

PHÂN TÍCH THỰC NGHIỆM ẢNH HƯỞNG CỦA BIẾN SỐ VĨ MÔ ĐẾN CHỈ SỐ GIÁ THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

ThS. Nguyễn Hữu Tuấn
CTCP Chứng khoán Sài Gòn

Thị trường chứng khoán (TTCK) chịu tác động của nhiều yếu tố trong đó có các biến số vĩ mô như giá trị sản lượng công nghiệp, cung tiền, lạm phát... Bằng mô hình định lượng nghiên cứu này đo lường mức độ ảnh hưởng của các biến số vĩ mô là cung tiền, lãi suất, tỷ giá, lạm phát và sản lượng công nghiệp đến chỉ số giá TTCK Việt Nam giai đoạn 2005-2010. Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật kiểm định đồng liên kết để đo lường mối quan hệ giữa các biến trong dài hạn. Khi các chuỗi dữ liệu không dừng và tồn tại mối quan hệ đồng liên kết thì mô hình hiệu chỉnh sai số dạng véc tơ (VECM) giúp theo dõi mối quan hệ cân bằng dài hạn. Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) được sử dụng để xác định mối quan hệ giữa các biến trong ngắn hạn. Kết quả phân tích định lượng cho thấy trong dài hạn cung tiền M2 có mối quan hệ cùng chiều với chỉ số giá chứng khoán (GCK), lạm phát (CPI) có mối quan hệ ngược chiều với chỉ số GCK trong mức ý nghĩa thống kê. Trong ngắn hạn VNI chịu ảnh hưởng bởi chính nó với tương quan cùng chiều, hệ số tương quan có ý nghĩa thống kê ở mức $\alpha = 5\%$. Hệ số tương quan của các biến số vĩ mô trong ngắn hạn giới hạn ở 1 bước trễ với chỉ số GCK không có ý nghĩa thống kê. Trong trường hợp có cú sốc từ các yếu tố vĩ mô đến chỉ số GCK thì quá trình điều chỉnh về mức cân bằng khá chậm.

Giới thiệu

Trong ngắn hạn, GCK chịu ảnh hưởng của nhiều nhân tố trong đó nhân tố kinh tế là những nhân tố ảnh hưởng trực tiếp đến chứng khoán như lợi nhuận doanh nghiệp, tỷ suất sinh lời nội bộ, quyết định chi trả cổ tức, chỉ số P/E, EPS... và những nhân tố vĩ mô ảnh hưởng gián tiếp như tăng trưởng kinh tế, lạm phát, lãi suất, tỷ giá, cung tiền tệ, giá xăng dầu, giá vàng, ảnh hưởng chính sách thuế của Chính phủ. Tác động của các nhân tố kinh tế lên GCK không

giống nhau giữa các thị trường nên mỗi nước thường có những nghiên cứu thực nghiệm để đánh giá tác động của từng nhóm yếu tố kinh tế đến chỉ số GCK. Nhóm nhân tố các biến số vĩ mô thường được các nhà nghiên cứu quan tâm, một số nghiên cứu giải thích mối quan hệ giữa biến số vĩ mô với GCK tại các thị trường phát triển như Mỹ, Nhật và châu Âu đã được thực hiện như Chen và các đồng sự (1986), Chen và Nai-Fu (1991), Mukherjee và Naka (1995), Gjerde và Saettem (1999), Flannery và Protopapadakis (2002), một

số nghiên cứu khác thực hiện tại các thị trường đang phát triển, đặc biệt là thị trường Đông Á như nghiên cứu của Mookerjee và Yu (1997), Kwon và Shin (1999), Ibrahim và Aziz (2003). Phương pháp bình phương bé nhất hoặc kỹ thuật đồng liên kết được sử dụng để ước lượng cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình thực nghiệm. Phương pháp bình phương bé nhất phù hợp với các chuỗi dữ liệu là chuỗi dừng trong khi thuật đồng liên kết lại phù hợp với đặc điểm dữ liệu dạng chuỗi không dừng. Các biến vĩ mô chính được



đưa vào mô hình bao gồm sản lượng công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng, tỷ giá hối đoái, lãi suất và cung tiền.

TTCK Việt Nam được xem là một trong những TTCK mới nổi của khu vực châu Á. Nghiên cứu này được thực hiện để ước lượng tác động của các biến số vĩ mô đến chỉ số giá TTCK Việt Nam.

Một số nghiên cứu thực nghiệm ảnh hưởng của biến số vĩ mô đến chỉ số GCK

Christopher Gan và các đồng sự, (2006) nghiên cứu các nhân tố vĩ mô tác động đến chỉ số GCK trên TTCK NewZealand giai đoạn tháng 1/1990 đến tháng 1/2003. Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật đồng liên kết đo lường mối quan hệ giữa chỉ số GCK NewZealand (NZSE40) với các biến kinh tế vĩ mô như lạm phát (CPI), tỷ giá hối đoái (EX) lãi suất ngắn hạn (SR), lãi suất dài hạn (LR), tăng trưởng kinh tế (GDP), cung tiền (M1). Tác giả dùng mô hình kiểm định nhân quả Granger để kiểm định mối quan hệ giữa các biến kinh tế vĩ mô trên với chỉ số GCK NZSE40, kết quả cho thấy có mối quan hệ giữa các biến kinh tế vĩ mô như lãi suất ngắn hạn, cung tiền và tăng trưởng kinh tế với chỉ số GCK NZSE40 giai đoạn 1990-2003.

Serkan Yilmaz Kandir (2008) nghiên cứu các biến kinh tế

vĩ mô, đặc điểm của công ty với tỷ suất sinh lời của chứng khoán Thổ Nhĩ Kỳ. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình định lượng với phương pháp bình phương bé nhất để kiểm tra tác động của các biến kinh tế vĩ mô đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu trong khoảng thời gian tháng 7/1997 đến tháng 6/2005. Biến kinh tế vĩ mô sử dụng trong nghiên cứu này là tốc độ tăng trưởng của chỉ số sản xuất công nghiệp, thay đổi chỉ số giá tiêu dùng, tốc độ tăng trưởng cung tiền ngắn hạn, thay đổi tỷ giá, lãi suất, tốc độ tăng trưởng của giá dầu thô quốc tế. Kết quả thực nghiệm cho thấy tỷ giá, lãi suất và tỷ suất sinh lợi của thị trường dường như ảnh hưởng đến tất cả các tỷ suất sinh lợi danh mục đầu tư, trong khi tỷ lệ lạm phát chỉ ảnh hưởng ba trong số mười hai danh mục đầu tư. Mặt khác, giá trị sản xuất công nghiệp, cung tiền và giá dầu dường như không có bất kỳ ảnh hưởng đáng kể nào đến tỷ suất sinh lời của danh mục chứng khoán.

Md. Mohiuddin và các đồng sự (2008) nghiên cứu thực nghiệm mối quan hệ giữa các yếu tố vĩ mô và GCK tại TTCK Dhaka. Trong nghiên cứu này tác giả sử dụng phương pháp ước lượng bình phương bé nhất để kiểm tra mối quan hệ giữa các yếu tố vĩ mô là tỷ lệ lạm phát, tỷ giá, lãi suất, cung tiền và

chỉ số sản lượng công nghiệp với chỉ số GCK Bangladesh. Kết quả nghiên cứu không tìm thấy mối tương quan nào giữa chỉ số GCK Bangladesh với các yếu tố vĩ mô trong mức ý nghĩa thống kê.

Suliaman D. Mohammad và các đồng sự (2009) nghiên cứu tác động các yếu tố vĩ mô đến TTCK Karachi. Trong nghiên cứu này tác giả sử dụng số liệu hàng quý để quan sát các yếu tố vĩ mô bao gồm tỷ giá hối đoái, dự trữ ngoại hối, chỉ số sản xuất công nghiệp, chi tiêu tổng tài sản cố định, cung tiền M2 và chỉ số giá bán buôn tác động đến chỉ số GCK Karachi (Karachi Stock Exchange-KSE) giai đoạn 1986-2007. Trong nghiên cứu này tác giả sử dụng mô hình ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Average) để ước lượng mối quan hệ giữa các biến. Kết quả nghiên cứu cho thấy chỉ số sản xuất công nghiệp, dự trữ ngoại hối, chỉ số giá bán buôn có tác động cùng chiều lên chỉ số GCK trong khi tỷ giá hối đoái, chi tiêu tổng tài sản cố định, lãi suất và cung tiền M2 có tác động nghịch chiều. Tất cả các hệ số tương quan đều có ý nghĩa thống kê ngoại trừ biến chi tiêu tổng tài sản cố định.

Như vậy với các bằng chứng thực nghiệm có thể thấy có thể có hoặc không tồn tại mối tương quan giữa các yếu tố vĩ mô với GCK. Để kiểm chứng mối quan hệ giữa chỉ số giá TTCK Việt Nam với

các biến số vĩ mô tác giả thực hiện mô hình định lượng với kỹ thuật đồng liên kết sẽ được trình bày trong phần tiếp theo.

Nghiên cứu thực nghiệm ảnh hưởng các biến số vĩ mô đến VN-Index

Mô hình nghiên cứu và các kiểm định

Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu được thực hiện dựa trên số liệu thống kê chỉ số GCK của Sở Giao dịch Chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh (HSX) và số liệu thống kê tài chính (IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế. Nghiên cứu sử dụng số liệu thống kê theo tháng và thời gian nghiên cứu từ tháng 1/2005 đến tháng 12/2010, trong thời gian này TTCK trải qua giai đoạn tăng trưởng nhanh (2006-2007) và giảm mạnh của thị trường (2008). Thời gian này cũng là thời điểm chính sách tiền tệ có nhiều thay đổi để ứng phó với khủng hoảng kinh tế và kiềm chế lạm phát.

Các biến vĩ mô được lựa chọn bao gồm: biến giá trị sản lượng công nghiệp - đại diện cho hoạt động kinh tế thực, thay thế cho biến tăng trưởng kinh tế tần suất tháng không có sẵn số liệu thống kê; biến chỉ số giá tiêu dùng - đo lường mức độ lạm phát; biến lãi suất ngắn hạn và cung tiền

M2 đại diện cho biến động trên thị trường tiền tệ; biến tỷ giá VND/USD đại diện cho biến động của thị trường ngoại hối vì USD là ngoại tệ được sử dụng nhiều nhất trong quan hệ ngoại thương của Việt Nam. Các biến trong mô hình đều ở dạng logarit.

Mô hình cụ thể như sau:

$$\text{LnVNI} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnIO} + \beta_2 \text{LnCPI} + \beta_3 \text{LnEx} + \beta_4 \text{LnIR} + \beta_5 \text{LnM2} \quad (1)$$

Trong đó:

β_0 : Hệ số góc đường hồi quy
 $\beta_{1,2,3,4,5}$: Hệ số hồi quy biến độc lập

VNI: Chỉ số giá TTCK Việt Nam, được tính bằng cách lấy chỉ số giá đóng cửa hằng tháng chỉ số VN-Index

IO: Giá trị sản lượng công nghiệp theo thống kê của Tổng cục Thống kê

CPI: Chỉ số giá tiêu dùng theo thống kê của IFS

EX: Tỷ giá hối đoái danh nghĩa song phương VND/USD theo thống kê của IFS

M2: Cung tiền M2 (bao gồm tiền tệ và chuẩn tệ) theo thống kê của IFS

IR: Lãi suất huy động ngân hàng thương mại kỳ hạn 3 tháng theo thống kê của IFS

Xét trong hoàn cảnh của TTCK Việt Nam với mong

muốn giá trị sản lượng công nghiệp và cung tiền M2 tăng sẽ kéo theo sự gia tăng chỉ số GCK nên nghiên cứu mong đợi $\beta_1 > 0$ và $\beta_5 > 0$ trong khi CPI, tỷ giá và lãi suất tăng gây tác động tiêu cực đến chỉ số GCK nên nghiên cứu mong đợi $\beta_2 < 0$, $\beta_3 < 0$, $\beta_4 < 0$.

Để đo lường các nhân tố tác động đến VNI trong mô

hình thực nghiệm, tác giả thực hiện theo các bước sau: (i) Thực hiện việc kiểm định tính dừng và không dừng của các chuỗi thời gian sử dụng trong mô hình thực nghiệm, các chuỗi này đều ở dạng logarit cơ số tự nhiên; (ii) Sử dụng phương pháp phân tích đồng tích hợp của Johansen (1990) để đo lường các mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến (quan hệ đồng liên kết); (iii) Thực hiện khảo sát mối quan hệ động trong ngắn hạn giữa VNI và các nhân tố tác động lên nó. Mô hình điều chỉnh sai số (ECM) được sử dụng nếu tồn tại các mối quan hệ trong dài hạn kể trên.

Ma trận hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình

Bảng 1: Ma trận hệ số tương quan

	LNR	LNLM2	LNIO	LNEX	LCPI
LNR	1.000				
LNLM2	0.567	1.000			
LNIO	0.546	0.874	1.000		
LNEX	0.491	0.835	0.715	1.000	
LCPI	0.639	0.891	0.847	0.839	1.000

Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm Eview 5.1

Bảng 1 cho thấy các hệ số tương quan tuyến tính giữa các biến độc lập trong mô hình đều thấp hơn 0.9 nghĩa là kết hợp giữa các biến giải thích trong mô hình là phù hợp.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Tác giả đã sử dụng phương pháp phổ biến để kiểm định nghiệm đơn vị là phương pháp ADF (Augmented Dickey-Fuller). Kết quả kiểm định (Bảng 2) cho thấy các biến LnVNI, LnIO, LnCPI và LnEX, LnIR, LnM2 là chuỗi thời gian không dừng (không xu hướng) I(0) và chuỗi dừng I(1).

Lựa chọn bước trễ tối ưu

Với sự hỗ trợ của phần mềm Eview 5.1, các chỉ tiêu xác định bước trễ được xác định như Bảng 3. Kết quả Bảng 3 cho thấy số bước trễ tối ưu không đồng nhất giữa các tiêu chuẩn. Nhận thấy TTCK Việt Nam phản ứng rất nhanh với thay đổi chính sách vĩ mô của nhà nước nên nghiên cứu chọn bước trễ tối ưu là một thời kỳ như đề nghị của phương pháp FPE và tiêu chuẩn HQ.

Phân tích cân bằng dài hạn - Kiểm định đồng liên kết

Do các biến số sử dụng trong mô hình hồi quy đều không dừng nên có thể xảy ra khả năng các véc tơ đồng liên kết. Tác giả sử dụng phương

Bảng 2: Tóm tắt kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Biến quan sát	Giá trị ADF	Giá trị tới hạn ở các mức ý nghĩa			Kết luận
		1%	5%	10%	
		LnVNI	-2.191	-3.527	
LnIO	-1.402	-3.544	-2.911	-2.593	Chuỗi không dừng
LnCPI	0.392	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi không dừng
LnIR	-2.506	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi không dừng
LnEX	2.611	-3.526	-2.903	-2.589	Chuỗi không dừng ở mức ý nghĩa 1% và 5%
LnM2	-1.974	-3.526	-2.903	-2.589	Chuỗi không dừng
DLnVNI	-5.591	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi dừng
DLnIO	-6.297	-3.544	-2.911	-2.593	Chuỗi dừng
DLnCPI	-4.532	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi dừng
DLnIR	-4.057	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi dừng
DLnEX	-7.100	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi dừng
DLnM2	-7.447	-3.527	-2.903	-2.589	Chuỗi dừng

Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm Eview 5.1

Bảng 3: Xác định bước trễ tối ưu của mô hình ECM

Bước trễ	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	746.592	NA	5.11E-18	-22.787	-22.587*	-22.708
1	815.220	122.475	1.88e-18*	-23.791	-22.386	-23.237*
2	840.731	40.817	2.67E-18	-23.469	-20.859	-22.439
3	878.109	52.903	2.76E-18	-23.511	-19.697	-22.006
4	924.496	57.093*	2.31E-18	-23.831	-18.813	-21.851
5	955.618	32.558	3.47E-18	-23.681	-17.458	-21.225
6	997.226	35.847	4.45E-18	-23.853*	-16.427	-20.923

* Bước trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn (indicates lag order selected by the criterion)
 LR: Likelihood ratio tại mỗi lần kiểm định (sequential modified LR test statistic (each test at 5% level))
 FPE: Sai số dự báo cuối cùng (Final prediction error)
 AIC: Tiêu chuẩn thông tin Akaike (Akaike information criterion)
 SC: Tiêu chuẩn thông tin Schwarz (Schwarz information criterion)
 HQ: Tiêu chuẩn thông tin Hannan-Quinn (Hannan-Quinn information criterion)
 Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm Eview 5.1

Bảng 4: Tóm tắt kết quả kiểm định đồng liên kết

Kiểm định vết ma trận (Trace)

Giả thuyết H0	Giả thuyết H1	Giá trị riêng của ma trận (Eigenvalue)	Giá trị Trace (Trace Statistic)	Giá trị tới hạn (Critical Value) α=0.01	Giá trị xác suất p (Prob.)
R*= 0	R=1	0.491	118.685	104.961	0.001
R<= 1	R=2	0.3614	72.113	77.819	0.032
R<= 2	R=3	0.273	41.162	54.681	0.184
R<= 3	R=4	0.140	19.144	35.458	0.483
R<= 4	R=5	0.102	8.708	19.937	0.393
R<= 5	R=6	0.018	1.242	6.635	0.265

(*) Bác bỏ giả thuyết H0 (Không tồn tại véc tơ đồng liên kết) ở mức ý nghĩa 1%

Kiểm định giá trị riêng cực đại của ma trận (Maximum Eigenvalue)

Giả thuyết H0	Giả thuyết H1	Giá trị riêng của ma trận (Eigenvalue)	Giá trị Trace (Trace Statistic)	Giá trị tới hạn (Critical Value) α=0.01	Giá trị xác suất p (Prob.)
R*= 0	R=1	0.491	46.572	45.869	0.008
R<= 1	R=2	0.361	30.951	39.370	0.107
R<= 2	R=3	0.273	22.018	32.715	0.219
R<= 3	R=4	0.140	10.435	25.861	0.703
R<= 4	R=5	0.102	7.466	18.520	0.435
R<= 5	R=6	0.018	1.242	6.635	0.265

(*) Bác bỏ giả thuyết H0 (Không tồn tại véc tơ đồng liên kết) ở mức ý nghĩa 1%

Nguồn: Kết quả phân tích từ phần mềm Eview 5.1

pháp Johansen và Juselius (1990) để thực hiện kiểm định giả thuyết này. Kết quả cho thấy cả hai kiểm định mà Johansen và Juselius (1990) đưa ra là kiểm định vết ma trận (Trace) và kiểm định giá trị riêng cực đại của ma trận (maximal eigenvalue) đều bác bỏ giả thuyết không tồn tại véc tơ đồng liên kết và khẳng định có tồn tại ít nhất một mối quan hệ đồng liên kết của các biến trong mô hình (Bảng 4).

Dựa trên các kết quả thu được từ kiểm định đồng liên kết và mô hình VECM chúng ta có hàm hồi quy thể hiện mối quan hệ dài hạn giữa biến VNI với các biến phụ thuộc như sau (số trong ngoặc là giá trị thống kê t):

$$\begin{aligned} \text{LnVNI} = & 12.761 + 0.621\text{LnIO} - 11.977\text{LnCPI} - 1.2989\text{LnEX} \\ & [-1.013] \quad [10.597] \quad [1.102] \\ & - 0.108\text{LnIR} + 4.254\text{LnM2} \quad (2) \\ & [0.504] \quad [-8.152] \end{aligned}$$

Từ kết quả hồi quy (mô hình (2) và kết quả kiểm định giả thuyết về ý nghĩa các hệ số hồi quy trong mô hình (2) có thể giải thích mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô trong mô hình như sau:

Với mức ý nghĩa thống kê $\alpha=10\%$, hệ số thống kê $t=1.667$ nghiên cứu nhận thấy tồn tại mối quan hệ giữa biến VNI với các biến CPI và M2, không tồn tại mối quan hệ giữa biến VNI với các biến IO, EX và IR. Trong điều kiện các yếu tố khác không thay

đổi, sự thay đổi của một biến trong mô hình sẽ làm VNI thay đổi cụ thể như sau :

- Khi CPI tăng 1% VNI giảm 11.977%
- Khi M2 tăng 1% VNI tăng 4.254%

Các hệ số tương quan trong mô hình đều có dấu đúng với kỳ vọng nghĩa là sự gia tăng giá trị sản lượng công nghiệp và cung tiền M2 sẽ tác động tích cực (tương quan thuận) đến chỉ số GCK. Các biến CPI, EX, IR có tác động tiêu cực (tương quan nghịch) đến chỉ số GCK.

Mặc dù hệ số hồi quy các biến IO, EX và IR không có ý nghĩa thống kê nhưng lại là những biến quan trọng và

dấu hệ số hồi quy của chúng đều phù hợp với kỳ vọng nên nghiên cứu không loại chúng ra khỏi mô hình. Có thể giải thích mối quan hệ giữa các biến trong mô hình như sau:

Với biến số M2, M2 gia tăng thể hiện sự mở rộng về chính sách tiền tệ nên nguồn cung tiền trên thị trường cũng gia tăng. Cả doanh nghiệp và nhà đầu tư có nhiều cơ hội tiếp cận nguồn vốn. Doanh nghiệp dễ dàng vay vốn để mở rộng kinh doanh



nên khả năng tăng thu nhập cũng tăng lên. Nhà đầu tư có thêm nguồn vốn để đầu tư nên cầu về chứng khoán sẽ tăng. Mặt khác khi M2 tăng hàm ý lãi suất trên thị trường tiền tệ sẽ giảm và theo nguyên tắc bình thông nhau giữa thị trường tiền tệ và thị trường vốn lượng tiền nhàn rỗi sẽ dịch chuyển từ thị trường tiền tệ sang TTCK để hưởng mức sinh lời cao hơn.

Với biến CPI, trong thời kỳ lạm phát cao kỳ vọng về nền kinh tế xấu đi. Lạm phát còn làm giảm lượng tiền thực lưu thông trong nền kinh tế khiến cầu về hàng hóa giảm đi, góp phần giảm cầu chứng khoán và GCK giảm. Bên cạnh đó, lạm phát tăng dẫn đến lợi nhuận doanh nghiệp giảm, chi phí của việc phát hành chứng khoán cũng như chi phí của việc giữ tiền và chi phí đầu tư tăng lên ngay khi có lạm phát, còn giá các sản phẩm của doanh nghiệp lại thay đổi chậm hơn. Tất cả điều này làm giảm dòng tiền trong tương lai của



Bảng 5: Kết quả hồi quy mô hình ECM

Biến quan sát	Hệ số tương quan	Thống kê t	Xác suất P (Prob)
DLNVNI _{t-1}	0.405	3.393	0.001
DLNM2	0.465	0.443	0.660
DLNM2 _{t-1}	1.293	1.183	0.242
DLNLR	-0.175	-0.740	0.463
DLNLR _{t-1}	0.282	1.285	0.204
DLNIO	0.004	0.039	0.969
DLNIO _{t-1}	-0.097	-1.026	0.309
DLNEX	0.927	0.483	0.631
DLNEX _{t-1}	2.384	1.269	0.209
DLNCPI	-1.779	-0.831	0.409
DLNCPI _{t-1}	-0.364	-0.157	0.876
EC _{t-1}	-0.182	-3.142	0.003
C	-0.029	-0.621	0.537

$R^2 = 0.336$

DW = 2.061

Nguồn: Kết quả tính toán từ Eview 5.1

doanh nghiệp và làm giảm GCK do cầu giảm.

Phân tích cân bằng ngắn hạn

Để tính toán mức độ tác động của các nhân tố đến biến động của VNI trong ngắn hạn tác giả sử dụng mô hình ECM. Theo Granger (1983 và 1986) khái niệm cân bằng dài hạn chỉ định sự tương đương về mặt thống kê của

bằng dài hạn từ sự vận động ngắn hạn được xác định qua dữ liệu thực tế.

Trong nghiên cứu này, các biến trễ trong mô hình được giới hạn là 1 kỳ theo tiêu chí chọn bước trễ của PPE và HQ, phần hiệu chỉnh sai số là biến EC_{t-1} được lấy từ phương trình (2).

Mô hình cụ thể:

$$DLnVNI_t = \alpha_0 + \alpha_1 DLnVNI_{t-1} + \sum_0^1 \beta_i DLnIO_{t-i} + \sum_0^1 \gamma_i DLnCPI_{t-i} + \sum_0^1 \theta_i DLnEX_{t-i} + \sum_0^1 \epsilon_i DLnIR_{t-i} + \sum_0^1 \delta_i DLnM2_{t-i} + \lambda EC_{t-1}$$

đồng tích hợp. Khi có đồng tích hợp và khi có một cú sốc bất kỳ xảy ra làm mất cân bằng thì sẽ tồn tại quá trình điều chỉnh động ngắn hạn như cơ chế hiệu chỉnh sai số và đưa hệ thống trở lại cân bằng dài hạn. Thực tế cho thấy, đồng tích hợp hàm ý sự tồn tại dạng hàm hiệu chỉnh sai số động trong xem xét quan hệ giữa các biến, do vậy mô hình ECM được sử dụng trong ước lượng sẽ cho phép xác định cân

Kết quả hồi quy cho thấy trong ngắn hạn VNI chịu ảnh hưởng bởi chính nó với tương quan cùng chiều, hệ số tương quan có ý nghĩa thống kê ở mức $\alpha = 5\%$. Hệ số phần điều chỉnh sai số EC_{t-1} của mô hình mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức $\alpha = 5\%$, hệ số số mang dấu âm cho biết: (i) Các nhân tố ở thời kỳ này có chịu ảnh hưởng bởi những bất cân bằng thời kỳ trước; (ii) Hệ số EC_{t-1} đảm bảo mối quan

hệ đồng liên kết đã tìm ra ở phần trước. Hệ số EC_{t-1} có giá trị -0.182 cho thấy tốc độ điều chỉnh về cân bằng khá chậm.

Kết luận

Bằng kỹ thuật đồng liên kết, kết hợp với mô hình VECM và mô hình ECM nghiên cứu đo lường quan hệ các biến số vĩ mô ảnh hưởng đến VN-Index giai đoạn năm 2005-2010. Kết quả nghiên cứu định lượng cho thấy trong ngắn hạn VN-Index của tháng trước sẽ tác động cùng chiều đến VN-Index thời điểm hiện tại ở mức ý nghĩa thống kê $\alpha = 5\%$, hệ số tương quan của các biến số vĩ mô trong ngắn hạn giới hạn ở 1 bước trễ với chỉ số GCK không có ý nghĩa thống kê. Trong trường hợp có cú sốc từ các yếu tố vĩ mô đến chỉ số GCK thì quá trình điều chỉnh về mức cân bằng khá chậm. Trong dài hạn tồn tại mối tương quan thuận giữa giá trị sản lượng công nghiệp và cung tiền M2

với VN-Index và tương quan nghịch giữa các biến chỉ số giá tiêu dùng, lãi suất và tỷ giá với VN-Index, trong đó chỉ số giá tiêu dùng có mức tác động mạnh nhất trong các biến. Tuy nhiên ở góc độ thống kê nghiên cứu chỉ chấp nhận mối tương quan giữa VN-Index với biến chỉ số giá tiêu dùng và biến cung tiền với mức ý nghĩa $\alpha = 10\%$, các biến còn lại không có ý nghĩa thống kê. Mặc dù có nhiều biến hệ số tương quan không có ý nghĩa thống kê nhưng xét về dấu và nếu kết hợp với phân tích mô tả ban đầu thì kết quả mô hình định lượng phù hợp với thực tế của TTCK Việt Nam giai đoạn 2005-2010[■]

Tài liệu tham khảo

1. Phạm Trí Cao, Vũ Minh Châu (2009), *Kinh tế lượng ứng dụng*, Nhà xuất bản Thống kê.
2. Nguyễn Trọng Hoài (2009), *Dự báo và phân tích dữ liệu trong kinh tế và tài chính*, Nhà xuất bản Thống kê.
3. Lê Thị Mai Linh (2003), *Giáo trình Phân tích và đầu tư chứng khoán*, Nhà xuất bản Tài chính.
4. Chen, Nai-Fu (1991), "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy", *Journal of Finance*, Volume : 46 (1991) Issue 2, Pages: 529-54.
5. Chen, Nai-Fu, Richard Roll and Stephen A. Ross (1986), *Economic Forces and the Stock Market*. *Journal of Business*, Volume: 59 Issue: 3, Pages: 383-403.
6. Christopher Gan, Minsoo Lee, Hua Hua Au Yong (2006), Jun Zhang, *Macroeconomic Variables And Stock Market Interactions: New Zealand Evidence*, *Investment Management and Financial Innovations*, Volume 3, Issue 4, 2006.
7. Chung S. Kwon and Tai S. Shin (1999), "Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns", *Global Finance Journal*, Volume 10, Issue 1, Pages 71-81 .
8. Flannery, Mark J. and Aris A. Protopapadakis (2002), "Macroeconomic Factors do Influence Aggregate Stock Returns", *Review of Financial Studies*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=314261.
9. Gjerde, Oystein and Frode Saettem (1999), "Causal Relations Among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Volume 9, Issue 1, Pages 61-74.
10. Ibrahim, Mansor H. and Hassanuddeen Aziz (2003), "Macroeconomic Variables and the Malaysian Equity Market A View Through Rolling Subsamples", *Journal of Economic Studies*, Vol. 30 Iss: 1, pp.6 – 27.
11. Md. Mohiuddin, Md. Didarul Alam and Abdullah Ibneyy Shahid (2008) *An Empirical Study of the Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Price: A Study on Dhaka*.
12. Mokerjee, Rajen and Qiao Yu (1997), "Macroeconomic Variables and Stock Prices in a Small Open Economy: The Case of Singapore", *Pacific-Basin Finance Journal*, Volume 5, Issue 3, Pages 377-388.
13. Mukherjee, Tarun K. and Atsuyuki Naka (1995), "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model", *Journal of Financial Research*, Volume: 18, Issue: 2, Pages: 223-37.
14. Nadeem Sohail And Zakir Husain (2009) *Long-Run And Short-Run Relationship Between Macroeconomic Variables And Stock Prices In Pakistan The Case Of Lahore Stock Exchange*, *Pakistan Economic and Social Review*, Volume 47, No. 2 (Winter 2009), pp. 183-198R.
15. Ramin Cooper Maysami, Lee Chui-in Howe, Mohamad Atkin Hamzah, (2004), *Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-Sector Indices*.
16. Ratneswary V. Rasiyah (2010), *Macroeconomic Activity And The Malaysian Stock Market: Empirical Evidence Of Dynamic Relations*, *The International Journal of Business and Finance Research* , Volume 4 Number 2, 2010.
17. Serkan Yilmaz Kandir (2008), *Macroeconomic Variables, Firm Characteristics and Stock Returns: Evidence from Turkey*, Cukurova University, Faculty of Economics and Administrative Sciences Department of Business, 01330, Adana, Turkey.
18. Suliaman D. Mohammad, Adnan Hussain, Adnan Ali (2009), *Impact of Macroeconomics Variables on Stock Prices: Emperical Evidance in Case of KSE (Karachi Stock Exchange)*, *European Journal of Scientific Research*, ISSN 1450-216X Vol.38 No.1 (2009), pp.96-103.
19. Wing -Keung Wong, Habibullah Khan&Jun Du (2005), *Money, Interest rate and Stock prices: New Evidence from Singapore and the United States*, Working Paper.