

Mối quan hệ nhân quả giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch

TS. TRƯƠNG ĐÔNG LỘC

DH Cần Thơ

Tóm tắt

Bài viết này nghiên cứu mối quan hệ nhân quả giữa giá và khối lượng giao dịch của 5 cổ phiếu có vốn hóa thị trường lớn nhất trên HOSE (STB, VNM, DPM, PVD và VIC). Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm chuỗi giá và khối lượng giao dịch theo thời gian với tần suất ngày (daily series) được thu thập cho khoảng thời gian từ khi cổ phiếu bắt đầu được giao dịch trên thị trường cho đến ngày 31/12/2008. Sử dụng kiểm định Granger, kết quả nghiên cứu cho thấy rằng mối quan hệ nhân quả giữa giá và khối lượng giao dịch không tồn tại ở các cổ phiếu STB, DPM, PVD và VIC. Mối quan hệ nhân quả (bi-directional causality) giữa giá và khối lượng giao dịch chỉ được tìm thấy ở cổ phiếu VNM.

Giới thiệu

Mối quan hệ giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch đã nhận được sự quan tâm đặc biệt của các nhà kinh tế tài chính trong những năm gần đây. Những nghiên cứu đầu tiên về mối quan hệ này chủ yếu tập trung vào mối quan hệ tại một thời điểm (contemporaneous relationship) giữa sự thay đổi giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch (xem Karpoff, 1987; Gallant và các cộng sự, 1992). Phần lớn các nghiên cứu này chỉ ra rằng có mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa sự thay đổi của giá cổ

phiếu và khối lượng giao dịch (Ying, 1966; Crouch, 1970; Wood và các cộng sự, 1985; Harris và Gurel, 1986).

Trong những năm gần đây, mối quan hệ nhân quả (causal relation) giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch đã được nghiên cứu rộng rãi ở các thị trường phát triển và các thị trường mới nổi. Phương pháp sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu này là kiểm định Granger và kiểm định sự hòa hợp (co-integration tests).

Ở thị trường chứng khoán Newyork, Hiemstra và Jones (1994) đã chỉ ra rằng có mối quan hệ tác động qua lại giữa sự thay đổi giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch trong giai đoạn 1915-1990. Thêm vào đó, các nghiên cứu của Chen và các cộng sự (2001), Lee và Rui (2002) đã cho thấy rằng mối quan hệ tác động qua lại giữa sự thay đổi giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch tồn tại ở thị trường chứng khoán Thụy Sĩ, Hà Lan và Hong Kong. Các nghiên cứu này còn tìm thấy sự tác động của sự thay đổi giá cổ phiếu đến khối lượng giao dịch ở thị trường chứng khoán Mỹ, Nhật, Anh, Pháp và Ý. Một nghiên cứu khác được thực hiện bởi Martikainen và các cộng sự (1994) trên Sở giao dịch chứng khoán Helsinki đã chỉ ra rằng có sự tác động qua lại giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch trong giai đoạn 1983-1988.



Ở các thị trường chứng khoán mới nổi, Moosa và Al-Loughani (1996) chỉ ra rằng có mối quan hệ tác động qua lại giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch ở thị trường chứng khoán Singapore và Thái Lan, và mối quan hệ một chiều từ khối lượng giao dịch đến giá cổ phiếu ở Malaysia. Tuy nhiên, không có bất kỳ mối quan hệ nào giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch được tìm thấy ở thị trường chứng khoán Philippines.

Cũng ở khu vực Châu Á, Lee và Rui (2000) tìm thấy rằng sự thay đổi của giá cổ phiếu có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch ở 2 Sở giao dịch chứng khoán Thượng Hải và Thẩm Quyển. Ở khu vực Châu Mỹ La Tinh, Saatcioglu và Starks (1998) cung cấp những bằng chứng về mối quan hệ nhân quả giữa sự thay đổi giá cổ phiếu và khối lượng cổ phiếu giao dịch ở thị trường chứng khoán Colombia và Venezuela.

Ngoài ra, nghiên cứu này còn chỉ ra rằng sự thay đổi của giá cổ phiếu dẫn đến sự thay đổi của khối lượng giao dịch ở thị trường chứng khoán Chile và sự thay đổi khối lượng giao dịch dẫn đến sự thay đổi giá cổ phiếu ở thị trường chứng khoán Brazil và Mexico. Liên quan đến các thị trường mới nổi ở khu vực Châu Âu, Gunduz và Hatemi-J (2005) đã ghi nhận có sự tác động qua lại giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch ở thị trường chứng khoán Hungary và Ba Lan. Gunduz và Hatemi-J (2005) cũng đã chỉ ra rằng sự thay đổi của giá cổ phiếu tạo ra sự thay đổi của khối lượng giao dịch ở thị trường chứng khoán Nga và Thổ Nhĩ Kỳ. Tuy nhiên, không có mối quan hệ nào giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch được tìm thấy ở thị trường chứng khoán Cộng hoà Séc.

Mặc dù mối quan hệ giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch đã được nghiên cứu rất nhiều trong những thập niên gần đây, nhưng theo sự hiểu biết của chúng tôi cho đến nay chưa có một công trình nghiên cứu nào về chủ đề này cho các cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam được công bố.

Vì vậy, mục tiêu của nghiên cứu này là nghiên cứu mối quan hệ nhân quả giữa giá và khối lượng giao dịch của các cổ phiếu có vốn hoá thị trường lớn nhất trên Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE). Phần còn lại của bài viết này được cấu trúc như sau: Mục 2 mô tả số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu; Mục 3 tóm tắt các kết quả nghiên cứu; và cuối cùng, kết luận của bài viết này được trình bày ở Mục 4.

Số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu

Số liệu sử dụng

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm chuỗi giá và khối lượng giao dịch theo thời gian với tần suất ngày (daily series) của 5 cổ phiếu có vốn hoá thị trường lớn nhất trên HOSE vào ngày 31/12/2008. Chi tiết về các công ty niêm yết được chọn để nghiên cứu được thể hiện ở bảng 1.

Bảng 1: Chi tiết về các công ty niêm yết được chọn để nghiên cứu

STT	Tên công ty	Mã cổ phiếu	Vốn hoá thị trường (1.000 đồng)	Ngày niêm yết
1	CTCP Ngân Việt Nam	VNM	14.547.888.618	28/12/2005
2	CTCP Bảo An và Bảo Việt Dầu Khí	DPM	12.118.000.000	29/10/2007
3	CTCP Dầu và Khí và Khảo Dấu Khí	PVD	11.214.237.840	15/11/2006
4	CTCP Vietnam	VE	9.578.660.902	09/07/2007
5	NGHÂN HÀNG GIAI THƯƠNG TÀI	STB	9.413.128.746	06/02/2006

Trước tiên, giá và khối lượng giao dịch của từng cổ phiếu được thu thập cho khoảng thời gian từ khi cổ phiếu bắt đầu được giao dịch trên thị trường cho đến ngày 31/12/2008. Giá và khối lượng cổ phiếu giao dịch được sử dụng trong nghiên cứu này tương ứng là giá đóng cửa và khối lượng giao dịch tổng cộng cả phiên. Sau đó, trên cơ sở giá đóng cửa của mỗi cổ phiếu, thay đổi của giá cổ phiếu (lợi suất) ở 2 phiên liên kế được tính như sau:

$$r_{i,t} = \log(p_{i,t}) - \log(p_{i,t-1}) = \log(p_{i,t} / p_{i,t-1})$$

Trong đó:

$r_{i,t}$: Thay đổi của giá cổ phiếu i ở phiên thứ t ;

$p_{i,t}$: Giá của cổ phiếu i tại thời điểm đóng cửa ở phiên thứ t ;

$p_{i,t-1}$: Giá của cổ phiếu i tại thời điểm đóng cửa ở phiên thứ $t-1$.

Phương pháp nghiên cứu

Để nghiên cứu mối quan hệ nhân quả (causal relation) giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch, kiểm định Granger (Granger causality test) được sử dụng trong nghiên cứu này. Kiểm định Granger yêu cầu các chuỗi số liệu nghiên cứu phải có tính dừng (stationary). Vì vậy, trước khi thực hiện kiểm định Granger, kiểm định nghiệm đơn vị (Unit root test) được sử dụng để kiểm tra tính dừng của các chuỗi số liệu này.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Để kiểm tra tính dừng của các chuỗi số liệu theo thời gian, chúng ta có thể sử dụng nhiều phương pháp khác nhau, chẳng hạn như: Kiểm định Dickey – Fuller (DF), kiểm định Augmented Dickey Fuller (ADF) và kiểm định Phillips-Person (PP). Trong nghiên cứu này, kiểm định ADF được sử dụng để kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu nghiên cứu. Phương trình của kiểm định ADF có dạng như sau:

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

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta_1 + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Mô hình (2) khác với mô hình (1) là có thêm biến xu hướng về thời gian

Các ký hiệu trong mô hình (1) và (2) được giải thích như sau:

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

y_t : chuỗi số liệu theo thời gian đang xem xét

k : chiều dài độ trễ (lag time)

ε_t : nhiễu trắng

Vì kết quả của kiểm định ADF rất nhạy cảm với sự lựa chọn chiều dài độ trễ (k) nên tiêu chuẩn thông tin được phát triển bởi Akaike (Akaike Information Criterion – AIC) được sử dụng để chọn lựa k tối ưu cho mô hình ADF (giá trị k được lựa chọn sao cho AIC nhỏ nhất). Giả thuyết H_0 (Null Hypothesis) trong kiểm định ADF là tồn tại một nghiệm đơn vị ($\beta=0$) và nó sẽ bị bác bỏ nếu giá trị kiểm định ADF lớn hơn giá trị tới hạn của nó. Trong kiểm định ADF, giá trị

kiểm định ADF không theo phân phối chuẩn, vì vậy giá trị tới hạn được dựa trên bảng giá trị tính sẵn của Mackinnon (1991). So sánh giá trị kiểm định ADF với giá trị tới hạn của Mackinnon chúng ta sẽ có được kết luận về tính dừng cho các chuỗi quan sát.

Kiểm định Granger

Kiểm định Granger được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu để trả lời cho câu hỏi đơn giản là có hay không sự thay đổi của X gây ra sự thay đổi của Y và ngược lại. Phương trình hồi quy trong kiểm định Granger có dạng:

$$\begin{cases} Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \\ X_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \phi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \rho_i Y_{t-i} + v_t \end{cases}$$

– Nếu δ_1 khác không và có ý nghĩa thống kê, nhưng ρ_1 không có ý nghĩa thì chúng ta kết luận rằng sự biến động của X là nguyên nhân gây ra sự biến động của Y (uni-directional causality).

– Nếu δ_1 không có ý nghĩa thống kê, nhưng ρ_1 khác không và có ý nghĩa thống kê, thì chúng ta kết luận rằng X chịu ảnh hưởng bởi sự thay đổi của Y (uni-directional causality).

– Nếu cả δ_1 và ρ_1 đều khác không và có ý nghĩa thống kê thì chúng ta kết luận rằng X và Y tác động qua lại lẫn nhau (bi-directional causality).

– Nếu cả δ_1 và ρ_1 đều không có ý nghĩa thống kê thì chúng ta kết luận rằng X và Y độc lập với nhau.

Trong nghiên cứu này, X là giá của cổ phiếu và Y là khối lượng cổ phiếu giao dịch. Trong kiểm định Granger, chiều dài độ trễ (k) cũng được lựa chọn dựa trên tiêu chuẩn AIC.

Kết quả nghiên cứu

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Như đã trình bày ở trên, trước khi thực hiện kiểm định Granger, kiểm định nghiệm đơn vị phải được thực hiện như là một điều kiện bắt buộc nhằm để kiểm tra tính dừng của các chuỗi số liệu quan sát. Trong trường hợp chuỗi số liệu quan sát không có tính dừng, kiểm định nghiệm đơn vị sẽ tiếp tục được thực hiện trên chuỗi khác biệt bậc nhất (r_1). Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF có và không có xu hướng về thời gian được trình bày ở Bảng 2.

Kết quả kiểm định ADF cho thấy rằng giả thuyết H_0 về tính không dừng (non-stationary)

của các chuỗi giá cổ phiếu được nghiên cứu không thể bị bác bỏ bởi vì giá trị kiểm định của nó nhỏ hơn giá trị tới hạn tương ứng (Mackinnon's critical value). Tuy nhiên, khi chuỗi khác biệt bậc nhất (sự thay đổi giá giữa 2 phiên liên kế) của các cổ phiếu được kiểm định thì kết quả lại cho thấy rằng giả thuyết H_0 về tính không dừng của các chuỗi nghiên cứu bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%.

Kết quả này cho phép chúng ta kết luận rằng chuỗi khác biệt bậc nhất của 5 cổ phiếu được chọn nghiên cứu là có tính dừng. Liên quan đến chuỗi khối lượng giao dịch của các cổ phiếu, kết quả kiểm định ADF chỉ ra rằng giả thuyết H_0 về tính không dừng (non-stationary) của tất cả các chuỗi này đều bị bác bỏ ở các mức ý nghĩa khác nhau. Như vậy, các chuỗi khác biệt bậc nhất của giá (thay đổi giá giữa 2 phiên liên kế) và khối lượng giao dịch của tất cả 5 cổ phiếu đều thoả mãn điều kiện của kiểm định Granger.

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF

Chuỗi số liệu	Không có xu hướng thời gian	Có xu hướng thời gian
<i>Giá cổ phiếu</i>		
STB (k=1)	-1,04	-4,73
VNM (k=6)	-1,34	-1,23
DPM (k=1)	-2,08	-1,89
PVD (k=1)	-1,08	-1,79*
VIC (k=2)	-1,20	-2,01
<i>Khác biệt bậc nhất sự thay đổi giá giữa 2 phiên liên kế của giá cổ phiếu</i>		
STB (k=3)	-10,26*	-13,18*
VNM (k=7)	-8,91*	-9,28*
DPM (k=3)	-7,11*	-7,18*
PVD (k=1)	-18,16*	-18,18*
VIC (k=1)	-14,17*	-14,18*
<i>Khối lượng giao dịch</i>		
STB (k=10)	-2,70*	-4,42*
VNM (k=5)	-5,29*	-5,87*
DPM (k=6)	-3,63*	-3,88*
PVD (k=6)	-3,84*	-3,84*
VIC (k=1)	-10,72*	-11,18*

***, * T giá trị thống kê t có liên quan ở mức 1%, 5% và 10%

Kết quả kiểm định Granger

Để thực hiện kiểm định Granger, bên cạnh việc kiểm tra tính dừng của chuỗi nghiên cứu chúng ta còn phải xác định được chiều dài độ trễ (k) thích hợp cho các biến số trong mô hình. Chiều dài độ trễ (k) thích hợp nhất cho mô hình Granger tương ứng với từng mã cổ phiếu được trình bày chi tiết ở bảng 3. Trên cơ sở kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF và tiêu chuẩn AIC, kiểm định Granger được thực hiện để xác định mối quan hệ nhân quả giữa sự thay đổi của giá và khối lượng giao dịch cho từng cổ phiếu.

Bảng 3: Kết quả kiểm định Granger

Cổ phiếu (k)	Giá trị thống kê F	Chiều dài độ trễ (k)	Kết luận
STB			
Khối lượng giao dịch không ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá cổ phiếu	1,09	4	Chấp nhận H_0
Sự thay đổi của giá cổ phiếu không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch	1,34	4	Chấp nhận H_0
VNM			
Khối lượng giao dịch không ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá cổ phiếu	4,17*	6	Bác bỏ H_0
Sự thay đổi của giá cổ phiếu không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch	4,17*	6	Bác bỏ H_0
DPM			
Khối lượng giao dịch không ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá cổ phiếu	0,24	4	Chấp nhận H_0
Sự thay đổi của giá cổ phiếu không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch	1,08	4	Chấp nhận H_0
PVD			
Khối lượng giao dịch không ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá cổ phiếu	0,72	7	Chấp nhận H_0
Sự thay đổi của giá cổ phiếu không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch	1,24	7	Chấp nhận H_0
VIC			
Khối lượng giao dịch không ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá cổ phiếu	0,01	1	Chấp nhận H_0
Sự thay đổi của giá cổ phiếu không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch	0,24	1	Chấp nhận H_0

* có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Kết quả kiểm định Granger được trình bày ở Bảng 3 cho thấy không tồn tại mối quan hệ nhân quả giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch ở các cổ phiếu STB, DPM, PVD và VIC. Điều này có nghĩa là sự thay đổi giá của các cổ phiếu này không tạo ra bất kỳ ảnh hưởng nào đến khối lượng giao dịch và ngược lại. Tuy nhiên, kết quả kiểm định Granger lại chỉ ra rằng giả thuyết H_0 cho rằng khối lượng cổ phiếu giao dịch không có ảnh hưởng đến sự thay đổi giá cổ phiếu VNM lại bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%. Việc bác bỏ giả thuyết H_0 có nghĩa là sự thay đổi của khối lượng cổ phiếu giao dịch sẽ dẫn đến sự thay đổi của giá cổ phiếu VNM. Tương tự, với giả thuyết H_0 là sự thay đổi của giá cổ phiếu không có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch cũng bị bác bỏ ở mức ý nghĩa thống kê 1%. Sự bác bỏ giả thuyết H_0 cho phép chúng ta kết luận rằng biến động của giá cổ phiếu có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch. Như vậy, mối quan hệ giữa sự thay đổi giá và khối lượng giao dịch của cổ phiếu VNM là mối quan hệ tác động qua lại (bi-directional causality).

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu được rút ra từ kiểm định Granger cho cổ phiếu VNM, chúng tôi thực hiện một bước tiếp theo là xác định mức độ ảnh hưởng của khối lượng cổ phiếu giao dịch đến sự thay đổi giá cổ phiếu và ngược lại với các độ trễ khác nhau bằng phương pháp phân tích hồi quy. Phương trình hồi quy được sử dụng trong phần này có dạng như sau:

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \ln V_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\ln V_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i \ln V_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i R_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

Trong đó:

R_t : Thay đổi giá cổ phiếu ở thời điểm t

V_t : Khối lượng cổ phiếu giao dịch ở thời điểm t

k : Chiều dài độ trễ (lag time)

Kết quả phân tích hồi quy về ảnh hưởng của khối lượng giao dịch đến sự thay đổi giá cổ phiếu VNM và ngược lại với các độ trễ khác nhau được trình bày ở Bảng 4 và và Bảng 5.

Bảng 4: Kết quả phân tích hồi quy về ảnh hưởng của khối lượng giao dịch đến sự thay đổi giá cổ phiếu VNM

Biến số	Hệ số tương quan và giá trị thống kê t
Hằng số (α)	4,8951 (8,66) [*]
R_{t-1}	0,0111 (0,21)
R_{t-2}	-0,0017 (-0,34)
R_{t-3}	0,0008 (0,15)
$\ln V_{t-1}$	0,0015 (0,29)
$\ln V_{t-2}$	-0,0004 (-0,76)
$\ln V_{t-3}$	0,0005 (0,90)
$\ln V_{t-4}$	0,0002 (0,37)
$\ln V_{t-5}$	-0,0001 (-0,17)
$\ln V_{t-6}$	-0,0004 (-0,76)
Số quan sát	724
R^2 điều chỉnh	0,05
Giá trị thống kê F	4,97 [*]

^{a, b}: Ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 1% và 5%.

Giá trị thống kê t được trình bày trong dấu ngoặc đơn.

$R_{t-1}, R_{t-2}, R_{t-3}$: Sự thay đổi của giá cổ phiếu VNM với các độ trễ lần lượt là 1, 2, và 3.

$\ln V_{t-1}, \ln V_{t-2}, \dots, \ln V_{t-6}$: Ln của khối lượng cổ phiếu giao dịch với các độ trễ lần lượt là 1, 2, ..., 6

Kết quả phân tích hồi quy được trình bày ở Bảng 4 chỉ ra rằng sự thay đổi của giá cổ phiếu VNM ở các phiên trước đó (với độ trễ thời gian bằng 1 và 2) có ảnh hưởng đến sự thay đổi giá cổ phiếu ở phiên hiện tại. Cụ thể là, sự thay đổi giá ở phiên $t-1$ có mối tương quan tỷ lệ thuận với sự thay đổi giá ở phiên t trong khi sự thay đổi giá ở phiên $t-2$ lại có tương quan tỷ lệ nghịch với sự thay đổi giá ở phiên t . Các mối quan hệ này có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 1% và 5%. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu được trình bày ở Bảng 4 còn cho thấy rằng khối lượng cổ phiếu giao dịch ngày hôm trước có mối tương quan tỷ

lệ thuận với sự thay đổi giá cổ phiếu VNM vào ngày hôm sau. Cụ thể là, nếu khối lượng giao dịch của cổ phiếu VNM ở ngày hôm trước tăng 1% thì giá cổ phiếu VNM ngày hôm sau sẽ tăng 0,0032%. Mối quan hệ tỷ lệ thuận này có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Bảng 5: Kết quả phân tích hồi quy về ảnh hưởng của sự thay đổi giá cổ phiếu VNM đến khối lượng giao dịch

Biến số	Hệ số tương quan và giá trị thống kê t
Hằng số (α)	1,6701 (8,66) [*]
$\ln V_{t-1}$	0,3523 (9,45) [*]
$\ln V_{t-2}$	0,2295 (5,93) [*]
$\ln V_{t-3}$	0,0903 (2,43) [*]
R_{t-1}	-0,0309 (-0,83)
R_{t-2}	2,7102 (2,34) [*]
R_{t-3}	3,2849 (2,87) [*]
R_{t-4}	0,9696 (0,83)
R_{t-5}	-0,5425 (-0,47)
R_{t-6}	0,1593 (0,13)
Số quan sát	724
R^2 điều chỉnh	0,36
Giá trị thống kê F	46,94 [*]

^{a, b}: Ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 1% và 5%.

Giá trị thống kê t được trình bày trong dấu ngoặc đơn.

$\ln V_{t-1}, \ln V_{t-2}, \ln V_{t-3}$: Ln của khối lượng cổ phiếu giao dịch với các độ trễ lần lượt là 1, 2 và 3

$R_{t-1}, R_{t-2}, \dots, R_{t-6}$: Sự thay đổi của giá cổ phiếu VNM với các độ trễ lần lượt là 1, 2, ..., 6.

Kết quả phân tích hồi quy được trình bày ở Bảng 5 cho thấy rằng khối lượng cổ phiếu giao dịch ở thời điểm hiện tại có tương quan tỷ lệ thuận với khối lượng giao dịch ở các phiên 1, 2 và 3 trước đó. Nghĩa là, nếu khối lượng cổ phiếu giao dịch tăng ở phiên $t-1, t-2, t-3$ thì nó sẽ tiếp tục tăng ở phiên t và ngược lại. Tương tự, Bảng 5 cũng cho thấy rằng sự thay đổi của giá cổ phiếu VNM có tương quan tỷ lệ thuận với khối lượng giao dịch của nó trong quá khứ với độ trễ thời gian bằng 2 và 3. Điều này có nghĩa là khi giá cổ phiếu VNM tăng lên hoặc giảm đi ở phiên thứ t thì sau đó 2 và 3 phiên khối lượng giao dịch cũng sẽ tăng lên hoặc giảm đi tương ứng. Một cách cụ thể, kết quả phân tích hồi quy chỉ ra rằng khi giá cổ phiếu tăng lên 1% ở phiên thứ t thì sau đó 2 và 3 phiên khối lượng giao dịch sẽ tăng lên tương ứng là 2,71% và 3,28%. Mối quan hệ tỷ lệ thuận này có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 5% và 1%.



Kết luận

Bài viết này nghiên cứu mối quan hệ nhân quả giữa giá và khối lượng giao dịch của 5 cổ phiếu có vốn hóa thị trường lớn nhất trên HOSE (STB, VNM, DPM, PVD và VIC). Sử dụng kiểm định Granger, kết quả nghiên cứu cho thấy rằng mối quan hệ nhân quả giữa giá và khối lượng giao dịch không tồn tại ở các cổ phiếu STB, DPM, PVD và VIC. Tuy nhiên, mối quan hệ tác động qua lại (bi-directional causality) giữa giá và khối

(tiếp theo trang 31)

lượng giao dịch lại tìm thấy ở cổ phiếu VNM. Điều này có nghĩa là, sự thay đổi giá của cổ phiếu VNM trong quá khứ sẽ ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch ở hiện tại và ngược lại khối lượng cổ phiếu trong quá khứ sẽ dẫn đến sự thay đổi của giá cổ phiếu ở hiện tại ■

(tiếp theo trang 31)

đào tạo cung cấp kiến thức mới trên cơ sở nhà nước và doanh nghiệp cùng chia sẻ kinh phí. Có thể mời thêm các chuyên gia nổi tiếng về vấn đề thương hiệu trên thế giới tham gia vào các chương trình đào tạo này. Bên cạnh đó, Nhà nước cũng cần cung cấp thông tin, tư vấn cho các doanh nghiệp nói chung về xây dựng và quảng bá thương hiệu đồng thời đẩy mạnh phổ biến kiến thức về thương hiệu trong cộng đồng doanh nghiệp, đưa thương hiệu trở thành một phần quan trọng trong văn hóa kinh doanh.

Nâng cao nhận thức về thương hiệu là một vấn đề cấp thiết hàng đầu của các NHTM Việt Nam hiện nay. Tuy nhiên, một vấn đề không kém phần quan trọng nữa là phải làm sao đưa được nhận thức đó thành hành động thiết thực, thể

hiện qua chiến lược đầu tư phát triển thương hiệu của từng ngân hàng.

Tóm lại, thương hiệu là tài sản vô hình rất quý giá đối với các doanh nghiệp Việt Nam nói chung và các NHTM Việt Nam nói riêng. Để có thể tồn tại và phát triển được trong một môi trường cạnh tranh gay gắt như hiện nay, bên cạnh sự nỗ lực phấn đấu về mọi mặt, các NHTM Việt Nam phải tạo dựng được một thương hiệu mạnh, thật sự có uy tín không chỉ ở trong nước mà cả ở nước ngoài ■

Tài liệu tham khảo

- Chen, Gong-Meng, Michael Firth and Oliver M. Rui (2001) *The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility*, *The Financial Review*, 38, 153-174.
- Gunduz, Lokman and Abdulkasser Hatemi-J (2005) *Stock price and volume relation in emerging markets*, *Emerging Markets Finance and Trade*, 41, 29-44.
- Hamada, Craig and Jonathan D. Jones (1994) *Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation*, *Journal of Finance*, 49, 1639-1654.
- Huber, Peter (1997) *Stock market returns in thin markets: Evidence from the Vienna Stock Exchange*, *Applied Financial Economics*, 7, 469-482.
- Lee, Bong-Soo and Oliver M. Rui (2002) *The dynamic relation between stock returns, trading volume: Domestic and cross-country evidence*, *Journal of Banking and Finance*, 26, 51-78.
- Lee, Cheng F. and Oliver M. Rui (2000) *Does trading volume contain information to predict stock returns? Evidence from China's stock market*, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 14, 341-360.
- MacKinnon, J. (1991) *Critical values for cointegration tests*, in *Long-run economic relationships readings in cointegration* (Ed.) Engle, R. and C. Granger, Oxford University Press, New York.
- Markkinen, Teppo, Vesa Puttonen, Martti Luoma and Timo Rothovius (1984) *The linear and non-linear dependence of stock returns and trading volume in the Finnish stock market*, *Applied Financial Economics*, 4, 159-169.
- Mousa, Imad A. and Nabeel E. Al-Loughani (1996) *Testing the price-volume relation in emerging Asian stock markets*, *Journal of Asian Economics*, 8, 407-422.
- Sastropo, Kemal and Laura T. Starks (1998) *The stock price-volume relationship in emerging stock markets: the case of Latin America*, *International Journal of Forecasting*, 14, 215-225.

Tài liệu tham khảo:

1. PGS. TS. Vũ Chí Lộc, ThS. Lê Thị Thu Hà (2007), *Xây dựng và phát triển thương hiệu*, NXB Lao động - Xã hội, Hà Nội.
2. Nguyễn Quốc Thịnh - Nguyễn Thành Trung (2004), *Thương hiệu với nhà quản lý*, NXB Chính trị quốc gia, Hà Nội.