

QUAN HỆ GIỮA CÁC YẾU TỐ KINH TẾ VĨ MÔ VÀ BIẾN ĐỘNG THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN - BẰNG CHỨNG NGHIÊN CỨU TỪ THỊ TRƯỜNG VIỆT NAM

Nguyễn Văn Điệp

Trường Đại học Mở thành phố Hồ Chí Minh

TÓM TẮT

Nghiên cứu này nhằm đo lường mối quan hệ của bốn yếu tố kinh tế vĩ mô (chỉ số giá tiêu dùng - mức độ lạm phát, tỷ giá hối đoái VND/USD, cung tiền M2, giá vàng trong nước đến mức độ biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam - thông qua chỉ số giá chứng khoán VN-Index). Kết quả nghiên cứu cho thấy trong dài hạn, giữa chỉ số giá chứng khoán VN-Index với cung tiền M2 và giá vàng trong nước có mối quan hệ tích cực, với lạm phát có mối quan hệ tiêu cực; trong khi đó tỷ giá hối đoái và chỉ số giá chứng khoán không có mối liên hệ nào. Trong ngắn hạn, chỉ số giá chứng khoán hiện tại có mối quan hệ cùng chiều với chỉ số giá chứng khoán tháng trước và quan hệ ngược chiều với tỷ giá hối đoái. Tốc độ điều chỉnh dự kiến chỉ ra rằng, thị trường chứng khoán Việt Nam hội tụ đến trạng thái cân bằng trong dài hạn là chậm (mất khoảng 8 tháng) để đạt đến trạng thái cân bằng dài hạn.

Từ khóa: chỉ số giá chứng khoán, yếu tố kinh tế vĩ mô, biến động

*

1. Cơ sở lý thuyết

1.1. Chỉ số giá chứng khoán

Chỉ số giá chứng khoán là chỉ báo cổ phiếu phản ánh xu hướng phát triển của thị trường cổ phiếu, thể hiện xu hướng thay đổi của giá cổ phiếu và tình hình giao dịch trên thị trường. Chỉ số giá chứng khoán được theo dõi chặt chẽ và được các nhà kinh tế học quan tâm vì nó có mối liên quan mật thiết đến tình hình kinh tế, chính trị, xã hội của một quốc gia và thế giới.

1.2. Tác động của lạm phát đến chỉ số giá chứng khoán

Lạm phát và giá chứng khoán có mối liên hệ nghịch chiều, bởi lẽ xu hướng của lạm phát xác định tính chất tăng trưởng. Lạm phát tăng cao luôn là dấu hiệu cho

thấy nền kinh tế đang nóng, báo hiệu sự tăng trưởng kém bền vững, trong khi thị trường chứng khoán như chiếc nhiệt kế đo sức khỏe nền kinh tế.

Khi lạm phát tăng cao, tiền mất giá, người dân không muốn giữ tiền mặt hoặc gửi tiền trong ngân hàng mà chuyển sang nắm giữ vàng, bất động sản, ngoại tệ mạnh..., khiến một lượng vốn nhàn rỗi đáng kể của xã hội nằm im dưới dạng tài sản chết. Thiếu vốn đầu tư, không tích lũy để mở rộng sản xuất, sự tăng trưởng của doanh nghiệp nói riêng và cả nền kinh tế nói chung sẽ chậm lại. Lạm phát tăng cao còn ảnh hưởng trực tiếp tới các doanh nghiệp: dù hoạt động kinh doanh vẫn có lãi, chia cổ tức ở mức cao nhưng tỷ lệ cổ tức

khó gọi là hấp dẫn khi lạm phát cao. Điều này khiến đầu tư chứng khoán không còn là kênh sinh lợi.

Leeb và Conrad (1996) đã thống kê tỉ lệ lạm phát, tỉ lệ tăng trưởng của thị trường chứng khoán Mỹ trong giai đoạn từ năm 1929 đến năm 1981 và nêu mối liên hệ: “Lạm phát tăng cao luôn là kẻ thù của thị trường cổ phiếu”. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với bằng chứng nghiên cứu thực nghiệm của Gan, Lee và Zhang (2006); Jiranyakul (2009).

1.3. Tác động của cung tiền đến chỉ số giá chứng khoán

Nghiên cứu của Friedman và Schwartz (1963) đã đưa ra lời giải thích đầu tiên về mối quan hệ giữa lượng cung tiền và giá chứng khoán, theo đó một sự gia tăng trong cung tiền sẽ làm gia tăng thanh khoản và tín dụng cho nhà đầu tư cổ phiếu dẫn đến giá các chứng khoán cao hơn. Jiranyakul (2009) cũng chứng minh một cú sốc cung tiền tích cực sẽ dẫn đến một sự gia tăng trong giá cổ phiếu. Họ cho rằng một sự thay đổi trong cung tiền sẽ cung cấp thông tin cho nhu cầu về tiền. Nếu cung tiền tăng, có nghĩa là nhu cầu về tiền tệ tăng, dẫn đến tín hiệu tăng cho hoạt động kinh tế. Hoạt động kinh tế càng cao có nghĩa là dòng tiền càng cao, dẫn đến giá chứng khoán cũng tăng, nghĩa là cung tiền tăng lên sẽ dẫn đến sự tăng trưởng và phát triển ổn định hơn cho thị trường chứng khoán.

1.4. Tác động của tỷ giá hối đoái đến chỉ số giá chứng khoán

Gan và cộng sự (2006), Narayan P.K. và Narayan S. (2010) cho thấy mối quan hệ giữa tỉ giá hối đoái và giá chứng khoán là đồng biến. Nhưng nghiên cứu của Ajayi và

Mougoue (1996) cho thấy rằng mất giá đồng tiền lại tác động nghịch cả trong ngắn hạn và dài hạn đối với giá chứng khoán. Mặt khác, có những nghiên cứu khẳng định tỷ giá không có quan hệ với giá chứng khoán: Abdalla và Murinde (1997) xem xét giá chứng khoán tương tác với tỉ giá hối đoái và kết luận rằng tỉ giá hối đoái làm cho giá chứng khoán thay đổi ở Ấn Độ, Pakistan và Hàn Quốc. Tuy nhiên, nghiên cứu không tìm thấy bất kì mối liên hệ nào giữa giá chứng khoán và tỷ giá hối đoái ở Philippines.

Như vậy, ảnh hưởng tỷ giá đến chỉ số giá chứng khoán là một câu hỏi thực nghiệm, những nghiên cứu thực nghiệm ở các thị trường khác nhau sẽ cho ra những kết quả khác nhau (có mối quan hệ cùng chiều, ngược chiều hay thậm chí không có mối liên hệ ràng buộc nào giữa chỉ số giá chứng khoán và tỷ giá).

1.5. Tác động của giá vàng đến chỉ số giá chứng khoán

Vàng khác với các tài sản khác bởi vì tiềm năng đối với vàng là tính thanh khoản cao và nó phản ứng với những thay đổi giá. Sự biến động của giá vàng ảnh hưởng đến phần lớn các nền kinh tế trên thế giới trong đó có thị trường chứng khoán. Các nhà đầu tư có thói quen sử dụng chiến lược quản trị rủi ro đơn giản là đa dạng hóa trong danh mục đầu tư của họ các hàng hóa có cả đầu tư vàng hoặc dầu vì hai khoản đầu tư này thường có mối quan hệ nghịch đảo với xu hướng của chỉ số giá chứng khoán.

Khi giá vàng tăng có nghĩa là thị trường đang “hoảng loạn” và từ đó làm giảm đi niềm tin của nhà đầu tư. Các nhà đầu tư thường đầu tư vàng, cả trực tiếp và

gián tiếp để phòng ngừa rủi ro. Garefalakis và cộng sự (2011) cho thấy: giá vàng ảnh hưởng tiêu cực đối với lợi nhuận đầu tư trên thị trường chứng khoán Hồng Kông.

1.6. Thị trường chứng khoán Việt Nam

Thị trường vốn của Việt Nam mới phát triển trong hơn 10 năm, một khoảng thời gian rất ngắn so với thị trường chứng khoán thế giới.

Ngày 28/7/2000, Trung tâm giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (nay là Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh – HOSE) thực hiện phiên giao dịch đầu tiên. Ở thời điểm lúc bấy giờ, chỉ số VN-Index mở màn ở mốc 100 điểm với hai cổ phiếu (REE và SAM có số vốn 270 tỉ đồng) và một số ít trái phiếu Chính phủ được niêm yết.

Trung tâm Giao dịch chứng khoán Hà Nội (nay là Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) đã chính thức hoạt động từ ngày 8/3/2005. Khác với Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (vốn là nơi niêm yết và giao dịch chứng khoán của các công ty lớn), Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội là “sân chơi” cho các doanh nghiệp nhỏ và vừa được thể hiện qua chỉ số cổ phiếu HNX-Index.

Bên cạnh chỉ số VN-Index của HOSE và HNX-Index của HNX, thị trường chứng khoán Việt Nam còn có thêm 1 chỉ số dành riêng cho thị trường giao dịch các công ty đại chúng chưa niêm yết (thị trường UPCoM).

Đến hết năm 2011 đã có 306 công ty được niêm yết cổ phiếu tại HOSE và 393 công ty được niêm yết cổ phiếu tại HNX. Cũng đến hết năm 2011, cổ phiếu của 699 công ty được niêm yết này đã được giao dịch với tổng giá trị vốn hóa là 535,673 tỉ đồng.

2. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Với tổng số 4 yếu tố kinh tế vĩ mô và chỉ số VN-Index được sử dụng trong phân tích. Định nghĩa biến số được mô tả như bảng 1.

Bảng 1: Mô tả các biến số kinh tế vĩ mô

Tên yếu tố vĩ mô	Định nghĩa
Chỉ số VN-Index (VNI)	Chỉ số VN-Index là chỉ số đóng cửa ngày cuối cùng trong tháng
Lạm phát (CPI)	Chỉ số giá tiêu dùng (hàng tháng)
Tỷ giá hối đoái (EX)	Tỷ giá hối đoái là tỷ giá VND/USD ngày cuối cùng trong tháng
Cung tiền (M2)	Lượng cung tiền được chọn là cung tiền M2
Giá vàng trong nước (DGP)	Giá vàng trong nước là giá vàng (giá bán) ngày cuối tháng

Các biến số kinh tế vĩ mô được thống kê thường xuyên từ 1/2004 đến 12/2011 thông qua số liệu thống kê tài chính (IFS) của Quỹ tiền tệ quốc tế ngoại trừ chỉ số VN-Index, giá vàng trong nước, những dữ liệu này được thu thập từ Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HoSE) và báo cáo thường niên của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Lý do lựa chọn dữ liệu hàng tháng vì hầu hết các biến số kinh tế vĩ mô của Việt Nam có thể thu thập được hàng tháng.

Những biến được sử dụng dưới dạng logarith tự nhiên (LVNI, LCPI, LEX, LM2 và LDGP). Việc chuyển đổi dữ liệu gốc sang Logarith cho các biến nhằm làm giảm bớt độ phân tán cao cũng như có một số quan sát có giá trị bất thường của dữ liệu gốc và việc dùng dữ liệu dưới dạng Logarith để thuận lợi trong việc nhận dạng và phân tích dữ liệu.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Phương pháp được sử dụng là nghiên cứu định lượng. Với dữ liệu chuỗi thời gian theo tháng (từ tháng 1 năm 2004 đến tháng 12 năm 2011) nên ta có tất cả 96 quan sát

cho mỗi biến trong nghiên cứu. Trên cơ sở dữ liệu chuỗi thời gian, nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định DF bổ sung là ADF (Augmented Dickey-Fuller test) để xác định tính dừng, kiểm định đồng tích hợp (Cointegrated Test) bằng phương pháp của Johansen và Juselius để xem xét có tồn tại mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến đang nghiên cứu. Khi các chuỗi dữ liệu không dừng (non-stationary) và tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp thì phương pháp hồi qui đồng tích hợp (cointegration regression) bằng kĩ thuật bình phương bé nhất đã được hiệu chỉnh hoàn toàn (Fully Modified Least Squares – FMOLS) sẽ được áp dụng để xác định mối quan hệ trong dài hạn; kiểm định nhân quả Granger (Granger-Causality Test) để xác định mức độ ảnh hưởng của các biến trong ngắn hạn; trong khi đó mô hình hiệu chỉnh sai số (Error Correction Model – ECM) sẽ giúp theo dõi quá trình điều chỉnh của thị trường chứng khoán Việt Nam từ trạng thái ngắn hạn hướng tới cân bằng trong dài hạn.

3. Kết quả nghiên cứu

3.1. Kiểm định nghiệm đơn vị và bậc tích hợp

Phương pháp kiểm định ADF được sử dụng để tìm ra trình trạng tồn tại nghiệm đơn vị (a unit root test) trong tất cả dữ liệu của các biến. Từ kết quả kiểm định ở bảng 2 cho thấy, chuỗi dữ liệu ban đầu (ở mức level) là không dừng (hay có nghiệm đơn vị). Với mức ý nghĩa 5%, chuỗi dữ liệu các biến đều dừng ở mức sai phân bậc 1. Bậc tích hợp của tất cả các biến là 1 hay I(1). Bước tiếp theo là kiểm định đồng tích hợp của Johansen để xác định giữa các biến có mối quan hệ đồng tích hợp là cơ sở cho việc xác lập mối quan hệ trong dài hạn.

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Biến số kinh tế vĩ mô	Kiểm định nghiệm đơn vị	
	Mức ý nghĩa	Sai phân bậc 1
LVNI	-1.840462	-6.787059*
LCPI	0.812467	-5.249319*
LEX	1.106457	-10.03810*
LM2	-1.723396	-7.764643*
LDGP	0.389024	-9.058656*

Ghi chú: * có ý nghĩa ở mức 5%

3.2. Kiểm định đồng tích hợp

Kết quả trong bảng 3 và bảng 4 cho thấy kiểm định vết (trace) và kiểm định giá trị riêng cực đại của ma trận (Max-eigenvalue) đều khẳng định tồn tại ít nhất một vectơ đồng tích hợp ở mức ý nghĩa 5%. Điều này chứng minh rằng có một mối quan hệ dài hạn mạnh (đồng tích hợp) giữa các biến nghiên cứu.

Bảng 3: Kết quả kiểm định đồng tích bằng kiểm định vết ma trận

Giá thiết H_0	Giá trị riêng của ma trận Eigenvalue	Giá trị thống kê vết của ma trận Trace	Giá trị tới hạn $\alpha = 5\%$	Prob
$R = 0^*$	0.322117	73.66707	69.81889	0.0239
$R \leq 1$	0.189498	38.67677	47.85613	0.2733
$R \leq 2$	0.138486	19.76762	29.79707	0.4387
$R \leq 3$	0.048844	6.351880	15.49471	0.6539
$R \leq 4$	0.020291	1.844940	3.841466	0.1744

Ghi chú: * Biểu thị bác bỏ giả thiết H_0 ở mức giá trị 0.05

Bảng 4: Kết quả kiểm định đồng tích hợp bằng kiểm định giá trị riêng cực đại

Giá thiết H_0	Giá trị riêng của ma trận Eigenvalue	Giá trị riêng cực đại của ma trận Max-Eigen	Giá trị tới hạn $\alpha = 5\%$	Prob
$R = 0^*$	0.322117	34.99030	33.87687	0.0367
$R \leq 1$	0.189498	18.90915	27.58434	0.4215
$R \leq 2$	0.138486	13.41574	21.13162	0.4147
$R \leq 3$	0.048844	4.506940	14.26460	0.8023
$R \leq 4$	0.020291	1.844940	3.841466	0.1744

Ghi chú: * Biểu thị bác bỏ giả thiết H_0 ở mức giá trị 0.05

3.3. Lựa chọn độ trễ tối ưu

Việc lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình sẽ được thực hiện bằng cách ứng dụng mô hình VAR cho các chuỗi dữ liệu ban đầu của các biến với độ trễ tối đa là 5. Mô hình VAR sẽ tự động lựa chọn độ trễ tối ưu dựa trên các tiêu chuẩn thông tin: Akaike (Akaike Information Criterion - AIC), Schwarz (Schwarz information criterion - SC), Hannan-Quinn (Hannan-Quinn information criterion - HQ) để lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình.

Bảng 5: Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu

Độ trễ (Lags)	Tiêu chuẩn thông tin Akaike	Tiêu chuẩn thông tin Schwarz	Tiêu chuẩn thông tin Hannan-Quinn
0	-7.221885	-7.083926	-7.166227
1	-22.93106	-22.10330*	-22.59711*
2	-23.15035*	-21.63280	-22.53811
3	-23.00945	-20.80210	-22.11892
4	-22.82806	-19.93091	-21.65924
5	-22.63360	-19.04666	-21.18649

Ghi chú: * độ trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình hồi qui đồng tích hợp

LVNI =	43.82618	- 6.947153LCPI	- 1.954762LEX	+ 2.046576LM2	+ 1.539681LDGP	(1)
	[2.594126]**	[-5.964091]*	[-1.183758]	[3.802972]*	[2.264343]**	

Ghi chú: * có ý nghĩa ở mức 1%; ** có ý nghĩa ở mức 5%

Nghiên cứu sử dụng giá trị p-value để kiểm định xem các biến độc lập có thực sự ảnh hưởng đến biến phụ thuộc trong dài hạn hay không. Với kết quả này cho thấy các hệ số của các biến LCPI, LM2 và LDGP có ý nghĩa thống kê và loại bỏ biến LEX. Từ kết quả mô hình hồi qui đồng tích hợp, ta thấy:

– Lạm phát (LCPI): hệ số hồi qui của biến lạm phát là âm cho thấy kết quả phù hợp với giả thuyết nghiên cứu. Cụ thể ta thấy thay đổi của chỉ số giá chứng khoán với lạm phát là tương đối cao (6.947153), nghĩa là nếu lạm phát tăng 1% làm cho chỉ

Độ trễ tối ưu được xác định dựa vào kết quả phù hợp với nhiều tiêu chuẩn nhất. Tiêu chuẩn thông tin Schwarz và tiêu chuẩn thông tin Hannan-Quinn cùng đề nghị lựa chọn độ trễ tối đa của mô hình là 1, tức là giá trị của các biến hiện tại sẽ chịu tác động của giá trị của các biến trễ theo tháng là một tháng trước đó.

3.4. Mô hình hồi qui đồng tích hợp

Nghiên cứu mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến nhằm mục đích cho thấy rằng các biến quan sát trong dài hạn sẽ dao động theo quan hệ cung cầu và có xu hướng xoay quanh giá trị thực của nó. Khi quan sát dài hạn sẽ thấy các biến có xu hướng biến động cùng nhau hay không loại bỏ các tác nhân tức thời, ngẫu nhiên trong ngắn hạn, các biến thiên trong ngắn hạn.

Với kết quả ước lượng FMOLS, chúng ta có mô hình ảnh hưởng của LCPI, LEX, LM2 và LDGP lên LVNI trong dài hạn.

số giá chứng khoán giảm khoảng 6,95%. Điều này phản ánh đúng thực trạng của thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian qua, khi lạm phát tăng cao làm cho đồng tiền mất giá sẽ tạo ra xu hướng người dân hạn chế nắm giữ tiền mặt hoặc hạn chế gửi tiền vào các tổ chức tín dụng (lãi suất tiền gửi ngân hàng có thể thấp hơn tỉ lệ lạm phát) mà chuyển sang đầu tư vào các tài sản mang tính an toàn cao hơn như đầu tư bất động sản, đầu tư vào ngoại tệ mạnh hay nắm giữ vàng... Ngoài ra, lạm phát tăng cao kéo theo lãi suất tiền gửi ngân hàng tăng dẫn đến nhà đầu tư chứng khoán cũng

mong muốn một tỉ suất lợi nhuận yêu cầu trong mô hình định giá chứng khoán phải cao hơn; tức là chỉ chấp nhận mua khi giá chứng khoán giảm bớt.

– Lượng cung tiền (LM2) có quan hệ cùng chiều với chỉ số chứng khoán trong dài hạn, lượng cung tiền M2 tăng 1% dẫn đến chỉ số giá chứng khoán tăng lên khoảng 2,05% (hệ số hồi qui của biến cung tiền là dương cho thấy kết quả phù hợp với giả thuyết nghiên cứu). 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 vốn. Doanh nghiệp dễ dàng vay vốn để mở rộng hoạt động 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 lượng cung tiền M2 tăng hàm ý lãi suất trên thị trường tiền tệ sẽ giảm và do đó 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 thị trường chứng khoán để hưởng mức sinh lời cao hơn.

– Giá vàng trong nước (LDGP): ở mức ý nghĩa thống kê 5%, hệ số hồi qui của biến giá vàng trong nước có ảnh hưởng dương đến chỉ số giá chứng khoán. Kết quả trong dài hạn, tác động của biến giá vàng trong nước trong mô hình lại khác so với giả thuyết nghiên cứu. Khi giá vàng trong nước tăng 1% thì chỉ số giá chứng khoán tăng lên khoảng 1,54%. Ta đã biết các nước châu Á trong đó có Việt Nam vẫn có thói quen xem vàng là một tài sản, một nguồn vốn dự trữ cũng như sử dụng vàng trong phần lớn các giao dịch như mua bán bất động sản hoặc sử

dụng vàng làm đồ trang sức đã ăn sâu vào lối sống của người Việt Nam, khiến cho cầu về vàng tăng theo tốc độ tăng trưởng kinh tế cũng như khả năng tích lũy của người dân. Như vậy, vàng vẫn là một tài sản trong danh mục đầu tư của nhà đầu tư cùng với các loại tài sản khác và sự biến động cùng hướng với chỉ số giá chứng khoán là một kết quả khác biệt hơn so với các kết quả thực nghiệm của các nghiên cứu ở các nước khác do những nét riêng về phong tục, đặc thù nền kinh tế, chế độ chính trị ở Việt Nam...

– Kết quả ước lượng cũng cho thấy, yếu tố tỉ giá không có ảnh hưởng đến chỉ số giá chứng khoán trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Trong dài hạn yếu tố lạm phát có mối quan hệ ngược chiều đến chỉ số chứng khoán Việt Nam (xấp xỉ 6,95%) với mức động mạnh nhất, tiếp theo là yếu tố lượng cung tiền M2 (xấp xỉ 2,05%). Giá vàng trong nước có ảnh hưởng nhỏ nhất (xấp xỉ 1,54%). Hai yếu tố cung tiền M2 và giá vàng trong nước có mối quan hệ cùng chiều lên chỉ số giá chứng khoán.

3.5. Mô hình hiệu chỉnh sai số

Mối quan hệ trong ngắn hạn của mô hình là xét đến tính chất nhất thời của thời điểm đang nghiên cứu và xem xét đến độ biến động của chỉ số giá chứng khoán qua từng tháng (biến thiên theo tháng) chịu ảnh hưởng bởi biến thiên của các yếu tố kinh tế vĩ mô (biến độc lập) và chính bản thân biến chỉ số giá chứng khoán.

Sau khi đã xác định kết quả có tồn tại đồng tích hợp giữa các biến đang nghiên cứu thì ECM được áp dụng để xem xét mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến LVNI, LCPI, LEX, LM2 và LDGP.

Do sai phân bậc 1 của các biến là chuỗi dừng và có độ trễ là một tháng tác động nên nghiên cứu có thể sử dụng kỹ thuật OLS, thêm phần dư có độ trễ $t-1$ được đưa vào trong mô hình nhằm bảo đảm quan hệ quan hệ dài hạn được thỏa mãn.

Bảng 7: Kết quả ước lượng mô hình hiệu chỉnh sai số

Biến số	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Thống kê t	P-value
C	0.003144	0.026941	0.116695	0.9074
$\Delta LVNI_{t-1}$	0.358497	0.098402	3.643169	0.0005*
$\Delta LCPI$	-2.002082	1.521848	-1.315559	0.1919
$\Delta LCPI_{t-1}$	0.368919	1.528964	0.241287	0.8099
ΔLEX	-1.631143	0.939868	-1.735503	0.0864**
ΔLEX_{t-1}	0.644579	0.949628	0.678770	0.4992
$\Delta LM2$	0.709442	0.671084	1.057159	0.2935
$\Delta LM2_{t-1}$	0.316420	0.669094	0.472909	0.6375
$\Delta LDGP$	-0.021967	0.259964	-0.084499	0.9329
$\Delta LDGP_{t-1}$	-0.231048	0.264443	-0.873715	0.3848
ECT_{t-1}	-0.130426	0.043121	-3.024689	0.0033*

Ghi chú: * có ý nghĩa ở mức 1%, ** có ý nghĩa ở mức 10%

Dựa vào bảng 7, các hệ hồi quy số có ý nghĩa thống kê ở mức 1% được chọn là $LVNI_{t-1}$ và ECT_{t-1} ; trong khi đó ΔLEX có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Trong ngắn hạn, kết quả nghiên cứu cho thấy mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và biến động chỉ số giá chứng khoán như sau:

– $\Delta LVNI_{t-1}$: với mức ý nghĩa 1%, hệ số biến thiên một tháng giao dịch trước đó của chỉ số giá chứng khoán có mối quan hệ cùng chiều với biến thiên chỉ số giá chứng khoán hiện tại với mức độ tác động không lớn. Biến thiên của chỉ số giá chứng khoán tháng trước tăng 1% thì biến thiên chỉ số giá chứng khoán hiện tại tăng khoảng 0,36%.

– ΔLEX : ở mức ý nghĩa 10%, biến thiên của tỉ giá hối đoái có mối quan hệ ngược chiều với biến thiên chỉ số giá chứng khoán

hiện tại. Biến thiên tỉ giá hối đoái tăng 1% thì biến thiên chỉ số giá chứng khoán hiện tại giảm khoảng 1,63%.

Kiểm định nhân quả Granger cũng cho thấy sự biến động thị trường chứng khoán là do yếu tố tỉ giá gây ra. Tỉ giá biến động theo hướng đồng Việt Nam giảm giá có thể tạo ra những hoài nghi về các chính sách ổn định tỉ giá của Ngân hàng Nhà nước, các nhà đầu tư nước ngoài sẽ lo ngại nhiều hơn về những bất ổn kinh tế vĩ mô, nhất là đối với các khoản đầu tư trung và dài hạn. Ở vị trí của một nhà đầu tư, họ sẽ phải tính đến cả thời điểm rút vốn khỏi Việt Nam để hoàn tất từng chu kỳ đầu tư. Khi đó, nếu VND bị giảm giá thì họ là những người chịu thiệt hại. Ngoài ra, việc phá giá đồng nội tệ cũng sẽ có áp lực lớn lên lạm phát, việc tăng tỉ giá là làm gia tăng chi phí sản xuất. Giá các hàng hoá nhập khẩu như xăng dầu, phân bón, dược phẩm sẽ tăng mạnh sẽ làm hầu hết các hàng hoá đến tay người tiêu dùng bị tăng theo. Chỉ số giá tiêu dùng vì vậy sẽ gia tăng.

– $ECT_{t-1} = -0.130426$: có nghĩa là giá trị biến thiên của chỉ số chứng khoán ($\Delta LVNI$) bị khử đi khoảng 0,130426; đây cũng là mức chênh lệch giữa biến thiên ngắn hạn và dài hạn. Chúng ta thấy rằng hệ số ước lượng của ECT ở độ trễ $t-1$ trong ngắn hạn có dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Hệ số điều chỉnh mất cân bằng của ECT_{t-1} đã đảm bảo rằng nghiên cứu có tồn tại quan hệ đồng tích hợp. Đồng thời, hệ số của ECT_{t-1} âm cũng cho thấy sự điều chỉnh biến chỉ số giá chứng khoán là do hệ số này điều chỉnh sai số. Điều này chứng tỏ những cú sốc hoặc biến động ngắn hạn sẽ làm ảnh hưởng đến thị trường chứng

khoán Việt Nam và mất khoảng gần 8 tháng để các điều chỉnh trong ngắn hạn đạt được điểm cân bằng trong dài hạn. Trong ngắn hạn, chỉ số giá chứng khoán sẽ bị tác động bởi xu hướng biến động của chỉ số giá chứng khoán tháng giao dịch trước đó và tỉ giá hối đoái.

3.6. Kiểm định quan hệ nhân quả Granger

Bảng 8 mô tả mối quan hệ nhân quả giữa chỉ số giá chứng khoán Việt Nam với các yếu tố kinh tế vĩ mô độ trễ một tháng. Kết quả cho thấy: chỉ số giá chứng khoán Việt Nam có mối quan hệ nhân quả một chiều với tỉ giá hối đoái ở mức ý nghĩa 10%. Trong trường hợp này, ta có biến thiên của tỉ giá hối đoái là nguyên nhân biến thiên của chỉ số giá chứng khoán.

Bảng 8: Kết quả kiểm định quan hệ nhân quả Granger

Giả thiết H_0	P-value
Δ LCPI không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LVNI	0.1597
Δ LVNI không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LCPI	0.5063
Δ LEX không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LVNI	0.0789*
Δ LVNI không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LEX	0.6086
Δ LM2 không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LVNI	0.2839
Δ LVNI không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LM2	0.3364
Δ LDGP không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LVNI	0.8468
Δ LVNI không có quan hệ nhân quả Granger với Δ LDGP	0.5738

Ghi chú: * có ý nghĩa ở mức 10%

4. Kết luận

– Trong dài hạn, lạm phát có mối quan hệ nghịch biến đến chỉ số giá chứng khoán, lượng cung tiền M2 và giá vàng trong nước có mối quan hệ cùng chiều với

chỉ số giá chứng khoán; trong khi đó tỉ giá hối đoái lại không có ảnh hưởng đến chỉ số giá chứng khoán. Còn trong ngắn hạn, chỉ số giá chứng khoán hiện có mối quan hệ với chỉ số giá chứng khoán tháng trước với tương quan cùng chiều và ngược chiều với tỉ giá hối đoái. Kiểm định nhân quả Granger cũng cho thấy tỉ giá hối đoái là nguyên nhân gây ra biến động của chỉ số giá chứng khoán. Tốc độ điều chỉnh dự kiến chỉ ra rằng: thị trường chứng khoán Việt Nam hội tụ đến trạng thái cân bằng trong dài hạn là khá chậm (điều chỉnh khoảng 13,04% mỗi tháng để đạt đến cân bằng dài hạn).

– Môi trường kinh tế vĩ mô ổn định và lành mạnh là một điều kiện quan trọng và tiên quyết để thị trường chứng khoán vận hành tốt. Thị trường chứng khoán cũng nhanh chóng truyền đi các cú sốc từ các yếu tố kinh tế vĩ mô gây ra như mức độ lạm phát, lượng cung tiền, khả năng sản xuất của nền kinh tế, biến động giá vàng... Vì thị trường chứng khoán Việt Nam tương đối nhỏ so với thị trường tại các nước có nền kinh tế phát triển nên rất dễ bị ảnh hưởng bởi các yếu tố kinh tế vĩ mô toàn cầu hoặc các yếu tố kinh tế vĩ mô của những đối tác thương mại chính. Trong hướng nghiên cứu này có thể mở rộng bằng cách xem xét thêm các yếu tố vĩ mô khác. Bên cạnh đó cũng tìm hiểu thêm các mô hình khác giúp giải thích biến động thị trường chứng khoán tốt hơn như mô hình Fama-French, mô hình ba nhân tố mới của Lu Zhang hay các nghiên cứu về tâm lí đám đông để đo lường mức độ đám đông trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

**THE RELATIONSHIP BETWEEN THE MACRO ECONOMIC
FACTORS AND THE FLUCTUATION OF THE STOCK MARKET
RESEARCH PROOFS FROM VIETNAM MARKET**

Nguyen Van Diep

Ho Chi Minh City Open University

ABSTRACT

This research aims to measure the relationship of the 4 macro economic factors (consumer price index – inflation rate, VND/ USD currency rate, monetary aggregate M2, domestic gold prices, the fluctuations of Vietnam stock market – through Vietnam stock price index). The result shows that in a long-term, there is a positive relationship between the VN-Index and the monetary aggregate M2 and the domestic gold prices, and a negative relationship with inflation; while there is no relationship between the currency rate and the stock price index. In a short-term, the current stock price index has the same direction as that of the previous month and the opposite direction with the currency rate. The estimated adjustment speed shows that Vietnam stock market in the balanced state in the long term takes place slowly (which takes about 8 months) to reach the long-term status.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Abdalla, I.S.A. and Murinde, V. (1997), “Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan, and the Philippines”, Applied Financial Economics, Vol.7, pp.25-35.
- [2]. Ajayi, R.A. and Mougoue, M. (1996), “On the dynamic relation between stock prices and exchange rates”, The Journal of Financial Research, No.19, pp.193-207.
- [3]. Friedman, M. and Schwartz, A.J. (1963), “Money and business cycles”, Review of Economics and Statistics, Vol.45(1), pp.32-64.
- [4]. Gan, C., Lee, M., Young, H.W.A. and Zhang, J. (2006), “Macroeconomic variables and stock market interactions: new zealand evidence”, Investment Management and Financial Innovations, Vol.3, Issue 4, pp.89-101.
- [5]. Garefalakis, E.A., Dimitras, A., Koemtzipoulos, K., and Spinthiropoulos, K., (2011), “Determinant factors of Hong Kong stock market”, International Research Journal of Finance and Economics, Issue.62, pp.50-60.
- [6]. Jiranyakul, K. (2009), “Economic forces and the Thai stock market, 1993-2007”, NIDA Economic Review, Vol.4, No.2, pp.1-12.
- [7]. Narayan, K.P. and Narayan, S. (2010), “Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices”, Applied energy, Vol.87, No.1, pp.356-361.
- [8]. Sellin, Peter (2001), “Monetary Policy and the Stock Market: Theory and Empirical Evidence”, Journal of Finance Surveys, Vol.15 (4), pp.491-541.
- [9]. Leeb, S. và Conrad, R.S. (1996), *Xác định thời điểm mua bán cổ phiếu* (Trần Tuấn Thạc dịch), NXB Thống kê.
- [10]. Nguyễn Minh Kiều và Bùi Kim Yến (2009), *Thị trường tài chính*, NXB Thống kê.
- [11]. Nguyễn Thị Hòa (2011), *Mối quan hệ giữa giá vàng và lạm phát tại Việt Nam*, luận văn thạc sĩ, Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh.