

KIỂM CHỨNG MÔ HÌNH GARCH TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Nguyễn Thu Hiền, Lê Đình Nghi

Trường Đại học Bách khoa, ĐHQG-HCM

(Bài nhận ngày 14 tháng 05 năm 2010, hoàn chỉnh sửa chữa ngày 29 tháng 07 năm 2010)

TÓM TẮT: Một yếu tố quan trọng cần quan tâm đối với các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán (TTCK) là rủi ro. Rủi ro có thể được định lượng thông qua độ biến thiên (volatility), đo bằng phương sai có điều kiện của chuỗi suất sinh lợi (SSL) của cổ phiếu. GARCH là mô hình hiệu quả và được sử dụng rộng rãi để mô hình hóa độ biến thiên của suất sinh lợi. Nghiên cứu này sẽ kiểm chứng mô hình GARCH và phân tích một số vấn đề liên quan khác trên hai thị trường niêm yết chứng khoán tại Việt Nam. Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng về sự tồn tại của hiệu ứng GARCH tại các thị trường chứng khoán Việt Nam. Ngoài ra nghiên cứu còn đánh giá tác động chính sách biên độ giá, khối lượng giao dịch và tác động đòn cân lên độ dao động của suất sinh lợi cổ phiếu.

Từ khóa: Suất sinh lợi, độ dao động y , mô hình GARCH.

1. GIỚI THIỆU

Một yếu tố quan trọng cần quan tâm đối với các nhà đầu tư trên TTCK là rủi ro. Rủi ro có thể được định lượng thông qua **độ biến thiên (volatility), đo bằng phương sai có điều kiện của chuỗi suất sinh lợi (SSL)**. Vì vậy, độ biến thiên có thể xem là một khái niệm quan trọng trong các nghiên cứu tài chính sử dụng phân tích chuỗi thời gian, vì nó thể hiện được sự dao động của SSL chứng khoán, và đo được độ rủi ro của các danh mục đầu tư.

Trong thực tế, các chuỗi thời gian tài chính thường có đặc điểm gọi là hợp nhóm biến thiên (volatility clustering), nghĩa là độ biến thiên lớn thường có khuynh hướng theo sau độ biến thiên lớn, và độ biến thiên nhỏ thường có khuynh hướng theo sau độ biến thiên nhỏ, nghĩa là phương sai của thành phần lỗi thay đổi theo thời gian. Hiện tượng này gọi là hiệu ứng GARCH (Generalised Autoregressive

Conditional Heteroskedasticity). Mô hình GARCH đã mô hình hóa được hiện tượng này. Vì vậy, mô hình GARCH đóng vai trò quan trọng trong đánh giá suất sinh lợi (SSL) và độ biến thiên SSL. Mặc dù có một số nghiên cứu đã kiểm chứng sơ bộ tính tin cậy của mô hình này tại thị trường HOSE, tuy nhiên, đến nay vẫn chưa có nghiên cứu định lượng nào đánh giá độ tin cậy của mô hình trên thị trường HASTC, cũng như đưa ra sự đánh giá về các khía cạnh khác của độ biến thiên trên cả hai thị trường niêm yết chứng khoán tại Việt Nam. Bài viết này sẽ kiểm chứng mô hình GARCH và đánh giá, so sánh độ biến thiên trên hai thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Bài viết còn trình bày các tác động của khối lượng giao dịch và các quyết định về biên độ dao động giá lên độ biến thiên SSL trong giai đoạn từ 3/2007 đến 2/2009. Ngoài ra, nghiên cứu còn dùng mô hình GARCH mở rộng là TGARCH để đánh

giá sự tồn tại của hiệu ứng đòn cân (leverage effect), nghĩa là khác biệt của sự tác động của tin tốt và tin xấu lên độ biến thiên tại hai thị trường. Thông qua độ biến thiên, nghiên cứu giúp nhà đầu tư định lượng được độ rủi ro, một căn cứ quan trọng ảnh hưởng đến các quyết định đầu tư.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT

2.1. Mô hình GARCH

Bollerslev [1] là người đầu tiên đưa ra mô hình GARCH để mô tả phương sai có điều kiện của SSL, nghĩa là độ biến thiên. Với mô hình dạng ARMA để mô tả SSL:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} + a_t$$

trong đó k, p và q là các số nguyên không âm, x_{it} là các biến nguyên nhân, r_{t-i} và a_{t-i} lần lượt là SSL và các sai số dự báo tại thời điểm $t-i$; mô hình GARCH mô tả độ biến thiên, thông qua phương sai có điều kiện có dạng như sau:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

trong đó, σ_t^2 là phương sai có điều kiện, $\{\varepsilon_t\}$ là biến phân bố ngẫu nhiên đều iid (identically distributed) với trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, và $\sum_{i=1}^{\max(m,s)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$. Ở đây, ta hiểu rằng $\alpha_i = 0$ với $i > m$ và $\beta_j = 0$ với $j > s$. Ràng buộc sau về $\alpha_i + \beta_i$ để phương sai

không điều kiện của a_t là hữu hạn, trong khi phương sai có điều kiện σ_t^2 thay đổi theo thời gian. ε_t thường được giả sử tuân theo phân bố chuẩn (standard normal), phân bố Student-t chuẩn hóa (Standardized Student-t distribution) hay phân bố lỗi tổng quát (generalized error distribution).

Như vậy, mô hình GARCH đã biểu diễn được độ biến thiên và các yếu tố ảnh hưởng. Theo đó, nếu các hệ số α_i và β_i có ý nghĩa thống kê chứng tỏ độ biến thiên chịu tác động của độ biến thiên và thành phần lỗi (đại diện cho sự tăng giảm ngoài kì vọng của nhà đầu tư) trong các giai đoạn trước đó.

2.2 Ảnh hưởng của giới hạn giá lên độ biến thiên

Ảnh hưởng của giới hạn giá lên độ biến thiên tuân theo một trong hai giả thiết. Đó là *information hypothesis* và *overreaction hypothesis* [5]

Information hypothesis [5]

Xét thị trường trong đó giá cân bằng thực sự và độ biến thiên phụ thuộc vào luồng thông tin đến và các nhà đầu tư đã thu thập và xử lý thông tin này. Nếu áp dụng giới hạn giá và giá cân bằng nằm ở ngoài phạm vi giới hạn giá này thì giá sẽ thay đổi đến biên giới hạn trong phiên giao dịch đó. Trong các phiên giao dịch sau đó, giá sẽ tiếp tục thay đổi theo hướng tiến đến giá trị cân bằng. Như vậy, giới hạn giá sẽ kéo dài số ngày giao dịch cần thiết để thị trường đạt đến trạng thái cân bằng. Kết quả là tạo ra sự tương quan mạnh và dài hơn của chuỗi SSL,

nhưng độ biến thiên thì vẫn không thay đổi. Như vậy, giả thiết information hypothesis cho rằng giới hạn giá sẽ không có tác động lên độ biến thiên.

Overreaction hypothesis [5]

Xét cấu trúc thị trường khác, trong đó các nhà đầu tư không xử lý thông tin một cách hiệu quả. Khi có luồng thông tin mới, các nhà đầu tư có khuynh hướng phản ứng thái quá (overreact) và giá cổ phiếu có thể đạt đến giới hạn. Như vậy, trong ngắn hạn, giá cổ phiếu phản ánh thông tin không chính xác, và tác động của việc giới hạn giá là cung cấp cho thị trường thêm thời gian để đánh giá lại thông tin và tính toán các chiến lược đầu tư. Trong khoảng thời gian “định giá lại” này, thị trường có phần sẽ “đóng băng”. Vì thế, khi áp dụng giới hạn giá, độ biến thiên sẽ nhỏ hơn so với trường hợp không áp dụng giới hạn giá. Như vậy, giả thiết overreaction hypothesis cho rằng giới hạn giá sẽ có tác động làm giảm độ biến thiên.

Như vậy, ta có thể dùng mô hình GARCH và bổ sung biến giới hạn giá để kiểm chứng tác động của giới hạn giá lên độ biến thiên. Mô hình GARCH khi đó trở thành:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^l D_{tk}$$

trong đó D_{tk} là các biến giả (dummy variables), nhận giá trị 1 trong suốt thời kì có áp dụng thay đổi giới hạn biên độ giá, và 0 trong thời kì không áp dụng biện pháp thay đổi giới hạn biên độ giá. Thông số $k = 1, \dots, l$ đại diện cho các lần thay đổi giá.

2.3 Ảnh hưởng của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên

Một yếu tố nữa đã được chứng minh có thể gây ảnh hưởng lên độ biến thiên của SSL cổ phiếu là khối lượng giao dịch (trading volume). Theo nhiều nghiên cứu, sự quan hệ giữa độ biến thiên SSL và khối lượng giao dịch liên quan đến giả thiết Hỗn hợp phân phối MDH (Mixture of Distributions Hypothesis) [5].

Theo giả thiết hỗn hợp phân phối MDH, hiện tượng độ biến thiên thay đổi theo thời gian của chuỗi SSL cổ phiếu có thể được giải thích bằng một biến có tương quan nối tiếp đại diện cho luồng thông tin đến thị trường. Cụ thể hơn, khi có ít thông tin, nhà đầu tư sẽ dễ đồng quan điểm trong dự đoán. Nhưng khi thông tin bơm vào thị trường càng nhiều, sẽ dẫn đến việc cộng đồng nhà đầu tư có nhiều dự đoán rất khác nhau. Khi các nhà đầu tư có kỳ vọng khác nhau, họ sẽ giao dịch để nhằm hiện thực hóa kỳ vọng của mình. Vậy khi nhiều nhà đầu tư có kỳ vọng khác nhau, thì số lượng nhà đầu tư tham gia cũng như khối lượng giao dịch sẽ tăng lên. Vì vậy, trong rất nhiều bài báo nghiên cứu về sự tồn tại của MDH tại các thị trường khác nhau, khối lượng giao dịch được sử dụng để đại diện cho luồng thông tin đến thị trường. Khối lượng giao dịch tăng đại diện cho thời điểm thị trường nhận nhiều thông tin khác nhau. Nó có thể xem là biến giải thích cho sự tồn tại của hiệu ứng GARCH, và như vậy ảnh hưởng đến các hệ số trong mô hình GARCH. Khi đó, giả thiết MDH ở trên cho rằng sẽ có mối quan hệ

giữa khối lượng giao dịch và độ dao động của suất sinh lợi

Như vậy, phương trình của phương sai có điều kiện trong mô hình GARCH ở trên có thể đưa biến khối lượng giao dịch của ngày trước đó. Mô hình khi đó trở thành:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 + vV_{t-1}$$

trong đó, biến khối lượng giao dịch có được theo công thức $V_t = \ln \frac{Volume_t}{Volume_{t-1}}$ với

$Volume_t$ là khối lượng giao dịch ngày thứ t .

2.4 Mô hình TGARCH [6]

Mô hình này được dùng để mô tả hiệu ứng đòn cân (leverage effect), nghĩa là hiện tượng tin tốt và tin xấu tác động khác nhau lên độ biến thiên. Mô hình TGARCH được mô tả như sau [3]:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i + \gamma_i N_{t-i}) a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Trong đó:

$$N_{t-i} = \begin{cases} 1 & \text{if } a_{t-i} < 0, \\ 0 & \text{if } a_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

và α_i, β_j là các số không âm thỏa điều kiện như trong mô hình GARCH. Từ mô hình này, ta thấy rằng khi a_{t-i} dương, độ biến thiên quan hệ với sai số a_{t-i}^2 theo hệ số α_i , trong khi với a_{t-i} âm, độ biến thiên quan hệ với sai số a_{t-i}^2 theo hệ số $(\alpha_i + \gamma_i)$.

Như vậy, trong mô hình này, tin tốt ($a_{t-i} > 0$) và tin xấu ($a_{t-i} < 0$) có tác động khác

nhau lên phương sai có điều kiện. Tin tốt tác động lên phương sai bởi hệ số α_i , trong khi tin xấu tác động bởi hệ số $(\alpha_i + \gamma_i)$. Nếu $\gamma_i \neq 0$ thì tin tức tác động lên độ biến thiên là bất đối xứng. Cụ thể hơn, nếu $\gamma_i > 0$ thì chứng tỏ tồn tại hiệu ứng đòn cân và tin xấu tác động lên độ biến thiên mạnh hơn tin tốt.

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1 Dữ liệu trong phân tích và thống kê mô tả

Dữ liệu sử dụng để phân tích là các chỉ số tổng hợp VNIndex và HaSTC-Index lần lượt tại hai thị trường Hồ Chí Minh và Hà Nội. Nghiên cứu còn kiểm định cho cổ phiếu đại diện cho hai thị trường là STB (Ngân hàng thương mại cổ phần Sài Gòn Thương Tín) đại diện cho HOSE và ACB (Ngân hàng Á Châu) đại diện cho HASTC. Lý do chọn hai cổ phiếu này làm đại diện cho các thị trường là vì đây là hai cổ phiếu chiếm lượng vốn khá lớn so với các cổ phiếu khác và toàn thị trường. Ngoài ra hai cổ phiếu này đều thuộc ngành ngân hàng nên các so sánh đánh giá sẽ có độ tin cậy cao hơn, vì chúng sẽ cùng chịu tác động như nhau dưới các tác động của tình hình kinh tế vĩ mô cũng như các chính sách của nhà nước.

Suất sinh lợi được tính theo công thức:

$$SSL (RR : Rate of return) = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

trong đó, P_t là chỉ số tại thời điểm t .

Dữ liệu được thu thập thông qua website của Sở giao dịch chứng khoán TP. HCM và Trung tâm giao dịch chứng khoán Hà Nội.

Một số kết quả thống kê mô tả của dữ liệu được trình bày trong bảng sau:

Bảng 3.1. Thống kê mô tả của SSL

	VNIndex	HASTC-Index	STB	ACB
Mean	-0.00289	-0.002885	-0.00214	-0.00189
Median	-0.00328	-0.004333	-0.00687	-0.00355
Maximum	0.04752	0.10074	0.05	0.0997
Minimum	-0.04688	-0.120692	-0.05	-0.13989
Skewness	0.09655	0.039981	0.239504	0.16032
Kurtosis	2.85128	4.972634	2.240307	3.98518

Từ các kết quả trên, ta thấy giá trị trung bình của SSL trong tất cả các trường hợp là âm. Điều này là hợp lý vì thời kì nghiên cứu là thời kì suy giảm mạnh của thị trường chứng khoán Việt Nam. Giá trị lớn nhất và nhỏ nhất của các chỉ số tại HASTC có tồn tại giá trị vượt quá biên độ cho phép. Với chỉ số HASTC-Index, do cách tính chỉ số này nên sự thay đổi có thể vượt quá giới hạn cho phép tại HASTC là 10%. Còn với cổ phiếu ACB, giá trị nhỏ nhất - 0.14, vượt quá giới hạn 10%, là mẫu của SSL vào ngày 2/1/2008, là ngày giao dịch không hưởng quyền mua trái phiếu chuyển đổi. Biên độ giao dịch tối đa cho phép vào ngày này là 30%. Skewness của tất cả các trường hợp đều dương chứng tỏ các phân bố này là bất đối xứng và có 'đuôi phải dài' (long right tail). Kurtosis tại HASTC lớn hơn 3 chứng tỏ phân bố của dữ liệu 'nhọn' (peak) hơn so với phân bố chuẩn, trong khi tại HOSE, kurtosis nhỏ hơn 3 chứng tỏ phân bố là 'phẳng' (flat) hơn so với phân bố chuẩn.

3.2 Kiểm định GARCH tại 2 thị trường

Dùng các hàm tự tương quan của SSL và kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) để kiểm tra tự tương quan và tính dừng cho các

chuỗi dữ liệu, kết quả cho thấy đây là những chuỗi dừng. Ngoài ra, các hàm tự tương quan ACF và tự tương quan từng phần PACF của bình phương suất sinh lợi chỉ ra tồn tại tự tương quan mạnh ở các chuỗi này, nghĩa là đây là chuỗi phụ thuộc, một dấu hiệu cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng GARCH.

Ta dùng qui tắc Box-Jenkin [4] để xác định bậc trong mô hình mô tả SSL và sử dụng mô hình GARCH (1,1) mô tả độ biến thiên. Lý do chọn mô hình này là GARCH (1,1) là mô hình đơn giản và thường dùng nhất. Các trường hợp mô hình GARCH (p,q) với các hệ số p,q lớn hơn thường chỉ được dùng trong các chuỗi dữ liệu dài (ví dụ như dữ liệu ngày của 1 thập kỉ hay dữ liệu giờ của vài năm) [3].

Lần lượt ước lượng mô hình GARCH(1,1) với công thức mô tả SSL có dạng ARMA(p,q), trong đó p,q được xác định theo qui tắc Box-Jenkin[4]; từ đó lựa chọn mô hình tốt nhất để tất cả các hệ số có ý nghĩa và khử được hiệu ứng GARCH.

Sau nhiều lần thử, ta thu được mô hình tốt nhất là mô hình GARCH (1,1) với công thức trung bình chi bao gồm thành phần MA(1). Các kết quả cụ thể như bảng 3.2.

Khi vẽ đồ thị của độ biến thiên của hai thị trường, ta còn thấy rằng độ biến thiên tại thị trường Hà Nội lớn hơn tại TP. HCM. Điều này là phù hợp với kì vọng, khi biên độ dao động giá cho phép tại HASTC luôn lớn hơn HOSE trong thời kì nghiên cứu.

Bảng 3.2. Kết quả ước lượng GARCH¹

$$\mu_t = c_1 + \theta r_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = c_2 + \alpha r_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

	VNIndex	HASTC-Index	STB	ACB
Mean Equation				
c_1	-0.001858 (0.000918)**	-0.000866 (0.001298)	-0.003033 (0.001327)**	-0.002200 (0.001377)*
θ	0.364957 (0.049727)***	0.241247 (0.053772)***	0.258919 (0.049426)***	0.355748 (0.048341)***
Variance Equation				
c_2	1.49×10^{-5} (9.16×10^{-6})*	4.95×10^{-5} (1.07×10^{-5})***	5.02×10^{-5} (3.02×10^{-5})*	7.28×10^{-5} (1.75×10^{-5})***
α	0.214736 (0.059727)***	0.386626 (0.074515)***	0.210441 (0.063069)***	0.410179 (0.081713)***
β	0.754223 (0.064733)***	0.612161 (0.047856)***	0.723844 (0.075577)***	0.587324 (0.058517)***

3.3 Ảnh hưởng của thu hẹp giới hạn giá

TTCK Việt Nam giai đoạn từ cuối năm 2007 chứng kiến sự suy giảm mạnh. Vì vậy, bắt đầu từ tháng 3/2008, Ủy ban Chứng khoán Nhà nước đã nhiều lần điều chỉnh biên độ dao động giá cho phép. Phần này sẽ kiểm chứng tác động của biện pháp thu hẹp biên độ dao động giá lên độ biến thiên. Ta sẽ ước lượng mô hình GARCH như trên, bổ sung thêm biến biên độ dao động giá cho phép. Biến giả D đại diện cho thời kì áp dụng thu hẹp biên độ giá, nhận các giá trị 1 trong thời kì thu hẹp biên độ giá, và 0 trong thời kì không áp dụng biện pháp này. Cụ thể hơn, biến D sẽ nhận giá trị 1 trong các thời kì áp dụng biên độ giá 1%, 2% và 3% tại HOSE và 2%, 3%, 4% và 7% tại HASTC.

Kết quả ước lượng như bảng 3.3.

Từ kết quả ước lượng trên, ta thấy rằng thu hẹp biên độ dao động giá cho phép làm giảm độ biến thiên SSL đúng như kỳ vọng, nhưng mức ý nghĩa thì khác nhau tại hai thị trường.

Tại HOSE, hệ số này không có ý nghĩa thống kê trong khi tại HASTC lại có ý nghĩa.

Bảng 3.3. Ước lượng GARCH với biến giới hạn giá

$$r_t = c_1 + \theta r_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = c_2 + \alpha r_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + dD$$

	VNIndex	HASTC-Index	STB	ACB
Mean Equation				
c_1	-0.002041 (0.000938)**	-0.001336 (0.001303)	-0.003713 (0.001332)***	-0.002334 (0.001367)*
θ	0.372439 (0.050831)***	0.247650 (0.053346)***	0.265331 (0.052688)***	0.351592 (0.049278)***
Variance Equation				
c_2	2.21×10^{-5} (1.26×10^{-5})*	6.28×10^{-5} (1.21×10^{-5})***	8.58×10^{-5} (4.64×10^{-5})*	9.26×10^{-5} (2.15×10^{-5})***
α	0.218960 (0.065197)***	0.374799 (0.072956)***	0.243796 (0.079720)***	0.392012 (0.086831)***
β	0.737553 (0.074118)***	0.618630 (0.049228)***	0.661402 (0.101184)***	0.590141 (0.063501)***
d	-1.38×10^{-5} (1.11×10^{-5})	-2.96×10^{-5} (1.2×10^{-5})**	-5.72×10^{-5} (3.78×10^{-5})	-5.39×10^{-5} (2.11×10^{-5})**

Như vậy, ta thấy rằng tác động của giới hạn giá lên độ biến thiên tại HOSE tuân theo giả thiết information hypothesis. Giới hạn giá chỉ kéo dài số ngày giao dịch cần thiết để thị trường về trạng thái cân bằng, và không ảnh hưởng đến độ biến thiên SSL. Cụ thể hơn, tại HOSE, giới hạn giá ngăn cản cổ phiếu đạt đến giá cân bằng ngay trong ngày giao dịch. Khi giá cân bằng nằm ở ngoài phạm vi giới hạn giá, giá sẽ thay đổi đến giá trị giới hạn trong phiên giao dịch đó. Trong các phiên giao dịch tiếp theo, giá cổ phiếu sẽ tiếp tục thay đổi theo hướng cũ để đến giá trị cân bằng. Như vậy, tại HOSE, giới hạn giá sẽ kéo dài số ngày giao dịch cần thiết để thị trường đạt đến trạng thái cân bằng và không làm thay đổi độ biến thiên. Ngược lại, tác động của giới hạn giá lên độ biến thiên tại HASTC lại tuân theo giả thiết overreaction hypothesis, nghĩa là giới hạn giá có tác dụng giảm độ biến thiên. Nhờ vào giới

¹ Các kí hiệu *, **, *** lần lượt đại diện cho các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

hạn giá, nhà đầu tư có thời gian ‘bình tĩnh’ để định giá lại cổ phiếu, từ đó làm giảm sự ‘hoảng loạn’ của thị trường. Như vậy, giới hạn giá có tác dụng trấn an thị trường tại HASTC.

3.4 Ảnh hưởng của khối lượng giao dịch

Phần này sẽ xem xét tác động của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên. Ta sẽ đưa thêm biến khối lượng giao dịch vào mô hình GARCH đã trình bày ở trên. Kết quả ước lượng như sau:

Bảng 3.4. Ước lượng GARCH với biến khối lượng giao dịch

$$\mu_t = c_1 + \theta v_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^k \beta_j \sigma_{t-j}^2 + vV_{t-1}$$

	VNIndex	HASTC-Index	STB	ACB
Mean Equation				
c_1	-0.001878 (0.000921)**	-0.001072 (0.001306)**	-0.003958 (0.001403)**	-0.001644 (0.001297)
θ	0.362054 (0.049654)**	0.249945 (0.053249)**	0.287759 (0.047898)**	0.350807 (0.048434)**
Variance Equation				
c_2	1.51×10^{-5} (9.29×10^{-6})'	4.88×10^{-5} (1.28×10^{-5})**	2.64×10^{-5} (1.94×10^{-5})	4.47×10^{-5} (1.27×10^{-5})**
α	0.216576 (0.059635)**	0.379711 (0.073712)**	0.105350 (0.045371)**	0.419732 (0.078978)**
β	0.752018 (0.064919)**	0.618261 (0.049964)**	0.855233 (0.058188)**	0.617021 (0.055759)**
v	-1.05×10^{-5} (5.37×10^{-5})	6.54×10^{-5} (6.12×10^{-5})	1.05×10^{-4} (5.56×10^{-5})'	1.22×10^{-4} (1.82×10^{-5})**

Hệ số của biến khối lượng giao dịch không có ý nghĩa thống kê đối với các chỉ số tổng hợp thị trường là VNIndex và HASTC-Index, nhưng lại có ý nghĩa thống kê đối với cổ phiếu cụ thể là STB. Tuy nhiên điều cần lưu ý trong trường hợp này là $\alpha + \beta$ của cổ phiếu ACB là 1.02, lớn hơn 1. Điều này có thể làm cho ước lượng không ổn định. Như vậy, mô hình ARMA(0,1)-GARCH(1,1) với biến khối lượng

giao dịch là không phù hợp trong trường hợp cổ phiếu ACB.

Qua đó, ta thấy rằng đối với các chỉ số tổng hợp thị trường là VNIndex và HASTC-Index tại hai thị trường niêm yết chứng khoán tại Việt Nam, không đủ cơ sở thống kê để khẳng định biến khối lượng giao dịch có ý nghĩa giải thích độ biến thiên SSL, nghĩa là không tuân theo giả thiết MDH. Tuy nhiên, nếu xét với cổ phiếu cụ thể đại diện cho các thị trường, chính xác hơn là cổ phiếu STB và ACB thì kết quả lại khác. Với các cổ phiếu này, kết quả kiểm định với cổ phiếu STB cho thấy tuân theo giả thiết MDH, nghĩa là khối lượng giao dịch là một biến có ý nghĩa giải thích độ biến thiên SSL, trong khi ước lượng mô hình GARCH trong trường hợp này cho cổ phiếu ACB là không ổn định và mô hình là không phù hợp. Hiện tượng có sự khác biệt trong tác động của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên giữa các chỉ số tổng hợp (VNIndex và HASTC-Index) và cổ phiếu cụ thể (STB) có thể giải thích là do các chỉ số tổng hợp phản ánh không thực sự chính xác với luồng thông tin. Một thông tin cụ thể có thể tác động đến ngành này nhưng không ảnh hưởng đến ngành khác, hoặc là tin tốt với ngành này nhưng là tin xấu đối với ngành khác. Vì vậy, nếu xét chung toàn thị trường, thông tin, đại diện bằng khối lượng giao dịch, không có ý nghĩa giải thích độ biến thiên SSL. Còn với cổ phiếu cụ thể, kết quả dường như hỗ trợ giả thiết MDH, nghĩa là khối lượng giao dịch có ý nghĩa giải thích độ biến thiên SSL. Như vậy, tại thị trường chứng khoán Việt Nam, phương pháp phân tích kỹ

thuật có thể áp dụng được với cổ phiếu riêng lẻ, thay vì với toàn thị trường.

3.5 Kiểm định hiệu ứng đòn cân

Phần này sẽ sử dụng mô hình TGARCH để ước lượng cho các chuỗi dữ liệu, từ đó giúp kiểm định sự tồn tại của hiệu ứng đòn cân. Kết quả ước lượng như sau:

Bảng 3.5. Ước lượng mô hình TGARCH

$$r_t = c_1 + \theta a_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = c_2 + \alpha a_{t-1}^2 + \gamma N_{t-1} a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$N_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{if } a_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{if } a_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

	VNIndex	HASTC-Index	STB	ACB
Mean Equation				
c_1	-0.002813 (0.000988)***	-0.002392 (0.001312)'	-0.004437 (0.001424)***	-0.003354 (0.001482)**
θ	0.375212 (0.049295)***	0.243408 (0.054832)***	0.262208 (0.049564)***	0.342216 (0.048408)***
Variance Equation				
c_2	1.78×10^{-5} (9.82×10^{-6})'	5.34×10^{-5} (1.35×10^{-5})***	5.26×10^{-5} (2.94×10^{-5})'	7.49×10^{-5} (1.80×10^{-5})***
α	0.125711 (0.047910)***	0.201394 (0.055708)***	0.166517 (0.064629)***	0.304593 (0.085463)***
γ	0.187571 (0.082954)**	0.416367 (0.122890)***	0.192556 (0.109828)'	0.264229 (0.130557)**
β	0.745266 (0.068042)***	0.594721 (0.052116)***	0.689031 (0.075975)***	0.573339 (0.058656)***

Hệ số của biến $N_{t-1} \cdot \alpha_{t-1}^2$ dương và có ý nghĩa thống kê (ở mức 5%) với tất cả các chỉ số chứng tỏ tồn tại hiệu ứng đòn cân (leverage) tại cả hai thị trường niêm yết chứng khoán tại Việt Nam. Như vậy, TTCK Việt Nam tồn tại hiện tượng tin xấu và tin tốt tác động khác nhau lên độ biến thiên. Hệ số của biến $N_{t-1} \cdot \alpha_{t-1}^2$ dương chứng tỏ tin xấu tác động lên độ biến thiên mạnh hơn tin tốt. Điều này là phù hợp với đa số các nghiên cứu trước đây cho các thị trường mới nổi ở các nước đang phát triển.

4.KẾT LUẬN

Rủi ro là một yếu tố quan trọng cần xem xét trong các quyết định đầu tư chứng khoán. Một đại lượng có thể dùng để đánh giá rủi ro là độ biến thiên, được đo bằng phương sai có điều kiện của chuỗi SSL. Nghiên cứu này đã thực hiện việc sử dụng mô hình GARCH để đánh giá độ biến thiên và một số tính chất quan trọng có liên quan tại hai thị trường niêm yết chứng khoán ở Việt Nam.

Các kết quả phân tích cho thấy độ biến thiên tại TTCK Việt Nam phụ thuộc vào cả độ biến thiên và thành phần lỗi đại diện cho sự tăng giảm ngoài kì vọng của nhà đầu tư, trong giai đoạn trước đó. Nghĩa là sự tăng giảm SSL ngoài kì vọng của nhà đầu tư cùng với độ biến thiên trong thời gian giao dịch trước đó cùng góp phần chi phối hành vi và quyết định đầu tư trên thị trường. Điều này là phù hợp với nghiên cứu trước đây tại TTCK Việt Nam thời kì đầu (thời kì 2000-3003), được trình bày trong [7]. Ngoài ra, một kết luận mới trong nghiên cứu này là độ biến thiên tại HASTC lớn hơn tại HOSE. Điều này hợp lý với hầu hết suy nghĩ của nhà đầu tư tại Việt Nam, khi biên độ dao động cho phép tại HASTC luôn luôn lớn hơn HOSE.

Kiểm định tác động của giới hạn giá lên độ biến thiên cho thấy HOSE tuân theo giả thiết information hypothesis, nghĩa là giới hạn giá chỉ làm kéo dài số ngày giao dịch cần thiết để giá đạt trạng thái cân bằng mà không ảnh hưởng đến độ biến thiên. Còn mối quan hệ này tại HASTC tuân theo giả thiết overreaction hypothesis, nghĩa là giới hạn giá có tác dụng

làm giảm độ biến thiên, giúp trấn an thị trường. Kết quả này trái ngược với nhận xét “TTCKVN nhạy cảm với những chuyển động của cơ quan điều phối là TTGD và UBCKNN. Tác nhân mạnh nhất là biên độ dao động giá” trong nghiên cứu trước đây tại HOSE thời kì đầu [7]. Đây có thể xem là sự thay đổi trong hành vi của nhà đầu tư tại HOSE khi đón nhận các thay đổi về giới hạn giá cho phép.

Nghiên cứu còn kiểm định tác động của một biến khác lên độ biến thiên SSL là khối lượng giao dịch. Kết quả cho thấy đối với các chỉ số tổng hợp chung toàn thị trường là VNIndex và HASTC-Index thì khối lượng giao dịch không có ý nghĩa thống kê giải thích độ biến thiên của SSL. Nhưng xét cho các cổ phiếu cụ thể là STB đại diện cho HOSE thì khối lượng giao dịch lại có thể là biến góp phần giải thích độ biến thiên. Sự khác nhau này có thể giải thích là do khối lượng giao dịch được xem là biến đại diện cho luồng thông tin, mà luồng thông tin tác động lên mỗi cổ phiếu khác nhau, nên chỉ số tổng hợp có thể phản ánh không chính xác ảnh hưởng của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên. Đây chính là điểm mới trong nghiên cứu này do nghiên cứu trước đây tại thị trường chứng khoán Việt Nam [7] chưa xem xét đến vấn đề này. Kiểm chứng mô hình GARCH với biến khối lượng giao dịch cũng chỉ ra mặt hạn chế của mô hình này. Đó là ước lượng không ổn định khi kiểm chứng với

cổ phiếu ACB. Trong thực tiễn, khối lượng giao dịch có ý nghĩa quan trọng trong dự báo và quyết định xu hướng tiếp theo của thị trường, nhưng mô hình GARCH đã không cho được ước lượng ổn định khi đưa biến này vào (với cổ phiếu ACB); làm cho ta không thể đưa ra nhận xét về tác động của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên đối với cổ phiếu ACB. Vì vậy, để có nhận xét chính xác hơn về tác động của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên, cần có thêm các kiểm định với nhiều cổ phiếu, và thuộc nhiều ngành nghề kinh doanh khác nhau. Hoặc có thể sử dụng các công cụ khác hiệu quả hơn để đánh giá ảnh hưởng của khối lượng giao dịch lên độ biến thiên.

Nghiên cứu còn sử dụng mô hình TGARCH để kiểm định hiện tượng đòn cân, nghĩa là hiện tượng tin tốt và tin xấu có tác động khác nhau lên độ biến thiên. Kết quả kiểm định cho thấy hiện tượng này có tồn tại ở TTCK Việt Nam, và tin xấu có tác động mạnh hơn tin tốt. Đây cũng là điểm mới trong nghiên cứu này.

Tóm lại, nghiên cứu đã cho ta cái nhìn tổng quan về độ biến thiên và những vấn đề liên quan tại TTCK Việt Nam. Mặc dù vẫn tồn tại một số thiếu sót như đã nêu ra ở trên, tuy nhiên, thông qua độ biến thiên, nghiên cứu giúp nhà đầu tư định lượng được độ rủi ro, một căn cứ quan trọng ảnh hưởng đến các quyết định đầu tư.

TESTING THE GARCH MODEL IN THE VIETNAMESE STOCK MARKET

Nguyen Thu Hien, Le Dinh Nghi

University of Technology, VNU-HCM

ABSTRACT: An important factor of interest of investors on stock markets is investment risk. Risk can undergo a quantitative process through volatility, be measured by conditional variance of stock returns. GARCH is an effective and popularly used model for volatility effect on stock returns. This study tests the GARCH model and analyzes other aspects of volatility on stock returns on the two stock markets of Vietnam. In addition, the study provides evidence of the existence of GARCH effect on Vietnamese stock markets. Besides, the study also assesses price margin policy, trading volume and leverage effects on volatility of stock returns.

Keywords: stock return, volatility, GARCH model.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Bollerslev, Tim., *Generalized, Autoregressive conditional heteroskedasticity*, Journal of Econometrics 31. North-Holland, (1986).
- [2]. Engle, Robert F. *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*. *Econometrica*, Vol. 50, No. 4 (Jul., 1982). pp. 987-1007.
- [3]. Engle, Robert. *GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics*, Journal of Economic Perspectives—Volume 15, Number 4. Fall, 157–168, (2001).
- [4]. Gujarati, Damodar N. *Basic Econometrics*. Singapore: McGraw-Hill, (2004).
- [5]. Kate Phylaktis, Manolis Kavussanos, and Gikas Manalis, *Price limits and stock market volatility in the Athens Stock Exchange*. *European Financial Management*, Vol. 5, No. 1, 69–84, (1999).
- [6]. Ruey S, Tsay. *Analysis of Financial Time Series*. Second edition, John Wiley & Sons, (2005).
- [7]. Vương Quân Hoàng, *Hiệu ứng GARCH trên dãy lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam 2000-2003*, Tạp chí ứng dụng toán học tập II, số 1, (2004).