

**BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI**



**BÁO CÁO TỔNG KẾT
ĐỀ TÀI NGHIÊN CỨU KHOA HỌC CẤP TRƯỜNG**

**ỨNG DỤNG MÔ HÌNH ARCH - MÔ HÌNH GARCH PHÂN TÍCH SỰ
BIẾN ĐỘNG CỦA CHỈ SỐ VN_INDEX.**

CHỦ NHIỆM ĐỀ TÀI: ThS. NGUYỄN THỊ HIÊN

Hà Nội, tháng 8 năm 2018

MỤC LỤC

DANH MỤC BẢNG BIỂU

DANH MỤC BIỂU ĐỒ, HÌNH VẼ

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

DANH MỤC THUẬT NGỮ

MỞ ĐẦU	1
CHƯƠNG 1. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU ĐỀ TÀI.....	2
1.1. Tính cấp thiết nghiên cứu của đề tài.....	2
1.2. Xác lập và tuyên bố vấn đề trong đề tài	2
1.3. Các mục tiêu nghiên cứu	3
1.4. Phạm vi nghiên cứu. Phương pháp nghiên cứu.....	3
1.5. Ý nghĩa của nghiên cứu	3
1.6. Kết cấu báo cáo nghiên cứu.....	4
CHƯƠNG 2. MÔ HÌNH ARCH, MÔ HÌNH GARCH	5
2.1. Mô hình ARCH	5
2.1.1. Cấu trúc của mô hình.....	5
2.1.2. Tính chất của mô hình	6
2.1.3. Ước lượng mô hình ARCH	7
2.1.4. Kiểm định hiệu ứng ARCH.....	7
2.1.5. Dự báo	8
2.1.6. Đánh giá mô hình ARCH	9
2.2. Mô hình GARCH	9
2.2.1. Mô hình.....	9
2.2.2. Tính chất của mô hình GARCH.....	10
2.2.3. Dự báo	10
2.3. Mô hình GARCH _M.....	11
2.4. Mô hình TGARCH.....	11
CHƯƠNG 3. ỨNG DỤNG MÔ HÌNH ARCH, GARCH PHÂN TÍCH SỰ BIẾN ĐỘNG CỦA CHỈ SỐ VN- INDEX.....	12
3.1. Những khái niệm cơ bản về Chứng khoán	12

3.1.1. Khái niệm chứng khoán.....	12
3.1.2. Các đặc trưng cơ bản của chứng khoán.....	12
3.2. Những khái niệm cơ bản về TTCK	12
3.2.1. Khái niệm TTCK.....	12
3.2.2. Đặc điểm của TTCK.....	13
3.3. Tổng quan về chỉ số VN_Index giai đoạn 2007 – 2017	13
3.3.1. Chỉ số VN – Index và cách tính.....	13
3.3.2. Diễn biến chỉ số VN – Index giai đoạn 2007 – 2017	14
3.4. Ứng dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index	22
3.4.1. Tổng quan tình hình nghiên cứu.....	22
3.4.2. Kết quả nghiên cứu.....	24
CHƯƠNG 4: KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT VỚI VẤN ĐỀ NGHIÊN CỨU	35
4.1. Các kết luận và phát hiện qua nghiên cứu	35
4.2. Những hạn chế và vấn đề đặt ra cần tiếp tục nghiên cứu	35
4.3 Các khuyến nghị	36
TÀI LIỆU THAM KHẢO	37
PHỤ LỤC.....	39

DANH MỤC BẢNG BIỂU

Bảng 3.1. Thống kê mô tả về chuỗi tỷ suất sinh lợi của VN_Index theo ngày	25
Bảng 3.2. Kết quả kiểm định tính dừng bằng kiểm định (ADF)	26
Bảng 3.3. Kết quả ước lượng các mô hình ARMA	27
Bảng 3.4. Kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH của mô hình ARMA(0,1).....	28
Bảng 3.5. Kết quả kiểm định ảnh hưởng ARCH(7)	29
Bảng 3.6. Kết quả kiểm định ảnh hưởng ARCH(8)	29
Bảng 3.7. Kết quả ước lượng ARCH(7)	30
Bảng 3.8: Kết quả ước lượng GARCH(1,1)	31
Bảng 3.9. Kết quả ước lượng Garch(1,1)_M với yếu tố sai số tiêu chuẩn trong hàm trung bình	32
Bảng 3.10. Kết quả ước lượng Garch(1,1)_M với yếu tố phương sai trong hàm trung bình	32
Bảng 3.11. Kết quả ước lượng TGarch(1,1)	33
Bảng 1. Mô hình ARMA(1,0) có hệ số chặn	39
Bảng 2. Mô hình ARMA(0,1) có hệ số chặn	39
Bảng 3. Mô hình ARMA(1,1) có hệ số chặn	39
Bảng 4. Mô hình ARMA(1,0) không có hệ số chặn	40
Bảng 5. Mô hình ARMA(0,1) không có hệ số chặn	40
Bảng 6. Mô hình ARMA(1,1) không có hệ số chặn	40
Bảng 7. Kết quả Ước lượng mô hình GARCH(1,2)	41
Bảng 8. Kết quả Ước lượng mô hình GARCH(2,1)	41
Bảng 9. Kết quả Ước lượng mô hình GARCH(2,2)	42

DANH MỤC BIỂU ĐỒ, HÌNH VẼ

Hình 3.1. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index giai đoạn 2007 – 2017	15
Hình 3.2. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index năm 2007	15
Hình 3.3. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index năm 2008	16
Hình 3.4. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index năm 2009	17
Hình 3.5. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index các năm 2010, 2011, 2012.....	18
Hình 3.6. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index các năm 2013, 2014, 2015.....	19
Hình 3.7. Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index các năm 2016, 2017.....	20
Hình 3.8. Đồ thị chuỗi tỷ suất sinh lợi RVN_INDEX giai đoạn 2007 – 2017	25
Hình 3.9. Lược đồ tương quan của chuỗi RVN_Index.....	26
Hình 3.10. Lược đồ tương quan của e^2_t thu được từ mô hình ARMA(0,1).....	28

DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

Thị trường chứng khoán	TTCK
Ho Chi Minh Stock Exchange	HOSE

DANH MỤC THUẬT NGỮ

TIẾNG VIỆT	TIẾNG ANH	KÝ HIỆU
Hàm tự tương quan	Autocorrelation function	ACF
Thống kê kiểm định Dickey-Fuller	Augmented Dickey – Fuller	ADF
Tiêu chuẩn thông tin Akaike	Akaike Information Criterion	AIC
Quá trình tự hồi quy	Autoregressive process	AR
Quá trình trung bình trượt tự hồi quy	Autoregressive Moving Average Process	ARMA
Quá trình ARMA tích hợp	Interrated ARMA	ARIMA
Mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi tự hồi quy	Autoregressive Conditional Heterescedastic Models	ARCH
Tiêu chuẩn Schawartz	Schawartz Information Criterion	SIC
Độc lập cùng phân bố xác suất	Independent and identical distribution	IID
Quá trình trung bình trượt	Moving Averages	MA
Sai số trung bình tuyệt đối	Mean absolute Error	MAE
Sai số bình phương trung bình gốc	Root Mean Squared Prediction Error	RMSE
Ước lượng hợp lí cực đại	Maximum Likelihood	ML
Hàm tự tương quan riêng	Partial autocorrelation function	PACF
Mô hình ARCH tổng quát	Generalized Autoregressive Conditional Heterescedastic	GARCH
Mô hình GARCH_M	GARCH in mean	GARCH_M
Mô hình TGARCH	Threshold GARCH	TGARCH

MỞ ĐẦU

Thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam ra đời với sự thành lập Trung tâm giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh vào ngày 11/07/1998 theo quyết định số 127/1998/QĐ-TTg, với các giao dịch bắt đầu từ ngày 28/07/2000, [14]. Với 20 năm hình thành và phát triển, trải qua nhiều biến động nhưng TTCK Việt Nam vẫn khẳng định vai trò thúc đẩy sự phát triển nền kinh tế của đất nước. Năm 2007 ghi nhận cột mốc lịch sử đó là việc chuyển đổi mô hình hoạt động của Trung tâm giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh thành Sàn giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh (HOSE).

Để có một cái nhìn tổng quan về sự biến động của giá chứng khoán trên thị trường, người ta đưa ra các chỉ số TTCK. Chỉ số giá chứng khoán VN_Index chính là tổng hợp giá cổ phiếu toàn thị trường đang niêm yết trên sàn HOSE. Việc phân tích sự biến động của chỉ số chứng khoán VN_Index có một ý nghĩa lớn trong việc phân tích đầu tư chứng khoán ở Việt Nam. Do đó, tác giả mong muốn đưa ra một số phân tích và dự báo về sự biến động của chỉ số VN_Index dựa trên bộ số liệu giá đóng cửa hàng ngày của VN_Index trong thời gian từ ngày 02/01/2007 đến ngày 29/12/2017 với 2670 quan sát. Việc phân tích được thực hiện bằng cách sử dụng các mô hình Kinh tế lượng trong lớp các mô hình mô tả phương sai của sai số thay đổi theo thời gian là mô hình ARCH và các mô hình GARCH. Với lí do như vậy tác giả đã đăng kí đề tài NCKH cấp trường: *Ứng dụng mô hình ARCH - mô hình GARCH phân tích sự biến động của chỉ số VN_INDEX*.

Trong quá trình làm đề tài, tác giả đã nhận được sự hỗ trợ tích cực từ Bộ môn Toán và Phòng Quản lý khoa học – Trường Đại học Thương mại, tác giả xin được bày tỏ lòng biết ơn sâu sắc tới những ủng hộ đó.

Tháng 8/2018

Tác giả

CHƯƠNG 1. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU ĐỀ TÀI

1.1. Tính cấp thiết nghiên cứu của đề tài

- TTCK ra đời là sản phẩm tất yếu, khách quan của nền kinh tế phát triển theo cơ chế thị trường. Trên thế giới nói chung và ở Việt Nam nói riêng, TTCK luôn là nơi hấp dẫn các tổ chức và cá nhân đầu tư bởi mức sinh lợi cao của nó. Cùng với sự tồn tại và phát triển của TTCK, kinh doanh chứng khoán là một lĩnh vực hoạt động tất yếu. Tuy nhiên, đây cũng là lĩnh vực nhạy cảm, phức tạp và đầy bí ẩn, trong đó tiềm ẩn rất nhiều rủi ro. Vì vậy việc nắm bắt thông tin của thị trường có một ý nghĩa quan trọng đối với các chủ thể tham gia thị trường, nhất là các nhà đầu tư chứng khoán.

- Chỉ số giá thị trường Index là thông tin quan trọng đối với hoạt động của TTCK, nó tổng hợp giá các chứng khoán trên toàn thị trường đang tăng hay đang giảm, để ít nhiều công chúng đầu tư nắm được xu hướng chung, vì bản thân xu hướng chung cũng ảnh hưởng tới chính các cổ phiếu mà các nhà đầu tư đang nắm giữ hay quan tâm. Ở TTCK Việt Nam nắm bắt được sự biến động của chỉ số chứng khoán VN_Index chính là nắm bắt được thông tin của TTCK, nó góp một vai trò quan trọng trong việc định giá chứng khoán và quản trị rủi ro. Rủi ro ở đây được thể hiện qua độ dao động tỷ suất sinh lợi của chỉ số giá thị trường Index. Vì thế đề tài chọn phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index trên TTCK Việt Nam với bộ số liệu trong giai đoạn từ 2007 đến 2017 cụ thể là phân tích phương sai của chuỗi tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN_Index.

- Trong phân tích kinh tế lượng cổ điển giả định phương sai của sai số là không đổi theo thời gian. Tuy nhiên, bất kì một chuỗi thời gian nào đều chịu ảnh hưởng ít nhiều của các tin tức tốt, xấu và nhà đầu tư trên thị trường đều ứng xử hành vi kiểu đám đông. Giả định phương sai không thay đổi theo thời gian thường không còn phù hợp. Vì thế sẽ nảy sinh ý tưởng xem xét các dạng dữ liệu mà phương sai của nó phụ thuộc theo thời gian, ở đây là phụ thuộc vào các phương sai trong quá khứ (phương sai trễ). Để phân tích phương sai có điều kiện của tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN_Index mô hình ARCH và các mô hình GARCH là lựa chọn phù hợp.

1.2. Xác lập và tuyên bố vấn đề trong đề tài

Đề tài nghiên cứu ứng dụng các mô hình kinh tế lượng ARCH, GARCH phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index trên TTCK Việt Nam giai đoạn từ 2007 đến 2017.

1.3. Các mục tiêu nghiên cứu

- Hệ thống hóa cơ sở lý thuyết về mô hình ARCH, các mô hình GARCH.
- Hệ thống những kiến thức cơ bản về Chứng khoán và TTCK, khái niệm chỉ số VN-Index và cách tính.
- Với số liệu thu được sử dụng phương pháp thống kê mô tả phân tích sơ bộ sự biến động của chỉ số VN-Index và tìm hiểu các yếu tố ảnh hưởng đến sự biến động đó.
- Ứng dụng mô hình ARCH, các mô hình GARCH kết hợp với bộ số liệu về chỉ số VN_Index giai đoạn 2007 - 2017 và phần mềm xử lý số liệu EVIEWS xây dựng các mô hình hồi quy ước lượng cho tỷ suất sinh lợi trung bình và phương sai của nó. Dựa trên mô hình thu được đưa ra các nhận xét và dự báo trong ngắn hạn.

1.4. Phạm vi nghiên cứu. Phương pháp nghiên cứu

* Phạm vi nghiên cứu

- Mô hình ARCH, mô hình GARCH: Lý thuyết
- Nghiên cứu trên bộ số liệu giá đóng cửa chỉ số VN_Index từ năm 2007 đến năm 2017 gồm 2670 quan sát.

* Phương pháp nghiên cứu

- **Phương pháp nghiên cứu định tính:** Nghiên cứu các tài liệu, bài báo trong và ngoài nước viết về mô hình ARCH, GARCH và các ứng dụng của chúng. Đồng thời đọc các giáo trình tài liệu viết về Chứng khoán, TTCK và tìm hiểu thông tin từ báo mạng, các trang web nhằm có cái nhìn tổng quan về chỉ số VN_Index.

- **Phương pháp nghiên cứu định lượng:** Thu thập dữ liệu thứ cấp của Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Sử dụng mô hình ARMA, ARCH, GARCH, GARCH_M, TGARCH các kiểm định ADF, kết hợp các tiêu chuẩn AIC, SIC, và phần mềm EVIEWS để xử lý số liệu.

1.5. Ý nghĩa của nghiên cứu

- Kết quả của đề tài là một Tài liệu tham khảo hữu ích phục vụ cho công tác giảng dạy và NCKH của giảng viên Bộ môn Toán trong các học phần Kinh tế lượng, Các phương pháp mô hình và dự báo kinh tế - xã hội. Với học phần kinh tế lượng khi nói đến các khuyết tật trong mô hình thì một hiện tượng thường gặp là hiện tượng phương sai sai số thay đổi được đề cập trong chương 5, kết quả của đề tài cung cấp một nghiên cứu trong trường hợp mô hình có phương sai sai số thay đổi. Với học phần

Các phương pháp mô hình và dự báo kinh tế - xã hội, kết quả của đề tài là một tài liệu tham khảo cho sinh viên khi nghiên cứu về dự báo trên chuỗi thời gian.

- Đề tài còn là một tài liệu tham khảo trong việc phân tích đầu tư chứng khoán cho giảng viên và sinh viên Khoa Tài chính ngân hàng trong giảng dạy và học tập các học phần TTCK, Kinh doanh chứng khoán. Hơn nữa các công ty chứng khoán, các nhà đầu tư chứng khoán cũng có thể quan tâm đến kết quả của đề tài.

- Kết quả của Đề tài có thể viết Bài báo khoa học cho hội thảo phù hợp hoặc cho tạp chí Kinh Tế trong nước.

1.6. Kết cấu báo cáo nghiên cứu

Chương 1: Tổng quan nghiên cứu đề tài

Chương 2: Mô hình ARCH, mô hình GARCH

Chương 3: Ứng dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index.

Chương 4: Kết luận và đề xuất với vấn đề nghiên cứu

Tài liệu tham khảo

Phụ lục

CHƯƠNG 2. MÔ HÌNH ARCH, MÔ HÌNH GARCH

Các chuỗi thời gian tài chính như giá chứng khoán, tỷ giá hối đoái,... thường thể hiện hiện tượng biến động theo cụm, nghĩa là có một số giai đoạn giá cả biến động dữ dội và một số giai đoạn khác tương đối tĩnh lặng chỉ với những dao động thấp. Một nhà đầu tư không chỉ quan tâm đến lợi nhuận, mà còn quan tâm đến rủi ro của việc đầu tư, cũng như mức độ biến thiên của rủi ro. Vì thế, điều quan trọng là phải đo lường được những biến động trong giá tài sản và tỷ suất sinh lợi của tài sản đó. Một thước đo đơn giản cho sự biến động trong tỷ suất sinh lợi của một tài sản là phương sai của nó qua thời gian. Qua nhiều năm nghiên cứu chuỗi thời gian tài chính, Engle nhận thấy khi nghi ngờ có hiện tượng phương sai sai số thay đổi theo thời gian thì nên mô hình hóa cả giá trị trung bình và phương sai của chuỗi dữ liệu. Năm 1982 Engle xây dựng mô hình ARCH dựa trên cơ sở phương sai của sai số tại một thời điểm phụ thuộc vào các sai số bình phương ở các giai đoạn trước. Nhờ đó mô hình này thành công trong việc giải thích những biến động của phương sai, mà chỉ sử dụng thông tin quá khứ của bản thân sai số.

2.1. Mô hình ARCH (Autoregressive conditional heteroscedasticity)

2.1.1. Cấu trúc của mô hình

Gọi P_t là giá của tài sản tài chính tại thời điểm t (cổ phiếu, trái phiếu, tỷ giá,...). r_t là tỷ suất sinh lợi của tài sản tại t được định nghĩa như sau:

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

Giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi r_t :

$$\mu_t = E(r_t / F_{t-1})$$

Rủi ro của tài sản ở đây được hiểu là phương sai có điều kiện của tỷ suất sinh lợi r_t :

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(r_t / F_{t-1}) = E[(r_t - \mu_t)^2 / F_{t-1}] \quad (2.1)$$

Trong đó: F_{t-1} là tập hợp thông tin có ở thời điểm $t-1$.

Giả thiết chuỗi tỷ suất sinh lợi r_t là một quá trình ARMA(p,q) (phụ lục B) với một vài biến giải thích X_{it} nào đó.

$$r_t = \mu_t + u_t \quad (2.2)$$

$$\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} + \sum_{i=1}^p \phi_i \mu_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} \quad (k,p,q \text{ là các số nguyên không âm})$$

Trong đó u_t đặc trưng các cú sốc của tỷ suất sinh lợi một loại tài sản ở thời điểm t .

$$\text{Từ (2.1) và (2.2) ta có: } \sigma_t^2 = \text{Var}(r_t / F_{t-1}) = \text{Var}(u_t / F_{t-1}) \quad (2.3)$$

(2.3) là mô hình phương sai có điều kiện biến đổi theo thời gian hay chính là phương trình độ rủi ro. Phương sai có điều kiện của sai số thay đổi được gọi là hiệu ứng ARCH.

* Mô hình ARCH

Mô hình ARCH do Engle đề xuất năm 1982. Mô hình này cho rằng phương sai của các sai số tại thời điểm t phụ thuộc vào các sai số bình phương ở các giai đoạn trước. Mô hình ARCH(p) có dạng:

$$r_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{t-p}^2 \quad (2.4)$$

Trong đó μ_t đại diện cho trung bình của tỷ suất sinh lợi r_t , σ_t^2 đại diện cho mức độ biến động của r_t còn u_t đại diện cho các “cú sốc”(shock) của tỷ suất sinh lợi một loại tài sản ở thời điểm t . Với $\gamma_0 > 0$; $\gamma_j \geq 0$ $j = 1, \dots, p$; $\varepsilon_t \sim \text{IID}$; $E(\varepsilon_t) = 0$; $\text{Var}(\varepsilon_t) = 1$. Thông thường ta hay giả thiết $u_t \sim N(0; \sigma_t^2)$ hoặc phân phối Student.

2.1.2. Tính chất của mô hình

Để đơn giản ta xét mô hình ARCH(1)

$$r_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 \quad \text{trong đó } \gamma_0 > 0; \gamma_1 \geq 0$$

Ta có:

$$1. E(u_t) = 0 ; \text{Var}(u_t) = \frac{\gamma_0}{1 - \gamma_1} \quad (0 \leq \gamma_1 < 1)$$

2. Nếu u_t là chuỗi dừng với mômen cấp 4 và $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ thì

$$m_4 = E(u_t^4) = \frac{3\gamma_0(1 + \gamma_1)}{(1 - \gamma_1)(1 - 3\gamma_1^2)} \quad (0 \leq \gamma_1 < \sqrt{\frac{1}{3}})$$

$$\text{Hệ số nhọn Kurtosis: } K = \frac{E(u_t^4)}{(Eu_t^2)^2} - 3 > 0$$

Điều này có nghĩa là phân bố của u_t bẹt hơn phân bố chuẩn hóa. Các tính chất trên vẫn đúng với mô hình ARCH tổng quát.

2.1.3. Ước lượng mô hình ARCH

Xác định mô hình ARCH bao gồm các bước sau đây:

Bước 1: Xác định bậc

Nếu hiệu ứng ARCH có ý nghĩa thống kê, ta dùng PACF (phụ lục B) đối với u_t^2 để xác định bậc của mô hình ARCH.

Bước 2: Ước lượng mô hình

Nếu u_t có phân bố chuẩn với hàm mật độ

$$f(u_t / F_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_t \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u_t^2}{2\sigma_t^2}\right)$$

Khi đó hàm hợp lý của ARCH(p) có dạng:

$$\begin{aligned} L &= f(u_1, u_2, \dots, u_t / \gamma); \quad \gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p) \\ &= f(u_t / F_{t-1}) f(u_{t-1} / F_{t-2}) \dots f(u_{p+1} / F_p) f(u_1, u_2, \dots, u_p / \gamma) \\ &= \prod_{i=p+1}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp\left(-\frac{u_i^2}{2\sigma_i^2}\right) f(u_1, u_2, \dots, u_p / \gamma) \end{aligned}$$

Do dạng chính xác của hàm mật độ $f(u_1, u_2, \dots, u_p / \gamma)$ rất phức tạp nên người ta hay bỏ thành phần này, nhất là khi kích thước mẫu đủ lớn.

$$\text{Từ đó ta có: } L = f(u_1, u_2, \dots, u_t / \gamma) = \prod_{i=p+1}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp\left(-\frac{u_i^2}{2\sigma_i^2}\right) \quad (2.5)$$

Trong đó σ_i^2 được tính đệ quy. Ước lượng các tham số tìm được bằng cách cực đại hàm hợp lý, việc cực đại hàm hợp lý tương đương cực đại hàm

$$\ln(L) = \sum_{i=p+1}^t \left[-\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\sigma_i^2) - \frac{u_i^2}{2\sigma_i^2} \right] \quad (2.6)$$

Cực đại (2.6) tương đương với cực đại:

$$\ln(L) = - \sum_{i=q+1}^t \left[\frac{1}{2} \ln(\sigma_i^2) + \frac{u_i^2}{2\sigma_i^2} \right]$$

Trong đó $\sigma_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{i-1}^2 + \gamma_2 u_{i-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{i-p}^2$ được tính đệ quy.

2.1.4 Kiểm định hiệu ứng ARCH

Đặt $u_t = r_t - \mu_t$ là phần dư của phương trình trung bình.

Cách 1: Dùng thống kê Q (Ljung-Box, 1978) đối với chuỗi u_t^2 để kiểm định cặp giả thiết:

H_0 : m hệ số tự tương quan đầu ACF (phụ lục B) của u_t^2 đều bằng 0.

H_1 : Có ít nhất một trong m hệ số tự tương quan đầu tiên khác không.

Xây dựng thống kê

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}^2}{n-k} \square \chi^{2(m)} \quad (2.7) \quad \text{với } n \text{ là kích thước mẫu.}$$

Cách 2: Dùng kiểm định nhân tử Lagrange của Engle. Kiểm định này được thực hiện qua các bước:

- Ước lượng mô hình

$$u_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{t-p}^2 + e_t \quad (t=p+1, \dots, n) \quad (2.8)$$

Với e_t là sai số, p là một số nguyên dương xác định, n là kích thước mẫu.

- Kiểm định cặp giả thiết

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$H_1: \gamma_1^2 + \gamma_2^2 + \dots + \gamma_p^2 > 0$$

Đặt $RSS_0 = \sum_{t=p+1}^n (u_t^2 - \bar{u})^2$ trong đó $\bar{u} = \frac{1}{n} \sum_{t=p+1}^n u_t^2$ là trung bình của u_t^2 .

Đặt $RSS_1 = \sum_{t=p+1}^n \hat{e}_t^2$ trong đó \hat{e}_t là ước lượng của e_t .

Xây dựng thống kê:
$$F = \sum_{k=1}^m \frac{(RSS_0 - RSS_1) / p}{RSS_1 / (n - 2p - 1)} \square F^{(p, n-2p-1)}; \quad (2.9)$$

Ta bác bỏ giả thiết H_0 nếu $F > F^{(p, n-2p-1)}(\alpha)$.

Cũng có thể dùng tiêu chuẩn khi bình phương $\chi^2 = nR^2$, trong đó R^2 thu được từ phương trình trên.

Trong các kiểm định trên nếu giả thiết H_0 bị bác bỏ thì có hiệu ứng ARCH.

2.1.5. Dự báo

Thực hiện theo phương pháp đệ quy. Xét phương trình

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{t-p}^2 \quad (2.10)$$

Tại thời điểm h ta có:

$$\sigma_h^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{h-1}^2 + \gamma_2 u_{h-2}^2 + \dots + \gamma_p u_{h-p}^2$$

Dự báo cho $\sigma_{h+1}^2 = \sigma_h^2(1)$ là:

$$\sigma_h^2(1) = \gamma_0 + \gamma_1 u_h^2 + \gamma_2 u_{h-1}^2 + \dots + \gamma_p u_{h+1-p}^2$$

Dự báo cho $\sigma_{h+2}^2 = \sigma_h^2(2)$ là:

$$\sigma_h^2(2) = \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_h^2(1) + \gamma_2 u_h^2 + \dots + \gamma_p u_{h+2-p}^2$$

Tương tự ta có:

$$\sigma_h^2(k) = \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_h^2(k-1) + \gamma_2 \sigma_h^2(k-2) + \dots + \gamma_p \sigma_h^2(k-p) \quad (2.11)$$

Trong đó $\sigma_h^2(k-i) = u_{h+k-i}^2$ nếu $k-i \leq 0$.

2.1.6. Đánh giá mô hình ARCH

Mô hình ARCH mô hình hóa được động thái phương sai có điều kiện do đó có thể dự tính được độ rủi ro tỷ suất sinh lợi của một loại tài sản. Tuy vậy, mô hình ARCH có những nhược điểm sau đây:

- Để moment cấp 4 hữu hạn trong mô hình ARCH(1) thì hệ số $0 \leq \gamma_1 < \sqrt{1/3}$.

Các điều kiện ràng buộc sẽ phức tạp hơn rất nhiều trong mô hình ARCH bậc cao.

- Mô hình ARCH chỉ đưa ra cơ chế biến đổi của phương sai có điều kiện, không đưa ra một giải thích và gốc biến thiên của các chuỗi tài chính.

- Mô hình ARCH giả thiết rằng cú sốc dương và cú sốc âm có cùng ảnh hưởng đến độ rủi ro vì trong phương trình phương sai các u_t đều được bình phương. Điều này thường không phản ánh đúng thực tế vì giá một loại tài sản tài chính thường phản ánh khác nhau đối với các cú sốc dương và âm. Khắc phục các nhược điểm này người ta đã đưa ra các mô hình ARCH tổng quát hơn. Trong đó phải kể đến GARCH của Bollerslev.

2.2. Mô hình GARCH (General autoregressive conditional heteroscedasticity)

2.2.1. Mô hình

Năm 1986, Bollerslev đã mở rộng mô hình ARCH và đặt tên là mô hình ARCH tổng quát kí hiệu là GARCH(p,q). Mô hình GARCH(p,q) có dạng:

$$r_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (2.12)$$

Trong đó $\alpha_0 > 0$; $\alpha_i \geq 0$; $\beta_j \geq 0$; $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$; $\varepsilon_t \sim \text{IID}$; $E(\varepsilon_t) = 0$; $\text{Var}(\varepsilon_t) = 1$.

Nếu $p > q$ thì $\beta_i = 0$ với $i > q$. Nếu $p < q$ thì $\alpha_i = 0$ với $i > p$.

Như vậy phương sai của tỷ suất sinh lợi một loại tài sản không những phụ thuộc vào các cú sốc ở quá khứ mà còn phụ thuộc vào chính phương sai ở thời kỳ trước.

2.2.2. Tính chất của mô hình GARCH

Ta xét mô hình GARCH(1,1)

$$r_t = \mu_t + u_t$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad \text{trong đó } \alpha_0 > 0; \alpha_1, \beta_1 \geq 0; \alpha_1 + \beta_1 < 1$$

Như vậy nếu u_{t-1}^2 hoặc σ_{t-1}^2 hoặc đồng thời cả hai cùng lớn thì dẫn tới σ_t^2 lớn.

Tính chất của mô hình GARCH(1,1): (Chứng minh xem [20])

$$1. E(u_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1}$$

2. Nếu u_t là chuỗi dừng với moment bậc 4 và $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ thì

$$E(u_t^4) = \frac{3\alpha_0^2(1 + \alpha_1 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)(1 - \beta_1^2 - 3\alpha_1^2 - 2\alpha_1\beta_1)}$$

$$K = \frac{Eu_t^4}{(Eu_t^2)^2} - 3 > 0$$

Các tính chất trên vẫn đúng với mô hình GARCH tổng quát.

2.2.3. Dự báo

Để đơn giản ta xét mô hình GARCH(1,1)

• Dự báo tĩnh

Giả sử ta đã dự báo phương sai có điều kiện đến thời kỳ h , ta dự báo tiếp cho thời kỳ $h+1$:

$$\sigma_{h+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_h^2 + \beta_1 \sigma_h^2 \quad \text{với } u_h, \sigma_h \text{ đã biết.}$$

Với dự báo tĩnh ta có thể dự báo cho thời kỳ $n+1$.

• Dự báo động

Dự báo động có lợi thế là dự báo cho thời kỳ ngoài mẫu dài hơn. Dự báo này được thực hiện như sau:

$$\sigma_h^2(1) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \sigma_h^2$$

Tổng quát

$$\sigma_h^2(k) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \sigma_h^2(k-1), \quad k > 1. \quad (2.13)$$

$$\text{Khi } k \rightarrow \infty \text{ thì } \sigma_h^2(k) \rightarrow \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1}, \quad \alpha_1 + \beta_1 < 1 \quad (2.14) \text{ (CM xem [20])}$$

Vậy dự báo phương sai có điều kiện sẽ hội tụ đến phương sai không điều kiện

$$\text{Var}(u_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \text{ khi độ dài dự báo tăng lên.}$$

2.3. Mô hình GARCH_M

Trong tài chính, tỷ suất sinh lợi của một loại cổ phiếu có thể phụ thuộc vào độ rủi ro của nó. Mô hình GARCH(1,1)_M có dạng:

$$r_t = \mu_t + c\sigma_t^2 + u_t, \quad (2.15)$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Trong đó c là hằng số. Nếu $c > 0$ thì khi độ rủi ro tăng tỷ suất sinh lợi cũng tăng.

Một dạng khác của GARCH(1,1)_M là:

$$r_t = \mu_t + c\sigma_t + u_t, \quad (2.16)$$

2.4. Mô hình TGARCH

Mô hình TGARCH (Tsay, 2005) đưa vào phương trình phương sai một biến giả. Biến giả đặc trưng cho các cú sốc âm và cú sốc dương. TGARCH(1,1) có dạng:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2.17)$$

trong đó d_t là biến giả, $d_t = 1$ nếu $u_t < 0$, $d_t = 0$ nếu $u_t > 0$.

Trong mô hình TGARCH những tin tức tốt ($u_t > 0$), những tin tức xấu ($u_t < 0$) có ảnh hưởng khác nhau đến phương sai có điều kiện. Những tin tức tốt có ảnh hưởng là α_1 , trong khi các tin tức xấu có ảnh hưởng là $(\alpha_1 + \gamma)$. Nếu $\gamma \neq 0$, thì ảnh hưởng của các tin tức là bất đối xứng.

TGARCH(p,q) có dạng:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p (\alpha_i + \gamma_i d_{t-i}) u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Trong đó $d_{t-i} = 1$ nếu $u_{t-i} < 0$, $d_{t-i} = 0$ nếu $u_{t-i} > 0$, α_i , γ_i , β_j là các tham số không âm, thỏa mãn các giả thiết của mô hình GARCH.

CHƯƠNG 3. ỨNG DỤNG MÔ HÌNH ARCH, GARCH PHÂN TÍCH SỰ BIẾN ĐỘNG CỦA CHỈ SỐ VN- INDEX

3.1. Những khái niệm cơ bản về Chứng khoán

3.1.1. Khái niệm chứng khoán

Có nhiều quan điểm khác nhau về chứng khoán. Theo Luật chứng khoán của Quốc hội nước cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam số 70/2006/QH11 ngày 29 tháng 6 năm 2006: “Chứng khoán là bằng chứng xác nhận quyền và lợi ích hợp pháp của người sở hữu đối với tài sản hoặc phần vốn của tổ chức phát hành. Chứng khoán được thể hiện dưới hình thức chứng chỉ, bút toán ghi sổ hoặc dữ liệu điện tử.”, [14].

Chứng khoán là một loại hàng hóa đặc biệt, là công cụ để huy động vốn trung và dài hạn.

3.1.2. Các đặc trưng cơ bản của chứng khoán

- Tính sinh lợi: là khả năng đem lại thu nhập cho người sở hữu chúng. Thu nhập này được đảm bảo bằng lợi tức được phân chia hàng năm và việc tăng giá chứng khoán trên thị trường. Khả năng sinh lợi bao giờ cũng có quan hệ chặt chẽ với độ rủi ro của tài sản, mức độ chấp nhận rủi ro càng cao thì lợi nhuận kỳ vọng càng lớn.

- Tính rủi ro: là khả năng xảy ra những sự cố không lường trước, và khi nó xảy ra làm thu nhập thực tế khác thu nhập dự kiến. Chứng khoán là một loại tài sản tài chính mà giá trị của nó chịu tác động lớn của rủi ro. Có hai loại rủi ro: rủi ro hệ thống và rủi ro phi hệ thống. Rủi ro hệ thống thường tác động đến hầu hết tài sản trên toàn thị trường và nó chịu ảnh hưởng của các yếu tố như lạm phát, tỷ giá, lãi suất ngân hàng, các chính sách về tín dụng,... Rủi ro phi hệ thống thường liên quan đến các nhà phát hành và chỉ tác động đến một số tài sản trên thị trường.

- Tính thanh khoản: là khả năng chuyển đổi chứng khoán thành tiền của người nắm giữ chứng khoán. Nó được thể hiện thông qua việc chứng khoán được mua bán, trao đổi trên thị trường.

3.2. Những khái niệm cơ bản về TTCK

3.2.1. Khái niệm TTCK

“TTCK là thị trường diễn ra các hoạt động phát hành, giao dịch mua bán chứng khoán”, [14]. Bản chất của TTCK là thị trường thể hiện mối quan hệ giữa cung và cầu vốn đầu tư.

3.2.2. Đặc điểm của TTCK

TTCK có một số đặc điểm cơ bản sau:

- Thứ nhất hàng hóa của TTCK là các loại chứng khoán. Đó là những công cụ chuyển tải giá trị như cổ phiếu, trái phiếu, chứng chỉ quỹ đầu tư, chứng khoán phái sinh. Chứng khoán khác so với các loại hàng hóa thông thường là không có tính năng tác dụng và mục đích sử dụng riêng.

- Thứ hai, TTCK được đặc trưng bởi hình thức chuyển giao tài chính trực tiếp, những người có khả năng cung ứng vốn có thể điều chuyển vốn trực tiếp cho người cần vốn mà không cần thông qua các trung gian tài chính với tư cách là một chủ thể riêng biệt, độc lập.

- Thứ ba, hoạt động mua bán trên TTCK chủ yếu được thực hiện qua người môi giới, nhằm bảo vệ quyền lợi chính đáng cho nhà đầu tư và đảm bảo TTCK hoạt động đúng pháp luật, công bằng, công khai và hiệu quả.

- Thứ tư, TTCK gắn với thị trường cạnh tranh hoàn hảo. Không có sự áp đặt giá cả trên TTCK, giá cả ở đây được xác định dựa trên quan hệ cung cầu của thị trường và phản ánh các thông tin có liên quan đến chứng khoán.

- Thứ năm, TTCK về cơ bản là thị trường liên tục. Sau khi các chứng khoán được phát hành trên thị trường sơ cấp, nó có thể được mua đi bán lại nhiều lần trên thị trường thứ cấp. TTCK đảm bảo cho những người đầu tư có thể chuyển các chứng khoán của họ nắm giữ thành tiền bất cứ lúc nào họ muốn.

3.3. Tổng quan về chỉ số VN_INDEX giai đoạn 2007 – 2017

3.3.1. Chỉ số VN – INDEX và cách tính.

Chỉ số chứng khoán là một giá trị thống kê phản ánh tình hình phát triển của TTCK và tình hình hoạt động của các công ty trên thị trường. Nếu các công ty làm ăn có lãi giá chứng khoán của các công ty đó tăng làm chỉ số chứng khoán tăng theo và ngược lại. Dựa vào chỉ số chứng khoán các nhà đầu tư có thể xác định được hiệu quả của một cổ phiếu hoặc một danh mục các chứng khoán để đầu tư vào.

VN_Index là chỉ số chứng khoán thể hiện xu hướng biến động giá của tất cả cổ phiếu niêm yết và giao dịch tại sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh. Chỉ số VN_Index so sánh giá trị vốn hóa thị trường hiện tại với giá trị vốn hóa thị

trường cơ sở vào ngày gốc 28/07/2000, ngày đầu tiên TTCK chính thức đi vào hoạt động.

Ngoài chỉ số VN_Index, ở nước ta còn có nhiều chỉ số chứng khoán khác, chẳng hạn như HNX Index, Upcom Index,... Tuy nhiên do sự phát triển của HOSE nên chỉ số VN_Index được xem là chỉ số trung bình giá chứng khoán trên thị trường Việt Nam.

Công thức tính chỉ số VN_INDEX:

$$VN_INDEX = (CMV/BMV) \times 100$$

$$CMV = \sum p_{it} q_{it}$$

$$BMV = \sum p_{i0} q_{i0}$$

Trong đó:

CMV: Giá trị vốn hóa thị trường hiện tại

BMV: Giá trị vốn hóa thị trường cơ sở

p_{it} : Giá của cổ phiếu i tại thời điểm t .

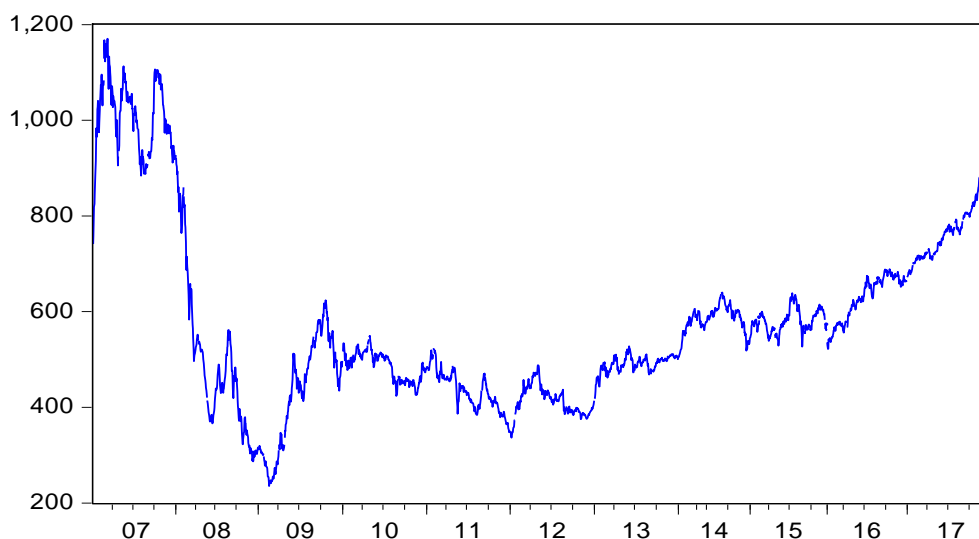
q_{it} : Khối lượng niêm yết của cổ phiếu i tại thời điểm t .

p_{i0} : Giá của cổ phiếu i tại thời điểm cơ sở.

q_{i0} : Khối lượng niêm yết của cổ phiếu i tại thời điểm cơ sở.

3.3.2 Diễn biến chỉ số VN – INDEX giai đoạn 2007 – 2017

Trung tâm giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh bắt đầu giao dịch từ ngày 28/07/2000. Khi mới đi vào hoạt động, trung tâm chỉ có hai loại cổ phiếu và một số trái phiếu chính phủ được niêm yết. Qua 7 năm với sự tăng trưởng của Thị trường và hội nhập với TTCK Thế giới, Trung tâm giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh đã được Chính phủ ký quyết định số:559/QĐ-TTg ngày 11/05/2007 đổi thành Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE). Ngày 08/08/2007 HOSE chính thức được khai trương. Trong suốt giai đoạn từ 2000 – 2005, vốn hóa thị trường chỉ đạt khoảng 1%GDP, vốn trên TTCK chỉ mới phát sinh từ năm 2006. Vì vậy nghiên cứu chọn phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index trong giai đoạn từ 2007 – 2017, với năm 2007 ghi nhận cột mốc lịch sử đó là việc chuyển đổi mô hình hoạt động từ trung tâm giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh thành Sàn giao dịch chứng khoán TP Hồ Chí Minh.



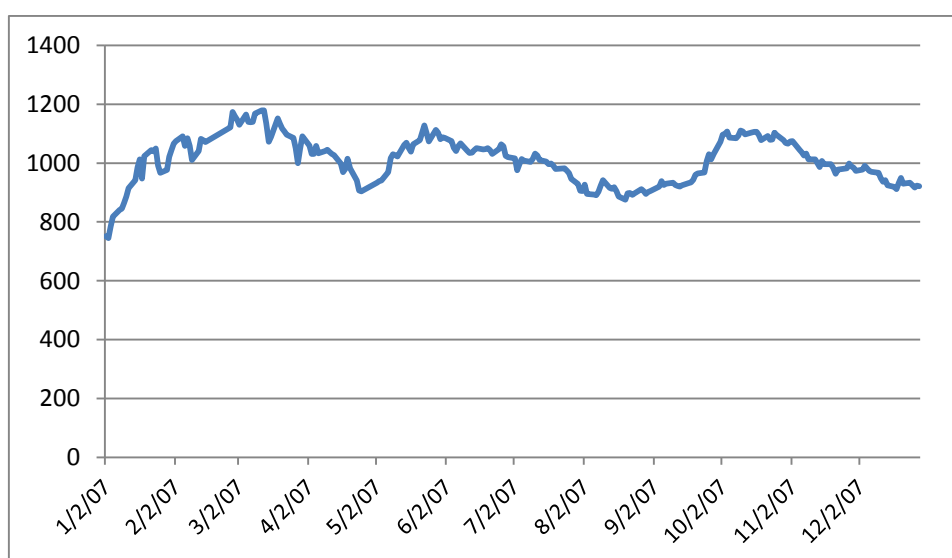
Hình 3.1 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index giai đoạn 2007 – 2017

(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

Quan sát đồ thị chuỗi VN_Index giai đoạn 2007 – 2017 ta có thể chia TTCK Việt Nam giai đoạn 2007 - 2017 thành 4 giai đoạn.

- Giai đoạn thứ nhất năm 2007 - 2009 thị trường biến động mạnh.
- Giai đoạn thứ 2 từ năm 2010 - 2012 thị trường có xu thế chung là giảm nhẹ.
- Giai đoạn thứ 3 từ năm 2013 - 2015 thị trường có xu thế chung tăng nhẹ.
- Giai đoạn thứ 4 năm 2016, 2017 thị trường có xu thế tăng khá nhanh.

*** Sự biến động của chỉ số VN_Index năm 2007**

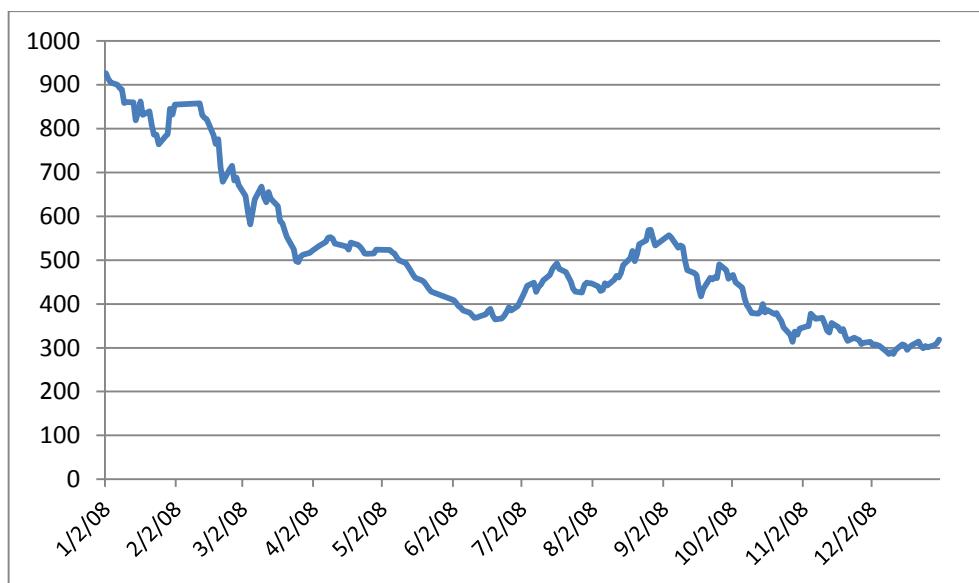


Hình 3.2 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index năm 2007

(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

Khởi động năm 2007 giá đóng cửa VN_Index ngày 2/1/2007 đạt 741.27 điểm và chỉ số VN_Index trong những ngày đầu năm có xu hướng tăng nhanh. Ngày 12/3/2007, VN_Index xác lập mức đỉnh kỷ lục 1170,67 điểm, đạt tổng giá trị 1.057 tỷ đồng trên toàn thị trường, hầu hết các mã chứng khoán đều tăng giá. Kết quả này do làn sóng Cổ phần hóa các doanh nghiệp nhà nước mà điển hình là Vietcombank, Bảo Việt,... Từ tháng 2 đến tháng 7 năm 2007 VN_Index giữ mức điểm rất cao hầu như đều đạt trên 1000 điểm. Sang quý III VN_Index bị sụt giảm xuống dưới mức 1000 điểm, có thời điểm VN_Index chỉ còn 883.9 điểm. Nguyên nhân sụt giảm ở quý III theo phân tích của một số chuyên gia chứng khoán là do một số cơ chế chính sách như: dự thảo thu thuế từ kinh doanh, đầu tư chứng khoán lên tới 25% và chỉ thị 03 ban hành tháng 6/2007 quy định các ngân hàng thương mại cho vay đầu tư chứng khoán không được vượt quá 3% tổng dư nợ và phải đảm bảo tỉ lệ này vào thời điểm 31/12/2007. Đến nửa đầu quý IV, VN_Index đã tăng trở lại đạt trên 1000 điểm, sau đó giảm nhẹ vào tháng cuối năm. Kết thúc phiên giao dịch cuối năm 2007, VN- Index đạt 927,02 điểm. Tuy TTCK năm 2007 có nhiều biến động nhưng năm 2007 được coi là thời kỳ hoàng kim của TTCK Việt Nam.

*** Sự biến động của chỉ số VN_Index năm 2008**



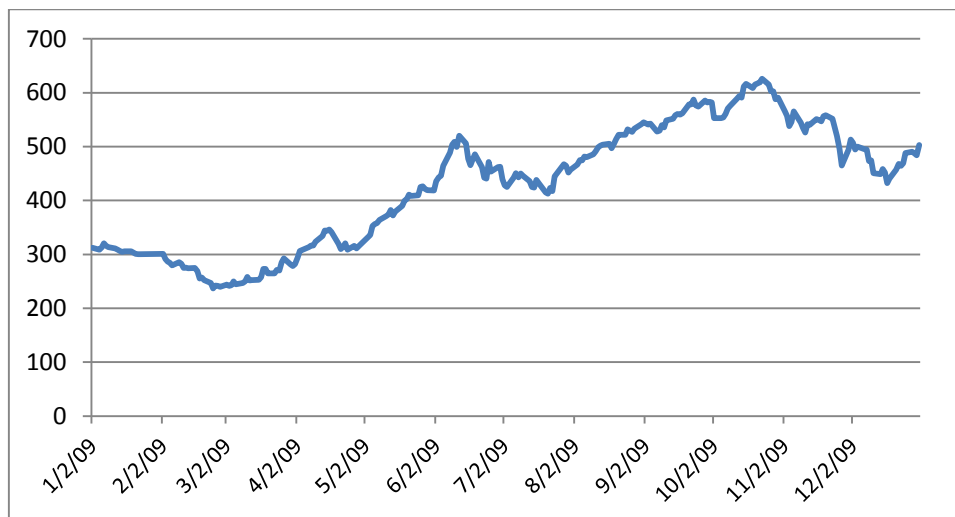
Hình 3.3 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index năm 2008

(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

Qua biểu đồ ta có thể thấy năm 2008, quý I và quý II TTCK liên tiếp giảm điểm từ mức 921.07 ngày 2/1/2008 xuống còn mức 366.02 ngày 20/6/2008, giảm tới 60,2%.

Chỉ trong 6 tháng đầu năm, trong 118 phiên giao dịch có tới 73 phiên VN_Index giảm điểm. Sự sụt giảm trên do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu diễn ra vào các năm 2007, 2008 bao gồm sự đổ vỡ hàng loạt hệ thống ngân hàng, tình trạng đối tín dụng, sụt giảm giá chứng khoán, mất giá tiền tệ quy mô lớn ở nhiều nước Châu Âu và Mỹ. Nền kinh tế trong nước cũng gặp nhiều khó khăn, gây ảnh hưởng lớn đến tâm lý các nhà đầu tư. Nhiều nhà đầu tư có cảm giác sợ hãi khi TTCK liên tiếp giảm điểm. Quý III, VN_Index đã tăng trở lại nhưng sang quý IV Thị trường lại tiếp tục giảm điểm, một trong những chuỗi giảm nổi bật nhất phải kể đến 7 phiên liên tiếp khiến VN_Index mất 88,58 điểm (20,99%), bắt đầu từ ngày 3/10/2008, và mức điểm thấp nhất tháng 12 là 286.85 điểm.

*** Sự biến động của chỉ số VN_Index năm 2009**

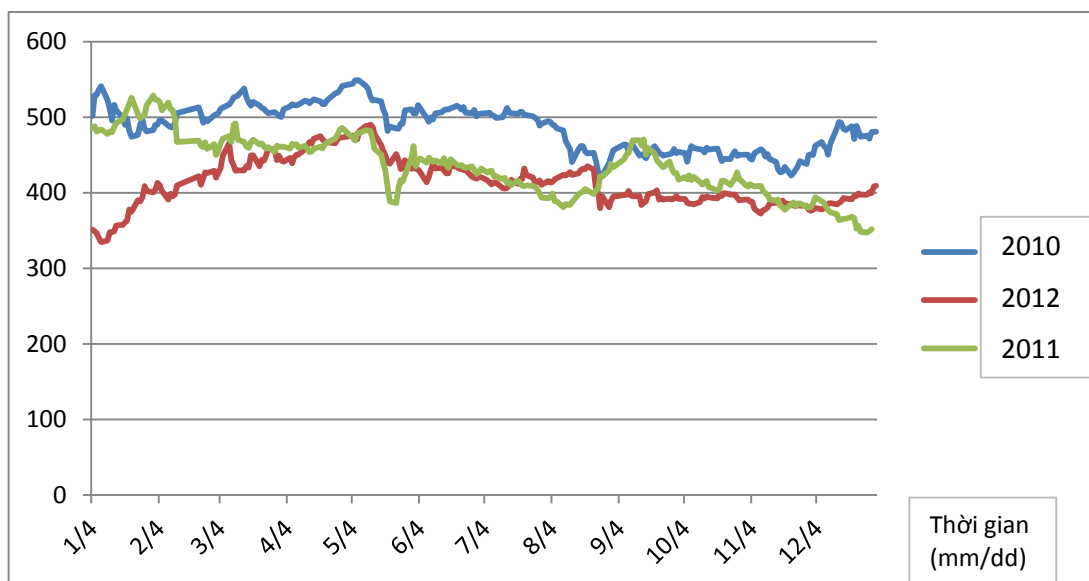


Hình 3.4 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index năm 2009

(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

3 tháng đầu năm 2009, những phiên giao dịch u ám vẫn tiếp tục bao phủ TTCK Việt Nam. Ngày 24/02, VN_Index lập đáy thấp nhất ở mức 235,5 điểm, mức đáy sâu nhất. Nhưng khi có thông tin Chính phủ ra quyết định “gói cứu trợ” giải cứu nền kinh tế, VN_Index đã thoát khỏi khủng hoảng, sau 8 tháng đến ngày 22/10 VN_Index lại tăng lên mức đỉnh 624,1 điểm tăng 165% so với đáy, sau đó giảm nhẹ vào 2 tháng cuối năm. Đợt giảm này bắt nguồn từ những hoạt động siết chặt tín dụng của Ngân hàng Nhà nước như hạn chế cho vay đầu tư chứng khoán, kiểm soát chặt đối tượng cho vay tiêu dùng.

*** Sự biến động của chỉ số VN_Index giai đoạn 2010 - 2012**



Hình 3.5 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index các năm 2010, 2011, 2012

(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

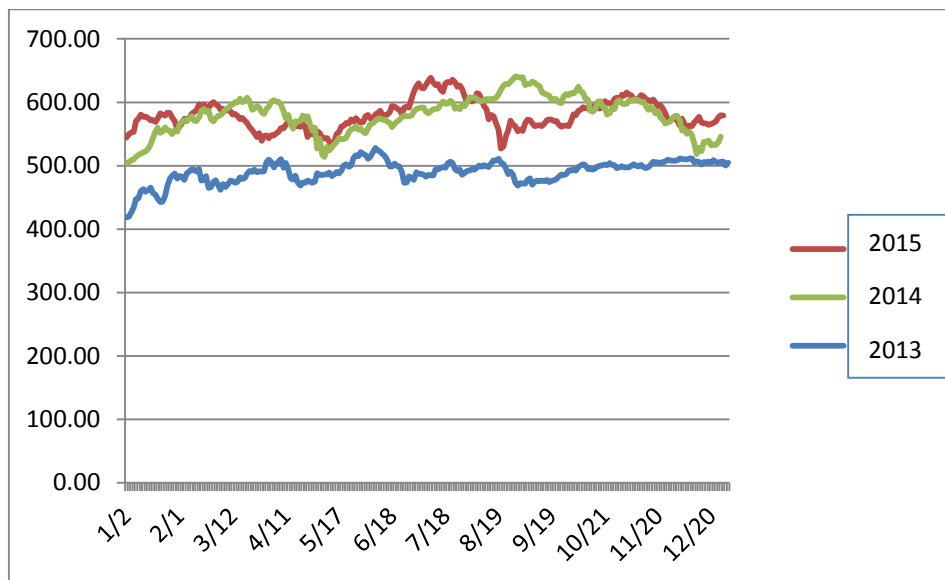
Những tháng đầu năm 2010 ngân hàng Nhà nước vẫn thận trọng trong chính sách tiền tệ, VN_Index từ mức đỉnh 534.46 điểm ngày 06/01 đã lùi sâu về mức 477.59 vào ngày 22/01. Tuy vậy thanh khoản của thị trường vẫn duy trì ổn định. Sau đó thị trường dần hồi phục, đến ngày 06/05/2010 VN_Index đạt 549.51 điểm, mức cao nhất trong năm 2010. Điểm hỗ trợ thị trường phục hồi là kết quả kinh doanh khả quan của các doanh nghiệp niêm yết. Sau giai đoạn tăng nóng, VN_Index điều chỉnh 22.9% xuống 423.89 điểm, mức thấp nhất năm 2010. Ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng nợ công châu Âu, áp lực từ Thông tư 13 của Ngân hàng Nhà nước là những nguyên nhân chính khiến thị trường điều chỉnh. Những tháng cuối năm thị trường có xu hướng đi ngang, xu hướng này chấm dứt vào cuối tháng 11 nhờ sự hỗ trợ mạnh từ nhà đầu tư nước ngoài.

Năm 2011 cũng chứng kiến sự khởi đầu tốt đẹp khi xác lập đỉnh vào ngày 9/2 với 522,59 điểm. Tuy nhiên 6 tháng tiếp theo VN_Index liên tục giảm điểm và mức thấp nhất tháng 8 là 383.92 điểm. Tháng 9 thị trường phục hồi, tuy nhiên những tháng cuối năm lại tuột dốc và kết thúc năm 2011 thị trường đóng cửa với mức 380.10 điểm. Nhìn chung năm 2011 TTCK Việt Nam hầu hết chỉ thấy sắc đỏ, lòng tin của nhà đầu tư bị giảm dần theo điểm số của VN_Index. TTCK trải qua giai đoạn lao dốc mạnh trong năm 2011 do sự hạn chế của cả dòng tiền ngoại và dòng tiền nội khi bối cảnh kinh tế vĩ mô và hoạt động sản xuất kinh doanh của các doanh nghiệp gặp nhiều khó

khăn. VN_Index chịu áp lực giảm điểm mạnh, mức thanh khoản thấp do sức ép về lạm phát, lãi suất và chính sách thắt chặt tín dụng vào lĩnh vực chứng khoán và bất động sản. Kết thúc năm 2011 Vnindex bị giảm 27,46% tương ứng với 133,11 điểm so với phiên giao dịch cuối năm 2010 (Nguồn: Tác giả tính toán).

Năm 2012 VN_Index tăng 18% từ mức 350 điểm lên mức 413.73 điểm. Vốn hóa thị trường tăng 41% từ 524.2 nghìn tỷ lên 741 nghìn tỷ (nguồn:vietstock.vn). 5 tháng đầu năm VN_Index liên tục tăng điểm, VN_Index đóng cửa cao nhất vào phiên 8/5/2012 khi đạt 488.07 điểm. Những tháng cuối năm 2012 VN_Index giảm dần do ảnh hưởng của các thông tin liên quan đến các đại gia ngân hàng và mức thanh khoản của thị trường sụt giảm liên tục.

*** Sự biến động của chỉ số VN_Index giai đoạn 2013 - 2015**



Hình 3.6 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index các năm 2013, 2014, 2015

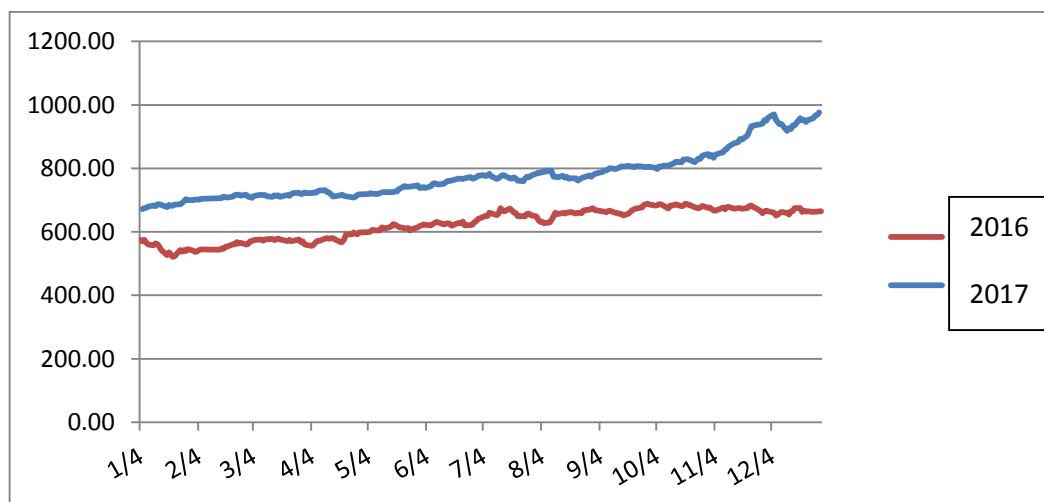
(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

TTCK trải qua năm 2013 khá yên ả, thị trường nhận được sự hỗ trợ tích cực từ vĩ mô như gói cứu trợ bất động sản 30.000 tỷ đồng và phương án xử lý nợ xấu thông qua Công ty Quản lý tài sản của các tổ chức tín dụng Việt Nam. Nửa cuối năm thị trường còn nhận được hỗ trợ từ việc lãi suất tiền gửi ngân hàng các kỳ hạn giảm, các kênh đầu tư khác như vàng, bất động sản, gửi tiết kiệm trở nên kém hấp dẫn so với chứng khoán làm tăng dòng tiền đầu cơ đổ vào chứng khoán. Do đó, VN_Index đã tăng từ 418,35 điểm lên 504,63 điểm, tăng 20,6% (Nguồn: tác giả tính toán).

Năm 2014, nhờ các giải pháp ổn định kinh tế vĩ mô, tái cấu trúc nền kinh tế đã được Chính phủ triển khai đồng bộ, nền kinh tế Việt Nam đã đạt được những thành tựu tốt như lạm phát và tỷ giá được kiểm soát tốt, mặt bằng lãi suất giảm mạnh, tốc độ tăng trưởng kinh tế cao hơn so với dự báo. Do đó, TTCK phục hồi và đạt kết quả ấn tượng. Suốt năm 2014, chỉ số VN_Index đạt cao hơn năm 2013. Kết thúc phiên giao dịch cuối cùng của năm 2014, chỉ số VN_Index dừng lại ở mức 545,63 điểm, tăng 8,06 điểm. Trong suốt năm 2014, VN_Index đóng cửa cao nhất là vào ngày 3/9, đạt mức 640,75 điểm và đóng cửa thấp nhất vào ngày giao dịch đầu năm 2/1, đạt mức 504,51 điểm.

Năm 2015 VN_Index có nhiều biến động hơn so với hai năm trước đó. Sự tăng giảm của chỉ số VN_Index đan xen nhau, trong 2 tháng đầu năm VN_Index đa số là tăng với mức tăng cao nhất tháng 2 đạt 596,95 điểm vào ngày 24/02/2015. Tháng 3, 4, 5 chỉ số VN_Index giảm điểm và mức giảm thấp nhất 528,95. Tháng 6, 7 VN_Index đảo chiều tăng khá mạnh đạt đỉnh 638.69 điểm ngày 14/07/2015. Tháng 8, 9 có xu hướng giảm nhẹ sau đó tăng trở lại trong tháng 10 rồi lại giảm trong 2 tháng cuối năm. Chỉ số VN_Index kết thúc năm 2015 với mức tăng 6,1% so với phiên giao dịch cuối cùng của năm 2014, toàn sàn có 110 mã tăng, 95 mã giảm và 103 mã đứng giá. (Nguồn: [https:// Stockbiz.vn](https://Stockbiz.vn))

*** Sự biến động của chỉ số VN_Index các năm 2016, 2017**



Hình 3.7 Biểu đồ biến động của chỉ số VN_Index các năm 2016, 2017

(Nguồn: Phân tích số liệu của tác giả)

Qua hình vẽ trên có thể thấy năm 2016, 2017 xu thế chung của thị trường là đi lên, đặc biệt năm 2017 có sự tăng mạnh ở hai tháng cuối năm so với đầu năm. Và chỉ số VN_Index năm 2017 cao hơn đáng kể so với năm 2016, năm 2017 mức đỉnh cao nhất đạt 984,24 điểm, thấp nhất đạt 672,01 điểm nhưng năm 2016 mức đỉnh cao nhất chỉ đạt 688,89 điểm và mức thấp nhất đạt 521,88 điểm.

Năm 2016 thực sự là năm của các doanh nghiệp lớn chi phối VN_Index. Từ giữa tháng 1 đến giữa tháng 5, VN_Index tăng khoảng 18% nhờ đà dẫn dắt của nhóm dầu khí. Từ giữa tháng 5 đến giữa tháng 7, VN_Index tăng khoảng 8% nhờ đà dẫn dắt của một vài mã vốn hóa lớn. Sang tháng 7 đến giữa tháng 8, VN_Index giảm khoảng 7% khi thị trường lo sợ trước đà điều chỉnh giảm của nhóm đầu cơ. Từ giữa tháng 8 năm 2016, VN_Index phục hồi nhẹ khi nhóm vốn hóa lớn dịch chuyển khả quan giữ thị trường trong khi số đông các mã còn lại điều chỉnh giảm. Chỉ số VN_Index năm 2016 kết thúc phiên giao dịch ở mức 664,87 điểm, tăng 14,82% so với cuối năm 2015.

Năm 2017 TTCK đã đạt được rất nhiều con số ấn tượng. Kết thúc phiên 29/12/2017 chỉ số VN_Index đóng cửa ở mức 984,24 điểm, một con số kỷ lục trong gần 10 năm qua, tăng khoảng 48% so với phiên giao dịch cuối cùng năm 2016.

Năm 2017, làn sóng lên sàn của các “đại gia” và các ngân hàng đã giúp thị trường tăng trưởng mạnh mẽ về quy mô. Tính tới thời điểm 19/12, mức vốn hóa của thị trường cổ phiếu, chứng chỉ quỹ đạt 3.360 nghìn tỷ đồng, tăng 73% so với cuối năm 2016, tương đương 74,6% GDP, vượt chỉ tiêu đặt ra cho năm 2020. Ngoài ra, năm 2017 kết quả kinh doanh của nhiều doanh nghiệp cũng chuyển biến theo chiều hướng tích cực, tất cả các nhóm ngành đều ghi nhận sự tăng trưởng, trong đó mức tăng nổi bật và đáng chú ý nhất thuộc về nhóm ngành ngân hàng, bất động sản và thực phẩm tiêu dùng. Hầu hết các nhóm ngành đều ghi nhận 1 đến 2 cổ phiếu đầu ngành vượt trội so với mức tăng chung của thị trường.

Qua việc phân tích sự biến động của chỉ số VN_Index qua các năm từ 2007 đến 2017 ta có thể thấy rằng chỉ số giá VN_Index chịu tác động bởi rất nhiều các yếu tố vĩ mô như: chính sách tiền tệ của ngân hàng nhà nước, các chính sách về tín dụng, tăng trưởng kinh tế của đất nước, lạm phát, sự biến động giá bất động sản, sự phát triển của các doanh nghiệp, ...Ngoài ra sự khủng hoảng của nền kinh tế thế giới, sự thay đổi trong các cuộc cách mạng khoa học, công nghệ cũng có ảnh hưởng không nhỏ đến sự biến động của VN_Index.

3.4. Ứng dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích sự biến động của chỉ số Vnindex.

3.4.1. Tổng quan tình hình nghiên cứu

*** Tình hình nghiên cứu trên thế giới**

Mô hình ARCH do Robert R. Engle đề xuất năm 1982 trên tạp chí *Econometrica*, một tập san khoa học rất nổi tiếng về Kinh tế lượng, [6]. Bốn năm sau đó, năm 1986 một mô hình mở rộng của mô hình ARCH là mô hình GARCH được đề xuất bởi Tim Bollerslev, một nhà Kinh tế học Đan Mạch trên tạp chí *Journal of Econometrics*, [4]. Những mô hình này thuộc vào lớp mô hình phương sai có điều kiện của sai số thay đổi. Chúng thường được sử dụng để đặc tả và mô hình hóa chuỗi thời gian, đặc biệt ứng dụng cho chuỗi thời gian trong tài chính, để đánh giá độ rủi ro của tỷ suất sinh lợi một loại tài sản. Trong hơn ba thập kỷ qua, đã có nhiều nghiên cứu được tiến hành nhằm phát triển và mở rộng cho các mô hình trên. Có thể kể ra đây một số mô hình mở rộng như Mô hình GARCH-M (GARCH-in-mean) được sử dụng để xác định các mối quan hệ lợi nhuận và rủi ro, [6], TGARCH (Threshold GARCH) được xây dựng bởi Zakoian năm 1994, được sử dụng để xác định mối quan hệ giữa biến động bất ổn xứng và tỷ suất lợi nhuận [14].

Trên thế giới đã có các nghiên cứu bàn về tính hiệu quả của các mô hình ARCH, GARCH trong việc giải thích tính dễ biến động của TTCK. Như nghiên cứu của Karmakar (2005) ước tính mô hình biến động nhằm nắm bắt các tính năng của biến động TTCK ở Ấn Độ [12]. Nghiên cứu chỉ ra rằng mô hình GARCH(1,1) cung cấp dự báo biến động thị trường khá tốt và sử dụng mô hình GARCH(1,1) đưa ra các dự báo cho 50 mã cổ phiếu trên TTCK ở Ấn Độ. Trong khi đó, nghiên cứu của Karmakar (2007) cho thấy phương sai có điều kiện, không đối xứng trong giai đoạn nghiên cứu [13]. Hojatallah Goudarzi năm 2010 phân tích sự biến động của TTCK Ấn Độ dựa trên Chỉ số BSE500 của Sở giao dịch chứng khoán Mumbai với bộ số liệu gồm 2108 quan sát trong khoảng thời gian từ 26/7/2000 đến 20/12/2009. Kết quả nghiên cứu chỉ ra mô hình GARCH(1,1) là mô hình phù hợp nhất để đánh giá biến động cho phương sai của tỷ suất sinh lợi của chỉ số BSE500, [10]. Hay như nghiên cứu của Sohail Chand, Shahid Kamal and Imran Ali năm 2012 sử dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích sự biến động của giá cổ phiếu MCB (Muslim Commercial Bank) đóng cửa hàng ngày, kết quả nhóm tác giả cũng thu được mô hình GARCH(1,1) là mô

hình phù hợp nhất, ngoài ra kết quả đã xây dựng các mô hình ARMA khác nhau để ước lượng cho tỷ suất sinh lợi trung bình, dựa trên kết quả thu được và các tiêu chí AIC, SIC chọn ra mô hình phù hợp nhất, [5]. Erginbay Ugurlu, Eleftherios Thalassinou, Yusuf Muratoglu (2014) nghiên cứu độ biến động của TTCK Châu Âu bằng các mô hình GARCH với bộ dữ liệu được chọn là giá đóng cửa hàng ngày trong các thị trường mới nổi là Bulgaria, Cộng hòa Séc, Hungary, Ba Lan và Thổ Nhĩ Kỳ trong khoảng thời gian 08/01/2001 đến 20/07/2012, dữ liệu thu thập được từ Reuters. Kết quả bài báo chỉ ra các cú sốc có ảnh hưởng dai dẳng đến độ biến động của tỷ suất sinh lợi, và ảnh hưởng của các tin tức là bất đối xứng, [8].

* Tình hình nghiên cứu trong nước

Mô hình ARCH, GARCH đã được đề xuất cách đây hơn 30 năm nhưng ở Việt Nam các tài liệu viết và giới thiệu về các mô hình này chưa nhiều. Các nghiên cứu về mô hình ARCH, GARCH và ứng dụng của các mô hình trong các lĩnh vực kinh tế và tài chính ở nước ta được đề cập chủ yếu trong khoảng 10 năm trở lại đây.

Ở Việt Nam, đã có một số nghiên cứu đo lường sự biến động của chỉ số VN_Index thông qua các mô hình ARCH, GARCH. Như tác giả Trần Mạnh Cường và Đỗ Khắc Hưởng (2013) đã có nghiên cứu “Đo lường sự dao động của chỉ số chứng khoán VN_Index thông qua mô hình Garch” với bộ số liệu là giá đóng cửa của VN_Index giai đoạn từ 28/07/2000 đến 30/12/2011. Thông thường các nghiên cứu khi ước lượng cho mô hình Garch đều sử dụng phương pháp ước lượng hợp lý cực đại với giả thiết sai số có phân phối chuẩn. Hướng nghiên cứu của nhóm tác giả, sử dụng mô hình GARCH(p,q) xét với sai số tuân theo các quy luật phân phối khác nhau: quy luật phân phối chuẩn, quy luật phân phối Student, quy luật phân phối sai số tổng quát, quy luật phân phối student lệch. Kết quả nghiên cứu chỉ ra mô hình Garch(1,1) với sai số tuân theo quy luật phân phối chuẩn cho kết quả ưu việt nhất. Bên cạnh đó nhóm tác giả còn đưa ra được các đánh giá về tính hiệu quả của mô hình dự báo. Và kết quả mô hình Garch(1,1), sai số phân phối chuẩn cũng cho kết quả dự báo hiệu quả nhất. Nghiên cứu chỉ tập trung vào việc phân tích kỹ thuật và chọn lựa mô hình dự báo hiệu quả nhất mà không phân tích ý nghĩa hồi quy thu được và cũng không đưa ra các dự báo. Nghiên cứu chưa chỉ ra được rủi ro có ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi của VN_Index hay không, đồng thời cũng chưa đánh giá được sự ảnh hưởng của các thông tin tốt, xấu đến tỷ suất sinh lợi,[18].

Tháng 7, năm 2017, tác giả Phạm Chí Khoa cũng đưa ra kết quả nghiên cứu “Dự báo biến động giá chứng khoán qua mô hình Arch – Garch .” Dựa trên các tiêu chí AIC, SIC nghiên cứu chọn mô hình ARMA(4,1) để ước lượng cho giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi và mô hình GARCH(1,1) ước lượng cho phương sai sai số có điều kiện. Nghiên cứu được thực hiện trên bộ số liệu thu thập từ 15/06/2006 đến 15/06/2016. Kết quả nghiên cứu chỉ ra tỷ suất sinh lợi trong quá khứ có vai trò quyết định tỷ suất sinh lợi hiện tại. Biến động của VN-Index sẽ tồn tại lâu dài. Biến động trong quá khứ sẽ ảnh hưởng đến biến động trong hiện tại. Nhưng cũng giống với nghiên cứu của Trần Mạnh Cường và Đỗ Khắc Hưởng, nghiên cứu chưa chỉ ra được rủi ro có ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi của VN_Index hay không, đồng thời cũng chưa đánh giá được sự ảnh hưởng của các thông tin tốt, xấu đến tỷ suất sinh lợi và cũng không đưa ra các kết quả dự báo.

3.4.2 Kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng chỉ số VN_Index để đại diện cho TTCK Việt Nam với chuỗi dữ liệu gồm giá đóng cửa hàng ngày của chỉ số VN_Index trong giai đoạn 2007 – 2017. Đây là dữ liệu chuỗi thời gian gồm 2670 quan sát. (Nguồn dữ liệu được lấy từ trang web: <http://www.bvsc.com.vn/DownloadMSData.aspx>).

* Thống kê mô tả về chuỗi tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN-Index.

- Ta kí hiệu tỷ suất sinh lợi của VN_Index là RVN_Index và tính theo công thức:

$$RVN_Index_t = \log \left(\frac{VN_Index_t}{VN_Index_{t-1}} \right)$$

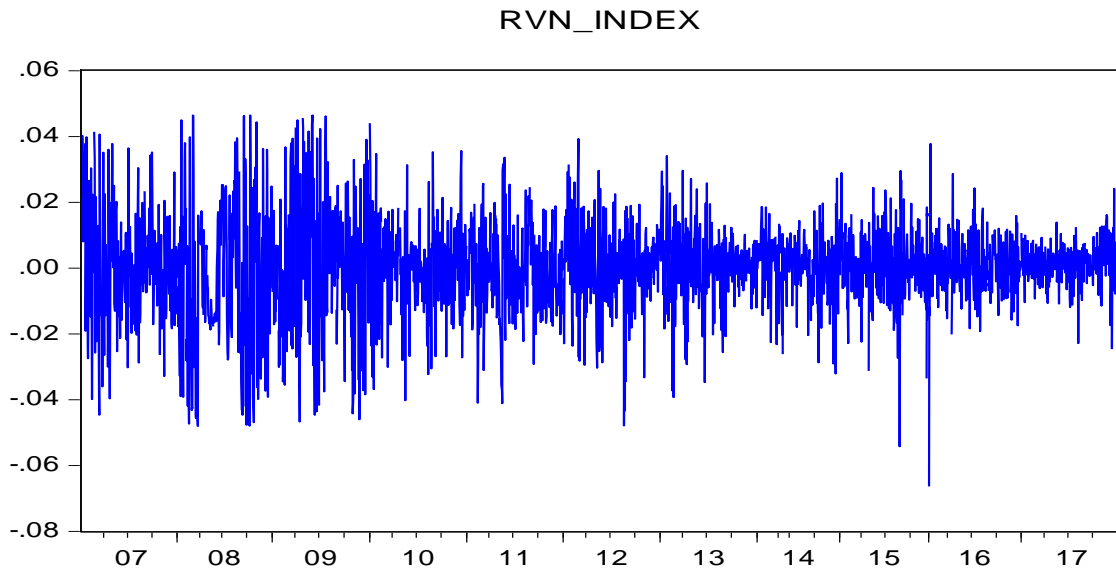
Trong đó:

RVN_Index_t : là tỷ suất sinh lợi của chuỗi VN_Index tại thời điểm t.

VN_Index_t : chỉ số giá chứng khoán VN_Index thời điểm t.

VN_Index_{t-1} : chỉ số giá chứng khoán VN_Index thời điểm t-1.

- Đồ thị về sự biến đổi của chuỗi RVN_Index .



Hình 3.8 Đồ thị chuỗi tỷ suất sinh lợi RVN_INDEX giai đoạn 2007 – 2017

Qua đồ thị ta thấy chuỗi tỷ suất sinh lợi theo ngày của VN_Index dao động với biên độ lớn xung quanh giá trị trung bình. Không chỉ thế những biến động ấy dường như kéo dài qua một giai đoạn nhất định, khoảng thời gian biến động cao thấp có xu hướng nối tiếp nhau, tức là có biến động theo cụm và những biến động này có vẻ tự tương quan với nhau. Trên bộ dữ liệu thu thập ta tính được phương sai của suất sinh lợi là 0.0002125. Nhưng phương sai theo cách tính đơn giản này không bàn đến dao động theo cụm, nó chỉ đơn thuần là phương sai không có điều kiện, không tính đến yếu tố lịch sử đã qua của các tỷ suất sinh lợi. Do đó ta cần sử dụng một thước đo có tính đến khía cạnh lịch sử là phương sai thay đổi có điều kiện theo cơ chế tự hồi quy, cụ thể ta sử dụng mô hình ARCH, GARCH để đánh giá được độ biến động của tỷ suất sinh lợi chuỗi Vn_Index qua thời gian.

Bảng 3.1. Thống kê mô tả về chuỗi tỷ suất sinh lợi của VN_Index theo ngày

Mean	0.000106
Maximum	0.046468
Minimum	-0.066395
Std. Dev.	0.014577
Skewness	-0.200626
Kurtosis	4.423806
Jarque-Bera	243.3488
Probability	0.000000
Observations	2669

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Bảng 3.1 cho thấy giá trị trung bình của chuỗi tỷ suất sinh lợi là 0.0106% dương, điều này cho thấy trung bình giá VN_Index tăng trong khoảng thời gian quan sát. Hệ số bất đối xứng khác 0 và độ nhọn lớn hơn 3, điều này ngụ ý chuỗi tỷ suất sinh lợi không tuân theo quy luật phân phối chuẩn. Kết hợp với kiểm định Jarque-Bera có giá trị p_value = 0.000000 rất nhỏ, nên với mức ý nghĩa 1% có thể nói giả thuyết phân phối chuẩn đã bị bác bỏ.

*** Kết quả trên mô hình ARCH**

Bước 1: Xác định bậc

• Kiểm định tính dừng của chuỗi tỷ suất sinh lợi RVN_Index

Để áp dụng phương pháp Bình phương nhỏ nhất (OLS) hồi quy cho phương trình trung bình của chuỗi tỷ suất sinh lợi ta cần kiểm tra tính dừng của chuỗi.

Bảng 3.2. Kết quả kiểm định tính dừng bằng kiểm định (ADF).

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.96170	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.961483	
5% level	-3.411492	
10% level	-3.127605	

(Nguồn: kết quả phân tích số liệu của tác giả)

Kết quả cho thấy chuỗi RVN_Index là chuỗi dừng với mức ý nghĩa 1%.

• Lựa chọn mô hình ARMA(p,q) ước lượng cho giá trị trung bình của chuỗi RVN_Index.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.252	0.252	169.96	0.000
		2 0.029	-0.037	172.24	0.000
		3 0.028	0.031	174.29	0.000
		4 0.085	0.076	193.69	0.000
		5 0.048	0.008	199.94	0.000
		6 0.022	0.009	201.27	0.000
		7 0.027	0.020	203.29	0.000
		8 0.025	0.007	204.98	0.000
		9 -0.003	-0.017	205.01	0.000
		10 -0.004	-0.002	205.05	0.000
		11 -0.003	-0.006	205.07	0.000
		12 0.023	0.023	206.52	0.000
		13 0.062	0.054	216.68	0.000
		14 0.029	0.001	218.98	0.000
		15 -0.021	-0.029	220.12	0.000
		16 -0.031	-0.023	222.70	0.000
		17 -0.003	0.001	222.73	0.000
		18 0.014	0.010	223.29	0.000
		19 0.009	0.005	223.52	0.000
		20 0.018	0.018	224.44	0.000

Hình 3.9 Lược đồ tương quan của chuỗi RVN_Index

Nhìn vào lược đồ tự tương quan ta càng khẳng định được chuỗi tỷ suất sinh lợi VN_Index là chuỗi dừng, vì hệ số tự tương quan bậc 1 của chuỗi là 0.252 và giảm rất nhanh về 0. Do RVN_Index là chuỗi dừng nên $d=0$.

Lược đồ còn cho thấy sau một độ trễ, hệ số tương quan và hệ số tương quan riêng giảm nhanh về 0 nên $p=q=1$. Ta xét các mô hình ARMA(1,0), ARMA(0,1), ARMA(1,1) với bộ dữ liệu này để ước lượng cho giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi. Để chọn mô hình phù hợp nhất, ta lần lượt ước lượng ba mô hình trong hai trường hợp có hệ số chặn và không có hệ số chặn sau đó dựa trên các tiêu chí là tiêu chuẩn thông tin Akaike(AIC), tiêu chuẩn Schwarz(SIC), ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy để chọn mô hình tốt nhất. Ước lượng các mô hình trên bằng phương pháp OLS ta được bảng sau:

Bảng 3.3. Kết quả ước lượng các mô hình ARMA

STT	Mô hình	C	AR(1)	MA(1)	AIC	SIC
1	ARMA(1,0)	0.0000962 ($p=0.7922$)	0.252231 ($p=0.0000$)	-	-5.683927	-5.679513
2	ARMA(0,1)	0.000108 ($p=0.7533$)	-	0.254470 ($p=0.0000$)	-5.684158	-5.679745
3	ARMA(1,1)	0.0000994 ($p=0.7788$)	0.115836 ($p=0.1201$)	0.146234 ($p=0.0489$)	-5.684418	-5.677796
4	ARMA(1,0) (NOT C)	-	0.252266 ($p=0.0000$)	-	-5.684651	-5.682443
5	ARMA(0,1) (NOT C)	-		0.254496 ($p=0.0000$)	-5.684870	-5.682664
6	ARMA(1,1) (NOT C)	-	0.116029 ($p=0.1194$)	0.146070 ($p=0.0491$)	-5.685138	-5.680724

Kết quả ước lượng các mô hình ARMA(1,0), ARMA(0,1), ARMA(1,1) có hệ số chặn, cho thấy các hệ số chặn C không có ý nghĩa thống kê nên ta xét 3 mô hình ước lượng không có hệ số chặn. Trong 3 mô hình 4, 5, 6, mô hình ARMA(0,1) (NOT C) là phù hợp nhất để ước lượng cho trung bình của chuỗi tỷ suất sinh lợi VN_Index, vì mô

hình ARMA(1,1) (NOT C) có hệ số ứng với AR(1) không có ý nghĩa thống kê và trong hai mô hình còn lại thì mô hình ARMA(0,1) có giá trị của hai tiêu chuẩn AIC, SIC nhỏ hơn và R^2 cao hơn. Phần dư thu được từ ước lượng mô hình cũng là một chuỗi không dừng, (phụ lục A).

- **Kiểm định hiệu ứng ARCH của mô hình ARMA(0,1)**

Bảng 3.4. Kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH của mô hình ARMA(0,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH(1)

F-statistic	207.3319	Prob. F(1,2666)	0.0000
Obs*R-squared	192.5157	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Ta thấy cả thống kê F và χ^2 đều có giá trị thực nghiệm rất lớn, p_value rất nhỏ nên có thể nói với mức ý nghĩa 1% mô hình có hiệu ứng ARCH tức là có phương sai sai số thay đổi theo thời gian.

- **Xác định bậc của mô hình ARCH**

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.269	0.269	192.76	0.000		
2	0.304	0.250	440.10	0.000		
3	0.250	0.140	607.15	0.000		
4	0.281	0.158	818.46	0.000		
5	0.264	0.119	1004.3	0.000		
6	0.236	0.069	1153.5	0.000		
7	0.227	0.058	1291.1	0.000		
8	0.198	0.025	1396.4	0.000		
9	0.215	0.051	1519.8	0.000		
10	0.243	0.091	1678.1	0.000		
11	0.204	0.033	1790.1	0.000		
12	0.216	0.048	1915.6	0.000		
13	0.211	0.046	2035.0	0.000		
14	0.214	0.040	2157.8	0.000		
15	0.206	0.032	2271.8	0.000		
16	0.154	-0.032	2335.8	0.000		
17	0.218	0.062	2464.0	0.000		
18	0.201	0.044	2572.7	0.000		
19	0.169	-0.012	2649.1	0.000		
20	0.194	0.037	2750.8	0.000		
21	0.194	0.038	2852.0	0.000		
22	0.201	0.035	2961.2	0.000		
23	0.151	-0.026	3022.8	0.000		
24	0.158	-0.012	3090.4	0.000		

Hình 3.10 Lược đồ tương quan của e_t^2 thu được từ mô hình ARMA(0,1)

Dựa vào lược đồ PACF ta thấy sau 7 độ trễ hệ số tương quan riêng giảm mạnh từ giá trị cực đại 0.269 xuống còn 0.025 gần về 0, do đó ta có thể xác định bậc của mô hình ARCH là 7. Để tăng thêm độ tin cậy ta kiểm định ARCH(7), ARCH(8) và thu được kết quả:

Bảng 3.5. Kết quả kiểm định ảnh hưởng ARCH(7)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	87.43227	Prob. F(7,2654)	0.0000
Obs*R-squared	498.8365	Prob. Chi-Square(7)	0.0000

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Variable	Coefficien			Prob.
	t	Std. Error	t-Statistic	
C	6.03E-05	8.52E-06	7.073782	0.0000
RESID^2(-1)	0.111900	0.019377	5.774795	0.0000
RESID^2(-2)	0.158256	0.019461	8.132110	0.0000
RESID^2(-3)	0.077144	0.019602	3.935532	0.0001
RESID^2(-4)	0.123730	0.019503	6.344005	0.0000
RESID^2(-5)	0.101942	0.019587	5.204477	0.0000
RESID^2(-6)	0.062322	0.019422	3.208877	0.0013
RESID^2(-7)	0.058376	0.019337	3.018905	0.0026

Bảng 3.6. Kết quả kiểm định ảnh hưởng ARCH(8)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	76.55787	Prob. F(8,2652)	0.0000
Obs*R-squared	499.2441	Prob. Chi-Square(8)	0.0000

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.88E-05	8.60E-06	6.830091	0.0000
RESID^2(-1)	0.110602	0.019406	5.699314	0.0000
RESID^2(-2)	0.156765	0.019494	8.041844	0.0000
RESID^2(-3)	0.074315	0.019697	3.772936	0.0002
RESID^2(-4)	0.121302	0.019654	6.171835	0.0000
RESID^2(-5)	0.099368	0.019646	5.057966	0.0000
RESID^2(-6)	0.056973	0.019682	2.894640	0.0038
RESID^2(-7)	0.055525	0.019454	2.854135	0.0043
RESID^2(-8)	0.025643	0.019365	1.324196	0.1856

Bảng 3.5, bảng 3.6 cho thấy cả thống kê F và χ^2 đều có giá trị thực nghiệm rất lớn, p_value nhỏ nên có thể nói mô hình có hiệu ứng ARCH(7), ARCH(8) với mức ý nghĩa 1%. Tuy nhiên các hệ số ước lượng trong mô hình hồi quy phụ của ARCH(7) đều có ý nghĩa ở mức 1% nhưng hệ số ứng với độ trễ 8 của mô hình ARCH(8) có p_value=0.1856 không có ý nghĩa thống kê. Vậy ta xác định bậc của mô hình ARCH là bậc 7.

Bước 2: Ước lượng mô hình ARCH(7) bằng phương pháp ước lượng hợp lý tối đa (ML)

Bảng 3.7. Kết quả ước lượng ARCH(7)

Dependent Variable: RVN_INDEX
Method: ML – ARCH
Sample (adjusted): 1/03/2007 12/29/2017
Included observations: 2669 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.189600	0.021030	9.015868	0.0000
Variance Equation				
C	3.48E-05	2.83E-06	12.30134	0.0000
ARCH(1)	0.166845	0.031614	5.277490	0.0000
ARCH(2)	0.167541	0.027872	6.010975	0.0000
ARCH(3)	0.116710	0.024169	4.828863	0.0000
ARCH(4)	0.107632	0.027943	3.851893	0.0001
ARCH(5)	0.127127	0.028828	4.409829	0.0000
ARCH(6)	0.132828	0.021478	6.184343	0.0000
ARCH(7)	0.039431	0.021713	1.816020	0.0694

Bảng kết quả cho thấy các hệ số ước lượng đều dương và có ý nghĩa thống kê nên ta có:

- Phương trình ước lượng cho trung bình của RVN_Index

$$RVN_Index_t = 0,1896e_{t-1} \quad (3.1)$$

Trong đó phần dư e_t là ước lượng cho sai số ngẫu nhiên u_t , $u_t \sim N(0, \sigma^2_t)$.

Mô hình cho thấy với mức ý nghĩa 1% có thể nói cú sốc tại thời điểm t-1 giải thích 18.96% sự thay đổi tỷ suất sinh lợi trung bình thời điểm t.

- Phương trình hồi quy cho σ^2_t

$$\hat{\sigma}_t^2 = 0.0000348 + 0.166845e^2_{t-1} + 0.167541 e^2_{t-2} + 0.116710 e^2_{t-3} + 0.107632 e^2_{t-4} + 0.127127 e^2_{t-5} + 0.132828 e^2_{t-6} + 0.039431 e^2_{t-7} \quad (\alpha^2_1=0,027837<1/3) \quad (3.2)$$

Phương trình (3.2) cho thấy phương sai của tỷ suất sinh lợi RVN_Index tại thời điểm t phụ thuộc vào các cú sốc tại 7 thời điểm trước đó. Điều đó chứng tỏ các cú sốc có ảnh hưởng dài dẳng đến sự biến động tỷ suất sinh lợi chỉ số VN_Index. Điều này phù hợp với những số liệu, thông tin mà tác giả đã thu thập được và phân tích trên TTCK Việt Nam.

Tuy nhiên mô hình ARCH(7) sử dụng nhiều độ trễ, gây khó khăn cho việc dự báo nên mô hình mở rộng GARCH(p,q) của mô hình ARCH là mô hình phù hợp nhất để thay thế cho mô hình ARCH bậc cao.

* Kết quả trên mô hình GARCH(p,q)

Kiểm định hiệu ứng ARCH với các mô hình GARCH(1,1); GARCH(1,2); GARCH(2,1); GARCH(2,2) (phụ lục A) ta thấy chỉ có mô hình GARCH(1,1) là phù hợp các mô hình còn lại đều có hệ số góc không có ý nghĩa thống kê.

Bảng 3.8: Kết quả ước lượng GARCH(1,1)

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.187988	0.020688	9.086752	0.0000
Variance Equation				
C	3.96E-06	7.56E-07	5.243802	0.0000
RESID(-1)^2	0.151978	0.014579	10.42472	0.0000
GARCH(-1)	0.831450	0.015457	53.79074	0.0000

Theo kết quả hồi quy Garch(1,1) ta có:

$$RVN_Index_t = 0,187988e_{t-1} \quad (3.3)$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = 0.00000396 + 0.151978e^2_{t-1} + 0.83145 \sigma^2_{t-1} \quad (3.4)$$

Phương sai không điều kiện ràng buộc của RVN_Index là:

$$0,00000396/(1-0,15197-0,83145) = 0,00023896.$$

Phương trình (3.3) cho thấy cú sốc tại thời điểm t-1 giải thích 18,7988% sự thay đổi của tỷ suất sinh lợi trung bình tại thời điểm t với mức ý nghĩa 1%.

Phương trình (3.4) có $\alpha_1 + \beta_1 = 0,983428 < 1$ thỏa mãn điều kiện của mô hình, $\beta_1=0.83145$ cho thấy sự biến động của thị trường lâu dài, tỷ suất sinh lợi tại thời điểm t chịu sự tác động lớn bởi sự biến động của tỷ suất sinh lợi tại thời điểm t-1 lên tới 83,145%. Kết quả mô hình cũng cho thấy các cú sốc sẽ có ảnh hưởng lớn và dai dẳng đến thị trường tương lai. Điều này phản ánh đúng bản chất TTCK Việt Nam.

*** Kết quả ước lượng cho các mô hình mở rộng của GARCH**

- Kết quả trên GARCH(1,1) _M

Bảng 3.9. Kết quả ước lượng Garch(1,1)_M với yếu tố sai số tiêu chuẩn trong hàm trung bình.

Dependent Variable: RVN_INDEX
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
@SQRT(GARCH)	0.036502	0.023104	1.579881	0.1141
MA(1)	0.187344	0.020819	8.998498	0.0000
Variance Equation				
C	4.05E-06	7.69E-07	5.265883	0.0000
RESID(-1)^2	0.153338	0.014748	10.39736	0.0000
GARCH(-1)	0.829699	0.015615	53.13366	0.0000

Bảng 3.10. Kết quả ước lượng Garch(1,1)_M với yếu tố phương sai trong hàm trung bình.

Dependent Variable: RVN_INDEX
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	1.869808	1.600608	1.168186	0.2427
MA(1)	0.187858	0.020839	9.014623	0.0000
Variance Equation				
C	4.04E-06	7.65E-07	5.287771	0.0000
RESID(-1)^2	0.153021	0.014728	10.38999	0.0000
GARCH(-1)	0.829953	0.015607	53.17810	0.0000

Trong Bảng 9 hệ số ứng với sai số tiêu chuẩn trong hàm trung bình dương nhưng có $p=0.1141$ không có ý nghĩa thống kê.

Bảng 10 hệ số ứng với phương sai trong hàm trung bình có $p=2.427$ cũng không có ý nghĩa thống kê.

Vậy dựa trên mô hình GARCH(1,1)_M ta không thể nói độ rủi ro có ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi trung bình RVN_Index.

Như vậy mô hình Garch(1,1) là mô hình phù hợp nhất để dự báo cho tỷ suất sinh lợi trung bình của chỉ số VN_Index và phương sai của nó.

- **Kết quả trên mô hình TGARCH(1,1)**

Bảng 3.11. Kết quả ước lượng TGarch(1,1)

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.188865	0.021014	8.987423	0.0000
Variance Equation				
C	4.39E-06	7.70E-07	5.693966	0.0000
RESID(-1)^2	0.128538	0.018252	7.042499	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.051249	0.020161	2.541995	0.0110
GARCH(-1)	0.826461	0.016018	51.59461	0.0000

Dựa vào bảng ta có:

$$\hat{\sigma}_t^2 = 0.00000439 + 0.128538u_{t-1}^2 + 0.051249 d_{t-1}.u_{t-1}^2 + 0.83145 \sigma_{t-1}^2 \quad (3.5)$$

Kết quả cho thấy những cú sốc âm ($u_t < 0$) đóng góp vào σ_t^2 một lượng là $0.128538 + 0.051249 = 0.179787$, trong khi những cú sốc dương ($u_t > 0$) đóng góp 0.128538 . Tức là những cú sốc âm có tác động đến sự biến động của tỷ suất sinh lợi của VN_Index nhiều hơn các cú sốc dương, với mức ảnh hưởng hơn khoảng 5,12%.

*** Dự báo dựa trên kết quả của mô hình Garch(1,1)**

- Dựa vào phương trình (3.3) và giá đóng cửa VN_Index ngày 29/12/2017 ta dự báo giá đóng cửa VN_Index ngày 02/01/2018 là 985.37, giá thực tế ngày 02/01/2018 là 995.77, sai số dự báo MAE= 0.0104, RMSE=0.0141. Kết quả sai số dự báo là thấp, cho thấy mô hình cho kết quả dự báo tốt.

- Bằng phương pháp dự báo tĩnh, dựa vào phương trình (3.4) ta dự báo được phương sai có điều kiện của tỷ suất sinh lợi của VN_Index ngày 02/01/2018 là 0.000094. Còn dựa vào phương pháp động ta dự báo phương sai có điều kiện của tỷ suất sinh lợi của VN_Index ngày 02/01/2018 là 0,00023896 bằng phương sai không có điều kiện.

Kết quả dự báo chứng tỏ $\sigma^2_h(k)$ hội tụ đến phương sai không điều kiện khi độ dài dự báo tăng lên. Do nghiên cứu có số quan sát lớn nên chỉ đến quan sát 656 thì các giá trị dự báo cho phương sai bằng phương pháp dự báo động đều cho kết quả như nhau và đều bằng phương sai không điều kiện, nên giá trị dự báo động không có ý nghĩa cho các thời điểm trong tương lai trong trường hợp cỡ mẫu lớn.

CHƯƠNG 4: KẾT LUẬN VÀ ĐỀ XUẤT VỚI VẤN ĐỀ NGHIÊN CỨU

4.1 Các kết luận và phát hiện qua nghiên cứu

Nghiên cứu lựa chọn mô hình ARMA(0,1), ARCH(7), GARCH(1,1), GARCH(1,1)_M, TGARCH(1,1) để phân tích sự biến động chuỗi tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN_Index với bộ số liệu gồm 2670 quan sát trong khoảng thời gian từ 02/01/2007 đến ngày 29/12/2017. Kết quả nghiên cứu thu được là:

- Mô hình ARCH(7) chỉ ra các cú sốc trong quá khứ có ảnh hưởng lớn đến tỷ suất sinh lợi của chỉ số VN_Index ở hiện tại và hơn thế nữa các cú sốc có ảnh hưởng dai dẳng đến sự biến động của tỷ suất sinh lợi. Tuy nhiên mô hình ARCH bậc cao sử dụng nhiều độ trễ nên không hiệu quả trong việc đưa ra các dự báo. Do đó mô hình mở rộng GARCH là lựa chọn phù hợp.

- Nghiên cứu chỉ ra được mô hình GARCH(1,1) là ưu việt để đưa ra dự báo cho phương sai sai số có điều kiện của tỷ suất sinh lợi, kết quả này giống với các kết quả trước đó của Karmakar (2007), Goudarzi(2010), Sohail Chand, Shahid Kamal and Imran Ali (2012), Trần Sỹ Mạnh và Đỗ Khắc Hưởng(2013), Phạm Chí Khoa (2017). Kết quả mô hình GARCH(1,1) cho thấy tỷ suất sinh lợi trong quá khứ quyết định tỷ suất sinh lợi ở hiện tại và sự biến động của tỷ suất sinh lợi ở hiện tại chịu ảnh hưởng không chỉ cú sốc ở quá khứ mà còn chịu tác động lớn (khoảng 83,14% với mức ý nghĩa 1%) bởi sự biến động của tỷ suất sinh lợi trong quá khứ.

- Kết quả của mô hình GARCH(1,1)_M cho biết chưa thể nói rằng rủi ro có ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi của VN_Index, mô hình TGARCH(1,1) cho thấy có hiện tượng thông tin bất cân xứng trong giai đoạn nghiên cứu, cụ thể là các cú sốc âm có ảnh hưởng đến sự biến động tỷ suất sinh lợi lớn hơn (5,12% với mức ý nghĩa 5%) các cú sốc dương. Đây cũng là đóng góp mới của đề tài so với các kết quả nghiên cứu trước.

- Bên cạnh đó đề tài còn đưa ra được dự báo cho giá của VN_Index và sự biến động của tỷ suất sinh lợi trong ngày kế tiếp của bộ dữ liệu là ngày 2/1/2018.

4.2. Những hạn chế và vấn đề đặt ra cần tiếp tục nghiên cứu

- Vì mô hình ARMA – GARCH với ý nghĩa mô phỏng lại hành vi diễn biến trong quá khứ, từ đó làm cơ sở cho dự báo nên mô hình dự báo trở nên không có ý nghĩa đáng kể, bởi không nhận diện rõ các yếu tố khác nhau tác động lên TTCK.

- Mô hình ARMA chỉ dự báo được trong ngắn hạn nên nghiên cứu chỉ đưa ra được dự báo cho giá VN_Index trong 1 ngày sau điểm cuối của dữ liệu. Do chỉ số VN_Index có tính quy luật thấp nên nếu có một cú sốc tác động lên thị trường sẽ làm chỉ số VN_Index điều chỉnh mạnh. Thực tế việc đưa ra dự báo cho giá VN_Index trong dài hạn cũng rất khó, do đặc thù TTCK Việt Nam bị chi phối bởi nhiều yếu tố như: tâm lý nhà đầu tư, các yếu tố vĩ mô, chính sách của Chính phủ,...

- Từ việc chỉ ra hạn chế, nghiên cứu mở ra hướng tiếp theo là nghiên cứu xây dựng mô hình hồi quy phân tích mức độ tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến sự biến động của chỉ số VN_Index. Mô hình xây dựng với biến phụ thuộc là chỉ số VN_Index và các biến giải thích như lãi suất, tăng trưởng GDP, biến động giá chứng khoán thế giới, biến động vàng, ngoại hối,...

4.3. Các khuyến nghị

Khi sử dụng mô hình ARMA, ARCH, GARCH để dự báo nhà đầu tư cần:

- Kết hợp kết quả từ mô hình dự báo với phân tích thường xuyên các chính sách mới do Chính phủ đưa ra, sự thay đổi của lãi suất, tỷ giá, hiệu quả kinh doanh của công ty phát hành cổ phiếu, những biến động của các chỉ số trên TTCK thế giới,... để có được cách nhìn nhận đúng đắn và chính xác nhất sự biến động của TTCK.

- Vì đặc thù của TTCK Việt Nam chỉ dự báo được 1 ngày nên nhà đầu tư có thể ứng dụng mô hình dự báo này cho từng cổ phiếu riêng lẻ hoặc một ngành cụ thể để đưa ra quyết định đầu tư một cách hiệu quả.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tiếng Anh

- [1] AbdElaal, M. A., “Modeling and forecasting time varying stock return volatility in the Egyptian stock market”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 78 (2011).
- [2] Baillie, R. T., & DeGennaro, R. P., “Stock returns and volatility”, *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 25 (1990) 2, 203-214.
- [3] Bekaert, G., & Wu, G., “Asymmetric volatility and risk in equity markets”, *Review of Financial Studies*, 13 (2000) 1, 1-42.
- [4] Bollerslev, T., “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of econometrics*, 31 (1986) 3, 307-327.
- [5] Chand, S., Kamal, S., & Ali, I., “Modelling and volatility analysis of share prices using ARCH and GARCH models”, *World Applied Sciences Journal*, 19 (2012) 1, 77-82.
- [6] Engle, R. F., “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (1982), 987-1007.
- [7] Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P., “Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (1987), 391-407.
- [8] Erginbay Ugurlu , Eleftherios Thalassinos , Yusuf Muratoglu “Modeling Volatility in the Stock Markets using GARCH Models: European Emerging Economies and Turkey”, *International Journal in Economics and Business Administration Volume II, Issue 3*, 2014.
- [9] Goudarzi, H., & Ramanarayanan, C., “Modeling and estimation of volatility in the Indian stock market”, *International Journal of Business and Management*, 5 (2010) 2, 85.
- [10] Goudarzi, H., & Ramanarayanan, “Modeling asymmetric volatility in the Indian stock market”, *International Journal of Business and Management*, 6(2011).
- [11] Karmakar, M., “Modeling conditional volatility of the Indian stock markets”, *Vikalpa*, 30 (2005) 3, 21.

[12] Karmakar, M., “Asymmetric volatility and riskreturn relationship in the Indian stock market”, South Asia Economic Journal, 8 (2007) 1, 99-116.

[13] Zakoian, J. M., “Threshold heteroskedastic models”, Journal of Economic Dynamics and control, 18 (1994) 5, 931-955.

Tiếng Việt

[14] Đinh Văn Sơn, Nguyễn Thị Phương Liên, “Thị trường chứng khoán”, NXB Thống kê – 2009.

[15] Nguyễn Thị Phương Liên, “Giáo trình Kinh doanh chứng khoán”, NXB Thống kê – 2009.

[16] Nguyễn Quang Đông, “Giáo trình Kinh tế lượng”, NXB Đại học Kinh tế quốc dân – 2012.

[17] Phạm Chí Khoa, “Dự báo biến động giá chứng khoán qua mô hình Arch – Garch”, Tạp chí Tài chính, Kỳ 2, 2017, số 6, tr38-39.

[18] Trần Sỹ Mạnh và Đỗ Khắc Hưởng, “Đo lường sự dao động chỉ số chứng khoán VN_Index thông qua mô hình Garch”, Tạp chí Khoa học và đào tạo ngân hàng, số 130, tháng 3/2013, tr42.

[19] Võ Thị Thúy Anh, Nguyễn Anh Tùng, “Mô hình giá trị chịu rủi ro trong đầu tư cổ phiếu đối với VN-Index”, Tạp chí Công nghệ Ngân hàng số 57 tháng 12/2010, tr42-46.

[20] Vũ Duy Thắng, “Các mô hình chuỗi thời gian tài chính”, Luận văn thạc sỹ khoa học, Đại học Khoa học tự nhiên – Đại học Quốc gia Hà Nội, 2011.

Các Web tham khảo:

<http://thoibaotaichinhvietnam.vn/pages/chung-khoan/2018-01-02/thi-truong-chung-khoan-2017-mot-nam-tran-ngap-ky-luc-52206.aspx>

<http://www.bvsc.com.vn/DownloadMSData.aspx>

<https://www.stockbiz.vn/MarketMovers.aspx>

<https://vietstock.vn/2015/11/chung-khoan-thang-112015-vn-index-tien-ve-vung-630-645-diem-582-446481.htm>

<http://tapchitaichinh.vn/nghien-cuu-trao-doi/du-bao-bien-dong-gia-chung-khoan-qua-mo-hinh-archgarch-117763.html>

<https://toituhockinhte.files.wordpress.com/2017/10/chc6b0c6a1ng-9-cc3a1c-mc3b4-hc3acnh-arch-garch.pdf>

PHỤ LỤC

A. CÁC KẾT QUẢ CHẠY TRÊN PHẦN MỀM EVIEWS

1. Kết quả của mô hình ARMA(p,q) ước lượng cho giá trị trung bình của tỷ suất sinh lợi

Bảng 1. Mô hình ARMA(1,0) có hệ số chặn

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/04/2007 12/29/2017

Included observations: 2668 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.62E-05	0.000365	0.263539	0.7922
AR(1)	0.252231	0.018734	13.46402	0.0000
R-squared	0.063668	Mean dependent var	9.80E-05	
Adjusted R-squared	0.063316	S.D. dependent var	0.014573	
S.E. of regression	0.014104	Akaike info criterion	-5.683927	
Sum squared resid	0.530350	Schwarz criterion	-5.679513	

Bảng 2. Mô hình ARMA(0,1) có hệ số chặn

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/29/2017

Included observations: 2669 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000108	0.000342	0.314377	0.7533
MA(1)	0.254470	0.018726	13.58924	0.0000
R-squared	0.064320	Mean dependent var	0.000106	
Adjusted R-squared	0.063969	S.D. dependent var	0.014577	
S.E. of regression	0.014103	Akaike info criterion	-5.684158	
Sum squared resid	0.530426	Schwarz criterion	-5.679745	

Bảng 3. Mô hình ARMA(1,1) có hệ số chặn

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/04/2007 12/29/2017

Included observations: 2668 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	9.94E-05	0.000354	0.280853	0.7788
AR(1)	0.115836	0.074498	1.554876	0.1201
MA(1)	0.146234	0.074211	1.970523	0.0489
R-squared	0.064829	Mean dependent var	9.80E-05	
Adjusted R-squared	0.064127	S.D. dependent var	0.014573	
S.E. of regression	0.014098	Akaike info criterion	-5.684418	
Sum squared resid	0.529692	Schwarz criterion	-5.677796	

Bảng 4. Mô hình ARMA(1,0) không có hệ số chặn

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/04/2007 12/29/2017

Included observations: 2668 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.252266	0.018730	13.46858	0.0000
R-squared	0.063643	Akaike info criterion	-5.684651	
S.E. of regression	0.014102	Schwarz criterion	-5.682443	
Log likelihood	7584.324			

Bảng 5. Mô hình ARMA(0,1) không có hệ số chặn

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/29/2017

Included observations: 2669 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.254496	0.018722	13.59323	0.0000
R-squared	0.064285	Akaike info criterion	-5.684870	
S.E. of regression	0.014100	Schwarz criterion	-5.682664	
Log likelihood	7587.460			

Bảng 6. Mô hình ARMA(1,1) không có hệ số chặn

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/04/2007 12/29/2017

Included observations: 2668 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

AR(1)	0.116029	0.074473	1.558005	0.1194
MA(1)	0.146070	0.074189	1.968890	0.0491
R-squared	0.064801	Mean dependent var	9.80E-05	
S.E. of regression	0.014096	Akaike info criterion	-5.685138	
Log likelihood	7585.974	Schwarz criterion	-5.680724	

2. Các kết quả Ước lượng mô hình GARCH(p,q)

Bảng 7. Kết quả Ước lượng mô hình GARCH(1,2)

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) +
C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.187536	0.021017	8.923003	0.0000
Variance Equation				
C	4.03E-06	8.94E-07	4.513748	0.0000
RESID(-1)^2	0.156126	0.029738	5.250140	0.0000
GARCH(-1)	0.793475	0.205970	3.852379	0.0001
GARCH(-2)	0.033585	0.178405	0.188253	0.8507

Bảng 8. Kết quả Ước lượng mô hình GARCH(2,1)

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*RESID(-2)^2 +
C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.187310	0.020995	8.921810	0.0000
Variance Equation				
C	3.83E-06	8.37E-07	4.572511	0.0000
RESID(-1)^2	0.158364	0.029811	5.312255	0.0000
RESID(-2)^2	-0.009499	0.032469	-0.292547	0.7699
GARCH(-1)	0.835216	0.017500	47.72752	0.0000

Bảng 9. Kết quả Ước lượng mô hình GARCH(2,2)

Dependent Variable: RVN_INDEX

Method: ML – ARCH

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*RESID(-2)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	0.188673	0.021094	8.944288	0.0000
Variance Equation				
C	6.76E-06	6.83E-06	0.990012	0.3222
RESID(-1)^2	0.147363	0.026690	5.521347	0.0000
RESID(-2)^2	0.109537	0.240198	0.456027	0.6484
GARCH(-1)	0.153659	1.672329	0.091883	0.9268
GARCH(-2)	0.561028	1.391366	0.403221	0.6868

B. MỘT SỐ KIẾN THỨC BỔ TRỢ

1. Chuỗi dừng và chuỗi không dừng

* Định nghĩa

Trong phân tích hồi quy với dữ liệu chuỗi thời gian, một giả định rất quan trọng là chuỗi thời gian đang xem xét là chuỗi dừng (stationary).

Chuỗi Y_t được gọi là dừng nếu kỳ vọng, phương sai và hiệp phương sai không đổi theo thời gian nghĩa là:

- $E(Y_t)=\mu$,
- $Var(Y_t)=\sigma^2$,
- $Cov(Y_t, Y_{t-k})=\gamma_k$ với mọi t.

Chuỗi Y_t được gọi là không dừng nếu nó vi phạm bất kỳ điều kiện nào nói ở trên.

* Hậu quả của chuỗi không dừng

- Các kiểm định T, F mất ý nghĩa, ước lượng và dự báo không hiệu quả hay nói cách khác phương pháp OLS không áp dụng cho chuỗi không dừng.

- Có thể gây ra hồi quy giả mạo, R^2 cao, các hệ số có ý nghĩa thống kê nhưng mô hình không phù hợp với lý thuyết kinh tế.

* Kiểm định tính dừng của chuỗi

a) Phân tích đồ thị (graphical analysis)

Cho ta một dấu hiệu sơ bộ nào đó để biết một chuỗi có dừng hay không.

Ta có thể vẽ chuỗi thời gian đang xét tại thời điểm t và $t-1$ để đánh giá mức độ tương quan. Để biết sự tương quan kéo dài trong bao lâu, chúng ta có thể sử dụng hàm tự tương quan (autocorrelation function, ACF). ACF tại độ trễ k được định nghĩa như sau:

$$ACF(k) = \rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{Var(Y_t)}$$

ACF(k) chính là hệ số tự tương quan của Y_t và Y_{t-k} .

Chúng ta có thể sử dụng tiêu chí thông tin Akaike (AIC) hoặc Schwarz (SIC) để xác định độ dài của độ trễ.

*** Tiêu chuẩn Akaike (AIC)**

Kí hiệu phần dư của mô hình ARMA(p,q) là $e_t(p,q)$. Ước lượng phương sai phần dư tương ứng:

$$\hat{\sigma}_{p,q}^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2(p,q)$$

$$AIC(p,q) = \ln(\hat{\sigma}^2(p,q)) + 2(p+q)/n$$

*** Tiêu chuẩn Schwaz (SIC)**

$$SIC(p,q) = \ln(\hat{\sigma}^2(p,q)) + (p+q)\ln(n)/n$$

Khi so sánh hai hay nhiều mô hình, mô hình nào có AIC, SIC thấp nhất, mô hình đó sẽ phù hợp nhất.

b) Kiểm định nghiệm đơn vị (unit root analysis).

Kiểm định nghiệm đơn vị là một kiểm định được sử dụng khá phổ biến để kiểm định một chuỗi thời gian là dừng hay không dừng. Dickey và Fuller (1981) đã đưa ra kiểm định Dickey và Fuller (DF) và kiểm định Dickey và Fuller mở rộng (ADF). Nghiên cứu này sử dụng kiểm định ADF để thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị nên chỉ tập trung vào lý thuyết của mô hình này. Cụ thể, theo Dickey và Fuller (1981) mô hình kiểm định nghiệm đơn vị mở rộng ADF có dạng:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1};$$

y_t : Chuỗi số liệu theo thời gian đang xem xét;

k : Chiều dài độ trễ;

ε_t : Nhiễu trắng.

Mô hình (2) khác với mô hình (1) là có thêm biến xu thế về thời gian t . Biến xu thế là một biến có giá trị từ 1 đến n , trong đó 1 đại diện cho quan sát đầu tiên trong dữ liệu và n đại diện cho quan sát cuối cùng trong chuỗi dữ liệu. Nhiễu trắng là số hạng chỉ sai số ngẫu nhiên với các giả thiết giá trị trung bình bằng 0, phương sai là hằng số và không tự tương quan.

Kết quả của kiểm định ADF thường rất nhạy cảm với sự lựa chọn chiều dài độ trễ k nên tiêu chuẩn thông tin AIC (Akaike's Information Criterion) của Akaike được sử dụng để chọn lựa k tối ưu cho mô hình ADF. Cụ thể, giá trị k được lựa chọn sao cho AIC nhỏ nhất. Giá trị này sẽ được tìm một cách tự động khi dùng phần mềm Eviews để thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị.

Giả thuyết kiểm định:

$H_0: \beta = 0$ (Y_t là chuỗi dữ liệu không dừng)

$H_1: \beta < 0$ (Y_t là chuỗi dữ liệu dừng)

Trong kiểm định ADF, giá trị kiểm định ADF không theo phân phối chuẩn. Theo Dickey và Fuller (1981) giá trị t ước lượng của các hệ số trong các mô hình (3.1) và (3.2) sẽ theo phân phối xác suất τ (tau statistic, $\tau =$ giá trị hệ số ước lượng/ sai số của hệ số ước lượng). Giá trị tới hạn τ được xác định dựa trên bảng giá trị tính sẵn của Mackinnon (1996). Giá trị tới hạn này cũng được tính sẵn khi kiểm định ADF bằng phần mềm Eviews. Để kiểm định giả thuyết H_0 nghiên cứu so sánh giá trị kiểm định τ tính toán với giá trị τ tới hạn của Mackinnon và kết luận về tính dừng của các chuỗi quan sát. Cụ thể, nếu trị tuyệt đối của giá trị tính toán lớn hơn trị tuyệt đối giá trị tới

hạn thì giả thuyết H_0 sẽ bị bác bỏ, tức chuỗi dữ liệu có tính dừng và ngược lại chấp nhận giả thuyết H_0 , tức dữ liệu không có tính dừng.

2. Quá trình MA(q), AR(p), ARMA(p,q).

a) Quá trình trung bình trượt MA(q)

Y_t là quá trình trung bình trượt bậc q, nếu Y_t có dạng:

$$Y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q} \quad t=1,2,\dots,n$$

Trong đó u_t : là nhiễu trắng, $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$, $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$, $s \neq 0$, với mọi t.

Hay $Y_t - \mu = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) u_t$, $E(Y_t) = \mu$, L là toán tử trễ

b) Quá trình tự hồi quy AR(p)

Y_t là quá trình tự hồi quy bậc p, nếu Y_t có dạng:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad t=1,2,\dots,n$$

Trong đó u_t : là nhiễu trắng, $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$, $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$, $s \neq 0$, với mọi t.

Điều kiện để quá trình AR(p) hội tụ là $-1 < \phi_i < 1$, $i=1, 2, \dots, p$.

c) Quá trình trung bình trượt tự hồi quy ARMA(p,q)

Y_t là quá trình trung bình trượt bậc q, tự hồi quy bậc p, nếu Y_t có dạng:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

Trong đó u_t : là nhiễu trắng, $E(u_t) = 0$, $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$, $\text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0$, $s \neq 0$, với mọi t.

d) Hàm tương quan riêng PACF

Hàm tương quan riêng PACF là một công cụ để phân tích các tính chất của quá trình ARMA. Hệ số này rất hữu ích trong việc xác định bậc của quá trình tự hồi quy AR. ACF ρ_k , $k=0,1,2..$ là hệ số tương quan không điều kiện giữa Y_t và Y_{t-k} nó không tính đến ảnh hưởng của các quan hệ trung gian, $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k+1}$.

PACF ký hiệu là ρ_{kk} , $k=1,2..$ ρ_{kk} là hệ số tương quan có điều kiện

$$\rho_{kk} = \text{Corr}(Y_t, Y_{t-k} | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k+1}), k=1,2,\dots$$