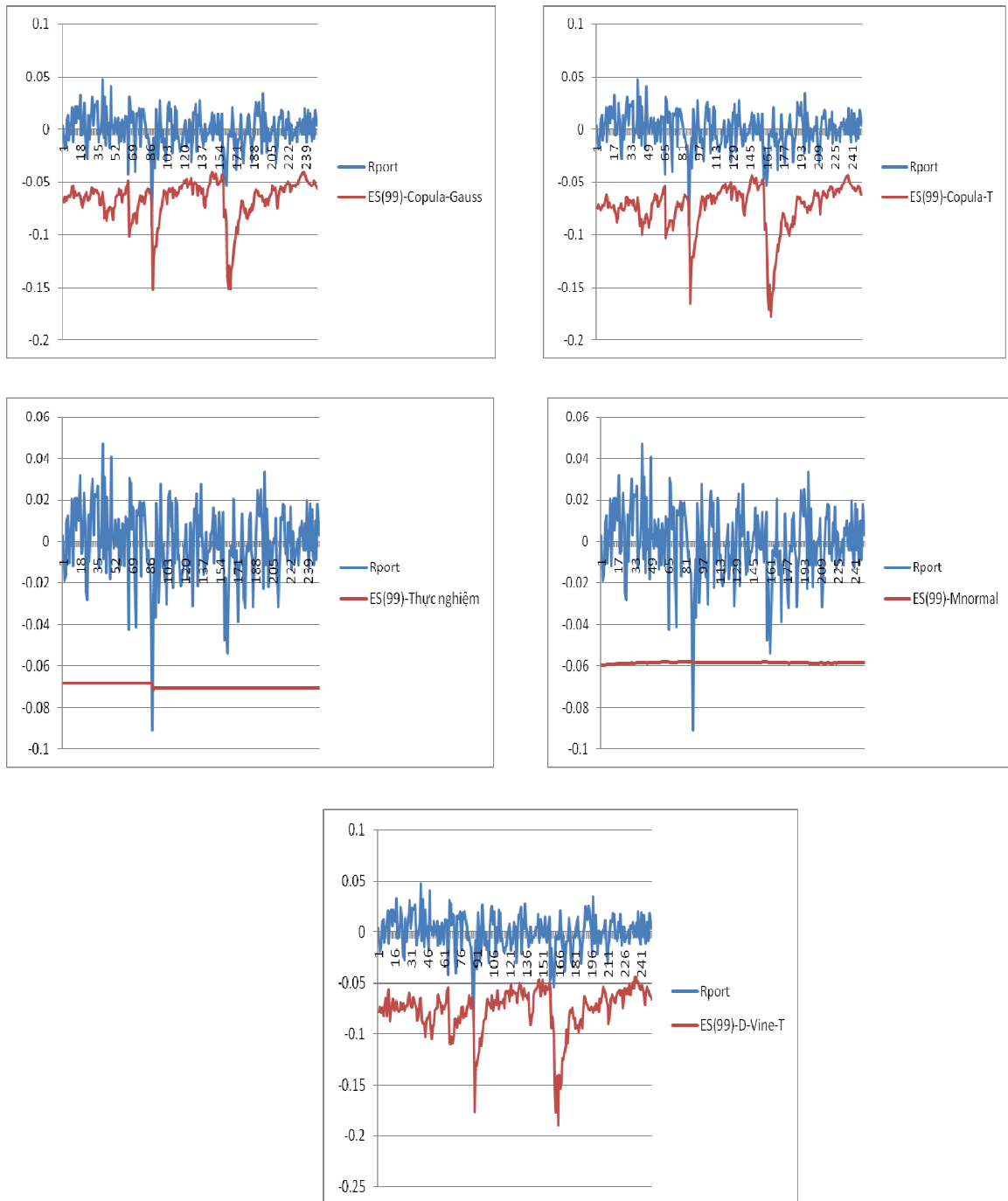
- Với ES(0.95): Giá trị sai số trung bình tuyệt đối (MAS) khi ước lượng bằng các mô hình: GARCH-EVT-copula-T, GARCH-EVT-copula-Gauss, GARCH-EVT-copula-DVine-T, phân phối chuẩn, phương pháp thực nghiệm tương ứng là: 0.000301141, 0.00034122, 0.000309, 0.00033282,

0.000259675. Có thể cho rằng các mô hình GARCH-EVT-copula-T, GARCH-EVT-copula-DVine-T, thực nghiệm có sai số trung bình tuyệt đối nhỏ hơn sai số trung bình tuyệt đối ước lượng bằng phân phối chuẩn.

- Với ES(0.99): Giá trị sai số trung bình tuyệt đối (MAS) khi ước lượng bằng các mô hình: GARCH-EVT-copula-T, GARCH-EVT-copula-Gauss, GARCH-EVT-copula-DVine-T, phân phối chuẩn, phương pháp thực nghiệm tương ứng là: 0.000110719, 0.00011077, 0.000085528, 0.000149318, 0.000157367. Trong đó các mô hình: GARCH-EVT-copula-T, GARCH-EVT-copula-Gauss, GARCH-EVT-copula-DVine-T đều có sai số trung bình tuyệt đối nhỏ hơn sai số trung bình tuyệt đối khi ước lượng bằng phân phối chuẩn.

Như vậy, với cả 2 mức 0.95 và 0.99, trong số các mô hình ước lượng ES nêu trên thì các mô hình GARCH-EVT-copula-T và GARCH-EVT-copula-DVine-T đều cho thấy tốt hơn khi sử dụng phân phối chuẩn. Ta có đồ thị của chuỗi lợi suất thực tế (Rport) và các chuỗi ước lượng của ES(0.99) bằng 5 mô hình trên cho 250 quan sát ở hình 3.8.

Như vậy, mức tổn thất kỳ vọng (ES) của danh mục đầu tư là một độ đo rủi ro bổ sung cho VaR. Trong tình huống xấu, mức tổn thất của danh mục vượt quá VaR thì ES giúp cho nhà đầu tư dự tính được mức tổn thất này là bao nhiêu. Với những ưu điểm hơn VaR, độ đo rủi ro ES ngày càng khẳng định vai trò của nó trong quản trị rủi ro tài chính. Cho đến nay đã có nhiều phương pháp tính VaR và ES, nhiều phương pháp dựa trên giả thiết lợi suất các tài sản có phân phối chuẩn, tuy nhiên giả thiết này thường không thỏa mãn với các chuỗi số liệu theo thời gian trong tài chính. Để khắc phục hạn chế này, kết hợp với mô phỏng Monte Carlo, luận án sử dụng phương pháp copula điều kiện và EVT để tính VaR và ES của danh mục đầu tư. Qua kết quả thực nghiệm cho thấy, phương pháp copula điều kiện và EVT là phù hợp và có thể phản ánh được giá trị tổn thất thực tế chính xác hơn khi sử dụng giả thiết lợi suất các tài sản có phân phối chuẩn.



Hình 3.8. Hậu kiểm mô hình $ES(0.99)$

3.4. Kết luận chương 3

Chương này đã thực hiện phân tích thực nghiệm với một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam và đã thu được các kết quả như sau:

- ❖ Ứng dụng mô hình GARCH để lựa chọn được mô hình phương sai sai số cho 21 chuỗi lợi suất: RBVH, RCTG, RDIG, RDPM, REIB, RHPG, RHSG, RIJC, RMBB, RMSN, ROGC, RPVF, RSBT, RVCB, RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA, RHNX, RVNINDEX có hiệu ứng ARCH. Kết quả ước lượng mô hình GARCH sẽ cho nhà đầu tư biết được tác động của những cú sốc trong quá khứ tác động nhiều hay ít tới độ biến động của lợi suất cổ phiếu đó ở thời điểm hiện tại. Dựa trên kết quả ước lượng mô hình GARCH, tác giả thấy rằng những cú sốc trong quá khứ làm cho rủi ro (phương sai có điều kiện) của một số cổ phiếu (DPM, IJC, VCB, FPT) tăng lên nhiều hơn so với những cổ phiếu khác trong khi đó lợi suất kỳ vọng của những cổ phiếu này lại nhỏ hơn; vì vậy nhà đầu tư nên cẩn trọng với những cổ phiếu này khi tham gia thị trường. Hơn nữa, chương này còn ứng dụng mô hình CCC để ước lượng đồng thời phương sai và hiệp phương sai có điều kiện cho một số cổ phiếu. Trên cơ sở kết quả ước lượng các mô hình GARCH, dựa theo hệ số beta trong mô hình CAPM, chương này cũng đã chỉ ra được sự biến động của rủi ro hệ thống của 11 cổ phiếu (những cổ phiếu có số quan sát là 1491): CII, FPT, GMD, KDC, ITA, DRC, PVD, REE, STB, VNM, VSH.
- ❖ Dựa trên kết quả ước lượng VaR và ES bằng phương pháp EVT cho những chuỗi lợi suất không có phân phối chuẩn, ta có thể ước tính được mức tổn thất khi nắm giữ những cổ phiếu này. Tác giả có nhận xét: Dù trong hoàn cảnh xấu thì hiện tượng tất cả các cổ phiếu trên sàn HOSE, sàn HaSTC đồng loạt giảm giá kịch sàn hầu như không xảy ra. Hơn nữa, đối với các cổ phiếu: CII, FPT, GMD, KDC, PVD, STB, VSH, DRC, ITA, REE, VNM, VCB, SSI, PVF, VIC, SBT, PNJ, HSG, IJC, MBB, NTL, CTG, DIG, EIB, HAG, HPG trong một phiên giao dịch với khả năng 95%, dù trong hoàn cảnh xấu thì việc mỗi cổ phiếu này giảm giá kịch sàn hầu như không xảy ra. Tuy nhiên trong hoàn cảnh xấu với khả năng 99%, các cổ phiếu: CII, FPT, KDC, PVD, STB, VSH, DRC, ITA, REE, VNM, VCB, SSI, VIC, SBT, PNJ, IJC, MBB, NTL, CTG, DIG, EIB, HAG, HPG có thể giảm giá kịch sàn.

- ❖ Ước lượng được $\text{VaR}(0.95)$, $\text{VaR}(0.99)$, $\text{ES}(0.95)$, $\text{ES}(0.99)$ của danh mục lập từ 5 cổ phiếu: RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA với trọng số bằng nhau bởi các mô hình: Mô hình GARCH-EVT-copula-T, mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss, mô hình GARCH-EVT-copula-DVine-T, mô hình phân phối chuẩn, phân phối thực nghiệm. Dựa trên kết quả hậu kiểm 250 quan sát của các mô hình trên, luận án chỉ ra phương pháp copula có điều kiện và EVT là phù hợp và có thể phản ánh được giá trị tổn thất thực tế chính xác hơn khi sử dụng giả thiết lợi suất các tài sản có phân phối chuẩn.

MỘT SỐ KHUYẾN NGHỊ VỀ ĐO LƯỜNG RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Lợi nhuận và rủi ro là hai phạm trù luôn tồn tại song song không những trong lĩnh vực đầu tư chứng khoán mà ở hầu hết mọi lĩnh vực kinh tế. Rủi ro khi tham gia vào đầu tư trên thị trường chứng khoán là rất lớn nên việc áp dụng các phương pháp để lượng hóa và phòng ngừa rủi ro là cần thiết. Cho đến nay đã có nhiều mô hình đo lường rủi ro, tuy nhiên mỗi mô hình thường có những giả thiết nhất định, do đó các nhà đầu tư cần nghiên cứu ứng dụng các mô hình này phù hợp cho thị trường chứng khoán Việt Nam. Trên cơ sở tổng quan các mô hình đo lường rủi ro và các kết quả phân tích thực nghiệm về các mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam, luận án đưa ra một số khuyến nghị cho các nhà nghiên cứu, nhà tư vấn và người đầu tư về đo lường rủi ro thị trường trên thị trường chứng khoán Việt Nam:

- *Thứ nhất*, kết quả kiểm định cho thấy ở giai đoạn nghiên cứu, hầu hết các chuỗi lợi suất của cổ phiếu được chọn tính VN30, lợi suất của HNX và lợi suất của VNINDEX (29 chuỗi trong tổng số 32 chuỗi) là không tuân theo phân phối chuẩn, điều đó cho thấy nếu nhà đầu tư sử dụng các kết quả phân tích từ các mô hình đo lường rủi ro với giả thiết phân phối chuẩn của các chuỗi này là chưa phù hợp và có thể dẫn tới kết quả sai lệch nhiều. Hơn nữa, các chuỗi lợi suất: RVCB, RSSI, RVIC, RSBT, RPNJ, RNTL, RMBB, RIJC, RHSG, RHPG, RHAG, REIB, RDIG, RCTG, RCII, RDRC, RFPT, RGMD, RITA, RKDC, RPVD, RREE, RSTB, RVNM, RVSH, RVNINDEX có hệ số nhọn lớn hơn 3; điều đó cho thấy khả năng sau một chu kỳ thì giá của các cổ phiếu, chỉ số VNINDEX tăng (hoặc giảm) với biên độ lớn là đáng kể. Để biết độ biến động của các chuỗi lợi suất này thay đổi như thế nào thì các nhà đầu tư có thể tiếp cận các mô hình GARCH để phân tích. Với những chuỗi lợi suất có phương sai có điều kiện của sai số thay đổi thì kết quả ước lượng mô hình GARCH sẽ cho nhà đầu tư biết được tác động của những cú sốc trong quá khứ tác động nhiều hay ít tới độ biến động của lợi suất cổ

phiếu đó ở thời điểm hiện tại. Hơn nữa, để biết mối quan hệ giữa mức độ rủi ro của một tài sản riêng lẻ so với mức độ rủi ro của toàn thị trường ta có thể sử dụng hệ số beta trong mô hình CAPM. Hệ số này sẽ thay đổi tùy thuộc vào độ biến động của chỉ số thị trường, sự phụ thuộc của tài sản đó với chỉ số thị trường. Theo kết quả thực nghiệm, luận án đã lựa chọn được mô hình phương sai có điều kiện của sai số phù hợp cho 21 chuỗi lợi suất: RBVH, RCTG, RDIG, RDPM, REIB, RHPG, RHSG, RIJC, RMBB, RMSN, ROGC, RPVF, RSBT, RVCB, RCIL, RFPT, RGMD, RKDC, RITA, RHNX, RVNINDEX có hiệu ứng ARCH. Kết quả ước lượng mô hình GARCH ta thấy rằng những cú sốc trong quá khứ làm cho rủi ro (phương sai có điều kiện) của một số cổ phiếu (DPM, IJC, VCB, FPT) tăng lên nhiều hơn so với những cổ phiếu khác trong khi đó lợi suất kỳ vọng của những cổ phiếu này lại nhỏ hơn những cổ phiếu khác; vì vậy nhà đầu tư nên cẩn trọng với những cổ phiếu này khi tham gia thị trường. Trên cơ sở ước lượng mô hình GARCH đơn biến, mô hình GARCH đa biến ta thấy rủi ro hệ thống của các cổ phiếu thay đổi. Như vậy, khi nhà đầu tư biết được giá trị beta của cổ phiếu ở mỗi thời điểm thì nhà đầu tư sẽ biết được giá của cổ phiếu đó biến động ít hơn ($\beta < 1$), nhiều hơn ($\beta > 1$) hay bằng ($\beta = 1$) mức biến động của thị trường. Nếu beta của chứng khoán nào đó lớn hơn 1 mà VNINDEX có dấu hiệu tăng lên, cùng với các thông tin khác thì đây là thông tin nhà đầu tư có thể tham khảo để có thể quyết định mua chứng khoán đó vì giá chứng khoán sẽ tăng giá nhiều hơn mức tăng của chỉ số thị trường; ngược lại nếu VNINDEX giảm thì nhà đầu tư có thể tham khảo thông tin này để quyết định bán chứng khoán đó vì giá chứng khoán sẽ giảm giá nhiều hơn mức giảm của chỉ số thị trường. Ngoài ra, việc nghiên cứu sự phụ thuộc của các cổ phiếu, sự phụ thuộc của mỗi cổ phiếu với chỉ số thị trường là cần thiết. Qua đó nhà đầu tư biết được xu hướng biến động, mức độ phụ thuộc của các cặp cổ phiếu, của mỗi cổ phiếu và chỉ số thị trường thay đổi như thế nào, đặc biệt trong những giai đoạn thị trường có biến động lớn. Để nghiên cứu sự phụ thuộc của các chuỗi

lợi suất trong điều kiện thị trường có biến động lớn, nhà đầu tư có thể tiếp cận các phương pháp: hàm đồng vượt ngưỡng, mô hình hồi quy phân vị, phương pháp copula.

- *Thứ hai*, khi nắm giữ danh mục đầu tư, để biết được *nguy cơ tổn thất lớn nhất có thể xảy ra ở ngày tiếp theo (kỳ đầu tư tiếp theo) với một độ tin cậy nhất định*, trong điều kiện thị trường hoạt động bình thường nhà đầu tư nên tính giá trị rủi ro (VaR) của danh mục đầu tư mình nắm giữ. Đặc biệt, trong những tình huống bất thường của thị trường xảy ra, mức thua lỗ vượt quá VaR xảy ra nhà đầu tư có thể tính tổn thất kỳ vọng (ES) của danh mục để dự đoán mức tổn thất có thể là bao nhiêu. Như vậy, độ đo rủi ro ES sẽ giúp nhà đầu tư có thể kiểm soát được khoản thua lỗ của danh mục đầu tư của mình một cách chủ động hơn khi thị trường có biến động bất thường. Độ chính xác của ước lượng VaR, ES phụ thuộc vào các yếu tố: Giá trị hiện tại của danh mục, mức độ tin cậy, chu kỳ, phương pháp tính toán. Để có được giá trị ước lượng VaR, ES chính xác thì trước hết nhà đầu tư phải luôn cập nhật thông tin về số liệu của danh mục đầu tư của mình, tiếp đó là lựa chọn phương pháp ước lượng để ước lượng các độ đo này. Trên cơ sở phân tích đặc điểm của mỗi phương pháp ước lượng VaR, ES nhà đầu tư có thể lựa chọn những phương pháp cho phù hợp, chẳng hạn: trong điều kiện thị trường bình thường thì có thể sử dụng phân phối chuẩn, phương pháp mô phỏng lịch sử ước lượng VaR, ES,... ; còn trong điều kiện thị trường có nhiều biến động thì sử dụng phương pháp EVT, kết hợp phương pháp Monte Carlo và copula để ước lượng VaR, ES,... Một thủ tục khá quan trọng là nhà đầu tư phải thực hiện hậu kiểm thường xuyên cho mô hình VaR, ES để biết được tính phù hợp của những mô hình này. Luận án đã tiếp cận phương pháp EVT để ước lượng VaR, ES của các chuỗi lợi suất không phân phối chuẩn; và kết quả ước lượng VaR và ES cho thấy trong hoàn cảnh xấu thì hiện tượng tất cả các cổ phiếu trên sàn HOSE, sàn HaSTC đồng loạt giảm giá kịch sàn hầu như không xảy ra. Tuy nhiên trong hoàn cảnh xấu với khả năng 99%, các cổ phiếu: CII,

FPT, KDC, PVD, STB, VSH, DRC, ITA, REE, VNM, VCB, SSI, VIC, SBT, PNJ, IJC, MBB, NTL, CTG, DIG, EIB, HAG, HPG có thể giảm giá kích sàn. Kết quả ước lượng VaR và ES sẽ giúp nhà đầu tư biết được mức độ tổn thất khi nắm giữ những cổ phiếu này và có giải pháp để phòng hộ rủi ro tốt hơn. Khi ước lượng VaR và ES của danh mục lập từ 5 cổ phiếu: RCII, RFPT, RGMD, RKDC, RITA với trọng số bằng nhau thì kết quả hậu kiểm cũng cho thấy phương pháp copula có điều kiện và EVT là phù hợp và phản ánh được giá trị tổn thất thực tế chính xác hơn khi sử dụng giả thiết lợi suất các tài sản có phân phối chuẩn. Kết quả này cung cấp cho nhà đầu tư cách tiếp cận mới phù hợp để nghiên cứu mô hình đo lường rủi ro của danh mục đầu tư ở thị trường chứng khoán Việt Nam, đặc biệt khi thị trường có biến động lớn.

Tuy nhiên, để có thể ứng dụng một cách hiệu quả các phương pháp định lượng trong phân tích đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam thì nhà đầu tư cũng cần nâng cao kiến thức chuyên môn hơn nữa. Một vấn đề quan trọng khác đó là chúng ta phải nâng cao tính hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam, giải quyết vấn đề này cần có sự chung tay của nhiều cơ quan tổ chức, đặc biệt phải kể đến vai trò hàng đầu của chính phủ, UBCKNN và các sở giao dịch chứng khoán.

KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT HƯỚNG NGHIÊN CỨU TIẾP THEO

1. Kết luận

Luận án “*Một số mô hình đo lường rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam*” đã thực hiện được mục tiêu nghiên cứu, thông qua việc trả lời nội dung câu hỏi đã được đặt ra trong phần mở đầu:

- *Thứ nhất*, luận án đã tổng quan các mô hình đo lường rủi ro cũng như các phương pháp ước lượng các mô hình này. Luận án cũng đã tổng quan được các nghiên cứu rủi ro định lượng trên thị trường chứng khoán Việt Nam.
- *Thứ hai*, luận án đã đo lường được mức độ phụ thuộc của một số cặp lợi suất chứng khoán trong điều kiện thị trường bình thường và trong điều kiện thị trường có biến động lớn dựa trên các cách tiếp cận: hàm đồng vượt ngưỡng, mô hình hồi quy phân vị, phương pháp copula. Kết quả phân tích thực nghiệm cho thấy mức độ phụ thuộc của các cặp lợi suất khi thị trường bình thường sẽ cao hơn khi thị trường có biến động lớn. Hơn nữa, dựa trên những cách tiếp cận đó luận án cũng nghiên cứu được sự biến động của mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi lợi suất này trong chu kỳ nghiên cứu.
- *Thứ ba*, luận án đã lựa chọn được mô hình phương sai sai số thay đổi phù hợp cho 21 chuỗi lợi suất có hiệu ứng ARCH. Kết quả ước lượng mô hình GARCH sẽ cho nhà đầu tư biết được tác động của những cú sốc trong quá khứ tác động nhiều hay ít tới độ biến động của lợi suất cổ phiếu đó ở thời điểm hiện tại. Hơn nữa, trên cơ sở kết quả ước lượng các mô hình GARCH đơn biến và mô hình GARCH đa biến luận án đã chỉ ra được sự biến động của rủi ro hệ thống của một số cổ phiếu.
- *Thứ tư*, luận án đã ước lượng được VaR và ES bằng phương pháp EVT cho những chuỗi lợi suất không có phân phối chuẩn. Dựa trên kết quả ước lượng VaR và ES, nhà đầu tư nắm giữ những chứng khoán này có thể biết được

sau một phiên giao dịch nếu trong điều kiện thị trường bình thường thì mức tổn thất tối đa là bao nhiêu, còn trong hoàn cảnh thị trường xấu thì nhà đầu tư cũng dự tính được mức tổn thất là bao nhiêu. Hơn nữa, luận án đã nghiên cứu các mô hình: Mô hình GARCH-EVT-copula-Gauss, mô hình GARCH-EVT-copula-T, mô hình GARCH-EVT-copula-DVine-T, mô hình phân phối chuẩn, phương pháp thực nghiệm để ước lượng VaR và ES của danh mục đầu tư nhiều cổ phiếu. Dựa trên kết quả phân tích thực nghiệm của danh mục gồm 5 cổ phiếu có trọng số bằng nhau, luận án đã chỉ ra được phương pháp copula có điều kiện và EVT là phù hợp và phản ánh được giá trị tổn thất thực tế chính xác hơn khi sử dụng giả thiết lợi suất tài sản có phân phối chuẩn.

- *Thứ năm*, luận án đã nêu ra một số khuyến nghị về đo lường rủi ro thị trường trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

2. Đề xuất các hướng nghiên cứu tiếp theo

Để tiếp tục phát triển thị trường chứng khoán và giảm thiểu rủi ro trên thị trường chứng khoán, trong đó có quản trị rủi ro định lượng. Các hướng nghiên cứu trong tương lai có thể thực hiện với một số nội dung chính:

- *Thứ nhất*, nghiên cứu các mô hình đo lường rủi ro trên nhiều chứng khoán hơn và với nhiều loại rủi ro hơn.
- *Thứ hai*, mở rộng nghiên cứu sự phụ thuộc của thị trường chứng khoán và các thị trường khác trong nước, giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và các thị trường ở khu vực và quốc tế.

Như vậy, những kết quả của luận án sẽ góp phần bổ sung cho các nghiên cứu quản trị rủi ro định lượng trên thị trường chứng khoán Việt Nam nói riêng và thị trường tài chính Việt Nam nói chung được phong phú hơn, và ngày càng hội nhập với các nghiên cứu của khu vực và thế giới.

DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH NGHIÊN CỨU CỦA TÁC GIẢ

1. Hoàng Đức Mạnh (2010), “*Ứng dụng lý thuyết cực trị trong đo lường rủi ro*”, Tạp chí Kinh tế và Phát triển, 159(II), 10-17.
2. Hoàng Đức Mạnh (2010), “*Mô hình Garch-EVT trong đo lường rủi ro thị trường*”, Tạp chí Kinh tế và Phát triển, 162(II), 21-31.
3. Hoàng Đức Mạnh (2012), “*GARCH–Copula models analyses Dependence Structure between returns of shares and VnIndex index on Viet nam Stock Market*”, Proceedings on Business Administration in a Global Society-Hà Nội-2012, 119-132.
4. Hoàng Đức Mạnh, Trần Trọng Nguyên (2012), “*Mô hình GARCH đa biến trong phân tích rủi ro của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam*”, Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Số 186, Tháng 12, 75-85.
5. Hoàng Đức Mạnh (2012), “*Ứng dụng lý thuyết cực trị trong phân tích và đánh giá rủi ro của một số cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam*”, đề tài nghiên cứu khoa học, đạt giải khuyến khích “*Giải thưởng tài năng khoa học trẻ cho giảng viên năm 2012*” do Bộ giáo dục và Đào tạo tổ chức.
6. Hoàng Đức Mạnh (2013), “*Phân tích sự phụ thuộc của các chuỗi lợi suất tài sản-Tiếp cận bằng mô hình hồi quy phân vị và phương pháp Copula*”, Kỷ yếu hội thảo quốc gia: Đào tạo và ứng dụng Toán học trong kinh tế- xã hội, tháng 5 năm 2013, Nhà xuất bản Đại học Kinh tế Quốc dân, 311-321.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

TIẾNG VIỆT

1. Đặng Hữu Mẫn (2009), “Nghiên cứu chất lượng dự báo của những mô hình quản trị rủi ro thị trường vốn-trường hợp của Value-at-Risk Models”, *Tạp chí khoa học và công nghệ Đà Nẵng*, số 5(34), 126-134.
2. Đỗ Nam Tùng (2010), “Phương pháp Copula điều kiện trong quản trị rủi ro bằng mô hình VaR và áp dụng thực nghiệm”, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, số 159/II, 55-63.
3. Hoàng Đình Tuấn (2010), *Mô hình phân tích và định giá tài sản tài chính*, Tập 1, 2, Nhà xuất bản Khoa học và Kỹ thuật, Hà Nội.
4. Hoàng Đình Tuấn (2010), “Mô hình tổn thất kỳ vọng trong quản trị rủi ro tài chính”, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, số 159/II, 3-9.
5. Hoàng Đình Tuấn, Phạm Thị Thúy Nga (2006), “Phương pháp VaR trong quản lý rủi ro tài chính” *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, số đặc san khoa Toán kinh tế, 56-61.
6. Lê Đạt Chí, Lê Tuấn Anh (2012), “Kết hợp phương pháp CvaR và mô hình Merton/KMV để đo lường rủi ro vỡ nợ-Bảng chứng thực nghiệm ở Việt Nam”, *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, Số 5 (15), Tháng 7-8.
7. Lê Văn Tư (2003), *Thị Trường Chứng Khoán*, NXB Thống kê.
8. Nguyễn Ngọc Vũ (2010), “Tính toán hệ số Beta của một số công ty niêm yết tại sàn giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) ”, *Tạp chí khoa học và công nghệ Đà Nẵng*, số 2(37), 170-175.
9. Nguyễn Quang Dong, Nguyễn Thị Minh (2012), *Giáo trình kinh tế lượng*, Nhà xuất bản Đại học Kinh tế quốc dân.
10. Nguyễn Thị Cành (Chủ biên dịch thuật)(2009), *Quản trị tài chính*, Eugene F.Brigham Joel F.Houston - Đại học Florida.

11. Nguyễn Thị Thanh Nghĩa (2007), “Các giải pháp nhằm hạn chế rủi ro trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, Luận văn thạc sỹ kinh tế, Đại học kinh tế TP. Hồ Chí Minh.
12. Nguyễn Văn Nam, Hoàng Xuyên Quyên (2002), *Rủi ro tài chính - Thực tiễn và phương pháp đánh giá*, Nhà xuất bản Tài chính, Hà Nội.
13. Phan Ngọc Hùng (2007), “Xây dựng và quản lý danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam”, Luận văn thạc sỹ kinh tế, Đại học kinh tế TP. Hồ Chí Minh.
14. Trần Chung Thủy (2010), “Khai thác thông tin về hệ số rủi ro beta để phân tích hành vi định giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2000 -2010”, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, số 159(II), 27-36.
15. Trần Minh Ngọc Diễm (2008), “Ứng dụng các lý thuyết tài chính hiện đại trong việc đo lường rủi ro của các chứng khoán niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán thành phố hồ chí minh”, Luận văn thạc sỹ kinh tế, Đại học kinh tế TP. Hồ Chí Minh.
16. Trần Trọng Nguyên (Chủ nhiệm), Hoàng Đức Mạnh, Tô Trọng Hân, Trịnh Thị Hương, Nguyễn Thị Liên và Đinh Thị Hồng Thêu, “Vận dụng phương pháp mô phỏng ngẫu nhiên trong phân tích và đánh giá rủi ro tài chính tại các ngân hàng thương mại”, *Đề tài nghiên cứu khoa học cấp bộ năm 2011*.
17. Trần Trọng Nguyên, Nguyễn Thu Thủy (2013), “Copula nhiều chiều và ứng dụng trong đo lường rủi ro tài chính”, *Kỷ yếu hội thảo khoa học quốc gia: Đào tạo và ứng dụng Toán học trong kinh tế -xã hội*, 219-229.

TIẾNG ANH

18. Alexander J. McNeil and R. Frey(2000), “Estimation of tail-related risk measures for Heteroscedastic financial time series: an extreme value approach”, *Journal of Empirical Finance*, 7, pp. 271-300.

19. Alexander J. McNeil, R. Frey and P. Embrechts (2005), *Quantitative Risk Management*, Princeton University Press.
20. Andrew J. Patton (2006), “Modelling asymmetric exchange rate dependence”, *International economic review*, Vol.47, No.2, pp. 527-556.
21. Dirk G. Baur and Niels Schulze (2003), “Coexceedances in Financial Markets - A Quantile Regression Analysis of Contagion”, University of Tuebingen Economics Discussion Paper, No. 253.
22. Eric Zivot and Jiahui Wang (2006), *Modelling Financial Time Series with S-plus*, Springer New York.
23. F.M. Longgin (2000), “From value at risk to stress testing: The extreme value approach”, *Journal of Banking and Finance*, 24, pp.1097-1130.
24. Feter F. Christoffersen (2003), *Elements of Financial Risk Management*, ACADEMIC PRESS.
25. Helder Parra Palaro and Luiz Koodi Hotta (2006), “Using conditonal Copula to Estimate Value at Risk”, *Journal of Data science*, 4, pp. 93-115.
26. Jen-Jsung Huang, Kuo-Jung Lee and Hueimei Liang and Wei-Fu Lin (2009), “Estimating value at risk of portfolio by conditional copula-GARCH method”, *Insurance: Mathematics and Economics*, 45(3), pp. 315-324.
27. Kevin Dowd (2002), *An Introduction to Market Risk Measurement*, John Wiley & Sons, Ltd.
28. K. Aas, C. Czado, A. Frigessi and H. Bakken (2009), “Pair-copula constructions of multiple dependence”, *Insurance, Mathematics and Economics*, 44, pp. 182-198.
29. Koji Inui and Masaaki Kijima (2005), “On the significance of expected shortfall as a coherent risk measure”, *Journal of Banking and Finance*, 29, pp. 853-864.

30. Karl Shutes and Jacek Niklewski (2010), "Multivariate GARCH Models: a comparative study of the impact of alternative methodologies on correlation" *Economics, Finance and Accounting*, Applied Research Working Paper Series.
31. M. Dimitrios (1997), "A multivariate GARCH model of risk premia in foreign exchange markets", *Economic Modelling*, 14, pp. 61-79.
32. Manfred Gilli and Evis Kellezi (2006), "An Application of Extremme Value Theory for Measuring Risk", *Computational Economics*, 27(1), pp. 1-23.
33. P. ARTZNER, F. DELBAEN, J.-M. EBER, AND D. HEATH (1999), "Coherent measures of risk", *Mathematical Finance*, 9(3).
34. R.B. Nelsen(2006), *An introduction to copulas*, Springer.
35. Romain Berry, *An over view of value-at-risk: Part II: Historical simulations VaR*, Investment analytics and consulting, J.P.Morgan, USA, 2008, p. 8-11.
36. Romain Berry, *An over view of value-at-risk: Part III: Monte Carlo simulations VaR*, Investment analytics and consulting, J.P.Morgan, USA, 2009, pp. 4-6.
37. Ralf Korn, Elke Korn and Gerald Kroisandt, *Monte Carlo Methods and Models in Finance and Insurance*, Chapman & Hall/CRC Financial Mathematics Series, 2010.
38. R. Koenker and G. Bassett (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica* 46, pp. 33-50.
39. Ser-Huang Poon and Clive W. J. Granger (2003), "Forecasting Volatility in Finacial Markes: A review", *Journal of Economic Literature*, Vol. XLI, pp. 478-539.
40. Umberto Cherubini, Elisa Luciano and Walter Vecchiato (2004), *Copula methods in Finance*, John Wiley & Sons, Ltd.
41. Waal D. Danniell (2004), *Statistics of Extremes- Theory and Applications*, John Wiley& Sons, Ltd.

42. Wang Zong-Run, Chen Xiao-Hong, Jin Yan-Bo and Zhou Yan-Ju (2010), “Estimating risk of foreign exchange portfolio: Using VaR and CVaR based (2010), “Estimating risk of foreign exchange portfolio: Using VaR and CVaR based on GARCH–EVT-Copula model”, *Physica A, Statistical Mechanics and its Application*, 389(21), pp. 4918-4928.
43. Y.K. Tse (2000), “A test for constant correlations in a multivariate GARCH model”, *Journal of Econometrics*, 98, pp. 107-127.
44. Y.K. Tse and Abert K . C. Tsui (2002), “A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations”, *Journal of Business & Economic Statistic*, Vol. 20, No. 3, pp. 351-362.
45. Yasuhiro Yamai and Toshinao Yoshiba (2005), “Value at risk versus expected shortfall: A practical perspective”, *Journal of Banking and Finance*, 29, pp. 997-1015.
46. Zhang Jing and Guégan D. (2009), “Change analysis of dynamic copula for measuring dependence in multivariate financial data”, *Quantitative Finance*, 10(4) pp. 421-430.

CÁC TRANG WEB

47. <http://cafef.vn/Lich-su-giao-dich-VNINDEX-1.chn#data>
[Truy cập: 29/4/2013].
48. <http://priceboard.fpts.com.vn/ho4/?s=31&language=>[Truy cập: 29/4/2013].
49. <http://www.mathworks.com/products/statistics>[Truy cập: 17/5/2013].
50. <https://www.vndirect.com.vn/portal/lich-su-gia> [Truy cập: 29/4/2013].

PHỤ LỤC

Phụ lục 1. Kết quả ước lượng các mô hình hồi quy phân vị

COERCII							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.04032	-0.0251	-0.0154	0.000197	0.016484	0.025077	0.041413
	0.0000	0.0000	0.0000	0.6500	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00736	-0.01752	-0.01809	-0.00312	0.007844	0.010957	0.004851
	0.0001	0.0000	0.0000	0.0028	0.0006	0.0046	0.0121
Quasi-LR Statistic	13.43595	33.98414	42.92317	Prob(F-statistic)	8.847671	3.021139	6.868123
	0.000247	0.0000	0.0000	0.002778	0.002935	0.082186	0.008775
COERFPT							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.03994	-0.02234	-0.01504	0.000124	0.015261	0.025077	0.041631
	0.0000	0.0000	0.0000	0.7759	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00753	-0.02084	-0.02042	-0.00478	0.009384	0.010957	0.004178
	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0055	0.0493
Quasi-LR Statistic	13.48895	56.82625	63.33151	Prob(F-statistic)	16.63403	3.590175	4.323402
	0.00024	0.0000	0.0000	0.000005	0.000045	0.058122	0.037592
COERGMD							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.04014	-0.02561	-0.016	0.000216	0.017654	0.026378	0.041632
	0.0000	0.0000	0.0000	0.6287	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00682	-0.01756	-0.01861	-0.00531	0.004645	0.007458	0.004631
	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0934	0.0989	0.0582
Quasi-LR	15.61067	42.71419	54.89256	Prob(F-statistic)	3.193012	1.526689	3.55462

Statistic	0.000078	0	0	0.000001	0.073954	0.21661	0.05938
COERKDC							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.03914	-0.02047	-0.01352	0.000534	0.015385	0.025185	0.040078
	0.0000	0.0000	0.0000	0.1946	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00699	-0.02271	-0.01927	-0.00532	0.006914	0.003803	0.006013
	0.0013	0.0000	0.0000	0.0000	0.0043	0.3766	0.0037
Quasi-LR Statistic	13.11407	69.73297	62.34158	Prob(F-statistic)	4.940767	0.961525	6.582753
	0.000293	0.0000	0.0000	0.0000	0.02623	0.326803	0.010297
COERPVD							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.03994	-0.02337	-0.0146	0.000197	0.016129	0.025001	0.040822
	0.0000	0.0000	0.0000	0.6489	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00774	-0.01924	-0.01889	-0.00365	0.008198	0.01009	0.004029
	0.0004	0.0000	0.0000	0.0005	0.0001	0.0085	0.0516
Quasi-LR Statistic	14.45119	39.06745	51.6221	Prob(F-statistic)	9.548605	3.388812	4.374546
	0.000144	0.0000	0.0000	0.00045	0.002001	0.06564	0.03648
COERSTB							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.03839	-0.02103	-0.01389	0.000241	0.015188	0.02342	0.041632
	0.0000	0.0000	0.0000	0.5688	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00929	-0.02158	-0.02075	-0.00472	0.009457	0.012614	0.004631
	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011	0.0171
Quasi-LR Statistic	11.62296	60.00516	70.83597	Prob(F-statistic)	14.62446	4.769207	5.882437
	0.000651	0.0000	0.0000	0.000004	0.000131	0.028973	0.015293

	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.04014	-0.02293	-0.01457	0.000494	0.017312	0.02526	0.041413
	0.0000	0.0000	0.0000	0.2533	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00714	-0.02025	-0.01892	-0.00477	0.006046	0.008576	0.004851
	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0038	0.0738	0.0384
Quasi-LR Statistic	14.68547	35.98121	55.49856	Prob(F-statistic)	4.640022	1.997172	5.104374
	0.000127	0.0000	0.0000	0.000004	0.031235	0.157593	0.023866
COERVNM							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.03839	-0.02174	-0.01288	0.000299	0.012896	0.023392	0.040225
	0.0000	0.0000	0.0000	0.4634	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00902	-0.02055	-0.01928	-0.00367	0.010462	0.011094	0.005915
	0.0001	0.0000	0.0000	0.0002	0.0003	0.0018	0.003
Quasi-LR Statistic	14.36786	46.13757	41.61033	Prob(F-statistic)	13.17864	4.601506	6.772955
	0.00015	0.0000	0.0000	0.000176	0.000283	0.031944	0.009255
COERITA							
	0.01	0.05	0.1	OLS	0.9	0.95	0.99
C	-0.04032	-0.0251	-0.01529	0.000298	0.017457	0.026267	0.041632
	0.0000	0.0000	0.0000	0.5018	0.0000	0.0000	0.0000
BG	-0.00655	-0.01808	-0.01932	-0.00456	0.00687	0.0068	0.004568
	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0009	0.2225	0.046
Quasi-LR Statistic	14.3476	41.33978	71.27421	Prob(F-statistic)	8.495089	1.57913	4.202785
	0.000152	0.0000	0.0000	0.000019	0.003561	0.208886	0.040358

Phụ lục 2. Kết quả hồi quy hàm đồng vượt ngưỡng theo BG và biến trễ

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERCII C BG COERCII(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03665	0.001872	-19.5736	0.0000
	0.05	-0.02353	0.001248	-18.8437	0.0000
	0.1	-0.01626	0.001102	-14.763	0.0000
	0.9	0.016484	0.001051	15.68971	0.0000
	0.95	0.024496	0.001899	12.9005	0.0000
	0.99	0.041413	0.001334	31.05146	0.0000
BG	0.01	-0.00798	0.003038	-2.62692	0.0087
	0.05	-0.00889	0.002752	-3.22961	0.0013
	0.1	-0.0104	0.003021	-3.44061	0.0006
	0.9	0.003687	0.00275	1.340753	0.1802
	0.95	0.010153	0.003497	2.903407	0.0037
	0.99	0.005427	0.002276	2.38484	0.0172
COERCII(-1)	0.01	0.320002	0.067863	4.715379	0.0000
	0.05	0.470523	0.040017	11.75814	0.0000
	0.1	0.422674	0.042367	9.976563	0.0000
	0.9	0.253362	0.061747	4.103206	0.0000
	0.95	0.249057	0.066473	3.746723	0.0002
	0.99	0.029233	0.019106	1.52998	0.1262

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERDRC C BG COERDRC(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03704	0.001811	-20.4485	0.0000
	0.05	-0.02187	0.001094	-19.9865	0.0000
	0.1	-0.01489	0.00094	-15.8416	0.0000
	0.9	0.01634	0.000819	19.95142	0.0000
	0.95	0.023955	0.001718	13.94051	0.0000
	0.99	0.041351	0.001796	23.02778	0.0000
BG	0.01	-0.00809	0.002745	-2.94901	0.0032
	0.05	-0.01041	0.00302	-3.44762	0.0006
	0.1	-0.01235	0.002267	-5.44467	0.0000
	0.9	0.000996	0.001556	0.640483	0.5220
	0.95	0.009605	0.002748	3.49493	0.0005
	0.99	0.005515	0.002699	2.043524	0.0412
COERDRC(-1)	0.01	0.254598	0.076459	3.329874	0.0009
	0.05	0.498531	0.032934	15.13723	0.0000
	0.1	0.409215	0.033591	12.18224	0.0000
	0.9	0.343216	0.031228	10.99059	0.0000
	0.95	0.272528	0.059453	4.583934	0.0000
	0.99	0.030608	0.029266	1.045836	0.2958

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERFPT C BG COERFPT(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03592	0.001485	-24.1951	0.0000
	0.05	-0.02368	0.002043	-11.5928	0.0000
	0.1	-0.01529	0.000917	-16.6766	0.0000
	0.9	0.014963	0.000907	16.49749	0.0000
	0.95	0.02386	0.001856	12.85876	0.0000
	0.99	0.041413	0.001315	31.49929	0.0000
BG	0.01	-0.0095	0.002559	-3.71253	0.0002
	0.05	-0.0116	0.005043	-2.3009	0.0215
	0.1	-0.01417	0.002174	-6.51779	0.0000
	0.9	0.005288	0.00271	1.951455	0.0512
	0.95	0.009665	0.002934	3.294329	0.0010
	0.99	0.003568	0.002184	1.633568	0.1026
COERFPT(-1)	0.01	0.226019	0.034305	6.588595	0.0000
	0.05	0.35289	0.133044	2.652424	0.0081
	0.1	0.352785	0.035461	9.948425	0.0000
	0.9	0.255009	0.059386	4.294105	0.0000
	0.95	0.264873	0.045745	5.790179	0.0000
	0.99	0.017878	0.01997	0.895229	0.3708

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERGMD C BG COERGMD(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03755	0.001606	-23.3768	0.0000
	0.05	-0.02477	0.001716	-14.4308	0.0000
	0.1	-0.01586	0.000993	-15.976	0.0000
	0.9	0.017832	0.000987	18.06014	0.0000
	0.95	0.025431	0.001433	17.74758	0.0000
	0.99	0.040857	0.001363	29.96959	0.0000
BG	0.01	-0.00812	0.003025	-2.68407	0.0074
	0.05	-0.00966	0.003168	-3.04956	0.0023
	0.1	-0.01262	0.002688	-4.69384	0.0000
	0.9	-0.00024	0.001969	-0.1235	0.9017
	0.95	0.006658	0.00388	1.716101	0.0864
	0.99	0.003104	0.002691	1.153543	0.2489
COERGMD(-1)	0.01	0.217795	0.063488	3.430494	0.0006
	0.05	0.378921	0.079564	4.762488	0.0000
	0.1	0.387581	0.043206	8.970438	0.0000
	0.9	0.315538	0.043956	7.178449	0.0000
	0.95	0.299607	0.047591	6.295401	0.0000
	0.99	0.055738	0.027093	2.057292	0.0398

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERITA C BG COERITA(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03821	0.001907	-20.0299	0.0000
	0.05	-0.02361	0.00184	-12.8344	0.0000
	0.1	-0.01513	0.000844	-17.9307	0.0000
	0.9	0.017221	0.000795	21.6477	0.0000
	0.95	0.02526	0.00145	17.42451	0.0000
	0.99	0.041487	0.001501	27.64123	0.0000
BG	0.01	-0.00662	0.002387	-2.77315	0.0056
	0.05	-0.01578	0.003609	-4.3729	0.0000
	0.1	-0.01444	0.002413	-5.98231	0.0000
	0.9	-0.0003	0.00193	-0.15476	0.8770
	0.95	0.007962	0.002737	2.909377	0.0037
	0.99	0.005747	0.003749	1.532871	0.1255
COERITA(-1)	0.01	0.232644	0.094857	2.452576	0.0143
	0.05	0.40395	0.07793	5.183475	0.0000
	0.1	0.393234	0.037117	10.5945	0.0000
	0.9	0.339816	0.035559	9.556363	0.0000
	0.95	0.288955	0.042457	6.805757	0.0000
	0.99	0.049287	0.031127	1.583443	0.1135

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERKDC C BG COERKDC(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03535	0.001808	-19.5488	0.0000
	0.05	-0.01998	0.001637	-12.2063	0.0000
	0.1	-0.01279	0.000855	-14.9635	0.0000
	0.9	0.014695	0.000954	15.39952	0.0000
	0.95	0.024012	0.001309	18.34577	0.0000
	0.99	0.040078	0.00158	25.3668	0.0000
BG	0.01	-0.00928	0.002639	-3.51585	0.0005
	0.05	-0.01624	0.003428	-4.73885	0.0000
	0.1	-0.01478	0.0029	-5.09651	0.0000
	0.9	0.002025	0.001563	1.295795	0.1952
	0.95	0.003858	0.007414	0.520319	0.6029
	0.99	0.005398	0.002041	2.645229	0.0082
COERKDC(-1)	0.01	0.2864	0.063546	4.50696	0.0000
	0.05	0.341526	0.146412	2.332638	0.0198
	0.1	0.35555	0.031545	11.27103	0.0000
	0.9	0.348381	0.032608	10.68398	0.0000
	0.95	0.351273	0.062337	5.635107	0.0000
	0.99	-0.01471	0.021723	-0.67715	0.4984

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERPVD C BG COERPVD(-1)					
Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERHNX C BG COERHNX(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03656	0.001502	-24.3313	0.0000
	0.05	-0.02381	0.001651	-14.4228	0.0000
	0.1	-0.0154	0.000755	-20.398	0.0000
	0.9	0.017446	0.00088	19.81492	0.0000
	0.95	0.024692	0.001708	14.46043	0.0000
	0.99	0.04176	0.00162	25.78415	0.0000
BG	0.01	-0.00864	0.002722	-3.17317	0.0015
	0.05	-0.01486	0.002721	-5.46126	0.0000
	0.1	-0.0161	0.003646	-4.4173	0.0000
	0.9	0.00035	0.001903	0.183692	0.8543
	0.95	0.006812	0.003438	1.981529	0.0477
	0.99	0.004782	0.003497	1.367474	0.1717
COERHNX(-1)	0.01	0.248828	0.04846	5.134743	0.0000
	0.05	0.336758	0.054015	6.234531	0.0000
	0.1	0.287378	0.053669	5.354625	0.0000
	0.9	0.302415	0.035849	8.435731	0.0000
	0.95	0.316865	0.054777	5.78462	0.0000
	0.99	0.05556	0.031692	1.753125	0.0798

	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03794	0.001859	-20.4109	0.0000
	0.05	-0.02421	0.001632	-14.8413	0.0000
	0.1	-0.01497	0.000941	-15.9049	0.0000
	0.9	0.016875	0.000954	17.67988	0.0000
	0.95	0.023579	0.001685	13.99279	0.0000
	0.99	0.040883	0.001515	26.98434	0.0000
BG	0.01	-0.00688	0.003072	-2.24062	0.0252
	0.05	-0.01279	0.002704	-4.73064	0.0000
	0.1	-0.01445	0.003572	-4.04567	0.0001
	0.9	0.002749	0.002531	1.086272	0.2775
	0.95	0.009488	0.0025	3.795656	0.0002
	0.99	0.003012	0.002289	1.31557	0.1885
COERPVD(-1)	0.01	0.205687	0.081447	2.52541	0.0117
	0.05	0.241778	0.044601	5.420908	0.0000
	0.1	0.328062	0.044286	7.407851	0.0000
	0.9	0.299736	0.05052	5.932971	0.0000
	0.95	0.30108	0.040045	7.518622	0.0000
	0.99	0.054397	0.029391	1.850765	0.0644

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERREE C BG COERREE(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03752	0.001662	-22.572	0.0000
	0.05	-0.02469	0.001616	-15.2788	0.0000
	0.1	-0.01692	0.001014	-16.6808	0.0000
	0.9	0.017724	0.000908	19.51592	0.0000
	0.95	0.026432	0.00144	18.35263	0.0000
	0.99	0.041446	0.001465	28.29407	0.0000
BG	0.01	-0.00772	0.002777	-2.78	0.0055
	0.05	-0.01034	0.003226	-3.20445	0.0014
	0.1	-0.01134	0.002683	-4.22781	0.0000
	0.9	0.002141	0.002879	0.743594	0.4572
	0.95	0.007404	0.00269	2.752936	0.0060
	0.99	0.005379	0.002875	1.871031	0.0615
COERREE(-1)	0.01	0.245743	0.064981	3.7818	0.0002
	0.05	0.374237	0.064774	5.777545	0.0000
	0.1	0.386689	0.042453	9.108745	0.0000
	0.9	0.311739	0.046856	6.653105	0.0000
	0.95	0.253086	0.037827	6.690592	0.0000
	0.99	0.028505	0.024387	1.168866	0.2426

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERSTB C BG COERSTB(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.036	0.001601	-22.4928	0.0000
	0.05	-0.02114	0.002133	-9.91121	0.0000
	0.1	-0.01397	0.001002	-13.9363	0.0000
	0.9	0.014386	0.001204	11.94366	0.0000
	0.95	0.022626	0.001561	14.49826	0.0000
	0.99	0.042092	0.001252	33.6155	0.0000
BG	0.01	-0.0094	0.002666	-3.52511	0.0004
	0.05	-0.01624	0.002673	-6.07411	0.0000
	0.1	-0.01558	0.00278	-5.60509	0.0000
	0.9	0.006697	0.002608	2.568128	0.0103
	0.95	0.010972	0.003136	3.498767	0.0005
	0.99	0.004172	0.002064	2.021459	0.0434
COERSTB(-1)	0.01	0.228135	0.041246	5.531016	0.0000
	0.05	0.257639	0.059781	4.309713	0.0000
	0.1	0.356387	0.037701	9.453	0.0000
	0.9	0.269583	0.051592	5.225253	0.0000
	0.95	0.274899	0.057419	4.78757	0.0000
	0.99	0.030341	0.01563	1.941204	0.0524

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERVNM C BG COERVNM(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03492	0.001503	-23.2285	0.0000
	0.05	-0.02226	0.001778	-12.5165	0.0000
	0.1	-0.01282	0.000929	-13.7938	0.0000
	0.9	0.012761	0.000944	13.51492	0.0000
	0.95	0.023392	0.001956	11.96019	0.0000
	0.99	0.04004	0.001524	26.27479	0.0000
BG	0.01	-0.01003	0.003041	-3.29874	0.0010
	0.05	-0.01235	0.003091	-3.99607	0.0001
	0.1	-0.01513	0.002923	-5.17608	0.0000
	0.9	0.006351	0.002499	2.541156	0.0111
	0.95	0.009697	0.003044	3.186034	0.0015
	0.99	0.00585	0.001988	2.942559	0.0033
COERVNM(-1)	0.01	0.273418	0.038821	7.042969	0.0000
	0.05	0.325719	0.086769	3.753865	0.0002
	0.1	0.346746	0.037032	9.363452	0.0000
	0.9	0.269979	0.048637	5.5509	0.0000
	0.95	0.242789	0.054773	4.43264	0.0000
	0.99	0.008481	0.016588	0.511267	0.6092

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERVSH C BG COERVSH(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03656	0.001729	-21.1475	0.0000
	0.05	-0.02342	0.001706	-13.7293	0.0000
	0.1	-0.01545	0.001032	-14.9711	0.0000
	0.9	0.015549	0.001041	14.94218	0.0000
	0.95	0.023029	0.001325	17.37561	0.0000
	0.99	0.039932	0.001507	26.49917	0.0000
BG	0.01	-0.00864	0.002685	-3.21726	0.0013
	0.05	-0.0109	0.004716	-2.31119	0.0210
	0.1	-0.01157	0.003072	-3.7679	0.0002
	0.9	0.002801	0.002433	1.151146	0.2499
	0.95	0.008443	0.003717	2.271249	0.0233
	0.99	0.006331	0.002099	3.015736	0.0026
COERVSH(-1)	0.01	0.248828	0.057236	4.347366	0.0000
	0.05	0.408105	0.055563	7.344949	0.0000
	0.1	0.361449	0.04561	7.924856	0.0000
	0.9	0.29661	0.049948	5.93831	0.0000
	0.95	0.317557	0.037542	8.458626	0.0000
	0.99	0.01465	0.019509	0.750927	0.4528

Quantile Process Estimates					
Equation: UNTITLED					
Specification: COERHNX C BG COERHNX(-1)					
	Quantile	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.01	-0.03656	0.001502	-24.3313	0.0000
	0.05	-0.02381	0.001651	-14.4228	0.0000
	0.1	-0.0154	0.000755	-20.398	0.0000
	0.9	0.017446	0.00088	19.81492	0.0000
	0.95	0.024692	0.001708	14.46043	0.0000
	0.99	0.04176	0.00162	25.78415	0.0000
BG	0.01	-0.00864	0.002722	-3.17317	0.0015
	0.05	-0.01486	0.002721	-5.46126	0.0000
	0.1	-0.0161	0.003646	-4.4173	0.0000
	0.9	0.00035	0.001903	0.183692	0.8543
	0.95	0.006812	0.003438	1.981529	0.0477
	0.99	0.004782	0.003497	1.367474	0.1717
COERHNX(-1)	0.01	0.248828	0.04846	5.134743	0.0000
	0.05	0.336758	0.054015	6.234531	0.0000
	0.1	0.287378	0.053669	5.354625	0.0000
	0.9	0.302415	0.035849	8.435731	0.0000
	0.95	0.316865	0.054777	5.78462	0.0000
	0.99	0.05556	0.031692	1.753125	0.0798

Phụ lục 3: Lược đồ tương quan của các chuỗi lợi suất

Chuỗi RCII

Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.155	0.155	36.022	0.000
		2 0.032	0.008	37.530	0.000
		3 0.039	0.034	39.803	0.000
		4 0.024	0.013	40.643	0.000
		5 0.047	0.042	43.998	0.000
		6 0.015	0.000	44.344	0.000
		7 -0.077	-0.084	53.162	0.000
		8 -0.013	0.008	53.407	0.000
		9 -0.003	-0.001	53.418	0.000
		10 0.051	0.056	57.262	0.000
		11 -0.011	-0.026	57.429	0.000
		12 0.045	0.035	60.411	0.000

Chuỗi RDHG

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.036	0.036	1.9321	0.165
		2 -0.019	-0.020	2.4481	0.294
		3 -0.042	-0.041	5.1123	0.164
		4 -0.008	-0.005	5.1991	0.267
		5 0.007	0.006	5.2733	0.383
		6 -0.007	-0.009	5.3475	0.500
		7 -0.035	-0.035	7.2218	0.406
		8 -0.002	0.001	7.2256	0.512
		9 0.003	0.001	7.2371	0.612
		10 0.006	0.003	7.2937	0.697

Chuỗi RDRC

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.168	0.168	42.291	0.000
		2 0.068	0.041	49.202	0.000
		3 0.047	0.030	52.519	0.000
		4 0.105	0.092	68.874	0.000
		5 0.032	-0.003	70.360	0.000
		6 0.035	0.021	72.203	0.000
		7 0.054	0.040	76.500	0.000
		8 0.072	0.047	84.224	0.000
		9 0.001	-0.026	84.225	0.000
		10 -0.019	-0.028	84.751	0.000
		11 -0.012	-0.016	84.976	0.000
		12 0.031	0.027	86.412	0.000
		13 0.034	0.028	88.110	0.000
		14 0.022	0.012	88.847	0.000



Chuỗi RFPT

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.143	0.143	30.351	0.000
		2 0.004	-0.017	30.371	0.000
		3 0.027	0.029	31.434	0.000
		4 0.040	0.033	33.856	0.000
		5 -0.011	-0.021	34.023	0.000
		6 0.021	0.026	34.655	0.000
		7 -0.025	-0.035	35.609	0.000
		8 -0.018	-0.010	36.091	0.000
		9 -0.047	-0.044	39.384	0.000
		10 -0.020	-0.008	39.968	0.000
		11 0.013	0.021	40.235	0.000
		12 -0.005	-0.009	40.269	0.000
		13 0.023	0.031	41.068	0.000
		14 0.063	0.056	47.141	0.000



Chuỗi RGMD

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.228	0.228	77.977	0.000
		2	0.077	0.026	86.874	0.000
		3	0.064	0.043	92.922	0.000
		4	0.052	0.029	97.022	0.000
		5	0.055	0.035	101.56	0.000
		6	-0.002	-0.029	101.57	0.000
		7	-0.042	-0.045	104.26	0.000
		8	0.001	0.017	104.26	0.000
		9	0.006	0.005	104.32	0.000
		10	0.000	-0.001	104.32	0.000
		11	0.007	0.011	104.39	0.000
		12	-0.002	-0.003	104.40	0.000
		13	0.058	0.059	109.42	0.000
		14	0.035	0.008	111.29	0.000



Chuỗi RHNX

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.174	0.174	45.419	0.000
		2	0.010	-0.021	45.571	0.000
		3	0.022	0.025	46.313	0.000
		4	0.089	0.083	58.108	0.000
		5	0.083	0.055	68.370	0.000
		6	-0.008	-0.032	68.459	0.000
		7	-0.021	-0.017	69.139	0.000
		8	0.019	0.017	69.654	0.000
		9	0.037	0.021	71.752	0.000
		10	-0.020	-0.032	72.326	0.000
		11	-0.025	-0.010	73.229	0.000
		12	0.005	0.010	73.266	0.000
		13	0.053	0.045	77.533	0.000
		14	0.000	0.000	77.533	0.000



Chuỗi RKDC

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.173	0.173	44.634	0.000
		2	0.043	0.014	47.459	0.000
		3	-0.002	-0.013	47.468	0.000
		4	0.046	0.050	50.685	0.000
		5	0.026	0.010	51.666	0.000
		6	0.051	0.043	55.539	0.000
		7	0.037	0.022	57.592	0.000
		8	0.053	0.041	61.863	0.000
		9	0.048	0.032	65.277	0.000
		10	0.024	0.006	66.179	0.000
		11	0.019	0.010	66.699	0.000
		12	-0.011	-0.023	66.891	0.000
		13	0.013	0.012	67.139	0.000

Chuỗi RPVD

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.111	0.111	18.365	0.000
		2	0.035	0.023	20.179	0.000
		3	-0.035	-0.041	21.972	0.000
		4	0.005	0.013	22.011	0.000
		5	0.002	0.002	22.017	0.001
		6	0.002	0.000	22.025	0.001
		7	-0.003	-0.003	22.042	0.002
		8	0.005	0.006	22.076	0.005
		9	-0.004	-0.005	22.100	0.009
		10	0.004	0.005	22.129	0.014
		11	-0.002	-0.002	22.134	0.023
		12	0.011	0.010	22.301	0.034
		13	-0.007	-0.009	22.372	0.050
		14	0.009	0.009	22.505	0.069

Chuỗi RREE

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.110	0.110	18.018	0.000
		2 0.045	0.033	21.035	0.000
		3 0.039	0.031	23.351	0.000
		4 0.055	0.047	27.933	0.000
		5 0.041	0.029	30.501	0.000
		6 0.035	0.024	32.366	0.000
		7 0.008	-0.003	32.467	0.000
		8 -0.013	-0.020	32.710	0.000
		9 0.013	0.011	32.951	0.000
		10 -0.003	-0.008	32.963	0.000
		11 -0.014	-0.015	33.244	0.000
		12 0.045	0.049	36.322	0.000
		13 0.008	0.000	36.427	0.001

Chuỗi RSTB

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.177	0.177	46.628	0.000
		2 0.055	0.025	51.152	0.000
		3 0.037	0.024	53.245	0.000
		4 0.047	0.036	56.507	0.000
		5 0.023	0.007	57.285	0.000
		6 0.022	0.013	57.979	0.000
		7 -0.016	-0.026	58.355	0.000
		8 0.018	0.022	58.829	0.000
		9 0.000	-0.007	58.829	0.000
		10 0.033	0.034	60.509	0.000
		11 0.020	0.009	61.088	0.000
		12 0.008	0.000	61.184	0.000
		13 0.009	0.006	61.314	0.000
		14 0.012	0.005	61.521	0.000

Chuỗi RVNINDEX

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.284	0.284	120.60	0.000
		2 0.025	-0.060	121.57	0.000
		3 0.025	0.038	122.54	0.000
		4 0.107	0.099	139.74	0.000
		5 0.069	0.011	146.78	0.000
		6 0.021	0.002	147.46	0.000
		7 0.010	0.004	147.62	0.000
		8 0.025	0.012	148.56	0.000
		9 -0.004	-0.024	148.58	0.000
		10 -0.011	-0.005	148.75	0.000
		11 -0.003	0.000	148.76	0.000
		12 0.041	0.041	151.32	0.000
		13 0.063	0.045	157.28	0.000
		14 0.029	0.003	158.57	0.000



























Chuỗi RVNM

Sample: 1 1491
Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.047	0.047	3.2597	0.071
		2 -0.039	-0.041	5.5151	0.063
		3 0.029	0.033	6.7420	0.081
		4 0.019	0.014	7.2723	0.122
		5 -0.015	-0.014	7.6073	0.179
		6 -0.020	-0.018	8.2039	0.224
		7 0.032	0.032	9.7844	0.201
		8 -0.037	-0.042	11.855	0.158
		9 0.010	0.019	12.012	0.213
		10 0.017	0.011	12.445	0.256
		11 0.007	0.007	12.516	0.326
		12 0.021	0.023	13.196	0.355
		13 -0.010	-0.012	13.336	0.422
		14 -0.024	-0.025	14.219	0.434

Chuỗi RITA























Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.111	0.111	18.291	0.000
		2 0.047	0.035	21.555	0.000
		3 0.014	0.005	21.839	0.000
		4 0.077	0.075	30.755	0.000
		5 -0.003	-0.020	30.768	0.000
		6 -0.000	-0.004	30.768	0.000
		7 0.024	0.025	31.617	0.000
		8 -0.004	-0.015	31.638	0.000
		9 0.009	0.011	31.751	0.000
		10 0.003	0.002	31.764	0.000
		11 0.012	0.007	31.979	0.001
		12 -0.014	-0.015	32.293	0.001
		13 -0.014	-0.013	32.583	0.002

Chuỗi RVSH

Sample: 1 1491

Included observations: 1491

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.145	0.145	31.204	0.000
		2 0.000	-0.022	31.204	0.000
		3 -0.047	-0.045	34.573	0.000
		4 0.047	0.062	37.939	0.000
		5 0.041	0.024	40.400	0.000
		6 0.022	0.011	41.113	0.000
		7 0.026	0.028	42.101	0.000
		8 0.024	0.018	42.967	0.000
		9 0.007	0.000	43.051	0.000
		10 0.001	0.000	43.052	0.000
		11 0.013	0.012	43.299	0.000

Phụ lục 4. Tương quan bình phương phần dư

RCII

Included observations: 1490

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.075	0.075	8.4105	
		2	0.015	0.010	8.7572	0.003
		3	0.014	0.012	9.0590	0.011
		4	0.006	0.004	9.1070	0.028
		5	0.003	0.002	9.1221	0.058
		6	0.011	0.011	9.3132	0.097
		7	0.009	0.008	9.4476	0.150
		8	0.008	0.006	9.5391	0.216
		9	0.013	0.011	9.7859	0.280
		10	0.006	0.004	9.8461	0.363
		11	-0.003	-0.005	9.8615	0.453
		12	0.003	0.003	9.8774	0.541
		13	0.001	0.000	9.8786	0.627
		14	-0.004	-0.004	9.8975	0.702

RFPT

Included observations: 1490

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.042	0.042	2.6010	
		2	0.016	0.014	2.9864	0.084
		3	0.007	0.005	3.0508	0.218
		4	0.011	0.011	3.2480	0.355
		5	0.010	0.009	3.3947	0.494
		6	0.010	0.009	3.5414	0.617
		7	0.010	0.008	3.6790	0.720
		8	0.001	-0.001	3.6796	0.816
		9	0.007	0.007	3.7624	0.878
		10	0.009	0.008	3.8853	0.919
		11	0.016	0.014	4.2505	0.935
		12	-0.002	-0.003	4.2545	0.962
		13	0.010	0.010	4.4084	0.975

RGMD



























Included observations: 1490

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.036	0.036	1.8881	
		2	0.009	0.008	2.0146	0.156
		3	0.017	0.016	2.4232	0.298
		4	0.012	0.011	2.6286	0.453
		5	0.018	0.017	3.1177	0.538
		6	0.005	0.003	3.1541	0.676
		7	0.008	0.007	3.2413	0.778
		8	0.010	0.009	3.3862	0.847
		9	0.005	0.004	3.4218	0.905
		10	0.001	-0.000	3.4232	0.945
		11	0.024	0.023	4.2636	0.935
		12	0.012	0.010	4.4802	0.954

























RKDC

Included observations: 1490
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.034	0.034	1.7758	
		2	0.012	0.011	2.0051	0.157
		3	0.005	0.004	2.0461	0.359
		4	0.005	0.004	2.0799	0.556
		5	0.029	0.029	3.3800	0.496
		6	0.011	0.008	3.5457	0.616
		7	0.030	0.029	4.9396	0.552
		8	0.028	0.026	6.1134	0.527
		9	0.021	0.018	6.7478	0.564
		10	0.004	0.001	6.7759	0.660
		11	0.013	0.011	7.0121	0.724
		12	0.004	0.001	7.0380	0.796
		13	0.007	0.004	7.1033	0.851





































RITA

Included observations: 1487
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.037	0.037	2.0234	
		2	0.010	0.009	2.1791	
		3	0.000	-0.000	2.1794	0.140
		4	0.010	0.010	2.3205	0.313
		5	0.002	0.001	2.3250	0.508
		6	0.015	0.015	2.6519	0.618
		7	0.009	0.008	2.7845	0.733
		8	0.000	-0.001	2.7848	0.835
		9	-0.001	-0.002	2.7878	0.904
		10	-0.005	-0.005	2.8205	0.945
		11	0.002	0.003	2.8299	0.971
		12	0.013	0.013	3.0887	0.979





































RHNX

Included observations: 1487
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.195	0.195	56.902	
		2	0.244	0.214	145.36	
		3	0.133	0.058	171.69	0.000
		4	0.112	0.035	190.37	0.000
		5	0.149	0.096	223.54	0.000
		6	0.108	0.041	240.83	0.000
		7	0.136	0.064	268.36	0.000
		8	0.112	0.042	287.08	0.000
		9	0.084	0.007	297.69	0.000
		10	0.106	0.041	314.46	0.000
		11	0.095	0.036	328.14	0.000
		12	0.075	0.002	336.64	0.000
		13	0.144	0.088	367.68	0.000
		14	0.078	0.006	376.76	0.000
		15	0.099	0.018	391.53	0.000
		16	0.057	-0.009	396.51	0.000
		17	0.110	0.057	414.70	0.000
		18	0.159	0.101	452.96	0.000

RVNINDEX



Included observations: 1487
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.180	0.180	48.507	
		2	0.254	0.229	144.79	
		3	0.194	0.128	201.15	0.000
		4	0.203	0.116	262.71	0.000
		5	0.177	0.080	309.40	0.000
		6	0.152	0.044	343.89	0.000
		7	0.173	0.072	388.41	0.000
		8	0.132	0.026	414.31	0.000
		9	0.151	0.048	448.68	0.000
		10	0.172	0.078	493.08	0.000
		11	0.157	0.052	530.10	0.000
		12	0.169	0.059	572.96	0.000
		13	0.157	0.044	610.13	0.000
		14	0.177	0.059	657.17	0.000
		15	0.144	0.021	688.15	0.000
		16	0.119	-0.011	709.39	0.000
		17	0.160	0.047	748.15	0.000
		18	0.150	0.041	781.88	0.000

RBVH

Included observations: 881

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.203	0.203	36.466	
		2	0.138	0.100	53.215	0.000
		3	0.156	0.116	74.790	0.000
		4	0.090	0.031	81.994	0.000
		5	0.073	0.026	86.765	0.000
		6	0.058	0.014	89.743	0.000
		7	0.022	-0.014	90.161	0.000
		8	0.027	0.006	90.812	0.000
		9	0.092	0.079	98.372	0.000
		10	0.047	0.013	100.34	0.000
		11	-0.018	-0.051	100.62	0.000
		12	0.011	-0.005	100.73	0.000
		13	-0.012	-0.023	100.85	0.000
		14	0.024	0.030	101.35	0.000
		15	0.001	-0.008	101.35	0.000
		16	-0.005	-0.002	101.37	0.000
		17	0.025	0.026	101.95	0.000
		18	-0.008	-0.025	102.01	0.000

RCTG

Sample: 4 867

Included observations: 864

Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.082	0.082	5.7962	
		2	0.027	0.021	6.4395	
		3	0.015	0.011	6.6321	
		4	0.060	0.058	9.7971	0.002
		5	0.006	-0.004	9.8330	0.007
		6	-0.000	-0.003	9.8330	0.020
		7	0.001	0.000	9.8339	0.043
		8	0.022	0.019	10.250	0.068
		9	0.008	0.005	10.309	0.112
		10	0.039	0.038	11.638	0.113
		11	0.010	0.004	11.729	0.164
		12	-0.002	-0.008	11.734	0.229
		13	0.005	0.004	11.757	0.302
		14	0.029	0.024	12.501	0.327
		15	-0.002	-0.007	12.504	0.406
		16	0.022	0.022	12.914	0.454
		17	0.004	0.000	12.930	0.532

RDIG

Sample: 2 843

Included observations: 842

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)



































Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.050	0.050	2.1238	
		2	0.014	0.012	2.2902	0.130
		3	0.002	0.001	2.2933	0.318
		4	0.001	0.001	2.2941	0.514
		5	0.001	0.001	2.2946	0.682
		6	0.007	0.007	2.3369	0.801
		7	0.014	0.013	2.5023	0.868
		8	0.002	0.001	2.5065	0.927
		9	0.023	0.022	2.9502	0.937
		10	-0.013	-0.016	3.1030	0.960
		11	-0.008	-0.007	3.1618	0.977
		12	0.000	0.001	3.1619	0.988
		13	-0.008	-0.008	3.2143	0.994
		14	-0.001	-0.001	3.2161	0.997
		15	0.004	0.004	3.2284	0.999

RDPM

Sample: 4 1283

Included observations: 1280

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)































Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.242	0.242	75.394	
		2	0.242	0.195	150.85	
		3	0.155	0.067	181.70	0.000
		4	0.174	0.095	220.73	0.000
		5	0.147	0.062	248.51	0.000
		6	0.166	0.080	283.96	0.000
		7	0.141	0.048	309.74	0.000
		8	0.097	-0.004	321.98	0.000
		9	0.083	0.001	330.92	0.000
		10	0.115	0.051	348.03	0.000
		11	0.117	0.045	365.66	0.000
		12	0.090	0.006	376.25	0.000
		13	0.077	0.001	383.89	0.000
		14	0.074	0.010	390.90	0.000
		15	0.110	0.057	406.59	0.000
		16	0.057	-0.019	410.81	0.000
		17	0.117	0.055	428.48	0.000

REIB

Sample: 2 795

Included observations: 794

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)























Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.043	0.043	1.5030	
		2	0.031	0.029	2.2817	0.131
		3	0.024	0.021	2.7332	0.255
		4	0.004	0.001	2.7469	0.432
		5	-0.001	-0.002	2.7474	0.601
		6	-0.007	-0.008	2.7861	0.733
		7	-0.002	-0.002	2.7907	0.835
		8	-0.001	-0.001	2.7920	0.904
		9	0.005	0.006	2.8123	0.946
		10	0.007	0.007	2.8552	0.970
		11	-0.001	-0.002	2.8566	0.985
		12	0.012	0.011	2.9675	0.991
		13	-0.004	-0.005	2.9789	0.996
		14	0.012	0.012	3.0976	0.998
		15	-0.003	-0.004	3.1063	0.999

RHPG

Sample: 2 1275

Included observations: 1274

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.026	0.026	0.8307	
		2	0.001	0.000	0.8319	0.362
		3	-0.004	-0.004	0.8562	0.652
		4	-0.001	-0.001	0.8581	0.836
		5	-0.002	-0.002	0.8640	0.930
		6	0.006	0.006	0.9029	0.970
		7	0.000	-0.000	0.9029	0.989
		8	-0.005	-0.005	0.9340	0.996
		9	-0.001	-0.001	0.9348	0.999
		10	-0.003	-0.003	0.9472	1.000
		11	-0.006	-0.006	0.9920	1.000

RHSG

Sample: 12 1017

Included observations: 1006



Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.036	0.036	1.2896	
		2	0.046	0.045	3.4611	
		3	0.029	0.026	4.3371	
		4	0.022	0.019	4.8484	0.028
		5	0.030	0.026	5.7360	0.057
		6	0.047	0.043	8.0063	0.046
		7	0.019	0.012	8.3640	0.079
		8	0.003	-0.004	8.3707	0.137
		9	0.019	0.015	8.7570	0.188
		10	0.000	-0.004	8.7572	0.271
		11	0.048	0.044	11.074	0.198
		12	0.005	0.011	11.006	0.260

RIJC

Included observations: 676



Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.058	0.058	2.2509	
		2	0.013	0.009	2.3587	0.125
		3	0.011	0.010	2.4429	0.295
		4	0.012	0.011	2.5454	0.467
		5	-0.001	-0.002	2.5458	0.636
		6	-0.008	-0.009	2.5944	0.762
		7	0.010	0.011	2.6676	0.849
		8	0.001	-0.001	2.6679	0.914
		9	-0.007	-0.007	2.7060	0.951
		10	0.009	0.010	2.7586	0.973
		11	0.003	0.002	2.7645	0.986
		12	-0.007	-0.007	2.7942	0.993
		13	-0.005	-0.004	2.8142	0.997

RMBB

Sample: 1 293



Included observations: 293

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.087	0.087	2.2211	0.136
		2	0.106	0.100	5.5801	0.061
		3	0.116	0.101	9.6140	0.022
		4	0.119	0.095	13.868	0.008
		5	0.119	0.088	18.153	0.003
		6	0.010	-0.033	18.185	0.006
		7	0.109	0.074	21.769	0.003
		8	0.102	0.067	24.948	0.002
		9	0.061	0.021	26.075	0.002
		10	0.055	0.015	26.999	0.003
		11	0.075	0.040	28.744	0.002
		12	0.074	0.025	30.414	0.002
		13	0.066	0.031	31.775	0.003
		14	0.109	0.076	35.446	0.001
		15	0.022	-0.029	35.593	0.002

RMSN

Included observations: 787

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

































Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.215	0.215	36.655	
		2	0.176	0.135	61.032	0.000
		3	0.155	0.100	80.074	0.000
		4	0.087	0.020	86.093	0.000
		5	0.167	0.122	108.15	0.000
		6	0.180	0.114	133.82	0.000
		7	0.068	-0.027	137.48	0.000
		8	0.116	0.049	148.17	0.000
		9	0.054	-0.014	150.48	0.000
		10	0.008	-0.048	150.53	0.000
		11	0.089	0.047	156.85	0.000
		12	0.033	-0.012	157.70	0.000
		13	0.083	0.055	163.22	0.000
		14	0.088	0.037	169.39	0.000
		15	0.099	0.073	177.30	0.000
		16	0.108	0.054	186.71	0.000

ROGC

Sample: 3 669

Included observations: 667

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)





























Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.026	0.026	0.4366	
		2	0.046	0.046	1.8841	
		3	0.074	0.072	5.5369	0.019
		4	0.039	0.034	6.5693	0.037
		5	0.019	0.011	6.8130	0.078
		6	0.065	0.057	9.6715	0.046
		7	0.071	0.063	13.093	0.023
		8	0.011	0.001	13.180	0.040
		9	0.032	0.018	13.889	0.053
		10	0.077	0.063	17.873	0.022
		11	0.091	0.082	23.521	0.005
		12	-0.028	-0.045	24.040	0.007
		13	0.084	0.061	28.811	0.002
		14	0.031	0.013	29.468	0.003
		15	-0.024	-0.035	29.852	0.005
		16	0.047	0.027	31.349	0.005

RPVF

Sample: 8 1041

Included observations: 1034

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)































Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.077	0.077	6.1659	
		2	0.133	0.128	24.508	
		3	0.150	0.134	47.830	0.000
		4	0.161	0.133	74.934	0.000
		5	0.049	0.001	77.421	0.000
		6	0.069	0.015	82.384	0.000
		7	0.094	0.049	91.692	0.000
		8	0.087	0.049	99.509	0.000
		9	0.066	0.032	104.06	0.000
		10	0.119	0.079	118.97	0.000
		11	0.131	0.085	136.82	0.000
		12	0.088	0.035	144.86	0.000
		13	0.031	-0.035	145.86	0.000
		14	0.067	-0.003	150.54	0.000

RSBT

Sample: 5 1211

Included observations: 1207

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)



























Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.085	0.085	8.6854	
		2	0.117	0.111	25.274	
		3	0.093	0.076	35.799	0.000
		4	0.074	0.050	42.478	0.000
		5	0.051	0.024	45.579	0.000
		6	0.067	0.044	51.101	0.000
		7	0.055	0.032	54.810	0.000
		8	0.069	0.045	60.659	0.000
		9	0.079	0.053	68.281	0.000
		10	0.074	0.044	75.047	0.000
		11	0.033	-0.001	76.413	0.000
		12	0.087	0.057	85.728	0.000
		13	0.035	0.003	87.245	0.000
		14	0.033	0.000	88.572	0.000
		15	0.041	0.013	90.653	0.000

RVCB

Sample: 2 879

Included observations: 878

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.237	0.237	49.521	
		2	0.113	0.060	60.780	
		3	0.050	0.011	62.958	0.000
		4	0.069	0.052	67.162	0.000
		5	0.066	0.038	71.052	0.000
		6	0.067	0.037	74.986	0.000
		7	-0.000	-0.035	74.986	0.000
		8	0.023	0.019	75.446	0.000
		9	0.025	0.013	75.990	0.000
		10	0.032	0.015	76.875	0.000
		11	0.039	0.025	78.238	0.000
		12	0.026	0.006	78.824	0.000
		13	0.053	0.043	81.371	0.000

Phụ lục 5. Kết quả ước lượng hình GARCH-copula động của các chuỗi lợi suất với RVNINDEX

Copula	Hệ số	RCII	RFPT	RGMD	RKDC	RITA	RHNX
T-DCC	DF	13.6102	13.4555	18.9732	11.6544	12.7924	16.3427
	ALPHA	0.05	0.047	0.0768	0.0355	0.065	0.0383
	BETA	0.95	0.943	0.875	0.9645	0.9142	0.9554
	Akaike	-730.65	-925.668	-936.922	-535.775	-799.275	-1751.88
	BIC	-714.73	-909.746	-921	-519.853	-783.354	-1735.96
Gauss-DCC	ALPHA	0.028	0.044	0.0723	0.0306	0.023	0.0408
	BETA	0.9681	0.9412	0.8551	0.9584	0.9569	0.9513
	Akaike	-698.75	-903.451	-928.149	-530.647	-756.309	-1744.4
	BIC	-688.13	-892.836	-917.535	-520.033	-745.695	-1733.78
Clayton-vary	OMEGA	0.1275	0.0935	0.1559	0.1122	0.0977	0.0387
	ALPHA1	-0.7456	-0.5436	-0.842	-0.6755	-0.6986	-0.2008
	ALPHA2	0.9188	0.9614	0.8872	0.9542	0.2511	0.9868
	Akaike	-547.72	-687.67	-706.635	-429.387	-532.967	-1365.04
	BIC	-531.8	-671.749	-690.713	-413.466	-517.046	-1349.12
SJC-vary	OMEGA-UP	0.098	2.6387	3.3066	1.2695	2.5394	8.9312
	ALPHA1-UP	-0.4506	-10	-9.9594	-4.2606	-8.0196	1.356
	ALPHA2-UP	0.9717	-0.1882	-0.9201	-0.9996	-0.0878	5.6847
	OMEGA-LOW	1.3117	2.0463	2.3378	0.9326	0.1154	2.7446
	ALPHA1-LOW	-6.7198	-10	-9.9945	-5.5001	-0.6594	-0.0373
	ALPHA2-LOW	0.5239	0.334	-0.0442	0.8464	0.9383	-3.1622
	Akaike	-686.4	-819.354	-863.186	-492.337	-750.085	-1309.99
	BIC	-654.56	-787.511	-831.343	-460.494	-718.241	-1278.15

Phụ lục 6. Kết quả ước lượng mô hình GARCH

RBVH			RCTG			RDIG		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	-0.00025	0.8031	C	-0.00141	0.0246	C	-0.0025	0.0151
AR(1)	0.142602	0.0000	AR(3)	-0.5725	0.0000	AR(1)	0.154938	0.0007
			MA(3)	0.531944	0.0000			
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	0.000151	0.0041	C	4.00E-05	0.0000	C	0.000225	0.0000
RESID(-1)^2	0.222133	0.0007	RESID(-1)^2	0.226619	0.0000	RESID(-1)^2	0.461653	0.0000
GARCH(-1)	0.601012	0.0000	GARCH(-1)	0.733516	0.0000	GARCH(-1)	0.433396	0.0000

RDPM			REIB			RHPG		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	-0.00063	0.3334	C	-0.00057	0.3663	C	-0.00216	0.0325
AR(1)	0.085453	0.0036				AR(1)	0.125774	0.0001
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	5.40E-05	0.0000	C	0.000115	0.0000	C	0.000725	0.0000
RESID(-1)^2	0.212044	0.0000	RESID(-1)^2	0.240006	0.0000	RESID(-1)^2	0.177117	0.0000
GARCH(-1)	0.702183	0.0000	GARCH(-1)	0.44471	0.0000			

RHSG			RIJC			RMBB		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	-0.00116	0.3807	C	-0.00275	0.0191	C	-0.00108	0.2284
AR(1)	0.215811	0.0000	AR(1)	0.09949	0.0439			
AR(4)	0.085371	0.0058						
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	0.000109	0.0672	C	0.000136	0.0066	C	3.70E-05	0.0213
RESID(-1)^2	0.104982	0.0089	RESID(-1)^2	0.355621	0.0000	RESID(-1)^2	0.223905	0.0048
GARCH(-1)	0.772676	0.0000	GARCH(-1)	0.59809	0.0000	GARCH(-1)	0.711445	0.0000

RMSN			ROGC			RPVF		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	0.000885	0.3483	C	-0.00205	0.117	C	-0.00111	0.3176
AR(1)	0.174102	0.0000	AR(1)	0.125966	0.0016	AR(1)	0.156312	0.0000
						AR(7)	0.070918	0.0242
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	6.35E-05	0.0027	C	5.71E-05	0.1968	C	6.55E-05	0.0917
RESID(-1)^2	0.164602	0.0002	RESID(-1)^2	0.105937	0.0441	RESID(-1)^2	0.118272	0.0068
GARCH(-1)	0.726453	0.0000	GARCH(-1)	0.834101	0.0000	GARCH(-1)	0.812692	0.0000

RSBT			RVCB			RCII		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	-0.00036	0.6801	C	-0.00145	0.0159	C	-0.00074	0.284
AR(1)	0.153983	0.0000	AR(1)	0.033536	0.3723	AR(1)	0.141344	0.0000
AR(4)	0.052831	0.0714	MA(3)	-0.1169	0.0011			
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	6.85E-05	0.0006	C	0.000154	0.0000	C	3.09E-05	0.0002
RESID(-1)^2	0.14586	0.0000	RESID(-1)^2	0.299202	0.0000	RESID(-1)^2	0.227538	0.0000
GARCH(-1)	0.76254	0.0000	GARCH(-1)	0.396695	0.0000	GARCH(-1)	0.758045	0.0000

RFPT			RGMD			RKDC		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	-0.0002	0.8004	C	-0.00214	0.0033	C	-0.00141	0.0355
AR(1)	0.065206	0.0000	AR(1)	0.185913	0.0000	AR(1)	0.163562	0.0000
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	0.000126	0.0000	C	4.49E-05	0.0000			
RESID(-1)^2	0.334762	0.0000	RESID(-1)^2	0.24789	0.0000	RESID(-1)^2	0.014368	0.0000
GARCH(-1)	0.603916	0.0000	GARCH(-1)	0.715999	0.0000	GARCH(-1)	0.985632	0.0000

RITA			RHNX			RVNINDEX		
Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.	Variable	Coefficient	Prob.
C	-0.00156	0.0372	C	-0.00054	0.3195	C	-0.00038	0.427
AR(1)	0.121313	0.0000	AR(1)	0.145726	0.0000	AR(1)	0.246159	0.0000
Variance Equation			Variance Equation			Variance Equation		
C	5.61E-05	0.0002	C	2.86E-05	0.0000	C	1.11E-05	0.0006
RESID(-1)^2	0.239319	0.0000	RESID(-1)^2	0.220188	0.0000	RESID(-1)^2	0.175032	0.0000
GARCH(-1)	0.728945	0.0000	GARCH(-1)	0.738369	0.0000	GARCH(-1)	0.788232	0.0000

Phụ lục 7. Kết quả ước lượng mô hình CCC

❖ Các phương trình trung bình:

$$RCII = -0.00125401047294 + 0.0839002961242 * RCII(-1) + e$$

$$RFPT = -0.00160353921984 + 0.0605581155104 * RFPT(-1) + e$$

$$RGMD = -0.00253729651678 + 0.0860966474515 * RGMD(-1) + e$$

$$RKDC = -0.00101797052893 + 0.10143705969 * RKDC(-1) + e$$

$$RITA = -0.00207396143231 + 0.078632313595 * RITA(-1) + e$$

$$RVNINDEX = -0.000735170643729 + 0.119094618122 * RVNINDEX(-1) + e$$

❖ Các phương trình phương sai:

$$GARCH1 = 0.000105455532449 + 0.278904449294 * RESID1(-1)^2 + 0.664381961928 * GARCH1(-1)$$

Prob.	(0.000)	(0.000)	(0.000)
-------	---------	---------	---------

$$GARCH2 = 9.2133004015e-05 + 0.325559387907 * RESID2(-1)^2 + 0.576824849594 * GARCH2(-1)$$

Prob.	(0.000)	(0.000)	(0.000)
-------	---------	---------	---------

$$GARCH3 = 8.41890841123e-05 + 0.292234766559 * RESID3(-1)^2 + 0.672738965563 * GARCH3(-1)$$

Prob.	(0.000)	(0.000)	(0.000)
-------	---------	---------	---------

$$GARCH4 = 6.4231402351e-05 + 0.265810362863 * RESID4(-1)^2 + 0.691411014647 * GARCH4(-1)$$

Prob.	(0.000)	(0.000)	(0.000)
-------	---------	---------	---------

$$GARCH5 = 0.000132476015096 + 0.253438220487 * RESID5(-1)^2 + 0.667809573438 * GARCH5(-1)$$

Prob.	(0.000)	(0.000)	(0.000)
-------	---------	---------	---------

$$GARCH6 = 3.73793471141e-05 + 0.174654311498 * RESID6(-1)^2 + 0.748735668436 * GARCH6(-1)$$

Prob.	(0.000)	(0.000)	(0.000)
-------	---------	---------	---------

❖ Các phương trình hiệp phương sai:

$$COV1_2 = 0.498282334165 * SQRT(GARCH1 * GARCH2)$$

Prob.	(0.000)
-------	---------

$$\text{COV1_3} = 0.526742671525 * \text{SQRT}(\text{GARCH1} * \text{GARCH3})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV1_4} = 0.445011987939 * \text{SQRT}(\text{GARCH1} * \text{GARCH4})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV1_5} = 0.51451364586 * \text{SQRT}(\text{GARCH1} * \text{GARCH5})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV1_6} = 0.660144651063 * \text{SQRT}(\text{GARCH1} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV2_3} = 0.554149302091 * \text{SQRT}(\text{GARCH2} * \text{GARCH3})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV2_4} = 0.4600654794 * \text{SQRT}(\text{GARCH2} * \text{GARCH4})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV2_5} = 0.497339740627 * \text{SQRT}(\text{GARCH2} * \text{GARCH5})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV2_6} = 0.725294839971 * \text{SQRT}(\text{GARCH2} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV3_4} = 0.472885962835 * \text{SQRT}(\text{GARCH3} * \text{GARCH4})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV3_5} = 0.591013694372 * \text{SQRT}(\text{GARCH3} * \text{GARCH5})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV3_6} = 0.727263011566 * \text{SQRT}(\text{GARCH3} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

$$\text{COV4_5} = 0.45871954421 * \text{SQRT}(\text{GARCH4} * \text{GARCH5})$$

Prob. (0.000)

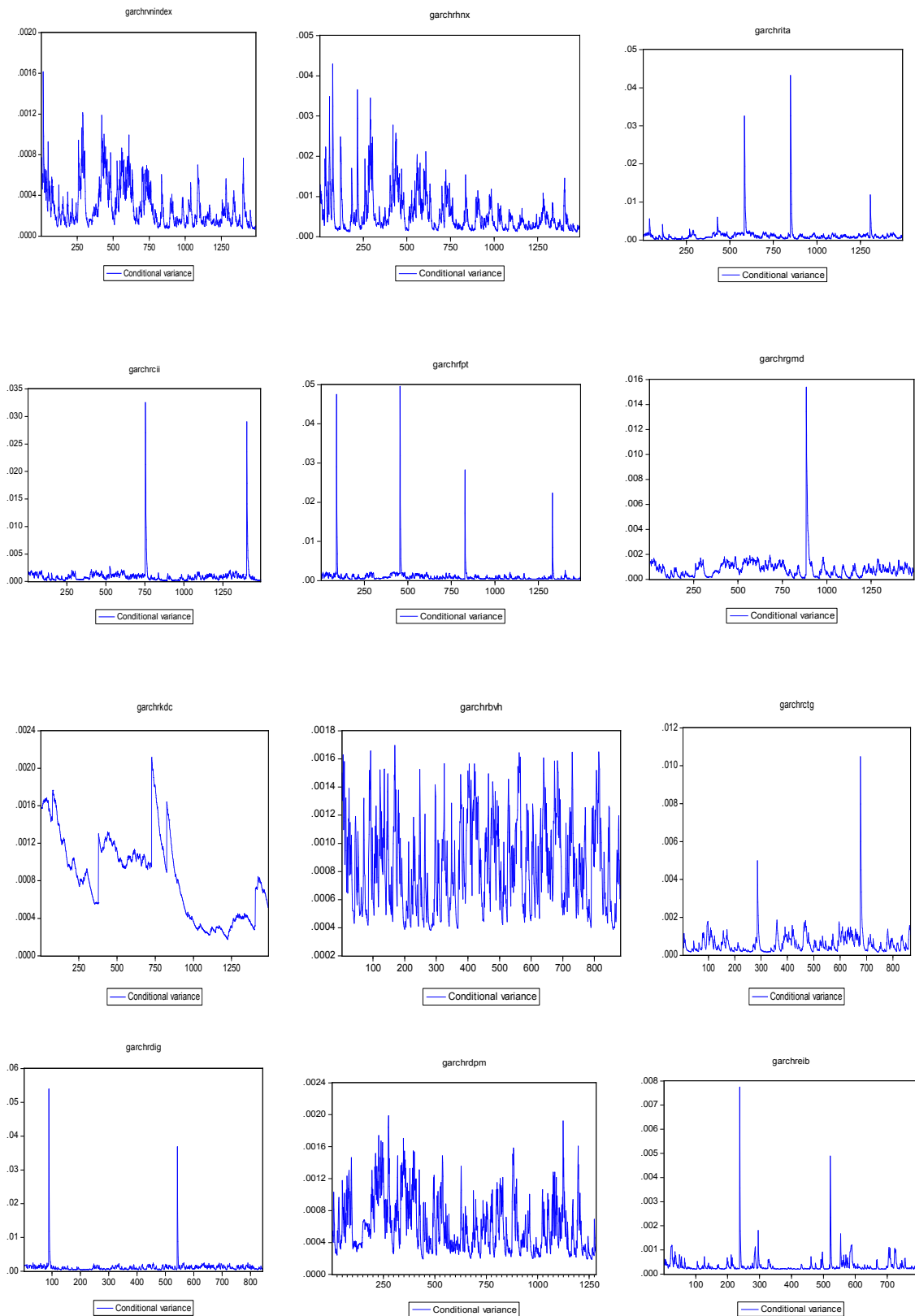
$$\text{COV4_6} = 0.614401341392 * \text{SQRT}(\text{GARCH4} * \text{GARCH6})$$

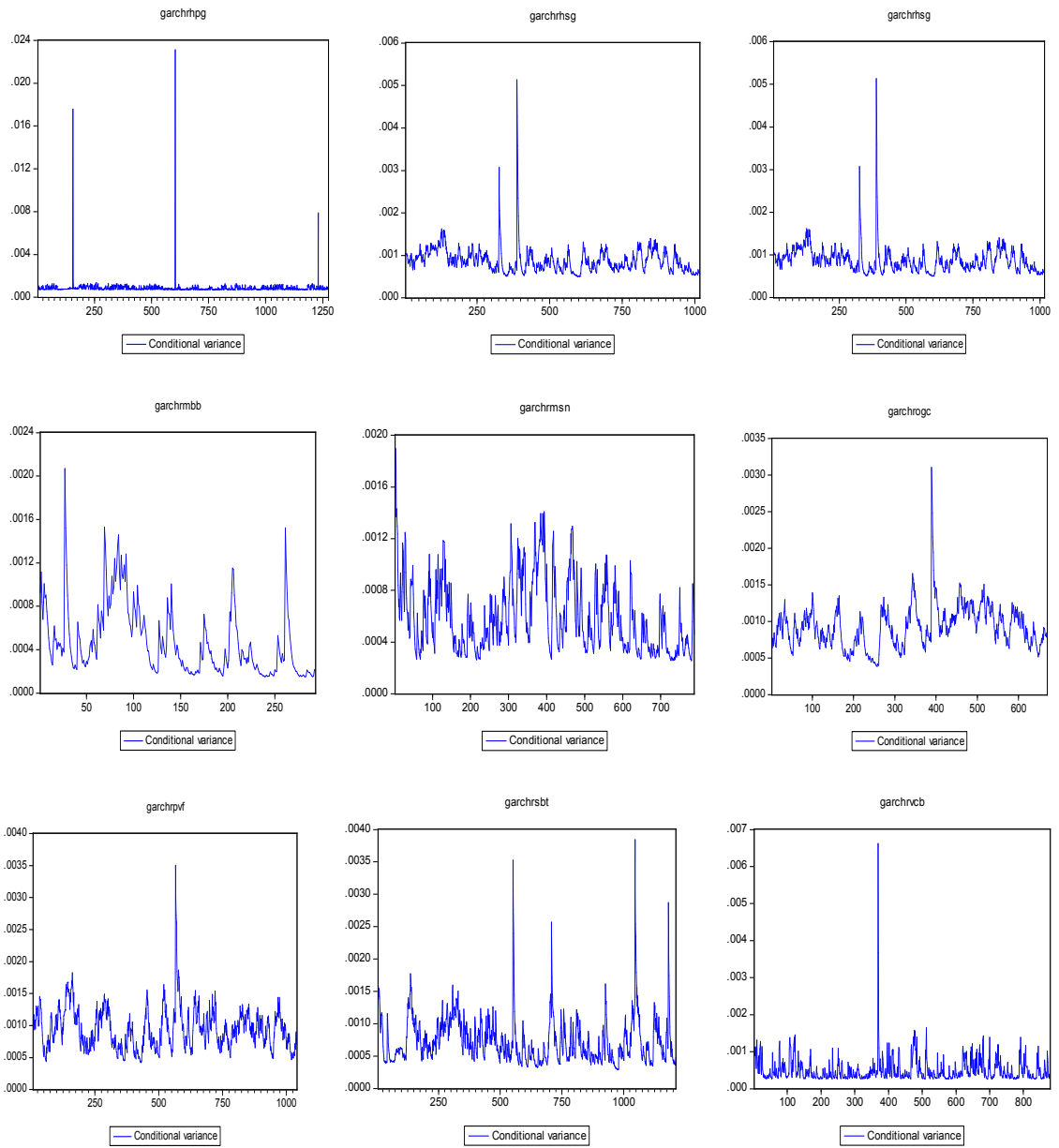
Prob. (0.000)

$$\text{COV5_6} = 0.705111683562 * \text{SQRT}(\text{GARCH5} * \text{GARCH6})$$

Prob. (0.000)

Phụ lục 8. Đồ thị các chuỗi phương sai có điều kiện





Phụ lục 9. Một số chương trình Matlab

```
% Ước lượng VaR và ES bằng mô hình GARCH-EVT-copula.
load('data')
T = size(data,1);
nIndices = size(data,2);
for i=1:nIndices
spec(i) = garchset('Distribution', 'T', 'Display', 'off', ...
'VarianceModel', 'GARCH', 'P', 1, 'Q', 1, 'R',0)
end
residuals = NaN(T, nIndices); % preallocate storage
sigmas = NaN(T, nIndices);
for i = 1:nIndices
[spec(i), errors, LLF, ...
residuals(:,i), sigmas(:,i)] = garchfit(spec(i), data(:,i));
end
residuals = residuals ./ sigmas;
nPoints = 200; % # of sampled points of kernel-smoothed CDF
tailFraction = 0.1; % Decimal fraction of residuals allocated to each tail
OBJ = cell(nIndices,1); % Cell array of Pareto tail objects
for i = 1:nIndices
OBJ{i} = paretotails(residuals(:,i), tailFraction, 1 - tailFraction, 'kernel');
end
U = zeros(size(residuals));
for i = 1:nIndices
U(:,i) = OBJ{i}.cdf(residuals(:,i)); % transform margin to uniform
end
%[R, DoF] = copulafit('t', U, 'Method', 'ApproximateML'); % fit the copula
RHOHAT = copulafit('Gaussian',U);%fit the copula-Gaussian
s = RandStream.getDefaultStream(); reset(s)
nTrials = 5000; % # of independent random trials
horizon = 1; % VaR forecast horizon
Z = zeros(horizon, nTrials, nIndices); % standardized residuals array
%U = copularnd('t', R, DoF, horizon * nTrials); % t copula simulation
U = copularnd('Gaussian', RHOHAT, horizon * nTrials);% Gaussian copula
%simulation
for j = 1:nIndices
Z(:,j) = reshape(OBJ{j}.icdf(U(:,j)), horizon, nTrials);
end
preResidual = residuals(end,:) .* sigmas(end,:); % presample model residuals
preSigma = sigmas(end,:); % presample volatilities
preReturn = data(end,:); % presample returns
simulatedReturns = zeros(horizon, nTrials, nIndices);
for i = 1:nIndices
```



```

[dummy, dummy, ...
simulatedReturns(:,i)] = garchsim(spec(i), horizon, nTrials, Z(:,i), ...
    [], [], preResidual(i), preSigma(i), ...
    preReturn(i));

end
simulatedReturns = permute(simulatedReturns, [1 3 2]);
cumulativeReturns = zeros(nTrials, 1);
weights = repmat(1/nIndices, nIndices, 1); % equally weighted portfolio
%weights=[1/5;1/5;1/5;1/5;1/5];
for i = 1:nTrials
    cumulativeReturns(i) = sum(log(1 + (exp(simulatedReturns(:,i)) - 1)* weights));
end
VaR = 100 * quantile(cumulativeReturns, [0.05 0.01]);
ys=sort(cumulativeReturns);
%ES1=100*ys(50);
%THU2=100*ys(250);
ES5= mean(ys(1:250));
ES1= mean(ys(1:50));
*****
% Ước lượng mô hình GARCH-copula: Dynamic Copula Toolbox.

```