Mã số: 322

Ngày nhận: 7/10/2016
Ngày gửi phản biện lần 1: 24/10/2016
Ngày gửi phản biện lần 2:

Ngày hoàn thành biên tập: 18/1/2017

Ngày duyệt đăng: 18/1/2017

KIỂM ĐỊNH MỐI QUAN HỆ NHÂN QUẢ GIỮA KHỐI LƯỢNG CỔ PHIẾU GIAO DỊCH CỦA NHÀ ĐẦU TƯ NƯỚC NGOÀI VÀ SỰ BIẾN ĐỘNG CỦA CHỈ SỐ VN30

Trương Đông Lộc[1]
Mai Quốc Việt[2]

Tóm tắt

Mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch của nhà đầu tư nước ngoài (NĐTNN) và sự biến động của chỉ số VN30. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm chuỗi chỉ số VN30 và khối lượng cổ phiếu giao dịch ròng của NĐTNN theo thời gian với tần suất ngày được thu thập trong khoảng thời gian từ 06/02/2012 đến 22/07/2015. Kết quả kiểm định Granger cho thấy sự biến động của chỉ số VN30 có tác động đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN. Ở chiều ngược lại, khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN cũng có ảnh hưởng đến sự biến động của chỉ số VN30. Như vậy, mối quan hệ giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch của NĐTNN và sự biến động của chỉ số VN30 là mối quan hệ tác động qua lại lẫn nhau (bi-directional causality).

Từ khóa: *Chỉ số VN30, khối lượng giao dịch, nhà đầu tư nước ngoài*

Abstract

The objective of this study is to test the casual relations between trading volume of foreign investors and changes in VN30-Index. The data used in this study include daily series of the VN30-Index and net trading volume of foreign investors over the period from February 6th, 2012 to July 22nd 2015. Results derived from the Granger tests reveal that changes in the VN30-Index have effects on net trading volume of foreign investors. In the opposite direction, empirical results show that net trading volume of foreign investors has also impacts on VN30-Index changes. Therefore, the relation between trading volume of foreign investors and VN30-Index changes is the bi-directional causality.

Key words: *VN30-Index, trading volume, foreign investors.*

1. Giới thiệu

[1] PGS,TS Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ, email: tdloc@ctu.edu.vn
[2] ThS Trường Đại học Cửu Long, email: mqviet@gmail.com

Trong những năm gần đây, thị trường chứng khoán Việt Nam đã có sự phát triển khá ấn tượng xét trên khía cạnh khối lượng giao dịch, vốn hóa thị trường, số lượng công ty niêm yết và số lượng nhà đầu tư tham gia vào thị trường (số lượng tài khoản giao dịch chứng khoán). Theo số liệu thống kê từ Trung tâm Lưu ký Chứng khoán, tính đến ngày 31/5/2016, số lượng tài khoản giao dịch chứng khoán của nhà đầu tư trong nước là 1.609.554 (1.602.566 tài khoản của nhà đầu tư cá nhân và 6.988 tài khoản của nhà đầu tư tổ chức) và số lượng tài khoản giao dịch chứng khoán của NĐTNN là 18.382. Các nhà đầu tư cá nhân trong nước chủ yếu là các nhà đầu tư nhỏ và đây là nhóm đối tượng mà quyết định đầu tư của họ bị chi phối rất lớn bởi yếu tố tâm lý. Điều này có ảnh hưởng rất lớn đến khối lượng cổ phiếu giao dịch và chỉ số thị trường. Ngược lại, các NĐTNN chủ yếu là các quỹ đầu tư và nhà đầu tư chuyên nghiệp với quy mô vốn đầu tư lớn. Vì vậy, các NĐTNN giữ một vai trò đặc biệt quan trọng đối với sự phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam.

Theo nhận định của nhiều chuyên gia chứng khoán, khối lượng cổ phiếu giao dịch của các NĐTNN có ảnh hưởng nhất định đến giá của các cổ phiếu trên thị trường nói riêng và chỉ số thị trường nói chung. Nhận định này được dựa trên cơ sở là khối lượng cổ phiếu giao dịch của các NĐTNN thường được xem như là một chỉ số tham khảo của nhiều nhà đầu tư nhỏ lẻ trong nước nên nó ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của họ. Ngược lại, sự biến động của chỉ số thị trường có thể ảnh hưởng đến quyết định đầu tư và vì vậy ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch của các NĐTNN. Mục tiêu của nghiên này là kiểm định giả thuyết về mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch của NĐTNN trên Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và sự biến động của chỉ số VN30. Kết quả của nghiên cứu này là bằng chứng khoa học có giá trị giúp các nhà đầu tư nhỏ lẻ có quyết định hợp lý hơn trong đầu tư, qua đó góp phần ổn định và phát triển một cách bền vững thị trường chứng khoán Việt Nam. 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.

2. Tổng quan tài liệu

Mối quan hệ giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu đã nhận được sự quan tâm của nhiều nhà kinh tế tài chính trong những thập niên qua. Những nghiên cứu đầu tiên về mối quan này chủ yếu tập trung vào mối quan hệ tại một thời điểm (contemporaneous relationship) giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu (Wood và các cộng sự, 1985; Harris và Gurel, 1986; Karpoff, 1987; Gallant và các cộng sự, 1992). Phần lớn các nghiên cứu này đều chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu.

Trong những năm gần đây, mối quan hệ nhân quả (causal relation) giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu đã được nghiên cứu rộng rãi ở cả 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). Cụ thể là, ở thị trường chứng khoán Newyork, Hiemstra và Jones (1994) đã chỉ ra rằng có mối quan hệ tác động qua lại giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu 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 mối quan hệ

nhân quả giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu tồn tại ở thị trường chứng khoán Thuỵ 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 khối lượng giao dịch và giá của các cổ phiếu trên 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) đã tìm thấy sự thay đổi của giá cổ phiếu có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch ở hai Sở Giao dịch chứng khoán Thượng Hải và Thẩm Quyến. Ở khu vực Châu Mỹ La Tinh, Saatcioglu và Starks (1998) cung cấp những bằng chứng về mối quan hệ nhân quả giữa khối lương cổ phiếu giao dịch và sự thay đổi giá cổ phiếu ở thị trường chứng khoán Colombia và Venezuela. Ngoài ra, nghiên cứu này còn chỉ ra rằng sự thay đổi 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 ảnh hưởng đến sự thay đổi giá cổ phiếu ở thị trường chứng khoán Brazil và Mexico. Liên quan đến các thị trường chứng khoán mới nổi ở khu vực Châu Âu, Gunduz và Hatemi-J (2005) đã ghi nhận có sự tác động qua lại giữa khối lượng giao dịch và giá cổ phiếu ở thị trường chứng khoán Hungary và Ba Lan. Gunduz và Hatemi-J (2005) cũng đã chỉ ra rằng sự thay đổi giá cổ phiếu tạo ra sự thay đổi khối lượng giao dịch ở thị trường chứng khoán Nga và Thổ Nhĩ Kỳ. Tuy nhiên, không có mối quan hệ nào giữa khối lượng giao dịch và giá cổ phiếu được tìm thấy ở thị trường chứng khoán Cộng hoà Séc.

Liên quan đến mối quan hệ giữa khối lượng giao dịch của NĐTNN và sự thay đổi chỉ số giá thị trường, Griffin và các cộng sự (2004) đo lường mối quan hệ giữa khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN với sự thay đổi của chỉ số giá trên thị trường chứng khoán ở các nước Indonesia, Korea, Phillipines, Taiwan, Thailand, India, Sri Lanka, Slovenia and South Africa. Kết quả nghiên cứu cho thấy khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN có mối tương quan thuận với sự thay đổi của chỉ số thị trường. Inoue (2009) kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN và sự thay đổi chỉ số giá thị trường ở India. Nghiên cứu này đã tìm thấy ảnh hưởng của sự thay đổi chỉ số thị trường đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN, nhưng lại không tìm thấy ảnh hưởng của khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN đến sự thay đổi chỉ số thị trường. Trong một nghiên cứu khác, Kim và các cộng sự (2009) nghiên cứu ảnh hưởng của NĐTNN đến thị trường chứng khoán Korea. Sử dụng dữ liệu thời gian theo tần suất ngày (daily series) trong giai đoạn 1955-2006, các tác giả đã tìm thấy các bằng chứng để kết luận rằng khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN không ảnh hưởng đến sự thay đổi của chỉ số thị trường. Mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng giao dịch của NĐTNN và sự thay đổi chỉ số thị trường trên Sở Giao dịch chứng khoán Istanbul đã được kiểm định bởi Sevil và các cộng sự (2012). Sử dụng số liệu thời gian theo tần suất tháng (monthly series) trong giai đoạn 2006-2010, nghiên cứu này đã chỉ ra rằng khối lượng giao dịch của NĐTNN có ảnh hưởng đến sự thay đổi của chỉ

số thị trường, nhưng sự thay đổi của chỉ số thị trường không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch của NĐTNN.

Ở Việt Nam, Trương Đông Lộc và Trương Văn Vũ (2012) kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu niêm yết trên HOSE. Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm chuỗi chỉ số VN-Index và khối lượng cổ phiếu giao dịch theo thời gian với tần suất tuần (weekly series) được thu thập trong khoảng thời gian từ ngày 27/08/2000 đến ngày 12/05/2010. Sử dụng kiểm định Granger, kết quả nghiên cứu cho thấy khối lượng giao dịch không có ảnh hưởng đến sự thay đổi của chỉ số VN-Index. Tuy nhiên, ở chiều ngược lại sự thay đổi của chỉ số VN-Index lại có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch. Ngoài ra, Trương Đông Lộc và Đặng Thị Thùy Dương (2011) đã kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng giao dịch của NĐTNN và sự biến động của chỉ số thị trường trên Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội trong giai đoạn từ 5/6/2006 đến 31/12/2009. Sử dụng kiểm định Granger, kết quả nghiên cứu cho thấy sự thay đổi của chỉ số HNX-Index có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN. Tuy nhiên, ở chiều ngược lại khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN lại không có ảnh hưởng đến sự thay đổi của chỉ số HNX-Index.

Tóm lại, nhiều nghiên cứu thực nghiệm được thực hiện ở cả các thị trường chứng khoán phát triển và mới nổi đã tìm thấy mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng giao dịch và sự thay đổi giá của các cổ phiếu. Trên thị trường chứng khoán Việt Nam, do phần lớn các nhà đầu tư là cá nhân nhỏ lẻ và tính minh bạch về thông tin chưa cao nên khối lượng giao dịch của các NĐTNN thường được xem như là một chỉ báo tham khảo của nhiều nhà đầu tư cá nhân trong nước trước khi đưa ra quyết định đầu tư. Vì vậy, khối lượng giao dịch của các NĐTNN có thể có mối quan hệ nhất định với sự thay đổi giá của các cổ phiếu trên thị trường. Giả thuyết này sẽ được kiểm định ở các nội dung tiếp theo.

3. Số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu

3.1. Số liệu sử dụng

Số liệu được sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm chuỗi chỉ số VN30 và khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN theo thời gian với tần suất ngày (daily series). Các chuỗi dữ liệu này được thu thập trong khoảng thời gian từ 06/02/2012 (ngày bắt đầu áp dụng chỉ số VN30) đến 22/7/2015. Khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN được thu thập là tổng khối lượng giao dịch mua trừ tổng khối lượng giao dịch bán trong phiên. Chỉ số VN30 được sử dụng trong nghiên cứu này là chỉ số đóng cửa thị trường hàng ngày. Trên cở sở chỉ số đóng cửa này, sự biến động của chỉ số VN30 (lợi suất thị trường) được tính như sau:

$$RVN30_t = Log(VN30_t) - Log(VN30_{t-1}) = Log(VN30_t/VN30_{t-1})$$

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Để kiểm định giả thuyết về mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch ròng của NĐTNN và sự biến động của chỉ số VN30, kiểm định Granger (Granger test) được sử dụng trong nghiên cứu này. Kiểm định Granger yêu cầu các chuỗi dữ liệu phải có tính dừng (stationary). Vì vậy, trước khi sử dụng kiểm định Granger, kiểm định nghiệm đơn vị (unit root test) được sử dụng để kiểm tra tính dừng của các chuỗi dữ liệu này.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Để kiểm tra tính dừng của các chuỗi dữ liệu nghiên cứu, trong nghiên cứu này nhóm tác giả sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dickey Fuller). Phương trình của kiểm định ADF có dạng như sau:

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

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

Mô hình (2) khác với mô hình (1) là có thêm biến xu hướng về thời gian δ_t. Các ký hiệu trong mô hình (1) và (2) được giải thích như sau:

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

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

k: chiều dài độ trễ về thời gian (lag time);

ε_t: nhiễu trắng.

Vì kết quả của kiểm định ADF rất nhạy cảm tới việc 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 lựa chọn 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 trong nghiên cứu nhằm để xác định mối quan hệ nhân quả giữa hai biến số nào đó. Phương trình hồi quy trong kiểm định Granger có dạng như sau:

$$\begin{cases} Y_t = \alpha_0 + \sum_{l=1}^{k} \beta_l Y_{t-l} + \sum_{l=1}^{k} \delta_l X_{t-l} + \varepsilon_t & (3) \\ X_t = \alpha_1 + \sum_{l=1}^{k} \phi_l X_{t-l} + \sum_{l=1}^{k} \rho_l Y_{t-l} + v_t & (4) \end{cases}$$

- Nếu δ_l khác không và có ý nghĩa thống kê, nhưng ρ_l 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_l không có ý nghĩa thống kê, nhưng ρ_l 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_l và ρ_l 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_l và ρ_l đều không có ý nghĩa thống kê thì chúng ta kết luận rằng X và Y là độc lập với nhau.

Trong nghiên cứu này, Y là khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN trên HOSE và X là sự biến động của chỉ số VN30. Chiều dài độ trễ (k) trong kiểm định Granger cũng được lựa chọn dựa trên tiêu chuẩn AIC.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu

Như đã trình bày ở trên, số liệu được sử dụng trong nghiên cứu này chủ yếu là chỉ số VN30 và khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN theo thời gian với tần suất ngày. Kết quả thống kê mô tả liên quan đến hai biến số này được trình bày chi tiết ở Bảng 1.

Bảng 1: Thống kê mô tả các chỉ tiêu liên quan đến mẫu nghiên cứu

Chỉ tiêu	Số quan sát	Thấp nhất	Trung bình	Cao nhất	Độ lệch chuẩn
VN30-Index (điểm)	861	441,50	565,00	689,30	62,08
Khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN (1.000 cổ phiếu)	861	(27.587)	773	24.368	4.344

Nguồn: Thống kê từ các số liệu được công bố trên website của HOSE

Kết quả thống kê được trình bày ở bảng trên cho thấy chỉ số VN30 trong giai đoạn nghiên cứu có sự biến động khá lớn. Cụ thể là, chỉ số này đã dao động trong khoảng từ 441,5 điểm đến 689,3 điểm. Tương tự, khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN cũng có sự biến động rất lớn trong giai đoạn nghiên cứu. Khối lượng giao dịch ròng bình quân của các NĐTNN trong giai đoạn nghiên cứu là 773 nghìn cổ phiếu/phiên giao dịch, nhưng độ lệch chuẩn của chỉ tiêu này lại lên đến 4.344 nghìn.

4.2. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Do kiểm định Granger (1969) yêu cầu các chuỗi số liệu quan sát phải có tính dừng (stationary), nên trước khi thực hiện kiểm định Granger, kiểm định nghiệm đơn vị phải được thực hiện như là một điều kiện bắt buộc. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF có và không có xu hướng về thời gian cho các chuỗi số liệu nghiên cứu được trình bày ở Bảng 2.

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF

Chuỗi dữ liệu	Không có xu hướng thời gian	Có xu hướng thời gian
Khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN (k=2)	-11,62[a]	-11,66[a]
RVN30 (k=8)	-9,87[a]	-9,87[a]

[a] : *Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Kết quả kiểm định ADF cho thấy giả thuyết H_0 về tính không dừng (non-stationary) của cả 2 chuỗi dữ liệu nghiên cứu đều bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này cho phép nhóm tác giả

kết luận rằng chuỗi khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN và chuỗi biến động của chỉ số VN30 (RVN30) là có tính dừng. Điều này có nghĩa là hai chuỗi dữ liệu này thoả mãn điều kiện của kiểm định Granger.

Để thực hiện kiểm định Granger, bên cạnh việc kiểm tra tính dừng của chuỗi nghiên cứu, nhóm tác giả còn phải xác định được chiều dài độ trễ (k) thích hợp cho các biến số trong mô hình. Trong nghiên cứu này, chiều dài độ trễ (k) thích hợp nhất cho mô hình Granger được xác định theo tiêu chuẩn AIC là 3.

4.3. Kết quả kiểm định Granger

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 khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN và sự biến động của chỉ số VN30. Kết quả kiểm định Granger được trình bày ở Bảng 3.

Bảng 3: Kết quả kiểm định Granger

Giả thuyết (H_0)	Giá trị thống kê F	Độ trễ (k)	Kết luận
Sự biến động của chỉ số VN30 không có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN trên HOSE.	3,73[b]	3	Bác bỏ giả thuyết H_0
Khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN trên HOSE không có ảnh hưởng đến sự biến động của chỉ số VN30.	2,44[c]	3	Bác bỏ giả thuyết H_0

[b,c]: Có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 5% và 10%.

Kết quả kiểm định Granger cho thấy giả thuyết H_0 cho rằng sự biến động của chỉ số VN30 không có ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN trên HOSE bị bác bỏ ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Điều này có nghĩa là sự biến động của chỉ số VN30 có tác động đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN với độ trễ về thời gian là 3 phiên giao dịch. Tương tự, giả thuyết H_0 là khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN không có ảnh hưởng đến sự biến động của chỉ số VN30 cũng bị bác bỏ ở mức ý nghĩa thống kê 10%. Việc bác bỏ giả thuyết H_0 cho phép các tác giả kết luận rằng khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN có ảnh hưởng đến sự biến động của chỉ số VN30. Như vậy, mối quan hệ giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch ròng của NĐTNN và sự biến động của chỉ số VN30 là mối quan hệ nhân quả hai chiều (bi-directional causality).

4.4. Ảnh hưởng của sự biến động chỉ số VN30 đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN

Trên cơ sở kết quả kiểm định Granger ở trên, nhóm tác giả thực hiện một bước tiếp theo là xác định mức độ ảnh hưởng của sự biến động chỉ số VN30 đến khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN trên HOSE với các độ trễ khác nhau (k=1, k=2 và k=3) bằng phương pháp phân tích hồi quy. Phương trình hồi quy được sử dụng trong phần này có dạng như sau:

$$Y_t = \alpha + \sum_{k=1}^{3} \beta_l Y_{t-k} + \sum_{k=1}^{3} \delta_l X_{t-k} + \varepsilon_t$$

trong đó:

Y_t: Khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN ở phiên thứ t

X_t: Sự biến động của chỉ số VN30 (RVN30) ở phiên thứ t

k: Chiều dài độ trễ về thời gian (k=3)

Kết quả phân tích hồi quy được trình bày ở Bảng 4 cho thấy khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN ở hiện tại có tương quan thuận với khối lượng giao dịch ròng của chính họ với độ trễ k=1, k=2 và k=3. Điều này có nghĩa là nếu khối lượng giao dịch ròng của các NĐTNN tăng ở phiên hiện tại thì nó đã tăng liên tục ở 3 phiên liền kề trước đó. Cụ thể là, nếu khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN ở phiên trước tăng thêm 1 triệu cổ phiếu thì khối lượng giao dịch ròng của họ ở phiên liền kề sau đó sẽ tăng thêm 0,28 triệu cổ phiếu. Tương tự, nếu khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN ở 2 phiên trước đó tăng thêm 1 triệu cổ phiếu thì khối lượng giao dịch ròng của họ ở phiên hiện tại sẽ tăng thêm 0,11 triệu cổ phiếu. Tất cả các mối tương quan này đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Ngoài ra, kết quả phân tích hồi quy được trình bày ở Bảng 4 còn cho thấy sự biến động của chỉ số VN30 có mối tương quan thuận với khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN với độ trễ về thời gian là 1 phiên. Điều này có nghĩa là khi chỉ số VN30 ở phiên trước tăng thì khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN trên HOSE sẽ tăng ở phiên liền kề sau đó và ngược lại. Cụ thể là, nếu chỉ số VN30 tăng 1% ở phiên trước thì khối lượng giao dịch ròng của các NĐTNN ở phiên liền kề sau đó sẽ tăng 833.725 cổ phiếu. Về mặt thống kê, mối tương quan này có ý nghĩa ở mức 1%.

Bảng 4: Kết quả phân tích hồi quy

Biến số	Hệ số hồi quy	Giá trị thống kê t
Hằng số	3.674,83	2,63[a]
Y(-1)	0,28	8,15[a]
Y(-2)	0,11	3,22[a]
Y(-3)	0,10	2,84[a]
X(-1)	833.725	2,96[a]
X(-2)	394.337	1,40
X(-3)	-162.927	-0,58
Số quan sát	857	
R^2	0,17	
Giá trị thống kê F	28,76[a]	

[a]: Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Y(-1), Y(-2), Y(-3): Khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN lần lượt ở các độ trễ 1, 2 và 3.

X(-1), X(-2), X(-3: Sự biến động của chỉ số VN30 lần lượt ở các độ trễ 1, 2 và 3.

5. Kết luận

Nghiên cứu này kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch của NĐTNN và sự biến động của chỉ số VN30 (một trong hai chỉ số được sử dụng chính thức trên HOSE). Kết quả kiểm định Granger cho thấy sự biến động của chỉ số VN30 có tác động đến

khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN với độ trễ về thời gian là 3 phiên giao dịch. Ở chiều ngược lại, kết quả kiểm định Granger cũng cho thấy khối lượng giao dịch ròng của NĐTNN có ảnh hưởng đến sự biến động của chỉ số VN30 với độ trễ về thời gian là 3. Như vậy, mối quan hệ giữa khối lượng cổ phiếu giao dịch của nhà đầu tư nước ngoài và sự biến động của chỉ số VN30 là mối quan hệ nhân quả hai chiều. Ngoài ra, kết quả phân tích hồi quy còn chỉ ra rằng khi chỉ số VN30 tăng 1% ở phiên trước thì khối lượng giao dịch ròng của các nhà đầu tư nước ngoài ở phiên liền kề sau đó sẽ tăng 833.725 cổ phiếu với mức ý nghĩa thống kê 1%.

Tài liệu tham khảo

1. Chen, G.M., Firth, M. and Rui, O.M. (2001), "The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility", *The Financial Review,* 38, pp. 153-174.

2. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time-series with a unit root", *Econometrica,* 49, pp. 1057-1072.

3. Gallant, A.R., Rossi, P.E. and Tauchen, G. (1992), "Stock prices and volume", *The Review of Financial Studies,* 5, pp. 199-242.

4. Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Crose Spectral Methods", *Econometrica,* 37, pp. 428-438.

5. Griffin, J.M., Nardari, F. and Stulz, R.M. (2004), "Are daily cross-border equity flows pushed or pulled?", *The MIT Press Review of Economics and Statistics*, 86(3), pp. 641-657.

6. Gunduz, L. and Hatemi-J, A. (2005), "Stock price and volume relation in emerging markets", *Emerging Markets Finance and Trade,* 41, pp. 29-44.

7. Harris, L. and Gurel, E. (1986), "Price and volume effects associated with changes in the S&P 500 list: New evidence for the existence of price pressures", *Journal of Finance,* 41, pp. 815-829.

8. Hiemstra, C. and Jones, J.D. (1994), "Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation", *Journal of Finance,* 49, pp. 1639-1664.

9. Inoue, T. (2008), "The causal relationships in mean and variance between stock returns and foreign institutional investment in India", *The Journal of Applied Economic Research*, 3(4), pp. 319-338.

10. Karpoff, J.M. (1987), "The relation between price changes and trading volume: A survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* 22, pp. 109-126.

11. Kim, J., Landi, J. and Yoo, S.S. (2009), "Inter-temporal examination of the trading activities of foreign investors in the Korean stock market", *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, pp. 243-256.

12. Lee, B.S. and Rui, O.M. (2002), "The dynamic relation between stock returns, trading volume: Domestic and cross-country evidence", *Journal of Banking and Finance,* 26, pp. 51-78.

13. Lee, C.F. and Rui, O.M. (2000), "Does trading volume contain information to predict stock returns? Evidence from China's stock markets", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 14, pp. 341-360.

14. MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Value for Cointegration tests' trong R.F. Engle và C.W.J Granger: Long- Run Economic Relationships: Readings in Cointegration", *Oxford University Press*, pp. 267-276.

15. Martikainen, T., Puttonen, V., Luoma, M. and Rothovius, T. (1994), "The linear and non-linear dependence of stock returns and trading volume in the Finnish stock market", *Applied Financial Economics*, 4, pp. 159-169.

16. Moosa, I.A. and Al-Loughani, N.E. (1996), "Testing the price-volume relation in emerging Asian stock markets", *Journal of Asian Economics*, 6, pp. 407-422.

17. Saatcioglu, K. and Starks, L.T. (1998), "The stock price-volume relationship in emerging stock markets: the case of Latin America", *International Journal of Forecasting*, 14, pp. 215-225.

18. Sevil, G., Özer, M. and Kulalı, G. (2012), "Foreign Investors and Noise Trade in Istanbul Stock Exchange", *International Journal of Business and Social Science*, 3(4), pp. 93-101.

19. Trương Đông Lộc, Đặng Thị Thùy Dương (2011), "Mối quan hệ giữa HNX-Index và khối lượng cổ phiếu giao dịch của nhà đầu tư nước ngoài", *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 62, trang 4-8.

20. Trương Đông Lộc và Trương Văn Vũ (2012), "Mối quan hệ giữa chỉ số giá thị trường và khối lượng cổ phiếu giao dịch trên HOSE". *Kỷ yếu Hội thảo: Phát triển kinh tế - xã hội vùng đồng bằng sông Cửu Long*, trang 133-143.

21. Wood, R. A., McInish, T. H. and Ord, J. K. (1985), "An investigation of transactions data for NYSE stocks", *Journal of Finance*, 60, pp. 723-739.