

ĐẠI HỌC QUỐC GIA THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH
TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ - LUẬT

=====



ĐỀ TÀI

**BIẾN ĐỘNG CỦA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM
GẮN VỚI THỊ TRƯỜNG KHU VỰC ASEAN VÀ QUỐC TẾ**

Hướng dẫn đề tài: Võ Thị Lệ Uyên

Thực hiện bởi

Họ và tên

Phan Hồng Phúc

Lê Thị Kim Thuý

Nguyễn Thanh Trang

Thành phố Hồ Chí Minh, tháng 06 năm 2021

ĐẠI HỌC QUỐC GIA THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ - LUẬT

=====

ĐỀ TÀI

BIẾN ĐỘNG CỦA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM
GẮN VỚI THỊ TRƯỜNG KHU VỰC ASEAN VÀ QUỐC TẾ

Hướng dẫn đề tài: Võ Thị Lệ Uyên

Thực hiện

Họ và tên	MSSV
Phan Hồng Phúc	K184131497
Lê Thị Kim Thuý	K184131504
Nguyễn Thanh Trang	K184131506

Thành phố Hồ Chí Minh, tháng 06 năm 2021

MỤC LỤC

CHƯƠNG 1. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU.....	7
1.1. Tính cấp thiết của đề tài.....	7
1.2. Mục tiêu nghiên cứu.....	8
1.3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu.....	8
1.4. Dữ liệu nghiên cứu.....	9
1.5. Phương pháp nghiên cứu.....	9
1.6. Đóng góp mới của nghiên cứu.....	10
1.7. Kết cấu bài nghiên cứu.....	10
CHƯƠNG 2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT.....	11
2.1. Các công trình nghiên cứu liên quan.....	11
2.2. Lý thuyết mô hình GARCH.....	13
2.3. Lý thuyết mô hình M – GARCH.....	14
CHƯƠNG 3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU.....	16
3.1. Dữ liệu và phân tích sơ bộ.....	16
3.2. Kết quả thực nghiệm.....	20
CHƯƠNG 4. KẾT LUẬN.....	27
TÀI LIỆU THAM KHẢO.....	29
PHỤ LỤC.....	30

DANH MỤC HÌNH ẢNH

Hình 1. Chuỗi giá trị (trái) và chuỗi tỷ suất sinh lợi (phải) của các chỉ số chứng khoán	17
Hình 2. Đồ thị tương quan tuyến tính giữa các chuỗi tỷ suất sinh lợi	19
Hình 3. Đồ thị hiệp phương sai có điều kiện được ước lượng bằng BEKK đường chéo	26
Hình 4. Đồ thị tương quan có điều kiện được ước lượng bằng mô hình BEKK đường chéo.....	26

DANH MỤC BẢNG BIỂU

Bảng 1. Kết quả thống kê mô tả các chuỗi return của các chỉ số chứng khoán	18
Bảng 2. Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu	20
Bảng 3. Kết quả ước lượng hệ số của mô hình BEKK	20
Bảng 4. Kiểm định các hệ số hồi quy trong mô hình BEKK	21
Bảng 5. Ảnh hưởng chéo của GARCH giữa các thị trường	25

DANH MỤC THUẬT NGỮ

Từ ngữ	Tên đầy đủ
Cross – volatility	Độ biến động chéo giữa các thị trường chứng khoán
HNX	Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội
HOSE	Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh
M – GARCH	Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Return	Tạm dịch: Tỷ suất sinh lợi
SGDCK	Sở giao dịch chứng khoán
TTCK	Thị trường chứng khoán
UPCOM	Sàn giao dịch chứng khoán chưa niêm yết
Volatility	Tạm dịch: độ biến động

CHƯƠNG 1. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

1.1. Tính cấp thiết của đề tài

Quá trình toàn cầu hóa đã dẫn đến sự hội nhập nhiều hơn của các thị trường tài chính, đây là một quá trình tất yếu trong kỷ nguyên hiện đại, tạo ra nhiều cơ hội đầu tư ra thị trường quốc tế, giúp đa dạng hoá danh mục đầu tư, giảm thiểu rủi ro và gia tăng lợi nhuận cho nhà đầu tư. Tuy nhiên, thực tiễn chứng minh việc hội nhập này đã khiến cho hệ thống tài chính địa phương phải gánh chịu cú sốc từ nhiều nguồn khác nhau. Dưới góc độ tài chính, điển hình như sự kiện ngày Thứ Hai Đen (19/10/1987) chứng kiến mức biến động giá chứng khoán lớn. Chỉ số bình quân công nghiệp Dow Jones đã giảm đến 508 điểm (22.6%), tình trạng giảm giá tương tự cũng xảy ra đồng thời ở hầu hết các thị trường trên thế giới. Hay hiện tượng bong bóng bất động sản cùng với sự giám sát tài chính thiếu hoàn thiện ở Hoa Kỳ đã gây ra cuộc khủng hoảng tài chính ở nước này năm 2007, bùng phát mạnh mẽ năm 2008. Cuộc khủng hoảng đã nhanh chóng lan rộng ra nhiều nước trên thế giới, dẫn đến những đổ vỡ tài chính, suy thoái kinh tế trên phạm vi toàn cầu. Đã có nghiên cứu thực nghiệm kiểm tra cơ chế mà sự biến động của thị trường chứng khoán lan truyền đến thị trường quốc tế. Những nghiên cứu này đánh giá cách mà lợi tức của thị trường chứng khoán của một quốc gia ảnh hưởng đến thị trường khác và tác động của chúng đối với việc định giá chứng khoán, bảo hiểm rủi ro và các chính sách quản lý tài chính trong phạm vi của quốc gia đó (Karolyi, 1995).

Kinh tế lượng tài chính ngày càng đóng vai trò quan trọng. Nhiều nghiên cứu đã chứng minh tính hiệu quả của mô hình chuỗi thời gian trong việc giải thích sự biến động của thị trường chứng khoán. Theo đó, phương sai hay độ lệch chuẩn thường được sử dụng làm thước đo rủi ro, độ biến động. (Engle, 1982) đã giới thiệu mô hình tự hồi quy phương sai có điều kiện không đồng nhất (ARCH) cho biến động của chuỗi thời gian trong tài chính. Sau này được (Bollerslev, 1986) phát triển thành GARCH và các dạng mô hình GARCH mở rộng được sử dụng rộng rãi trong tài chính. Trên thế giới đã có rất nhiều nghiên cứu sử dụng mô hình GARCH, GARCH mở rộng trong việc đo lường rủi ro tài chính và chứng minh các mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán với nhau.

Riêng tại Việt Nam, trải qua 21 năm hình thành và phát triển, thị trường chứng khoán đã trở thành một thị trường sôi động, tin tức chứng khoán luôn được đưa lên hàng đầu trên các phương tiện truyền thông và đầu tư chứng khoán trở thành hoạt

động phát triển mạnh mẽ được nhiều thành phần kinh tế quan tâm. Tuy nhiên, tính ổn định của thị trường chứng khoán chưa cao thể hiện qua việc vẫn còn bị tác động mạnh, dễ bị biến động nhiều bởi các yếu tố tiêu cực trong và ngoài nước như giá dầu, giá vàng, tỷ giá hối đoái, biến động của thị trường tài chính – tiền tệ quốc tế (Bình, 2020). Điều này đòi hỏi cần có một phương pháp đo lường, kiểm soát rủi ro một cách hiệu quả nhằm mục tiêu tạo môi trường đầu tư an toàn, phát triển bền vững. Hiện nay, mặc dù có một số nghiên cứu ứng dụng nhưng chưa thực sự phổ biến và còn bị giới hạn chỉ có mô hình đối xứng của chỉ số chứng khoán Việt Nam (Tiên, 2017).

Việc nghiên cứu mô hình biến động trên thị trường Việt Nam là cấp thiết. Chính vì thế chúng tôi quyết định chọn đề tài: **“Biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam gắn với thị trường khu vực ASEAN và Quốc tế”**. Đề tài được thực hiện nhằm lượng hoá các biến động của thị trường chứng khoán và tìm kiếm bằng chứng chứng minh mối liên kết giữa thị trường Việt Nam với các thị trường phát triển hơn. Qua đó cung cấp công cụ và chiến thuật quản trị rủi ro cho nhà đầu tư, đồng thời đưa ra một số khuyến nghị cho các cơ quan quản lý có những chính sách, biện pháp điều tiết hợp lý nhằm phát triển ổn định thị trường chứng khoán, khắc phục hiện tượng biến động bất thường khi phải chịu cú sốc, đảm bảo lợi ích cho các bên tham gia thị trường.

1.2. Mục tiêu nghiên cứu

– Mục tiêu chung:

- Nghiên cứu áp dụng mô hình GARCH đa chuỗi trong việc đo lường biến động của các TTCK quan tâm.
- Nghiên cứu mối liên kết của TTCK Việt Nam với thị trường khu vực ASEAN và Hoa Kỳ.

– Mục tiêu cụ thể:

- Lý luận cơ bản về mô hình chuỗi thời gian điều chỉnh phương sai GARCH và mô hình mở rộng M – GARCH cho đa chuỗi.
- Vận dụng mô hình M – GARCH để đo lường tỷ suất sinh lợi và biến động của các TTCK.
- Vận dụng mô hình M – GARCH để tìm kiếm bằng chứng cho mối liên kết giữa TTCK Việt Nam mới nổi với thị trường trong khu vực Asean và thị trường phát triển Hoa Kỳ.

1.3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

– Đối tượng nghiên cứu:

- Đối tượng nghiên cứu của đề tài tập trung vào 4 chỉ số chứng khoán của Việt Nam (VN – Index, HNX – Index, UpCoM – Index và VN30 – Index), chỉ số chứng khoán của Hoa Kỳ (S&P 500) và chỉ số chứng khoán của khu vực ASEAN (FTSE/ASEAN 40 Index).

– ***Phạm vi nghiên cứu:***

- Thời gian: số liệu theo tuần của các chỉ số được chọn trong khoảng thời gian từ 01/01/2010 – 31/12/2020 với 567 quan sát.
- Không gian: TTCK Việt Nam, thị trường ASEAN và thị trường Hoa Kỳ.

1.4. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là chuỗi chỉ số giá của các chỉ số đại diện cho TTCK Việt Nam (bao gồm VN – Index, HNX – Index và UPCOM – Index), chỉ số chứng khoán của khu vực ASEAN (FTSE/ASEAN 40 Index) và chỉ số chứng khoán của Hoa Kỳ (S&P 500 Index). Chúng tôi thực hiện xóa bỏ dữ liệu ở các tuần bị thiếu do không giao dịch. Do đó, tất cả dữ liệu đều ở cùng một thời điểm trên các thị trường giao dịch. Các chỉ số được sử dụng trong nghiên cứu được chấp nhận rộng rãi trên các TTCK.

Tại Việt Nam, chỉ số VN – Index tính toán biến động giá của toàn bộ các cổ phiếu niêm yết trên sàn HOSE, HNX – Index tính toán mức biến động giá của tất cả các cổ phiếu giao dịch trên sàn HNX và tương tự UPCOM – Index đại diện cho thị trường giao dịch các cổ phiếu chưa niêm yết.

Chỉ số FTSE/ASEAN 40 Index bao gồm 40 doanh nghiệp lớn nhất xếp theo thứ tự vốn hóa thị trường tại 6 nước Asean (Indonesia, Philippines, Singapore, Malaysia, Thái Lan và Việt Nam).

Chỉ số S&P 500 là một chỉ số cổ phiếu dựa trên cổ phiếu phổ thông của 500 công ty có vốn hóa thị trường lớn nhất niêm yết trên NYSE hoặc NASDAQ, là một trong những chỉ số khách quan và được quan tâm nhất, rất nhiều nhà đầu tư coi đây là thước đo tốt nhất của thị trường chứng khoán Mỹ cũng như là một chỉ số chủ đạo của nền kinh tế.

1.5. Phương pháp nghiên cứu

– ***Phương pháp nghiên cứu tài liệu:*** bước đầu tìm hiểu về nội dung nghiên cứu, tên đề tài và các tài liệu tham khảo liên quan đến phần cơ sở lý thuyết thông qua các phương tiện internet, sách báo và tham khảo ý kiến của giáo viên hướng dẫn.

- **Phương pháp thu thập số liệu:** nghiên cứu, quan sát và thu thập số liệu thứ cấp của các chỉ số chứng khoán được chọn từ Refinitiv Eikon.
- **Phương pháp xử lý số liệu:** sử dụng phương pháp định lượng để xử lý và phân tích các số liệu dưới sự hỗ trợ của các phần mềm Excel, R, Eviews 11.

1.6. Đóng góp mới của nghiên cứu

- Luận giải những khái niệm, bản chất và phương pháp ước lượng mô hình hồi quy chuỗi thời gian M – GARCH.
- Cung cấp bằng chứng cho mối liên kết về tỷ suất sinh lợi và độ biến động giữa TTCK Việt Nam với TTCK khu vực ASEAN và Hoa Kỳ.
- Cung cấp một góc nhìn mới thú vị cho các nhà đầu tư trong việc giải quyết vấn đề quản trị rủi ro.

1.7. Kết cấu bài nghiên cứu

Bài nghiên cứu được chia làm 5 phần:

- Chương 1 – Tổng quan nghiên cứu: Cung cấp thông tin chung nhất về đề tài nghiên cứu.
- Chương 2 – Cơ sở lý thuyết: Một số nghiên cứu trong và ngoài nước có liên quan đến đề tài được chọn. Cung cấp lý thuyết về các mô hình GARCH đa chuỗi.
- Chương 3 – Kết quả nghiên cứu: Cung cấp kết quả nghiên cứu thực nghiệm, xác định mô hình cuối cùng qua đó phân tích tỷ suất sinh lợi và độ biến động của các chuỗi chỉ số chứng khoán.
- Chương 4 – Kết luận: Cung cấp một số khuyến nghị đối với nhà đầu tư và cơ quan quản lý. Kết luận những gì mà đề tài đạt được đồng thời chỉ ra những hạn chế của đề tài từ đó đề xuất hướng phát triển.

CHƯƠNG 2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

2.1. Các công trình nghiên cứu liên quan

Thị trường chứng khoán được xem là một thể chế bậc cao và không thể thiếu của nền kinh tế thị trường hiện đại, một kênh huy động vốn để phát triển kinh tế. Tuy nhiên TTCK cũng là một thể chế rất dễ bị tổn thương và chịu sự tác động rất lớn bởi các yếu tố kinh tế, chính trị, xã hội (Nguyễn, 2016). Tối ưu hóa danh mục đầu tư là điều mà các nhà đầu tư quan tâm, theo đó lợi suất có liên quan chặt chẽ đến độ biến động hay rủi ro của từng loại tài sản có trong danh mục đầu tư. Quản trị rủi ro, đặc biệt là trong những điều kiện không ổn định, đã được coi là vấn đề cốt lõi trong việc định giá thị trường và lợi suất được nhiều nghiên cứu đề cập (Thalassinos, 2015).

Thalassinos và cộng sự, 2006; Thalassinos và cộng sự, 2012 đã chỉ ra rằng các biến động tài chính, giá trị tài sản và thị trường có sự tác động lẫn nhau. Thông qua việc vận dụng mô hình M-GARCH, các tác giả đã xây dựng mô hình thực nghiệm phù hợp hơn, chính xác hơn so với việc xây dựng một tập hợp các mô hình đơn biến. Đây là một kết quả rất quan trọng từ cả quan điểm tài chính và thống kê, bởi vì nó tạo ra quy trình thích hợp với một công cụ dự đoán hiệu quả hơn cho các quan điểm khác nhau, chẳng hạn như định giá tài sản, lựa chọn danh mục đầu tư, định giá quyền chọn, quản trị rủi ro.

(Miyakoshi, 2003) xây dựng mô hình GARCH 2 biến, tỷ suất sinh lợi của thị trường châu Á so với thị trường Nhật Bản và so với thị trường US để xem xét cách thức và phạm vi thị trường châu Á bị ảnh hưởng bởi các thị trường khu vực và quốc tế. Anh ta thấy rằng tỷ suất sinh lợi của thị trường châu Á chỉ bị ảnh hưởng bởi thị trường US, nhưng độ biến động của thị trường châu Á bị ảnh hưởng bởi thị trường Nhật Bản nhiều hơn là US. Mô hình cũng chỉ ra rằng tồn tại một ảnh hưởng bất lợi của độ biến động từ thị trường Châu Á sang thị trường Nhật Bản.

(Worthington, 2004) kiểm tra tỷ suất sinh lợi và độ biến động của thị trường châu Á phát triển và thị trường mới nổi bằng mô hình GARCH với chín biến. Họ tìm thấy bằng chứng về sự tác động với cường độ nhỏ từ các thị trường phát triển đến thị trường mới nổi và các thị trường có quy mô lớn. Tính bền bỉ của độ biến động riêng từng thị trường được phát hiện là mạnh hơn so với sự tác động chéo từ các thị trường khác.

(Li, 2007) đã sử dụng mô hình GARCH bốn biến bao gồm hai thị trường mới nổi ở Trung Quốc đại lục, thị trường Hong Kong và thị trường US để tìm ra mối liên kết về tỷ suất sinh lợi và độ biến động giữa các thị trường. Mặc dù Hong Li không tìm ra mối liên hệ trực tiếp nào giữa các sản chứng khoán Trung Quốc đại lục và US, nhưng nhận thấy bằng chứng về sự ảnh hưởng của độ biến động một chiều từ sản chứng khoán ở Hong Kong đến thị trường Shanghai và Shenzhen. Tuy nhiên độ ảnh hưởng là nhỏ cho thấy sự liên kết yếu giữa các sản chứng khoán ở Trung Quốc với các thị trường phát triển khác.

(Hemche, 2016) nghiên cứu về sự ảnh hưởng của mười TTCK phát triển và mới nổi, bao gồm: Pháp, Ý, Anh, Nhật Bản, Trung Quốc, Argentina, Mexico, Tunisia, Maroc và Ai Cập đối với thị trường Mỹ trong bối cảnh khủng hoảng dưới chuẩn. Bằng việc sử dụng mô hình DCC – MGARCH, họ nhấn mạnh rằng có mối tương quan động sau khủng hoảng dưới chuẩn đối với hầu hết các thị trường đang xem xét liên quan đến thị trường US, giữa các thị trường trong thời kỳ khủng hoảng có mối liên kết và ảnh hưởng với nhau.

(Vuong, 2004) đã tìm kiếm bằng chứng khoa học về hiệu ứng GARCH trên dãy thống kê lợi suất của chỉ số giá thị trường và 10 cổ phiếu đang niêm yết. Kết quả kiểm định đáng khích lệ. TTCK Việt Nam rất nhạy cảm với những chính sách của cơ quan quản lý, tác nhân mạnh nhất là biên độ dao động giá.

Phạm Chí Khoa (2017) đã nghiên cứu những biến động có điều kiện của TTCK Việt Nam qua chỉ số VN – Index. Kết quả cho thấy mô hình GARCH (1,1) là phù hợp để ước tính sự biến động của thị trường chứng khoán trong nước. Những biến động trong quá khứ của thị trường có thể được lặp lại trong hiện tại và nghiên cứu dự báo những biến động của thị trường góp phần cung cấp dữ liệu quan trọng trong việc quyết định phân bổ tài sản, quản lý rủi ro và quản lý các danh mục đầu tư cho các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

(Tiên, 2017) cũng nghiên cứu mô hình hóa biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian là giá đóng cửa hàng ngày của chỉ số VN – Index. Theo kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng mô hình GARCH (1, 1) và EGARCH (1, 1) là phù hợp nhất để đo lường các dao động đối xứng và bất đối xứng của VN – Index. Nghiên cứu cung cấp minh chứng cho sự tồn tại của các hiệu ứng đòn bẩy bởi các tham số của EGARCH (1, 1) cho thấy các cú sốc tiêu cực có ảnh hưởng đáng kể đến volatility.

Mặc dù có nhiều nghiên cứu được thực hiện dựa trên mô hình biến động của TTCK, song chỉ có một vài nghiên cứu được thực hiện trong bối cảnh của Việt Nam. Tuy nhiên các nghiên cứu này chủ yếu giới hạn ở mức đơn chuỗi, biến động giá mà chưa đánh giá rõ ràng tỷ suất sinh lợi và độ biến động cũng như đánh giá mối liên kết giữa các chỉ số chứng khoán tại TTCK Việt Nam với các TTCK khác.

2.2. Lý thuyết mô hình GARCH

Ban đầu, mô hình ARCH được giới thiệu lần đầu tiên bởi (Engle, 1982), đây là một trong những phương pháp phổ biến nhất được sử dụng để mô hình hoá phương sai có điều kiện của những chuỗi dữ liệu về tài chính có tần số cao (Hassan, 2007). Tuy nhiên mô hình ARCH (p) có một số nhược điểm. *Thứ nhất*, nó đòi hỏi phải ước lượng các hệ số của p số hạng tự hồi quy, điều này có thể tiêu tốn nhiều bậc tự do. *Thứ hai*, thường khó giải thích tất cả các hệ số, đặc biệt nếu một số hệ số mang dấu âm. *Thứ ba*, phương pháp ước lượng OLS không cho phép kết hợp ước lượng các phương trình trung bình và phương sai đồng thời. Vì thế, dựa trên mô hình ARCH, (Bollerslev, 1986) đã phát triển độc lập mô hình tổng quát được gọi là mô hình GARCH:

$$y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j u_{t-j} + u_t$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2$$

– Trong đó:

- y_t là giá trị của biến quan sát thoả mãn tính chất dừng ở thời điểm t.
- p, q lần lượt là bậc của mô hình GARCH, ARCH được chuẩn đoán dựa trên phương pháp Box – Jenkins.
- u_t là sai số nhiễu trắng ở thời điểm t; h_t là phương sai có điều kiện ở thời điểm t.
- $\varphi_0, \delta_i, \theta_j$ và $\gamma_0, \delta_i, \gamma_j$ lần lượt là các tham số của phương trình trung bình và phương trình phương sai có điều kiện.
- $\gamma_0 > 0, \delta_i \geq 0, \gamma_j > 0$ vì phương sai không thể âm.
- $\delta_i + \gamma_j < 1$ để thoả mãn tính dừng của phương sai.

2.3. Lý thuyết mô hình M – GARCH

Mô hình M – GARCH là dạng mở rộng của mô hình GARCH, nó cho phép hồi quy với đa chuỗi. Một số dạng của mô hình GARCH đa chuỗi đã được giới thiệu, trong đó phổ biến nhất là mô hình VEC, mô hình VEC đường chéo, mô hình BEKK.

a. Mô hình VEC

Giả sử rằng $y_t(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})$ là vector $N \times 1$ return của N tài sản ở thời điểm t , C là một $N \times (N + 1)/2$ vector cột của phương sai có điều kiện và hệ số chặn hiệp phương sai, A và B là ma trận tham số bình phương của $N \times (N + 1)/2$. Dạng tổng quát của mô hình VEC được Bollerslev, Engle và Wooldridge (1988) giới thiệu:

$$VEC(H_t) = C + AVEC(E_{t-1}E'_{t-1}) + BVEC(H_{t-1})$$

$$\text{Với } E|\Psi_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

Trong đó:

- H_t là một ma trận cấp $N \times N$ của phương sai có điều kiện.
- E_t là một $N \times 1$ vector nhiễu.
- Ψ_t biểu diễn thông tin được thu thập tại thời điểm t .
- $VEC(\cdot)$ biểu diễn toán tử xếp chồng cột được áp dụng cho phần trên của ma trận đối xứng.

Trong mô hình VEC, đối với danh mục gồm 2 tài sản số tham số sẽ là 21, gồm 3 tài sản số tham số là 78 và khi gồm 4 tài sản thì có 210 tham số. Điều này cho thấy khi số tài sản trong danh mục tăng lên đáng kể thì rất khó để ước tính các tham số. Do đó mô hình VEC đường chéo (the diagonal VEC model) đã được (Bollerslev T. E., 1988) phát triển.

b. Mô hình VEC đường chéo

$$h_{ij,t} = \omega_{ij} + \alpha_{ij}u_{i,t-1}u_{j,t-1} + \beta_{ij}h_{ij,t-1} \quad \text{for } i, j = 1, 2$$

Trong đó $\omega_{ij}, \alpha_{ij}, \beta_{ij}$ là các tham số của mô hình. Mô hình VEC đường chéo cũng có thể được biểu diễn dưới dạng ARCH đa biến bậc vô hạn, trong đó hiệp phương sai được biểu thị bằng trung bình có trọng số giảm dần của các giá trị tỷ suất sinh lợi không kỳ vọng trong quá khứ của các tài sản. Một nhược điểm của VEC là không có sự đảm bảo của một ma trận tương quan nửa xác định dương. Ma trận

tương quan xác định dương có ý nghĩa quan trọng trong tài chính. Điều này đảm bảo rằng bất kể trọng số của các tài sản có trong danh mục, thì giá trị ước lượng rủi ro luôn là số dương.

c. Mô hình BEKK

Mô hình BEKK được (Baba, Engle, Kraft, & Kroner, 1989) xây dựng để khắc phục nhược điểm của VECM, đảm bảo rằng ma trận H luôn xác định dương và giảm thiểu số tham số trong phương trình.

$$Y_t = \alpha + \Gamma \times Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{với } \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (*)$$

$$H_t = W'W + A'H_{t-1}A + B'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}B + D'\xi'_{t-1}\xi_{t-1}D \quad (**)$$

Mô hình BEKK cung cấp các ảnh hưởng chéo của thị trường và cũng đảm bảo ma trận bán xác định dương khi làm việc với phương trình dạng bậc hai. Trong phương trình (*), với số tài sản là N , Y_t là một vector $N \times 1$ của chuỗi tỷ suất sinh lợi, Γ là một ma trận cấp $N \times N$ của các tham số theo độ trễ. Thành phần chéo trong Γ , γ_{ii} thể hiện ảnh hưởng quá khứ của chính chuỗi tỷ suất sinh lợi trong khi các thành phần γ_{ij} thể hiện ảnh hưởng từ các thị trường khác, còn gọi là sự lan toả tỷ suất sinh lợi. Trong phương trình (**):

- W là một ma trận tam giác trên cấp $N \times N$ của hằng số.
- A và B là ma trận $N \times N$ của các tham số, các tham số trên đường chéo của ma trận A và B , a_{ii} và b_{ii} đo lường tác động của những cú sốc trong quá khứ và biến động của thị trường i dựa trên phương sai có điều kiện. Các tham số nằm ngoài đường chéo của ma trận A và B , a_{ij} và b_{ij} đo lường tác động chéo của biến động các thị trường, còn được gọi là sự lan toả biến động.
- D là một ma trận $N \times N$ của các tham số. Các thành phần đường chéo trong ma trận đo lường phản ứng của thị trường i đối với những thông tin tiêu cực trong quá khứ. Các thành phần ngoài đường chéo trong ma trận D đo lường phản ứng chéo giữa các thị trường khi đối mặt với thông tin tiêu cực.

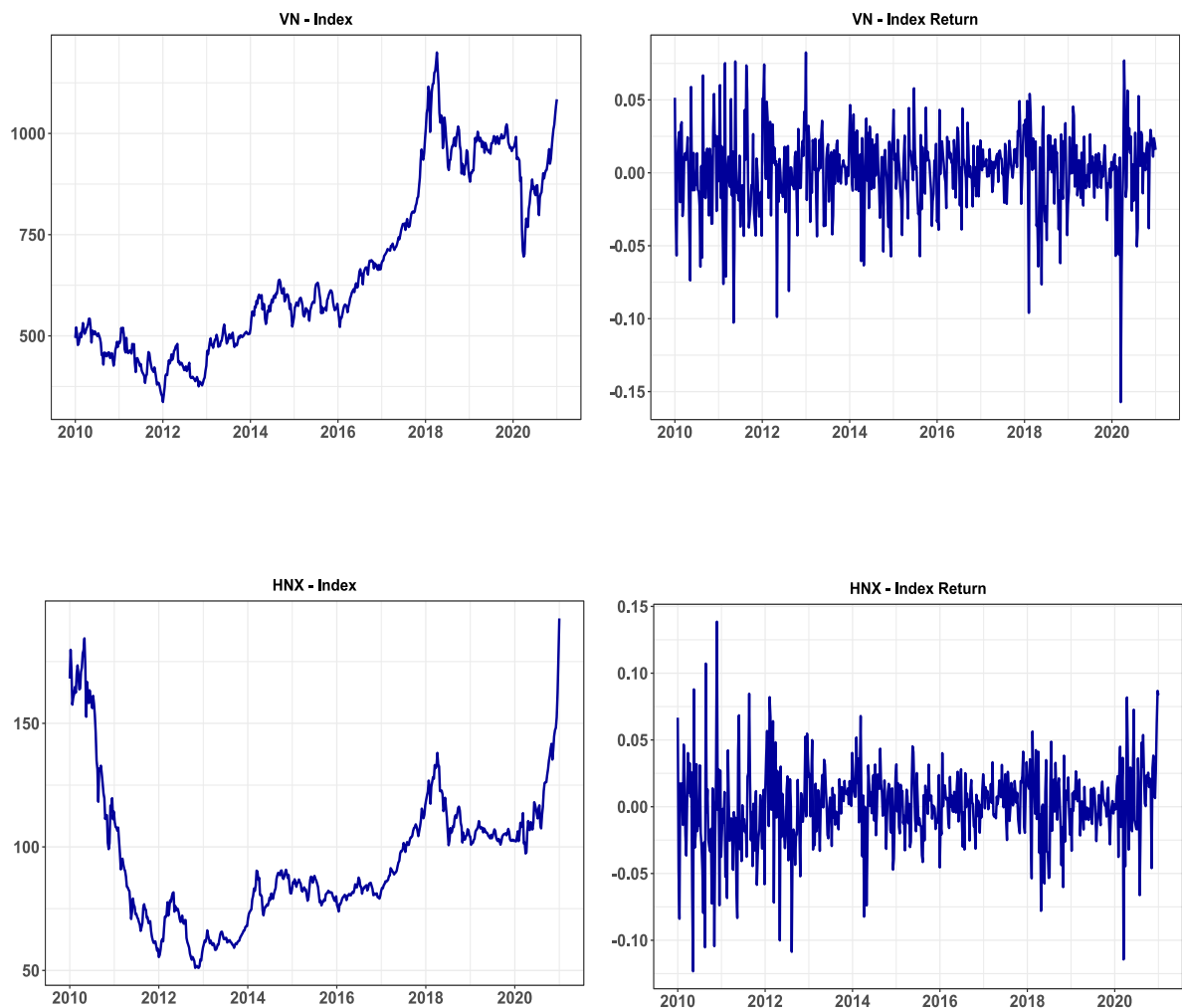
CHƯƠNG 3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

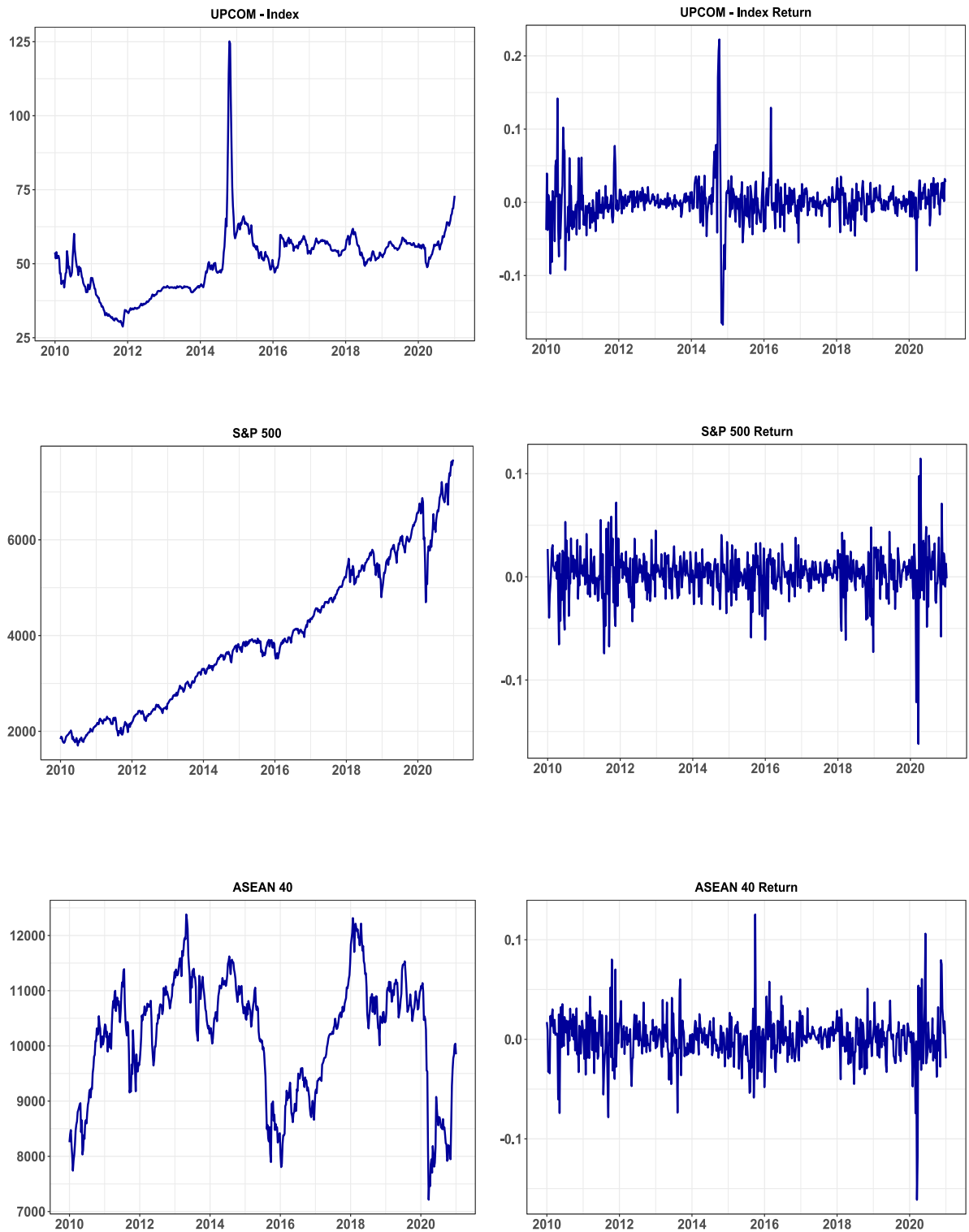
3.1. Dữ liệu và phân tích sơ bộ

Đề tài quan tâm đến chuỗi tỷ suất sinh lợi của các chỉ số chứng khoán, kí hiệu r_t , nó đại diện cho tỷ suất sinh lợi của chỉ số chứng khoán tại thời điểm t , với t đi từ 1 cho đến số quan sát có trong mẫu. Việc tính toán dựa trên giá chứng khoán P_t , được tính theo công thức:

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

Hình 1 đến hình 5 thể hiện giá trị và return của các chỉ số chứng khoán đại diện cho thị trường Việt Nam, thị trường khu vực Asean và Hoa Kỳ.





Hình 1. Chuỗi giá trị (trái) và chuỗi tỷ suất sinh lợi (phải) của các chỉ số chứng khoán

Tổng quát, thị trường chứng khoán trong giai đoạn 2010 – 2020 chứng kiến nhiều biến động nhưng xu hướng tăng giá là xu hướng phổ biến ở hầu hết các thị

trường. Chuỗi tỷ suất sinh lợi của các chỉ số dao động xung quanh giá trị bằng không và có các đặc trưng của những biến động phân cụm (volatility clustering), tức là biến động lớn (nhỏ) theo sau một biến động lớn (nhỏ), thể hiện rõ nhất ở những năm có biến động lớn như trong giai đoạn 2010 – 2012, giai đoạn 2019 – 2020.). Đây là bằng chứng chứng minh rằng phương sai của return thay đổi theo thời gian.

Trong giai đoạn đầu nghiên cứu, từ năm 2010 – 2012, đi ngược lại với xu hướng phục hồi của thị trường thế giới từ sau khủng hoảng khoảng 2007 – 2008, thị trường chứng khoán Việt Nam trong 3 năm qua có xu hướng giảm giá. Nguyên nhân là do phải chịu tác động mạnh từ chính sách thắt chặt tiền tệ, trong bối cảnh lạm phát tăng cao, dòng tiền chảy vào các kênh khác như gửi ngân hàng, vàng, tín dụng đen,... Việc sụt giá mạnh khiến cho thị trường chứng khoán Việt Nam định giá rẻ hơn so với các thị trường trong khu vực và trên thế giới.

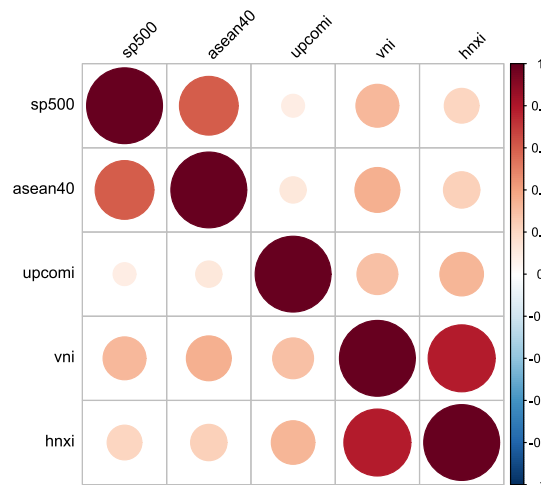
Cuối giai đoạn quan sát, năm 2019 – 2020, thế giới chịu ảnh hưởng nặng nề từ đại dịch COVID – 19, nhiều nền kinh tế tăng trưởng âm kéo theo thị trường chứng khoán biến động mạnh. Đặc biệt từ đầu năm 2020, hầu hết tỷ suất sinh lợi của các chỉ số chứng khoán đều âm, gây ra tâm lý xấu cho nhà đầu tư. Tuy nhiên, nhờ nhiều chính sách phù hợp, biện pháp phòng chống dịch hiệu quả, kinh tế dần hồi phục trở lại, thị trường chứng khoán có lại những dấu hiệu khả quan.

Bảng 1. Kết quả thống kê mô tả các chuỗi return của các chỉ số chứng khoán

<i>Statistic</i>	VNI	HNXI	UPCOMI	S&P 500	ASEAN 40
<i>N</i>	566	566	566	566	566
<i>Mean</i>	0,001386	0,000238	0,001638	0,002519	0,000312
<i>St.d</i>	0,027121	0,030002	0,267456	0,022968	0,023231
<i>CV</i>	19,562084	125,867311	163,260739	9,115886	74,547862
<i>Median</i>	0,003662	0,001534	0,000326	0,003943	0,001495
<i>Minimum</i>	-0,157180	-0,123204	-0,781938	-0,161950	-0,161196
<i>Maximum</i>	0,082477	0,138515	0,789872	0,114623	0,125402
<i>Skewness</i>	-0,724002	-0,282288	0,040067	-1,010315	-0,406042
<i>Kurtosis</i>	3,023291	2,710619	3,453099	7,873201	7,720497
<i>Q 25%</i>	-0,011976	-0,014331	-0,014866	-0,006758	-0,011443
<i>Q 75%</i>	0,017092	0,016066	0,013934	0,014527	0,011212
<i>Jarque-Bera</i>	268.3230	183.4309	5417.676	1573.009	1435.211
<i>ADF – test</i>	-16.5107*	-15.6692*	-11.4335*	-16.6347*	-15.3291*
<i>ARCH – test</i>	6.5691*	23.7540*	132.4265*	51.7629*	36.6648*

Ghi chú: Ký hiệu *, ** là bác bỏ giả thuyết H_0 ở mức ý nghĩa 1% và 5%. Giả thuyết H_0 của kiểm định ADF là dữ liệu có nghiệm đơn vị và có tính chất không dừng. Giả thuyết H_0 của kiểm định Jarque – Bera là dữ liệu tuân theo quy luật phân phối chuẩn. Giả thuyết H_0 của kiểm định hiệu ứng ARCH là dữ liệu không có hiệu ứng ARCH, tức là không biến động theo cụm.

Trong suốt giai đoạn quan sát, tỷ suất sinh lợi của tất cả thị trường đều mang hiệu ứng tích cực, chỉ số S&P 500 có tỷ suất sinh lợi cao nhất 0.25%. Độ biến thiên của các chỉ số tương đối cao, điều này cho thấy các thị trường chứng khoán có mức độ dao động mạnh, phù hợp với khẩu vị của các nhà đầu tư mạo hiểm. Đặc biệt là đối với thị trường UPCOM có hệ số biến thiên cao nhất là 163.26, trong khi S&P 500 chỉ là 9.115. Độ lệch (skewness) bốn chỉ số (VNI, HNXI, SP500, ASEAN 40) là đáng kể khi trị tuyệt đối của chúng đều lớn hơn 5%, và còn cho thấy tính bất đối xứng (lệch trái) trong phân phối của tỷ suất sinh lợi. Ngược lại, chỉ số UPCOM – Index có độ lệch là không đáng kể và phân phối của nó lệch phải so với giá trị trung bình. Dựa vào giá trị kiểm định Jarque – Bera, chúng tôi kết luận rằng chuỗi tỷ suất sinh lợi không tuân theo quy luật phân phối chuẩn. Ngoài ra, việc đảm bảo tính dừng trong các mô hình chuỗi thời gian là cần thiết, giá trị kiểm định ADF cho thấy tất cả các chuỗi tỷ suất sinh lợi đều là chuỗi dừng. Để ước lượng mô hình hoá phương sai, chuỗi dữ liệu cần đảm bảo có hiệu ứng ARCH, với các giá trị của ARCH – test được trình bày cho thấy chuỗi tỷ suất sinh lợi ở mức ý nghĩa 5% tồn tại hiệu ứng ARCH.



Hình 2. Đồ thị tương quan tuyến tính giữa các chuỗi tỷ suất sinh lợi

Hình 2 thể hiện mối tương quan tuyến tính giữa tỷ suất sinh lợi của các chỉ số chứng khoán. Theo đó, tất cả các chuỗi đều có mối tương quan đồng biến với nhau nhưng ở mức độ yếu. Trong đó chỉ số VN – Index và HNX – Index có mối tương quan mạnh nhất trong các chuỗi với hệ số tương quan là 0.7791, tiếp theo là giữa chỉ số S&P 500 và Asean 40 có hệ số tương quan là 0.5969. Chỉ số UPCOM – Index có mối tương quan thấp đối với các chỉ số còn lại. Tiến hành lựa chọn độ trễ cho mô hình chuỗi thời gian. Có nhiều tiêu chí cho việc chọn lựa như Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SC) and Hannan-Quinn (HQ),... Dựa vào kết quả bảng 2, độ trễ bằng 1 được nhiều tiêu chí ủng hộ nhất.

Bảng 2. Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	6675.572	NA	3.37e-17	-23.73869	-23.70015	-23.72365
1	6784.766	216.0562	2.50e-17*	-24.03831*	-23.80709*	-23.94804*
2	6802.553	34.87713	2.56e-17	-24.01264	-23.58874	-23.84715
3	6826.357	46.25398	2.58e-17	-24.00839	-23.39180	-23.76767
4	6849.463	44.48525*	2.59e-17	-24.00165	-23.19238	-23.68570

3.2. Kết quả thực nghiệm

Bảng 3. Kết quả ước lượng hệ số của mô hình BEKK

	VN – Index		HNX – Index		UPCOM – Index		S&P 500		ASEAN 40	
	$i = 1$		$i = 2$		$i = 3$		$i = 4$		$i = 5$	
	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value	Coef	p-value
γ_{i1}	0.0145	0.8247	0.0347	0.5736	-0.012	0.7953	-0.129	0.0087	-0.077	0.1***
γ_{i2}	0.0579	0.2780	0.0823	0.1818	-0.006	0.8822	0.1418	0.0009	0.0855	0.05**
γ_{i3}	0.0083	0.8157	0.0033	0.9405	0.1081	0.05**	-0.030	0.1619	-0.011	0.7379
γ_{i4}	0.1025	0.1***	0.0848	0.1651	0.0068	0.8614	-0.076	0.1258	0.1351	0.000*
γ_{i5}	0.0812	0.1616	0.0177	0.7607	0.0447	0.1919	0.0728	0.1***	-0.002	0.9663
e_{i1}	0.2644	0.000*	-	-	-	-	-	-	-	-
e_{i2}	-	-	0.2862	0.000*	-	-	-	-	-	-
e_{i3}	-	-	-	-	0.5139	0.000*	-	-	-	-
e_{i4}	-	-	-	-	-	-	-0.099	0.03**	-	-
e_{i5}	-	-	-	-	-	-	-	-	0.0844	0.03**
h_{i1}	0.9366	0.000*	-	-	-	-	-	-	-	-
h_{i2}	-	-	0.9436	0.000*	-	-	-	-	-	-
h_{i3}	-	-	-	-	0.8524	0.000*	-	-	-	-
h_{i4}	-	-	-	-	-	-	0.8507	0.000*	-	-
h_{i5}	-	-	-	-	-	-	-	-	0.9236	0.000*
d_1	0.0896	0.03**	-	-	-	-	-	-	-	-
d_2	-	-	0.0859	0.1***	-	-	-	-	-	-
d_3	-	-	-	-	0.1071	0.2566	-	-	-	-
d_4	-	-	-	-	-	-	0.5469	0.000*	-	-
d_5	-	-	-	-	-	-	-	-	0.4554	0.000*
Ljung	7.792	0.6491	11.092	0.3504	28.117	0.002*	22.824	0.01*	11.442	0.3241

Log Likelihood = 7264.438

Akaike information criterion (AIC) = -25.50243

Schwarz criterion (SC) = -25.04189

Hannan – Quinn criterion (HQ) = -25.32267

Ghi chú: Các hằng số được lược bỏ trong bảng trên (kết quả cụ thể được trình bày trong phần phụ lục). Ký hiệu *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Ljung: kiểm định Ljung – Box trong đó giả thuyết H_0 là chuỗi phần dư không có tương quan cho đến độ trễ 10.

Bảng 4. Kiểm định các hệ số hồi quy trong mô hình BEKK

Giả thuyết đối		Trị thống kê
<ul style="list-style-type: none"> Độ trễ tỷ suất sinh lời của chỉ số UPCOM có ảnh hưởng lên giá của chúng. 	<ul style="list-style-type: none"> $H_0: \gamma_{33} = 0$ 	5.720767**
<ul style="list-style-type: none"> Độ trễ tỷ suất sinh lợi của S&P 500 có ảnh hưởng đến chỉ số VN – Index. 	<ul style="list-style-type: none"> $H_0: \gamma_{14} = 0$ 	3.043345***
<ul style="list-style-type: none"> Tỷ suất lợi nhuận của S&P 500 và Asean 40 có tác động lẫn nhau. 	<ul style="list-style-type: none"> $H_0: \gamma_{45} = \gamma_{54} = 0$ 	17.00032*
<ul style="list-style-type: none"> Những biến động trong quá khứ có tác động đến giá chứng khoán của chính thị trường đó. 	<ul style="list-style-type: none"> $H_0: h_{ii} = e_{ii} = 0$ 	997.9921*
<ul style="list-style-type: none"> Những cú sốc tiêu cực trong quá khứ có tác động lên giá chứng khoán của chính thị trường đó (ngoại trừ sàn UPCOM). 	<ul style="list-style-type: none"> $H_0: d_{ii} = 0 (i \neq 3)$ 	143..3582*

Ký hiệu *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

Bảng 5. Kiểm định Portmanteau sử dụng phần dư tiêu chuẩn

Lag	Q – Stat	Prob.	Adj Q – Stat	Prob.	Df
1	15.93873	0.9166	15.96699	0.9158	25
2	51.50649	0.4146	51.66110	0.4087	50
3	75.09291	0.4753	75.37343	0.4662	75
4	90.38580	0.7439	90.77536	0.7343	100
5	115.3138	0.7213	115.9259	0.7075	125
6	137.1200	0.7665	137.9662	0.7503	150

7	156.7372	0.8356	157.8294	0.8169	175
8	177.3284	0.8741	178.7164	0.8579	200
9	191.7992	0.9471	193.4215	0.9373	225
10	216.0996	0.9407	218.1597	0.9277	250

Giả thuyết H₀: Không có tự tương quan phần dư đến độ trễ h

3.2.1. Phân tích sự phụ thuộc tỷ suất sinh lợi giữa các thị trường

Nhìn vào ma trận Γ trong phương trình trung bình (*) để phân tích mối quan hệ về tỷ suất sinh lợi giữa các thị trường, kết quả kiểm định ý nghĩa thống kê của các hệ số được xác nhận bởi giá trị kiểm định Wald được trình bày trong bảng 4.

Đầu tiên, thành phần đường chéo trong ma trận Γ , $\gamma_{11}, \gamma_{22}, \gamma_{33}, \gamma_{44}, \gamma_{55}$ cho biết ảnh hưởng của quá khứ lên giá chứng khoán của chính thị trường đó. Theo đó, về mặt thống kê ở mức ý nghĩa 5%, ta thấy rằng chỉ có chỉ số UPCOM phụ thuộc vào độ trễ đầu tiên, trong khi hầu hết các thị trường khác không phụ thuộc vào độ trễ đầu tiên của chúng.

Thành phần ngoài đường chéo của ma trận Γ , γ_{ij} thể hiện tác động chéo của các thị trường.

Quan sát giá trị γ_{i4} , chúng tôi thấy rằng chỉ số S&P 500 có tác động đến hầu hết chỉ số đặc trưng của thị trường là chỉ số VN – Index và FTSE/ASEAN 40. Với mức ý nghĩa 10%, chúng tôi cho rằng tỷ suất sinh lợi của thị trường Hoa Kỳ gây ra tỷ suất sinh lợi của thị trường Việt Nam và tỷ suất sinh lợi của thị trường khu vực ASEAN. Giá trị γ_{i4} này là dương, cho thấy tác động cùng chiều. Kết quả này đã hỗ trợ cho kỳ vọng rằng thông thường, lợi nhuận sẽ di chuyển và ảnh hưởng cùng chiều từ thị trường phát triển đến những thị trường kém phát triển hơn hoặc thị trường đang phát triển. Đặc biệt, chúng tôi thấy rằng thị trường ASEAN có tác động ngược lại thị trường Hoa Kỳ, điều này cho thấy thị trường ASEAN đang xây dựng một vị thế tốt hơn, thu hút nhiều nhà đầu tư nước ngoài.

Thành phần γ_{51}, γ_{52} có ý nghĩa thống kê cho thấy tỷ suất sinh lợi của VN – Index và HNX – Index có ảnh hưởng đến chỉ số FTSE/ASEAN 40. Thị trường chứng khoán Việt Nam đã và đang xây dựng cơ chế mới, khẳng định vị thế và đóng góp nhiều hơn cho sự phát triển của khu vực Asean. Kết quả trên không cung cấp bằng chứng nào

cho mối liên kết về tỷ suất sinh lợi giữa các thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Các hệ số thống kê không có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Trong nghiên cứu, chúng tôi thấy rằng thị trường khu vực ASEAN chịu ảnh hưởng nhiều nhất từ các thị trường khác. Trong khi thị trường sàn giao dịch HNX của Việt Nam lại ít chịu ảnh hưởng bởi các thị trường khác nhất. Tuy nhiên, kết quả cho thấy mức độ ảnh hưởng tỷ suất sinh lợi giữa các thị trường là nhỏ. Trong điều kiện tỷ suất sinh lợi của các thị trường khác cũng như các yếu tố bên ngoài khác không thay đổi thì:

- Khi tỷ suất sinh lợi của S&P 500 tăng 1% thì tỷ suất sinh lợi của VN – Index tăng 0.1025%, tỷ suất sinh lợi của FTSE/ASEAN 40 tăng 0.1351%.
- Khi tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN – Index tăng 1% thì tỷ suất sinh lợi của FTSE/ASEAN 40 giảm 0.077%.
- Khi tỷ suất sinh lợi của chỉ số HNX – Index tăng 1% thì tỷ suất sinh lợi của FTSE/ASEAN 40 tăng 0.0855%.

3.2.2. Phân tích sự ảnh hưởng biến động giữa các thị trường

Kết quả ước lượng phương trình phương sai – hiệp phương sai được chúng tôi trình bày lại như sau:

$$\begin{aligned}
 h_{11,t} &= 0.0000335 + 0.8772h_{11,t-1} + 0.0699e_{1,t-1}^2 + 0.0081\xi_{1,t-1}^2 \\
 h_{12,t} &= 0.00002 + 0.8838h_{12,t-1} + 0.0757e_{1,t-1}e_{2,t-1} + 0.0077\xi_{1,t-1}\xi_{2,t-1} \\
 h_{13,t} &= 0.0000129 + 0.7984h_{13,t-1} + 0.13598e_{1,t-1}e_{3,t-1} + 0.0096\xi_{1,t-1}\xi_{3,t-1} \\
 h_{14,t} &= 0.0000183 + 0.7968h_{14,t-1} - 0.0262e_{1,t-1}e_{4,t-1} + 0.049\xi_{1,t-1}\xi_{4,t-1} \\
 h_{15,t} &= 0.0000096 + 0.8651h_{15,t-1} + 0.0223e_{1,t-1}e_{5,t-1} + 0.0408\xi_{1,t-1}\xi_{5,t-1} \\
 h_{22,t} &= 0.0000202 + 0.8904h_{22,t-1} + 0.0819e_{2,t-1}^2 + 0.0074\xi_{2,t-1}^2 \\
 h_{23,t} &= 0.0000109 + 0.8043h_{23,t-1} + 0.1471e_{2,t-1}e_{3,t-1} + 0.0092\xi_{2,t-1}\xi_{3,t-1} \\
 h_{24,t} &= 0.0000134 + 0.8028h_{24,t-1} - 0.0283e_{2,t-1}e_{4,t-1} + 0.047\xi_{2,t-1}\xi_{4,t-1} \\
 h_{25,t} &= 0.00000604 + 0.8715h_{25,t-1} + 0.0242e_{2,t-1}e_{5,t-1} + 0.0391\xi_{2,t-1}\xi_{5,t-1} \\
 h_{33,t} &= 0.0000203 + 0.7266h_{33,t-1} + 0.2641e_{3,t-1}^2 + 0.01147\xi_{3,t-1}^2 \\
 h_{34,t} &= 0.0000145 + 0.7252h_{34,t-1} - 0.0509e_{3,t-1}e_{4,t-1} + 0.0586\xi_{3,t-1}\xi_{4,t-1} \\
 h_{35,t} &= 0.00000565 + 0.7873h_{35,t-1} + 0.0434e_{3,t-1}e_{5,t-1} + 0.0488\xi_{3,t-1}\xi_{5,t-1} \\
 h_{44,t} &= 0.0000476 + 0.7238h_{44,t-1} + 0.0098e_{4,t-1}^2 + 0.2991\xi_{4,t-1}^2 \\
 h_{45,t} &= 0.0000127 + 0.7857h_{45,t-1} - 0.0084e_{4,t-1}e_{5,t-1} + 0.2491\xi_{4,t-1}\xi_{5,t-1} \\
 h_{55,t} &= 0.0000180 + 0.8531h_{55,t-1} + 0.00713e_{5,t-1}^2 + 0.2074\xi_{5,t-1}^2
 \end{aligned}$$

Các thành phần trong ma trận tham số A, B, D trong phương trình phương sai – hiệp phương sai (**), h_{ij}, e_{ij}, d_{ij} được trình bày trong Bảng 3. Kết quả ước lượng hệ số của mô hình BEKK. Trong đó, e_{ij} đại diện cho hiệu ứng ARCH, h_{ij} đại diện cho hiệu ứng GARCH, d_{ij} đại diện cho hiệu ứng TGARCH. Từ kết quả đó, chúng tôi nhận thấy hiệu quả sự biến động trong quá khứ và biến động chéo giữa năm thị trường chứng khoán vì hầu hết các hệ số ước lượng đều có ý nghĩa thống kê được trình bày trong Bảng 4. Kiểm định các hệ số hồi quy trong mô hình BEKK. Hơn nữa, kết quả cho thấy ảnh hưởng của hiệu ứng GARCH là mạnh hơn so với hiệu ứng ARCH, có nghĩa là khi thị trường chịu phải một cú sốc thì biến động phụ thuộc nhiều vào độ trễ của biến động hơn là độ trễ của phần dư. Hiệu ứng TGARCH cũng cho thấy, các thị trường trong nghiên cứu (ngoại trừ chỉ số UPCOM) đều phản ứng trước những thông tin tiêu cực trong quá khứ.

Đầu tiên, chúng tôi phân tích sự ảnh hưởng của phần dư trong quá khứ đến những biến động riêng chỉ số chứng khoán (hiệu ứng ARCH,). Kết quả là các hệ số có ý nghĩa thống kê và cùng chiều cho cả năm thị trường. Theo đó, hiệu ứng này là cao đối với UPCOM – Index (0.2641), HNX – Index (0.0819), trong khi các chỉ số còn lại thấp hơn VN – Index (0.0699), S&P 500 (0.0098), FTSE/ASEAN 40 (0.0071). Xét về sự ảnh hưởng chéo của phần dư giữa các thị trường chứng khoán (thành phần e_{ij}) cho thấy thị trường UPCOM của Việt Nam là thị trường bị ảnh hưởng nhiều nhất từ những cú sốc ở bên ngoài.

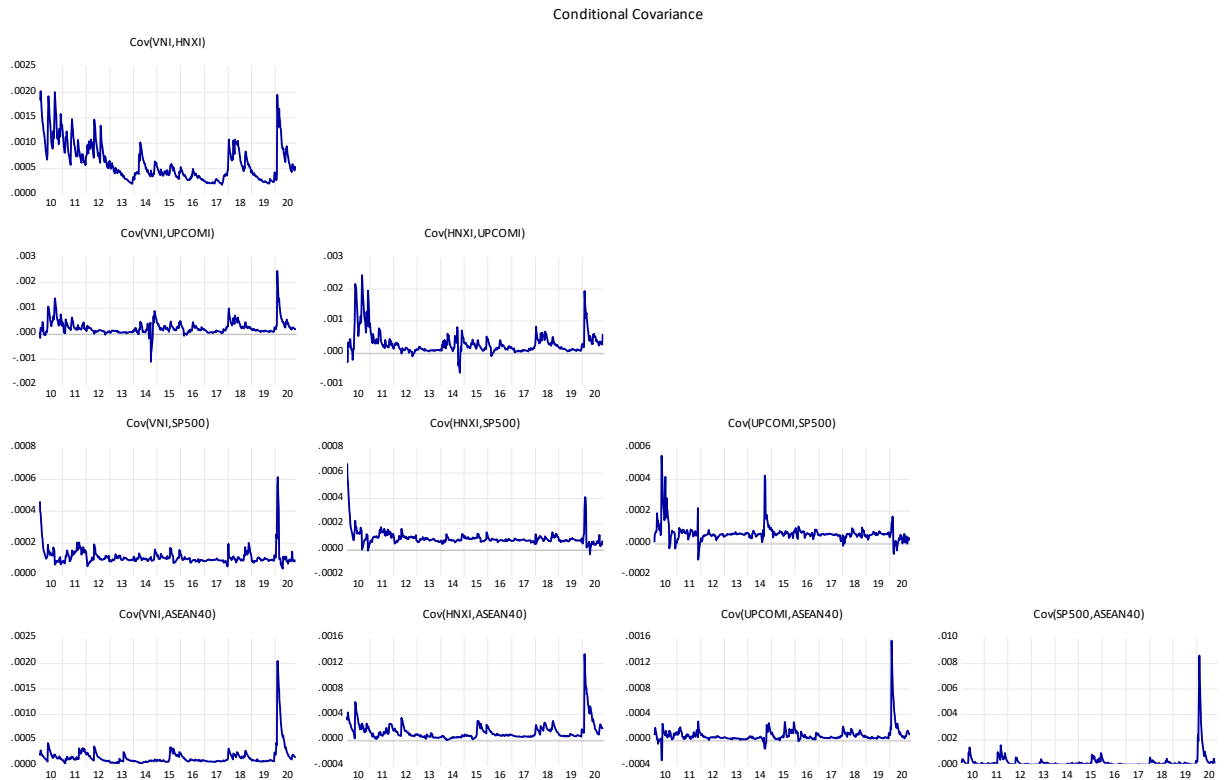
Tiếp theo, chúng tôi phân tích sự phụ thuộc vào độ trễ của độ biến động riêng (hiệu ứng GARCH) của từng thị trường. Chỉ số HNX – Index (0.8904), VN – Index (0.8772), FTSE/ASEAN 40 (0.8531), UPCOM – Index (0.7266), S&P 500 (0.7238). Như vậy, chúng tôi thấy rằng chỉ số của sàn chứng khoán Hà Nội phụ thuộc vào biến động trong nội bộ cao nhất trong khi thấp nhất là thị trường Hoa Kỳ. Trong phân tích về ảnh hưởng chéo của độ trễ giữa các thị trường, cho thấy, về mặt tác động chéo vẫn tồn tại không đồng đều, thị trường ít bị ảnh hưởng nhất trong nghiên cứu là thị trường Hoa Kỳ và thị trường ảnh hưởng nhiều nhất là HOSE, kết quả trong bảng 5 bên dưới:

Bảng 6. Ảnh hưởng chéo của GARCH giữa các thị trường

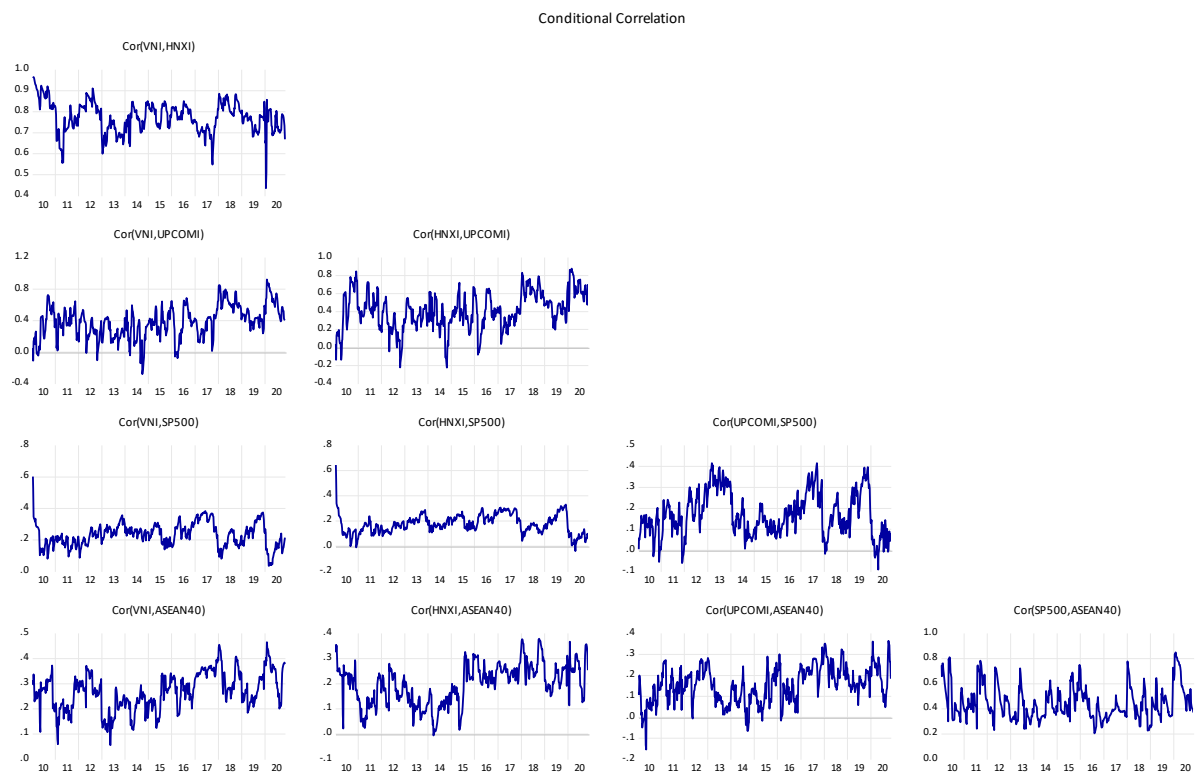
Thị trường	Tác động nhỏ nhất	Tác động lớn nhất	Phạm vi
HOSE	0.7968 (Hoa Kỳ)	0.8838 (HNX)	0.0870
HNX	0.8028 (Hoa Kỳ)	0.8838 (HNX)	0.0810
UPCOM	0.7252 (Hoa Kỳ)	0.8043 (HNX)	0.0791
Hoa Kỳ	0.7857 (ASEAN)	0.8028 (HNX)	0.0171
Asean	0.7857 (Hoa Kỳ)	0.8715 (HNX)	0.0858

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng các thị trường trong nghiên cứu, ngoại trừ thị trường UPCOM, đều chịu ảnh hưởng của những tin tức tiêu cực trong quá khứ. Các thành phần đường chéo của ma trận D thể hiện phản ứng của thị trường i đối với tin tức xấu. Qua nghiên cứu, thông tin tiêu cực có ảnh hưởng lớn đối với thị trường Hoa Kỳ (0.2491) và thị trường ASEAN (0.2074), trong khi thị trường HNX (0.0074) và HOSE (0.0081) chịu ảnh hưởng rất ít với thông tin xấu. Chúng tôi thấy rằng các tham số này là dương cho thấy thông tin bất lợi đã làm cho thị trường biến động nhiều hơn. Chúng tôi cho rằng các thị trường chứng khoán lớn quan tâm nhiều đến tin tức, thông tin kinh doanh. Ngược lại, thị trường chứng khoán nhỏ hơn lại ít quan tâm đến vấn đề này, hay thường đầu tư theo xu hướng.

Hình 3, hình 4 mô tả hiệp phương sai và tương quan có điều kiện của các chuỗi chứng khoán được ước lượng bằng mô hình BEKK đường chéo. Các đồ thị ngụ ý rằng tình hình của các thị trường trong giai đoạn nghiên cứu có nhiều bất ổn. Hơn nữa, hiệp phương sai có điều kiện cung cấp thông tin cho thấy mức độ liên kết về tỷ suất sinh lợi và độ biến động giữa thị trường Việt Nam và thị trường Asean hay Hoa Kỳ là rất thấp, trong khi giữa các chỉ số chứng khoán trong nước là cao hơn. Trong giai đoạn khủng hoảng toàn cầu do đại dịch Covid – 19, chứng kiến nhiều tin xấu tình hình kinh tế - xã hội, từ hoạt động kinh doanh, hiệp phương sai và tương quan có điều kiện giữa các cặp thị trường tăng cao. Tuy nhiên sau đó tình hình dịch bệnh được kiểm soát tốt và nhờ nhiều biện pháp được thực hiện nhằm ổn định thị trường, thị trường chứng khoán hoạt động hiệu quả trở lại, mối tương quan có điều kiện giữa các thị trường trong nghiên cứu xó xu hướng giảm lại bình thường như trước khi đại dịch xảy ra.



Hình 3. Đồ thị hiệp phương sai có điều kiện được ước lượng bằng BEKK đường chéo



Hình 4. Đồ thị tương quan có điều kiện được ước lượng bằng mô hình BEKK đường chéo

CHƯƠNG 4. KẾT LUẬN

Thông qua việc xây dựng mô hình BEKK đường chéo để tìm mối liên kết về tỷ suất sinh lợi và độ biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường trong khu vực Asean và thị trường phát triển Hoa Kỳ, chúng tôi kết luận được một số điều quan trọng:

a. **Phương trình trung bình:** cung cấp một số kết luận quan trọng về tỷ suất sinh lợi của các thị trường chứng khoán có trong mô hình.

– **Về tỷ suất sinh lợi riêng:** Kết quả phân tích cho thấy chỉ số VNI và HNXI không phụ thuộc và độ trễ đầu tiên của nó ngược lại với các chỉ số UPCOM, S&P 500 và ASEAN 40.

– **Về tỷ suất sinh lợi chéo:** chúng tôi kết luận rằng có mối quan hệ một chiều ở mức độ thấp (trong khoảng 0.09% - 0.13%) giữa thị trường phát triển với thị trường kém phát triển hơn hoặc đang phát triển. Cụ thể trong nghiên cứu này, tỷ suất sinh lợi của thị trường Hoa Kỳ (đặc trưng bởi chỉ số S&P 500) và thị trường khu vực Asean ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi của thị trường chứng khoán Việt Nam (chỉ số VN – Index và HNX – Index), trong khi ở chiều ngược lại thì không có ý nghĩa thống kê. Chúng tôi cũng nhận thấy tỷ suất sinh lợi của chỉ số UPCOM chỉ phụ thuộc vào độ trễ của chính nó. Thêm vào đó, thị trường Asean và Hoa Kỳ có mối quan hệ nhân quả.

b. **Phương trình phương sai:** cung cấp mối liên kết độ biến động/phương sai – hiệp phương sai của các thị trường chứng khoán. Chúng tôi nhận thấy hiệu quả sự biến động trong quá khứ và biến động chéo giữa năm thị trường chứng khoán vì hầu hết các hệ số ước lượng đều có ý nghĩa thống kê. Hơn nữa, kết quả cho thấy ảnh hưởng của hiệu ứng GARCH là mạnh hơn so với hiệu ứng ARCH, có nghĩa là khi thị trường chịu phải một cú sốc thì biến động phụ thuộc nhiều vào độ trễ của biến động hơn là độ trễ của phần dư. Một kết luận quan trọng nữa là tác động chéo tồn tại không đồng nhất giữa các thị trường mà không phụ thuộc vào quy mô cũng như vốn hoá thị trường.

Các thị trường trong nghiên cứu đều chịu ảnh hưởng của những tin tức tiêu cực trong quá khứ. Tức là khi xuất hiện thông tin bất lợi cho thị trường, độ biến động của các thị trường tăng cao, Nghiên cứu chỉ ra rằng thị trường phát triển Hoa Kỳ thường phản ứng mạnh hơn so với các thị trường kém phát triển hơn.

Qua đó, nghiên cứu này hàm ý rằng việc đa dạng hoá danh mục đầu tư nhằm mục tiêu quản trị rủi ro hay tối đa lợi nhuận không chỉ đầu tư vào các cổ phiếu của một

thị trường mới nổi mà nên thêm các cổ phiếu của các thị trường phát triển hơn. Mối tương quan và rủi ro từ các thị trường khác phải được cân nhắc và tính đến.

Cuối cùng nhưng không kém phần quan trọng, mức độ hội nhập tài chính cao có thể gây ra những ảnh hưởng tiêu cực cho thị trường mới nổi từ những cú sốc từ bên ngoài, đặc biệt là những cú sốc khó lường trước như đại dịch Covid – 19 vừa qua. Điều này đòi hỏi các cơ quan nhà nước, nơi thiết lập các chính sách cần xem xét đầy đủ các yếu tố không chỉ tồn tại trong nước mà ở cả những quốc gia khác để điều chỉnh những quyết định, phương án phát triển mới một cách hợp lý.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Bollerslev, J. (1986). *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*. *Journal of econometrics*.
- Engle, R. F. (1982). *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*. *Econometrica: Journal of the econometric society*.
- Erten, I. T. (2012). *Volatility spillovers in emerging markets during the global financial crisis: diagonal BEKK approach*.
- Hassan, S. A. (2007). Multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 47(3), 470-480.
- Hemche, O. J. (2016). On the study of contagion in the context of the subprime crisis: A dynamic conditional correlation–multivariate GARCH approach. *Economic Modelling*. 52, 292-299.
- Karolyi, G. A. (1995). A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: The case of the United States and Canada. *Journal of Business & Economic Statistics*. 13(1), 11-25.
- Li, H. (2007). International linkages of the Chinese stock exchanges: A multivariate GARCH analysis. *Applied Financial Economics*. 17(4), 285-297.
- Miyakoshi, T. (2003). Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 13(4), 383-399.
- Nguyễn, N. K. (2016). Thị trường chứng khoán các công ty đại chúng chưa niêm yết Hà Nội.
- Tiên, H. T. (2017). Mô hình hóa biến động thị trường chứng khoán: Thực nghiệm từ Việt Nam. . *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN: Kinh tế và Kinh doanh*, 33(3), 1-11.
- Thalassinos, I. E. (2015). Applications of M-GARCH Model for the Selection of Securities of Banks' Investment Portfolio. *Applied Economics and Finance*. 2(2), 1-13.
- Vuong, Q. H. (2004). Hiệu ứng GARCH trên dãy lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam 2000-2003 (No. cmd63). . *Center for Open Science*.
- Worthington, A. &. (2004). Transmission of equity returns and volatility in Asian developed and emerging markets: a multivariate GARCH analysis. *International Journal of Finance & Economics*. 9(1), 71-80.

PHỤ LỤC

1. Thống kê mô tả

	VNI	HNXI	UPCOMI	SP500	ASEAN40
Mean	0.001386	0.000238	0.000537	0.002520	0.000312
Median	0.003662	0.001534	0.000737	0.003943	0.001495
Maximum	0.082477	0.138516	0.222442	0.114623	0.125402
Minimum	-0.157180	-0.123204	-0.167145	-0.161950	-0.161196
Std. Dev.	0.027121	0.030002	0.030683	0.022968	0.023231
Skewness	-0.725926	-0.283037	0.891301	-1.012998	-0.407121
Kurtosis	6.044632	5.730851	18.05148	10.91172	10.75848
Jarque-Bera	268.3230	183.4309	5417.676	1573.009	1435.211
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	0.784708	0.134913	0.303992	1.426090	0.176378
Sum Sq. Dev.	0.415587	0.508568	0.531915	0.298062	0.304912
Observations	566	566	566	566	566

2. Kiểm định tính dừng

- Chuỗi VN – Index

Null Hypothesis: VNI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.51070	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.974410	
5% level	-3.417807	
10% level	-3.131347	

=> Chuỗi dừng

- Chuỗi HNX – Index

Null Hypothesis: HNXI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.66916	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.569069	
5% level	-1.941386	
10% level	-1.616322	

=> Chuỗi dừng

- Chuỗi UPCOM – Index

Null Hypothesis: UPCOMI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.43350	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.569069	
5% level	-1.941386	
10% level	-1.616322	

=> Chuỗi dừng

- Chuỗi S&P 500

Null Hypothesis: SP500 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.63474	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.569069	
5% level	-1.941386	
10% level	-1.616322	

=> Chuỗi dừng

- Chuỗi Asean 40

Null Hypothesis: ASEAN40 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.32907	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.569069	
5% level	-1.941386	
10% level	-1.616322	

=> Chuỗi dừng

3. Kiểm tra hiệu ứng ARCH

- Chuỗi VN – Index

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	6.569100	Prob. F(1,563)	0.0106
Obs*R-squared	6.516403	Prob. Chi-Square(1)	0.0107

- Chuỗi HNX – Index

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	23.75402	Prob. F(1,563)	0.0000
Obs*R-squared	22.87334	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

- Chuỗi UPCOM – Index

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	132.4265	Prob. F(1,563)	0.0000
Obs*R-squared	107.5900	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

- Chuỗi S&P 500

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	51.76293	Prob. F(1,563)	0.0000
Obs*R-squared	47.57290	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

- Chuỗi Asean 40

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	36.66447	Prob. F(1,563)	0.0000
Obs*R-squared	34.54503	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

4. Hệ số tương quan

	VNI	HNXI	UPCOMI	SP500	ASEAN40
VNI	1.000000	0.779110	0.286864	0.324558	0.352169
HNXI	0.779110	1.000000	0.325626	0.208178	0.233822
UPCOMI	0.286864	0.325626	1.000000	0.091465	0.117139
SP500	0.324558	0.208178	0.091465	1.000000	0.596906
ASEAN40	0.352169	0.233822	0.117139	0.596906	1.000000

5. Độ trễ tối ưu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	6675.572	NA	3.37e-17	-23.73869	-23.70015	-23.72365
1	6784.766	216.0562	2.50e-17*	-24.03831*	-23.80709*	-23.94804*
2	6802.553	34.87713	2.56e-17	-24.01264	-23.58874	-23.84715
3	6826.357	46.25398	2.58e-17	-24.00839	-23.39180	-23.76767
4	6849.463	44.48525*	2.59e-17	-24.00165	-23.19238	-23.68570

6. Kết quả ước lượng mô hình BEKK đường chéo

System: UNTITLED

Estimation Method: ARCH Maximum Likelihood (BFGS / Marquardt steps)

Covariance specification: Diagonal BEKK

Date: 06/06/21 Time: 19:15

Sample: 1/15/2010 11/06/2020

Included observations: 565

Total system (balanced) observations 2825

Presample covariance: backcast (parameter =0.7)

Convergence achieved after 209 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.001873	0.001097	1.708089	0.0876
C(2)	0.014535	0.065603	0.221553	0.8247
C(3)	0.057873	0.053345	1.084885	0.2780
C(4)	0.008301	0.035616	0.233067	0.8157
C(5)	0.102487	0.058748	1.744518	0.0811
C(6)	0.081241	0.058038	1.399794	0.1616
C(7)	0.000843	0.001091	0.772498	0.4398
C(8)	0.034758	0.061756	0.562826	0.5736
C(9)	0.082346	0.061670	1.335263	0.1818
C(10)	0.003282	0.043947	0.074678	0.9405
C(11)	0.084813	0.061097	1.388186	0.1651
C(12)	0.017775	0.058362	0.304570	0.7607
C(13)	-0.000181	0.000684	-0.264692	0.7912
C(14)	-0.011676	0.045014	-0.259393	0.7953
C(15)	-0.005635	0.038035	-0.148155	0.8822
C(16)	0.108159	0.045221	2.391812	0.0168
C(17)	0.006857	0.039264	0.174632	0.8614
C(18)	0.044737	0.034285	1.304848	0.1919
C(19)	0.002918	0.000866	3.369691	0.0008
C(20)	-0.129295	0.049307	-2.622266	0.0087
C(21)	0.141811	0.042814	3.312226	0.0009
C(22)	-0.030816	0.022030	-1.398850	0.1619
C(23)	-0.075992	0.049644	-1.530729	0.1258
C(24)	0.072725	0.040632	1.789856	0.0735
C(25)	0.000287	0.000812	0.353116	0.7240
C(26)	-0.077316	0.044022	-1.756303	0.0790
C(27)	0.085576	0.043268	1.977806	0.0480
C(28)	-0.011100	0.033177	-0.334584	0.7379
C(29)	0.135080	0.038852	3.476772	0.0005
C(30)	-0.002093	0.049493	-0.042292	0.9663

Variance Equation Coefficients				
C(31)	3.35E-05	9.01E-06	3.725227	0.0002
C(32)	2.00E-05	5.35E-06	3.737286	0.0002
C(33)	1.29E-05	3.94E-06	3.267551	0.0011
C(34)	1.83E-05	4.61E-06	3.972881	0.0001
C(35)	9.60E-06	2.63E-06	3.650546	0.0003
C(36)	2.02E-05	5.15E-06	3.916646	0.0001
C(37)	1.09E-05	3.71E-06	2.927146	0.0034
C(38)	1.34E-05	4.07E-06	3.281395	0.0010
C(39)	6.04E-06	2.67E-06	2.263544	0.0236
C(40)	2.03E-05	4.63E-06	4.383726	0.0000
C(41)	1.45E-05	3.89E-06	3.711023	0.0002
C(42)	5.65E-06	2.84E-06	1.987870	0.0468
C(43)	4.76E-05	1.07E-05	4.439246	0.0000
C(44)	1.27E-05	3.90E-06	3.255658	0.0011
C(45)	1.80E-05	5.02E-06	3.583364	0.0003
C(46)	0.264433	0.029162	9.067628	0.0000
C(47)	0.286261	0.024469	11.69905	0.0000
C(48)	0.513999	0.031507	16.31398	0.0000
C(49)	-0.099815	0.048569	-2.055096	0.0399
C(50)	0.084465	0.038190	2.211713	0.0270
C(51)	0.089604	0.041736	2.146926	0.0318
C(52)	0.085939	0.052381	1.640661	0.1009
C(53)	0.107090	0.094392	1.134531	0.2566
C(54)	0.546961	0.056247	9.724259	0.0000
C(55)	0.455438	0.043353	10.50538	0.0000
C(56)	0.936599	0.011463	81.70529	0.0000
C(57)	0.943595	0.007656	123.2516	0.0000
C(58)	0.852426	0.015158	56.23691	0.0000
C(59)	0.850775	0.024650	34.51416	0.0000
C(60)	0.923655	0.011325	81.55942	0.0000
Log likelihood	7264.438	Schwarz criterion	-25.04189	
Avg. log likelihood	2.571482	Hannan-Quinn criter.	-25.32267	
Akaike info criterion	-25.50243			
Equation: VNI = C(1) + C(2)*VNI(-1) + C(3)*HNXI(-1) + C(4)*UPCOMI(-1) + C(5)*SP500(-1) + C(6)*ASEAN40(-1)				
R-squared	0.026086	Mean dependent var	0.001298	
Adjusted R-squared	0.017375	S.D. dependent var	0.027063	
S.E. of regression	0.026827	Sum squared resid	0.402299	
Durbin-Watson stat	2.029475			
Equation: HNXI = C(7) + C(8)*VNI(-1) + C(9)*HNXI(-1) + C(10)*UPCOMI(-1) + C(11)*SP500(-1) + C(12)*ASEAN40(-1)				
R-squared	0.016875	Mean dependent var	0.000121	
Adjusted R-squared	0.008082	S.D. dependent var	0.029898	
S.E. of regression	0.029777	Sum squared resid	0.495642	
Durbin-Watson stat	1.985640			
Equation: UPCOMI = C(13) + C(14)*VNI(-1) + C(15)*HNXI(-1) + C(16)*UPCOMI(-1) + C(17)*SP500(-1) + C(18)*ASEAN40(-1)				
R-squared	0.076894	Mean dependent var	0.000605	
Adjusted R-squared	0.068637	S.D. dependent var	0.030667	
S.E. of regression	0.029596	Sum squared resid	0.489650	
Durbin-Watson stat	1.378540			
Equation: SP500 = C(19) + C(20)*VNI(-1) + C(21)*HNXI(-1) + C(22)*UPCOMI(-1) + C(23)*SP500(-1) + C(24)*ASEAN40(-1)				
R-squared	0.014526	Mean dependent var	0.002476	
Adjusted R-squared	0.005712	S.D. dependent var	0.022966	
S.E. of regression	0.022900	Sum squared resid	0.293142	
Durbin-Watson stat	2.061504			
Equation: ASEAN40 = C(25) + C(26)*VNI(-1) + C(27)*HNXI(-1) + C(28)*UPCOMI(-1) + C(29)*SP500(-1) + C(30)*ASEAN40(-1)				
R-squared	0.004654	Mean dependent var	0.000282	
Adjusted R-squared	-0.004249	S.D. dependent var	0.023240	
S.E. of regression	0.023290	Sum squared resid	0.303204	
Durbin-Watson stat	2.001972			

Covariance specification: Diagonal BEKK

GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)*A1 + D1*(RESID(-1)*(RESID(-1)<0))*(RESID(-1)<0))*D1 + B1*GARCH(-1)*B1

M is an indefinite matrix

A1 is a diagonal matrix

D1 is a diagonal matrix

B1 is a diagonal matrix

Transformed Variance Coefficients				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
M(1,1)	3.35E-05	9.01E-06	3.725227	0.0002
M(1,2)	2.00E-05	5.35E-06	3.737286	0.0002
M(1,3)	1.29E-05	3.94E-06	3.267551	0.0011
M(1,4)	1.83E-05	4.61E-06	3.972881	0.0001
M(1,5)	9.60E-06	2.63E-06	3.650546	0.0003
M(2,2)	2.02E-05	5.15E-06	3.916646	0.0001
M(2,3)	1.09E-05	3.71E-06	2.927146	0.0034
M(2,4)	1.34E-05	4.07E-06	3.281395	0.0010
M(2,5)	6.04E-06	2.67E-06	2.263544	0.0236
M(3,3)	2.03E-05	4.63E-06	4.383726	0.0000
M(3,4)	1.45E-05	3.89E-06	3.711023	0.0002
M(3,5)	5.65E-06	2.84E-06	1.987870	0.0468
M(4,4)	4.76E-05	1.07E-05	4.439246	0.0000
M(4,5)	1.27E-05	3.90E-06	3.255658	0.0011
M(5,5)	1.80E-05	5.02E-06	3.583364	0.0003
A1(1,1)	0.264433	0.029162	9.067628	0.0000
A1(2,2)	0.286261	0.024469	11.69905	0.0000
A1(3,3)	0.513999	0.031507	16.31398	0.0000
A1(4,4)	-0.099815	0.048569	-2.055096	0.0399
A1(5,5)	0.084465	0.038190	2.211713	0.0270
D1(1,1)	0.089604	0.041736	2.146926	0.0318
D1(2,2)	0.085939	0.052381	1.640661	0.1009
D1(3,3)	0.107090	0.094392	1.134531	0.2566
D1(4,4)	0.546961	0.056247	9.724259	0.0000
D1(5,5)	0.455438	0.043353	10.50538	0.0000
B1(1,1)	0.936599	0.011463	81.70529	0.0000
B1(2,2)	0.943595	0.007656	123.2516	0.0000
B1(3,3)	0.852426	0.015158	56.23691	0.0000
B1(4,4)	0.850775	0.024650	34.51416	0.0000
B1(5,5)	0.923655	0.011325	81.55942	0.0000

7. Kiểm định Ljung – Box cho phần dư

- Chuỗi VN - Index

Box-Ljung test

data: resid[VNI]

X-squared = 7.792, df = 10, p-value = 0.6491

- Chuỗi HNX – Index

Box-Ljung test

data: resid[HNXI]

X-squared = 11.092, df = 10, p-value = 0.3504

- Chuỗi UPCOMI

Box-Ljung test

data: resid[UPCOMI]

X-squared = 28.117, df = 10, p-value = 0.001729

- Chuỗi S&P 500

Box-Ljung test

data: resid[SP500]

X-squared = 22.824, df = 10, p-value = 0.01141

- Chuỗi Asean 40

Box-Ljung test

data: resid[ASEAN40]

X-squared = 11.442, df = 10, p-value = 0.3241