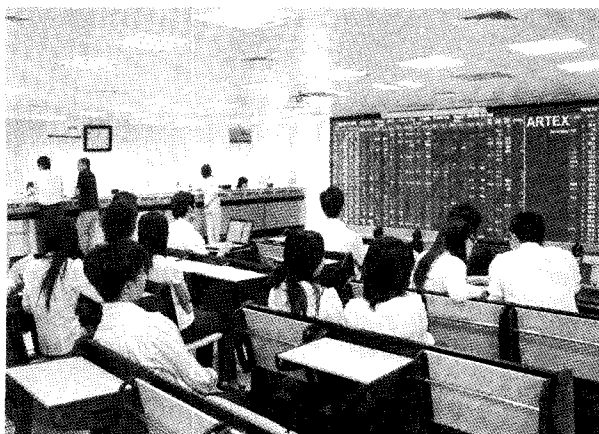


# HIỆU ỨNG “DAY-OF-THE-WEEK” VÀ KẾT QUẢ PHÂN TÍCH TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Nguyễn Trung Chính

## Đặt vấn đề.

Thị trường chứng khoán Việt Nam là một thị trường non trẻ, ra đời theo Quyết định số 127/28/NĐ-CP của Chính phủ ngày 11/07/1998 với việc đi vào hoạt động của Trung tâm giao dịch Chứng khoán Tp. HCM (nay là Sở giao dịch chứng khoán Tp. HCM) ngày 20/07/2000 và thực hiện phiên giao dịch đầu tiên vào ngày 28/07/2000. Tiếp theo đó ngày 8/3/2005, Trung tâm giao dịch Chứng khoán Hà Nội chính thức khai trương với việc đi vào hoạt động của Sàn giao dịch Chứng khoán thứ cấp vào ngày 14/7/2005<sup>1</sup>. Cho đến nay, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trải qua gần 9 năm hoạt động với không ít thăng trầm. Cùng với những biến động của thị trường, các nhà đầu tư luôn mong muốn tìm các cơ hội nhằm tối đa hóa lợi nhuận và tối thiểu hóa rủi ro, vì vậy việc phân tích những động thái của thị trường một cách sâu sắc đang ngày càng thu hút được sự quan tâm của các nhà nghiên cứu. Một trong những vấn đề đặt ra khi nghiên cứu sự biến động của thị trường là liệu thị trường có bị ảnh hưởng bởi



hiệu ứng “*day-of-the-week*” (còn được gọi là hiệu ứng “*ngày trong tuần*”) hay không? Trả lời cho câu hỏi trên sẽ góp phần giúp các nhà đầu tư có thêm thông tin nhằm nâng cao lợi nhuận cũng như quản lý rủi ro, đồng thời cũng giúp các chuyên gia phân tích có thể đưa ra những nhận định chính xác hơn về thị trường. Với ý nghĩa đó, bài viết dưới đây phân tích những vấn đề về hiệu ứng “*day-of-the-week*” dựa trên việc sử dụng biến giả kết hợp với mô hình GARCH<sup>2</sup>, từ đó đưa ra những đánh giá khách quan về thị trường chứng khoán Việt Nam.

<sup>1</sup> Website của Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội: [www.hnx.vn](http://www.hnx.vn) và website của Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh: [www.hsx.vn](http://www.hsx.vn)

<sup>2</sup> Lớp mô hình GARCH được Bollerslev (1986) tổng quát hóa từ mô hình ARCH do Engle (1982) đề xuất đã giúp Engle cùng với Granger nhận được giải Nobel Kinh tế năm 2003.

**1. Khái niệm hiệu ứng “day-of-the-week” trên thị trường chứng khoán.**

Hiệu ứng “*day-of-the-week*” (hay “*weekend effect*”) trên thị trường chứng khoán là một giả thuyết cho rằng lợi suất của các cổ phiếu thường có xu hướng cao hơn (hoặc thấp hơn) một cách bất thường vào một hoặc một vài ngày nào đó trong tuần và đồng thời có khuynh hướng biến động thấp hơn (rủi ro thấp hơn) hoặc mạnh hơn (rủi ro cao hơn) trong một số ngày nhất định.

Theo French<sup>3</sup> - Nhà Kinh tế học người Mỹ - nhận định khi phân tích thị trường chứng khoán Mỹ trên chỉ số S&P 500<sup>4</sup> thì lợi suất của các cổ phiếu thường thấp hơn vào ngày thứ Hai. Mặt khác, nhiều nghiên cứu trên thị trường chứng khoán các nước cho rằng, lợi suất kỳ vọng của các cổ phiếu thường tăng đột biến vào ngày thứ Hai so với các ngày khác sau khoảng thời gian gián đoạn giao dịch vào cuối mỗi tuần, đồng thời cũng biến động mạnh hơn gây ra rủi ro cao hơn cho các nhà đầu tư. Xa hơn, giả thuyết trên cũng được xem xét cho các ngày khác nhau trong tuần khi nghiên cứu trên thị trường chứng khoán của nhiều nước.

Như vậy, việc xem xét sự ảnh hưởng của hiệu ứng “*day-of-the-week*” trên thị trường sẽ cho biết các nhà đầu tư có thể kiếm được lợi suất bất thường vào một ngày nào đó trong tuần hay không, thông qua việc phân tích lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu tại các ngày khác nhau trong tuần, đồng thời cũng cho phép đánh giá mức độ rủi ro của những người tham gia thị trường dựa trên việc nghiên cứu

sự biến động phương sai của lợi suất ở những ngày tương ứng.

**2. Cơ sở lý thuyết và mô hình phân tích hiệu ứng “day-of-the-week”**

Khi nghiên cứu ảnh hưởng của hiệu ứng “*day-of-the-week*” lên lợi suất trung bình, French đã đề xuất mô hình trong đó có sử dụng biến giả có dạng:

$$r_t = \beta_1.D_{1t} + \beta_2.D_{2t} + \beta_3.D_{3t} + \beta_4.D_{4t} + \beta_5.D_{5t} + u_t \quad (1)$$

Trong đó:

$r_t$  là lợi suất thị trường (lợi suất cổ phiếu) tại thời điểm  $t$  được cho bởi công thức:

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

Trong đó  $P_t$ ,  $P_{t-1}$  lần lượt là chỉ số của thị trường (giá chứng khoán) tại các thời điểm  $t$  và  $t-1$ .

$D_{1t}$ ;  $D_{2t}$ ;  $D_{3t}$ ;  $D_{4t}$ ;  $D_{5t}$  tương ứng là biến giả cho các ngày thứ 2, thứ 3, thứ 4, thứ 5, thứ 6.

$D_{1t} = 1$  nếu thời điểm  $t$  tương ứng là ngày thứ 2 và  $D_{1t} = 0$  trong trường hợp còn lại.

$D_{2t} = 1$  nếu thời điểm  $t$  tương ứng là ngày thứ 3 và  $D_{2t} = 0$  trong trường hợp còn lại.

$D_{3t} = 1$  nếu thời điểm  $t$  tương ứng là ngày thứ 4 và  $D_{3t} = 0$  trong trường hợp còn lại.

$D_{4t} = 1$  nếu thời điểm  $t$  tương ứng là ngày thứ 5 và  $D_{4t} = 0$  trong trường hợp còn lại.

$D_{5t} = 1$  nếu thời điểm  $t$  tương ứng là ngày thứ 6 và  $D_{5t} = 0$  trong trường hợp còn lại.

$u_t$ : là yếu tố ngẫu nhiên thỏa mãn  $u_t \sim iid$  và có phân phối chuẩn (khi đó yếu tố ngẫu nhiên  $\{u_t\}_{t=1,2,\dots}$  là độc lập và phân phối chuẩn với cùng kỳ vọng và phương sai:  $u_t \sim NID(0, \sigma^2)$  (normally and independently distributed)).

Trong mô hình trên các biến  $D_{1t}$ ;  $D_{2t}$ ;  $D_{3t}$ ;  $D_{4t}$ ;  $D_{5t}$  lần lượt phản ánh sự ảnh hưởng của các ngày thứ 2, thứ 3, thứ 4, thứ 5, và thứ 6

<sup>3</sup> French, K. R. (1980), “Stock Returns and The Weekend Effect.” *Journal of Financial Economics*, p.55-p69.

<sup>4</sup> Là chỉ số bao gồm 500 loại cổ phiếu được lựa chọn từ 500 công ty có mức vốn hóa thị trường lớn nhất nước Mỹ.

đến lợi suất trung bình của thị trường, đồng thời mức độ ảnh hưởng của các ngày đó đến lợi suất trung bình thể hiện ở các hệ số  $\beta_i$  tương ứng với các biến  $D_i$ ,  $i = \overline{1,5}$ . Nếu  $\beta_i$  âm sẽ cho thấy lợi suất trung bình giảm và  $\beta_i$  dương sẽ cho thấy lợi suất trung bình tăng trong các ngày tương ứng. Nếu  $\beta_i = 0$  sẽ cho thấy lợi suất trung bình không bị ảnh hưởng trong những ngày tương ứng.

Khi đề xuất mô hình trên, French muốn phân tích ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đến lợi suất thị trường chứng khoán Mỹ trên chỉ số S&P 500. Mô hình trên tiếp tục được Jaffe và Westerfield<sup>5</sup> sử dụng khi nghiên cứu trên chỉ số chứng khoán của 5 nước: Nhật Bản, Canada, Australia, Anh, Mỹ (S&P 500). Tuy nhiên, mô hình trên mới cho phép phân tích ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đến lợi suất về mặt trung bình. Do vậy, dựa trên ý tưởng đó, Choudhry<sup>6</sup> đã sử dụng mô hình GARCH(1,1) – lớp mô hình GARCH được Bollerslev<sup>7</sup> tổng quát hóa từ mô hình ARCH đề xuất bởi Engle<sup>8</sup> – kết hợp biến giả khi xem xét ảnh hưởng của hiệu ứng trên đến lợi suất thị trường về cả mặt trung bình và sự biến động của phương sai, trong đó mô hình GARCH (1,1) được biến đổi có dạng:

$$r_t = \beta_1.D_{1t} + \beta_2.D_{2t} + \beta_3.D_{3t} + \beta_4.D_{4t} + \beta_5.D_{5t} + u_t \quad (1)$$

Trong đó

$$u_t = \sqrt{h_t}.v_t \text{ với } v_t \sim \text{i.i.d}(0,1) \quad (2)$$

Và

$$h_t = \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \gamma_5 D_5 + \delta_1 h_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3)$$

Như vậy, trong mô hình trên, sự ảnh hưởng của các ngày trong tuần từ thứ 2 đến thứ 6 lần lượt được đại diện bởi các biến  $D_1$ ;  $D_2$ ;  $D_3$ ;  $D_4$ ;  $D_5$  và mức độ ảnh hưởng của chúng đến lợi suất trung bình thông qua các hệ số  $\beta_i$  ( $i = \overline{1,5}$ ) tương ứng giống như mô hình được French đề xuất ở trên. Đồng thời mô hình cũng cho thấy ảnh hưởng của các ngày trong tuần đến sự biến động lợi suất thông qua sự tác động của các biến  $D_i$  ( $i = \overline{1,5}$ ) đến phương sai  $h_t$  của lợi suất  $r_t$  thể hiện bởi các tham số  $\gamma_i$  ( $i = \overline{1,5}$ ) tương ứng (ở đây cần chú ý rằng:  $\text{Var}(r_t | F_t) = \text{Var}(u_t | F_t) = E(u_t^2 | F_t) = h_t$  với  $\{F_t\}_{t=1,2,\dots}$  là một trường  $\sigma$ - đại số phản ánh tập thông tin trong quá khứ). Trong đó, nếu  $\gamma_i$  âm sẽ cho thấy lợi suất trung bình giảm và  $\gamma_i$  dương sẽ cho thấy lợi suất trung bình tăng trong các ngày tương ứng. Nếu  $\gamma_i = 0$  sẽ cho thấy lợi suất trung bình không bị ảnh hưởng trong những ngày tương ứng. Mô hình trên được Choudhry sử dụng để kiểm định trên thị trường chứng khoán của 7 nước là Ấn Độ, Hàn Quốc, Đài Loan, Indonesia, Malaysia, Philippines và Thái Lan (giai đoạn 1/1990 – 6/1995).

Sau đó, Kiymaz và Berument<sup>9</sup> khi phân tích thị trường chứng khoán Mỹ đã cải tiến mô hình trên để xem xét ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đến lợi suất của trên

<sup>5</sup> Jaffe, J., and R. Westerfield (1985), “The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence.” *Journal of Finance* 40: p.433-p.454.

<sup>6</sup> Choudhry, Taufiq (2000), “Day of the Week Effect in Emerging Asian Stock Markets: Evidence from the GARCH Model”, *Applied Financial Economics* 10: p.235-p.242.

<sup>7</sup> Bollerslev, T (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.” *Journal of Econometrics* 31: p.307-p.327.

<sup>8</sup> Engle, R. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.” *Econometrica* 50: p.987-p.1007.

<sup>9</sup> Berument, Hakan and Halil Kiymaz (2001), “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility”, *Journal of Economics and Finance* 25 (2), p.181-p.193.

chỉ số S&P 500 (giai đoạn 1/1993 – 10/1997) bằng cách đưa thêm yếu tố trễ một thời kì của lợi suất vào phương trình (5). Khi đó mô hình được sử dụng là một dạng biến đổi của mô hình AR (1) – GARCH (1,1):

$$r_t = \beta_1 \cdot D_{1t} + \beta_2 \cdot D_{2t} + \beta_3 \cdot D_{3t} + \beta_4 \cdot D_{4t} + \beta_5 \cdot D_{5t} + \zeta r_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Trong đó

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \text{ với } v_t \sim \text{i.i.d}(0,1) \quad (2')$$

$$h_t = \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \gamma_5 D_5 + \delta_1 h_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (3')$$

Mô hình này lại tiếp tục được Berument và Kiyamaz<sup>10</sup> sử dụng khi phân tích ảnh hưởng của hiệu ứng này đồng thời trên chỉ số chứng khoán của 5 nước là Mỹ, Canada, Anh, Đức, Nhật Bản (giai đoạn 1/1988 – 6/2002).

Các mô hình trên cũng được sử dụng trên thị trường chứng khoán của nhiều nước với những điều chỉnh để phù hợp theo từng điều kiện cụ thể của mỗi thị trường. Ở thị trường chứng khoán Việt Nam, khi xem xét hiệu ứng “day-of-the-week” trên lợi suất thị trường tính bởi chỉ số VNINDEX trong giai đoạn từ 28/7/2000 đến 31/12/2004, tác giả Trương Đồng Lộc<sup>11</sup> ngoài việc sử dụng trực tiếp các mô hình của French và Choudhry cũng đưa ra một dạng biến đổi của chúng khi xem xét cả ảnh hưởng của chỉ số giá thế giới đến lợi suất thị trường, mô hình này có dạng:

$$r_t = \beta_1 \cdot D_{1t} + \beta_2 \cdot D_{2t} + \beta_3 \cdot D_{3t} + \beta_4 \cdot D_{4t} + \beta_5 \cdot D_{5t} + \sum_{i=1}^5 D_{it} \cdot RM_{it} + u_t \quad (5)$$

<sup>10</sup> Kiyamaz, Halil and Hakan Berument (2003), “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility and Volume: International Evidence”, *Review of Financial Economics* 12: p.363-p.380.

<sup>11</sup> Trương Đồng Lộc (2006), “Equitisation and Stock-Market Development: The Case of Vietnam”, University of Groningen, PhD thesis, ISBN 90-367-2668-9.

Trong đó:

$R_t$  là lợi suất thị trường tính từ chỉ số VNINDEX.

$RM_{it}$  là lợi suất của chỉ số giá thế giới (return on World Price Index)

$U_t$  là yếu tố ngẫu nhiên thỏa mãn

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \text{ với } v_t \sim \text{i.i.d}(0,1) \quad (2')$$

Và

$$h_t = k + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \delta_1 h_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (6)$$

Nghiên cứu cho thấy lợi suất trung bình của thị trường chứng khoán Tp. HCM (HOSE) giảm vào ngày thứ 3 và ngày thứ 5 nhưng không thấy ảnh hưởng của hiệu ứng đến sự biến động của lợi suất. Tuy nhiên, trong nghiên cứu trên, các tham số của mô hình ước lượng được chưa có tính ổn định cao nên chưa cho kết quả ước lượng tốt nhất, do vậy làm giảm hiệu quả của những phân tích cho thị trường trong thời kì trên, đồng thời, từ đó đến nay, cùng với sự biến động của thị trường, chưa có thêm nghiên cứu nào phân tích cho hiện tượng này ở thị trường chứng khoán Việt Nam.

### 3. Số liệu sử dụng trong mô hình và nhận dạng mô hình trên thị trường chứng khoán Việt Nam

#### 3.1. Số liệu và các vấn đề liên quan

Để phân tích ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đối với thị trường chứng khoán Việt Nam, tác giả sẽ sử dụng biến giả mô phỏng tương ứng cho các ngày trong tuần và phân tích ảnh hưởng của nó đến lợi suất thị trường trong thời gian gần 2 năm từ 4/6/2007 đến 29/4/2009 theo ý tưởng của Kiyamaz và Berument. Khoảng thời gian được chọn bắt đầu từ 4/6/2007, hơn hai tháng sau

Kiyamaz và Berument. Khoảng thời gian được chọn bắt đầu từ 4/6/2007, hơn hai tháng sau thời điểm thị trường chứng khoán Tp. HCM đạt đỉnh là 1170 điểm vào ngày 25/03/2007, khi đó thị trường đã qua giai đoạn bong bóng vào đầu năm 2007 và xu thế mới được hình thành, từ đó giúp mô hình phản ánh rõ nét ảnh hưởng của hiệu ứng tới thị trường.

Trong mô hình này, để tính lợi suất thị trường  $r_t$ , biến  $VNI_t$  được lấy là giá trị của chỉ số VNINDEX tại thời điểm đóng cửa ở ngày giao dịch thứ  $t$  tương ứng và  $VNI_{t-1}$  là biến trễ một thời kỳ của  $VNI_t$ . Lợi suất  $r_t$  thị trường tại thời điểm  $t$  của được tính từ  $VNI_t$  theo công thức

$$r_t = \ln\left(\frac{VNI_t}{VNI_{t-1}}\right) = \ln(VNI_t) - \ln(VNI_{t-1}) \quad (*)$$

Số liệu của chỉ số VNINDEX được cho bởi Sở giao dịch chứng khoán Tp. HCM (HOSE) (website: <http://www.hsx.vn/>) và được tổng hợp bởi công ty chứng khoán FPT (website:

<http://www.fpts.com.vn/VN/Home/>) trong các ngày từ 1/6/2007 đến 29/4/2009 với 472 ngày giao dịch (để tính lợi suất thị trường  $r_t$  từ 4/6/2007 đến 29/4/2009, theo công thức (\*), do có biến trễ 1 thời kỳ  $VNI_{t-1}$ , chỉ số VNINDEX phải lấy lùi lại một ngày giao dịch là 01/6/2007). Như vậy trong mô hình trên, biến  $r_t$  sẽ có 471 quan sát, các giá trị thống kê mô tả cho  $r_t$  được cho trong bảng sau:

Các biến  $D_1; D_2; D_3; D_4; D_5$  tương ứng là biến giả cho các ngày thứ 2, thứ 3, thứ 4, thứ 5 và thứ 6 được mô tả như trong mục (3):

$D_{it} = 1$  với các quan sát tại ngày tương ứng và  $D_{it} = 0$  trong trường hợp còn lại, ( $i = \overline{1,5}$ ).

### 3.2. Nhận dạng mô hình

a. Nhận định về ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đến lợi suất thị trường.

Từ số liệu của  $r_t$  cho như ở trên, có thể đưa ra những giá trị thống kê mô tả về lợi suất của thị trường trong những ngày khác nhau trong tuần (Xem bảng 1).

**Bảng 1: Thống kê mô tả về lợi suất thị trường cho các ngày trong tuần**

Thống kê mô tả	Tất cả các ngày	Thứ 2	Thứ 3	Thứ 4	Thứ 5	Thứ 6
Observations	471	92	94	96	93	96
Mean	-0,002566	-0,004504	-0,003976	-0,000076	-0,003495	-0,000919
t-statistics	-2,7094*	-1,9712**	-1,6706**	-0,0368	-1,8878**	-0,4649
Variance	0,000422	0,000480	0,000532	0,000410	0,000319	0,000375
Skewness	0,068527	0,133591	0,001273	0,074309	0,100922	0,170965
Kurtosis	2,768015	2,740613	2,237742	2,563321	3,103457	3,280056
Jarque- Bera	1,424793	0,531560	2,275754	0,851103	0,199348	0,781393

Chú thích: \*, \*\* lần lượt là có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa 1% và 5%

Nguồn: Sở giao dịch chứng khoán Tp. HCM (HOSE)

Khi đó các kiểm định về tính nhọn (Kurtosis test) tính đối xứng (Skewness test) và tính chuẩn (Jarque-Bera test) cho lợi suất trung bình của tất cả các ngày trong tuần cũng như các ngày từ thứ 2 đến thứ 6 đều có P-value > 5%, cho thấy số liệu về lợi suất trong các ngày trên đều tốt và thích hợp để phân tích.

Từ kiểm định t cho trong bảng để kiểm định cho cặp giả thuyết  $H_0: \text{Mean} = 0$  và  $H_1: \text{Mean} < 0$ , ta thấy lợi suất trung bình vào ngày thứ 2, thứ 3 và thứ 5 có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm tại mức ý nghĩa 5%, tuy nhiên kiểm định t cho ngày thứ 3 có P-value = 0,0491, tương đối lớn, xấp xỉ 5% nên kết quả kiểm định cho ngày thứ 3 chưa có độ tin cậy cao. Vì vậy, từ kết quả kiểm định t có thể đưa ra nhận định ban đầu là lợi suất thị trường vào ngày thứ 2 và ngày thứ 5 sẽ giảm so với các ngày khác trong tuần, đây là dấu hiệu cho thấy có sự ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đến lợi suất trung bình của thị trường.

Đồng thời sử dụng kiểm định Bartlett cho sự bằng nhau đồng thời của các phương sai của các ngày trong tuần dựa trên việc kiểm định cho cặp giả thuyết:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$$

$$\text{và } H_1: \exists i, j=1,5 \quad i \neq j \quad \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$$

Trong đó,  $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2, \sigma_5^2$  lần lượt là phương sai của  $r_t$  tại các ngày từ thứ 2 đến thứ 6. Giá trị thống kê Chi-squared của kiểm định là:  $\chi_{qs}^2 = 7,4653$  và giá trị tới hạn là:  $\chi_{0.05}^{2(4)} = 9,488$ , do  $\chi_{qs}^2 < \chi_{0.05}^{2(4)}$  nên chưa có cơ sở bác bỏ  $H_0$  tại mức ý nghĩa 5%, vì vậy không có dấu hiệu của sự khác biệt phương sai giữa các ngày trong tuần. Như vậy, theo kết quả đánh giá sơ bộ thì hiệu ứng “day-of-the-week” không ảnh hưởng đến sự biến động phương sai của lợi suất giữa các ngày trong tuần.

*b. Kiểm định số bậc tự hồi quy của chuỗi lợi suất  $r_t$*

Như ở phần (3.1) mô tả số liệu đã nhận định, chuỗi lợi suất  $r_t$  có tính chuẩn. Đồng thời dựa trên kiểm định nghiệm đơn vị (unit root test), thu được giá trị thống kê ADF (Augmented Dickey-Fuller test statistic) là  $\tau = -15,30057$  có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy chuỗi  $r_t$  là ổn định và thể hiện tính dừng khá tốt, tức là phù hợp để sử dụng trong phân tích hồi quy.

Tiếp theo từ lược đồ tự tương quan của  $r_t$  với 36 bậc trễ cho thấy 2 hệ số ACF và PACF là có ý nghĩa và dương với một bậc trễ sau đó tắt dần rất nhanh ở các bậc trễ, điều đó cho thấy chuỗi  $r_t$  có hiện tượng tự tương quan dương bậc nhất tại mức ý nghĩa 5%, ngoài ra kiểm định Ljung-Box (LB) và thống kê Q cũng cho kết luận tương tự. Điều đó đưa đến khẳng định là chuỗi  $r_t$  là tự hồi quy bậc 1.

*c. Nhận dạng mô hình GARCH cho chuỗi lợi suất  $r_t$*

Kết hợp việc nhận dạng hiệu ứng “day-of-the-week” và số bậc tự hồi quy trên chuỗi  $r_t$  như trong mục 3.2.a và 3.2.b đi đến tiến hành hồi quy mô hình (4):

$$r_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \zeta_{t-1} + u_t$$

thu được phần dư  $e_t$  là ước lượng xấp xỉ của yếu tố ngẫu nhiên  $u_t$ . Trong mô hình (4), hệ số  $\zeta$  đi với biến trễ  $r_{t-1}$  có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (P\_value tương ứng xấp xỉ 0) nên việc đưa biến  $r_{t-1}$  vào mô hình là thích hợp. Kiểm định Jarque-Bera cho tính chuẩn của yếu tố ngẫu nhiên  $u_t$  thu được giá trị thống kê  $JB = 6,577388$  có P\_value < 0,05 do đó bác bỏ tính chuẩn của  $u_t$  ở mức ý nghĩa 5%. Từ lược đồ tự tương quan cho chuỗi phần dư  $e_t$  với 36 bậc trễ, từ 2 hệ số ACF, PACF cũng như kiểm định Ljung-Box (LB) và thống kê

Q đều cho thấy yếu tố ngẫu nhiên  $u_t$  là không tương quan.

Sử dụng kiểm định nhân tử Lagrange (Lagrange Multiplier test) cho hiệu ứng ARCH được đề xuất bởi Engle (1982) với 5 bậc trễ trên chuỗi phần dư  $e_t$  cho thấy, hầu hết các hệ số ứng với các bậc trễ đều có ý nghĩa ở mức 5%, thống kê F và  $\chi^2$  của kiểm định đều có ý nghĩa ở mức 1% với P\_value xấp xỉ 0, điều đó cho thấy trên yếu tố ngẫu nhiên xuất hiện hiệu ứng GARCH (kiểm định nhân tử Lagrange với các số bậc trễ khác nhau cũng cho kết quả tương tự). Các kiểm định tiếp theo cho thấy  $u_t$  là một quá trình GARCH (1,1) giống như trong mô hình mà Kiyamaz và Berument (2001) đã sử dụng, điều này cũng trùng với nhận định của Bollerslev (1986) là đa phần các chuỗi số liệu tài chính đều tuân theo quá trình GARCH (1,1).

Tiếp tục đưa thêm biến giả vào mô hình GARCH để phân tích ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đến phương sai của yếu tố ngẫu nhiên, ta thu được mô hình cuối cùng trình bày ở mục tiếp theo, mô hình này có dạng tương tự như mô hình mà Kiyamaz và Berument (2001) đã sử dụng.

**4. Mô hình phân tích hiệu ứng “day-of-the-week” cho thị trường chứng khoán Việt Nam.**

Để xem xét ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” đối với thị trường chứng khoán Việt Nam, từ kết quả nhận dạng mô hình như trên cho thấy mô hình của Kiyamaz và Berument (2001) là thích hợp để sử dụng trong phân tích cho chuỗi lợi suất  $r_t$  của chỉ số VNINDEX. Tuy nhiên khi đó, do việc mặc định của phần mềm ước lượng, hệ số chặn được đưa thêm vào (3') nên để khắc phục hiện tượng đa cộng tuyến, ta bỏ bớt một biến giả là  $D_5$  khỏi (3'), vì vậy (3') trở thành dạng tương đương là

(6) mà tác giả Trương Đồng Lộc đã sử dụng, khi đó mô hình ước lượng là một dạng biến đổi của mô hình AR (1) - GARCH (1,1) (modified AR (1) - GARCH (1,1) model) có dạng:

$$r_t = \beta_1.D_{1t} + \beta_2.D_{2t} + \beta_3.D_{3t} + \beta_4.D_{4t} + \beta_5.D_{5t} + \zeta_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Trong đó  $u_t$  là yếu tố ngẫu nhiên và

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \text{ với } v_t \sim \text{i.i.d}(0,1) \quad (2')$$

Và

$$h_t = k + \gamma_1.D_1 + \gamma_2.D_2 + \gamma_3.D_3 + \gamma_4.D_4 + \delta_1.h_{t-1} + \alpha_1.u_{t-1}^2 \quad (6)$$

Trong mô hình trên, ở mô hình (4), các biến giả  $D_1; D_2; D_3; D_4; D_5$  lần lượt dùng để đánh giá tác động của các ngày trong tuần từ thứ 2 đến thứ 6 tới lợi suất trung bình của thị trường thông qua các hệ số  $\beta_i$  ( $i = \overline{1,5}$ ) tương ứng như đã được mô tả trong mô hình (1).

$r_t$  là lợi suất thị trường tại thời điểm t tính bởi chỉ số VNINDEX như mô tả trong mục (4.1) và  $r_{t-1}$  là biến trễ một thời kì của  $r_t$ .

Trong phương trình (6), do chỉ có 4 biến giả  $D_1, D_2, D_3, D_4$ , các hệ số  $\gamma_i$  ( $i = \overline{1,4}$ ) tương ứng phản ánh sự khác biệt về phương sai ( $h_t$ ) của lợi suất ( $r_t$ ) trong các ngày từ thứ 2 đến thứ 5 so với ngày thứ 6, hệ số k phản ánh ảnh hưởng của ngày thứ 6 đến phương sai  $h_t$  của lợi suất  $r_t$ .

**5. Ước lượng mô hình và phân tích kết quả.**

Từ những phân tích trên, sau đây là kết quả ước lượng cho mô hình (4)-(2')-(6) được cho ở mục (4) với số liệu của lợi suất thị trường  $r_t$  trong giai đoạn gần 2 năm từ 4/6/2007 đến 29/4/2009 với 471 quan sát. Phương pháp ước lượng cho mô hình trên là phương pháp ước lượng hợp lý cực đại (Maximum Likelihood Estimation) được tiếp cận bởi thuật toán tối ưu Marquardt (Marquardt optimization algorithm) và hội tụ sau 62 bước lặp. Kết quả ước lượng từ phần mềm Eviews 5.0 được trình bày ở bảng 2 và bảng 3:

**Bảng 2: Phương trình hồi quy cho lợi suất  $r_t$  (4):**

$$r_t = \beta_1 \cdot D_{1t} + \beta_2 \cdot D_{2t} + \beta_3 \cdot D_{3t} + \beta_4 \cdot D_{4t} + \beta_5 \cdot D_{5t} + \zeta r_{t-1} + u_t$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\zeta$
Giá trị ước lượng hệ số ( $\hat{\beta}$ và $\hat{\zeta}$ )	-0,003522**	-0,001795	0,001796	-0,003468**	-0,0000294	0,323540*
Sai số tiêu chuẩn (St.Error)	0,001525	0,001671	0,001638	0,001599	0,001454	0,044624
Thống kê Z (Z-statistic)	-2,310106	-1,074772	1,096659	-2,168465	-0,020231	7,250425

**Bảng 3: Phương trình phân tích biến động phương sai (2')-(6):**

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t; v_t \sim i.i.d(0,1)$$

$$h_t = k + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \delta_1 h_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

	k	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\delta_1$	$\alpha_1$
Giá trị ước lượng hệ số ( $\hat{\gamma}$ , $\hat{\delta}$ và $\hat{\alpha}$ )	-0,0000283	0,000091	0,0000658	0,0000528	0,00000712	0,732306*	0,240040*
Sai số tiêu chuẩn (St.Error)	0,0000395	0,000063	0,0000612	0,0000658	0,0000788	0,075809	0,070610
Thống kê Z (Z-statistic)	-0,715518	1,444340	1,076199	0,801131	0,090273	9,659915	3,399536

Chú thích: \*, \*\* lần lượt là có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5%

Từ kết quả ước lượng có thể rút ra một số kết luận dưới đây:

- Trong mô hình hồi quy (4) cho lợi suất  $r_t$ , kết quả ước lượng cho các hệ số  $\beta_i$  ( $i=1,5$ ) cho thấy có 2 hệ số là  $\beta_1$  và  $\beta_4$  (tương ứng với hai ngày thứ 2 và thứ 5) có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5% và đều mang dấu âm, như vậy hiệu ứng “day-of-the-week” có ảnh hưởng đến lợi suất thị trường  $r_t$  trong giai đoạn này, đồng thời làm lợi suất trung bình giảm vào các ngày thứ 2 và thứ 5 trong tuần, điều này trùng với nhận xét ban đầu đã đưa ra trong mục (3.2.a)

khi xem xét dấu hiệu ảnh hưởng của hiệu ứng đến lợi suất trung bình  $r_t$ .

-  $|\hat{\beta}_1| > |\hat{\beta}_4|$  cho thấy ảnh hưởng của hiệu ứng vào ngày thứ 2 mạnh hơn ngày thứ 5, tức là lợi suất trung bình giảm mạnh nhất vào ngày thứ 2 đầu tuần. Điều này cho thấy thị trường chứng khoán Việt Nam cũng giống như thị trường chứng khoán của nhiều nước là chịu ảnh hưởng mạnh nhất của hiệu ứng “day-of-the-week” vào ngày thứ 2, sau khoảng thời gian 2 ngày cuối tuần bị gián đoạn giao dịch. Trong khoảng thời gian gián đoạn này, tâm lý các nhà



đầu tư bị chi phối bởi nhiều yếu tố, đặc biệt là những thông tin xấu được đưa ra vào cuối tuần, gây ảnh hưởng đáng kể đến quyết định đầu tư ở ngày thứ 2 khi thị trường bắt đầu giao dịch trở lại. Đây cũng là một phần lý do mà các quỹ đầu tư và tập đoàn tài chính lớn như Vinacapital, Dragon Capital, Merrill Lynch, Citigroup... rất hay đưa ra các báo cáo phân tích thị trường vào chiều thứ 6 nhằm gây ra sự dao động tâm lý của các nhà đầu tư trong 2 ngày nghỉ thứ 7 và Chủ nhật để từ đó chi phối việc ra quyết định của các nhà đầu tư vào ngày thứ 2 theo chiều hướng có lợi cho họ. Ví dụ, khi một tổ chức tài chính đưa ra báo cáo thị trường vào chiều thứ sáu cho thấy thị trường về một ngành hàng nào đó sẽ diễn biến xấu trong thời gian tới thì sẽ gây ra hiệu ứng bán tháo đầu tuần cho các cổ phiếu thuộc ngành đó vào ngày thứ 2, dẫn đến giá các cổ phiếu thuộc ngành đó giảm mạnh, gây ra ảnh hưởng đến lợi suất thị trường và làm giảm lợi suất trung bình...

- Độ lớn của các hệ số  $\beta_1$  và  $\beta_4$  ước lượng được lần lượt là 0,003522 và 0,003468 khá bé, cho thấy mặc dù hiệu ứng “day-of-the-week” có ảnh hưởng đến lợi suất trung bình của các ngày trong tuần nhưng sự ảnh hưởng này là không lớn mà thị trường còn bị chi phối mạnh bởi nhiều yếu tố khác như các chính sách kinh tế vĩ mô, “tâm lý bầy đàn”, chạy theo khối đầu tư ngoại....

- Kết quả ước lượng cho hệ số  $k$  và các hệ số  $\gamma_i$  ( $i=1,4$ ) của mô hình phân tích biến động phương sai (2')-(6) đều không có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5% cho thấy phương sai của lợi suất thị trường  $r_t$  trong các ngày từ thứ 2 đến thứ 5 không có sự khác biệt so với ngày thứ 6 và cả 5 ngày trong tuần đều không ảnh hưởng đến sự biến động phương sai của lợi suất thị trường. Như vậy, sự biến

động của lợi suất thị trường tại các ngày trong tuần là như nhau và hiệu ứng “day-of-the-week” không ảnh hưởng đến mức độ rủi ro trong đầu tư trên thị trường (đo bởi phương sai của lợi suất). Điều này cũng đúng như nhận định ban đầu đưa ra khi phân tích số liệu dựa trên kiểm định Bartlett.

- Ước lượng của hệ số  $\zeta$  trong mô hình (4) bằng 0,32354 có ý nghĩa thống kê tại mức 1% cho thấy chuỗi lợi suất  $r_t$  có tương quan dương bậc nhất đúng như kết quả nhận dạng quá trình tự hồi quy cho chuỗi  $r_t$  ở mục (3.2.b).

- Ước lượng cho các hệ số  $\delta_1$  và  $\alpha_1$  trong mô hình phân tích phương sai (2')-(6) có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 1% và mang dấu dương cho thấy mô hình phân tích phương sai cho bởi một dạng biến đổi của mô hình GARCH (1,1) (được bổ sung thêm biến giả) là được định dạng đúng và thỏa mãn các điều kiện cơ bản của mô hình GARCH tổng quát, đây cũng là dạng phổ biến nhất của quá trình phân tích chuỗi thời gian tài chính GARCH như Bollerslev (1986) đã chứng minh. Đồng thời, tổng hai hệ số ước lượng được của  $\delta_1$  và  $\alpha_1$  nhỏ hơn một cho thấy chuỗi phương sai số của  $u_t$  là dừng và ổn định, các hệ số của mô hình ước lượng được là đáng tin cậy.

- Các tiêu chuẩn kiểm định khác đều cho thấy mô hình không còn khuyết tật tại mức ý nghĩa 5%, vậy các kết quả phân tích từ mô hình là có độ tin cậy cao.

### Kết luận

Như vậy, kết quả phân tích từ mô hình GARCH (1,1) cùng với việc sử dụng các biến giả đã cho thấy thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian gần đây cũng chịu ảnh hưởng của hiệu ứng “day-of-the-week” - đặc biệt là vào ngày thứ hai đầu tuần - giống như thị trường chứng khoán của nhiều nước khác,

bao gồm cả những thị trường chứng khoán mới nổi cũng như thị trường chứng khoán của các nước phát triển.

Kết quả phân tích cũng cho thấy, trên thị trường chứng khoán Việt Nam, hiệu ứng “day-of-the-week” chỉ ảnh hưởng đến lợi suất thị trường về mặt trung bình mà không làm thay đổi mức độ biến động của lợi suất, tức là không ảnh hưởng đến mức độ rủi ro trong đầu tư tại các ngày khác nhau trong tuần.

Hiệu ứng “day-of-the-week” làm lợi suất thị trường giảm vào hai ngày thứ Hai và thứ Năm, tuy nhiên sự ảnh hưởng này là không lớn, do vậy trước khi ra quyết định đầu tư,

nhà đầu tư cần phải kết hợp phân tích thêm nhiều yếu tố khác để đưa ra những đánh giá chính xác nhất nhằm tối thiểu hóa chi phí và tối đa hóa lợi nhuận.

Nghiên cứu trên cũng cho thấy, thị trường chứng khoán Việt Nam thời gian vừa qua đã bước đầu tuân theo những quy luật biến động chung như nhiều thị trường chứng khoán các nước khác và là dấu hiệu tốt để vận dụng các phương pháp định lượng nhằm phân tích tốt hơn cho sự biến động của thị trường, giúp các nhà quản lý có thể đưa ra những chính sách thích hợp để điều tiết ở tầm vĩ mô. □

### **Tài liệu tham khảo**

1. Berument, Hakan and Halil Kiyamaz (2001), “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility”, *Journal of Economics and Finance* 25 (2), p.181-p.193.
2. Bollerslev, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.” *Journal of Econometrics* 31: p.307- p.327.
3. Choudhry, Taufiq (2000), “Day of the Week Effect in Emerging Asian Stock Markets: Evidence from the GARCH Model”, *Applied Financial Economics* 10, p.235-p.242
4. Engle, R. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.” *Econometrica* 50: p.987-p.1007.
5. French, K. R. (1980). “Stock Returns and The Weekend Effect.” *Journal of Financial Economics* 8: p.55-p.69.
6. Kiyamaz, Halil and Hakan Berument, (2003), “The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility and Volume: International Evidence”, *Review of Financial Economics* 12: p.363-p.380.
7. Jaffe, J., and R. Westerfield (1985), “The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence.” *Journal of Finance* 40: p.433-p.454.
8. Truong Dong Loc (2006), “Equitisation and Stock-Market Development: The Case of Vietnam”, University of Groningen, PhD thesis, ISBN 90-367-2668-9