

Working Paper 2021.1.4.04
- Vol 1, No 4

TÁC ĐỘNG CỦA CÁC YẾU TỐ QUỐC TẾ ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM: KIỂM CHỨNG TỪ MÔ HÌNH ARDL

Nguyễn Thu Trang¹, Nguyễn Thế Dũng, Nguyễn Diệu Hoa

Sinh viên K57 Ngân hàng - Khoa Tài chính ngân hàng
Trường Đại học Ngoại Thương, Hà Nội, Việt Nam

Vương Phương Anh

Sinh viên K57 Kinh tế đối ngoại - Viện KT&KDQT
Trường Đại học Ngoại Thương, Hà Nội, Việt Nam

Nguyễn Thu Thủy

Giảng viên bộ môn Tiền tệ - Ngân hàng - Khoa Tài chính ngân hàng
Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội, Việt Nam

Tóm tắt

Thị trường Chứng khoán (TTCK) có vai trò vô cùng quan trọng đối với nền kinh tế của một quốc gia. Nó không chỉ giúp huy động vốn đầu tư cho nền kinh tế, mà còn là môi trường giúp chính phủ thực hiện những chính sách vĩ mô. Bài nghiên cứu được thực hiện nhằm làm rõ mối quan hệ lượng hóa giữa các biến số vĩ mô quốc tế và TTCK Việt Nam. Dữ liệu được thu thập từ nguồn dữ liệu thứ cấp, bao gồm các chỉ số kinh tế vĩ mô và chỉ số VN-Index lấy theo tháng từ năm 2008 tới 2021, phân tích sử dụng mô hình ARDL. Kết quả nghiên cứu cho thấy chỉ số VN-Index bị ảnh hưởng đáng kể bởi các yếu tố quốc tế là giá dầu, giá vàng, tỷ giá hối đoái, thị trường chứng khoán Mỹ và lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ; tuy nhiên, không nhận thấy tác động đáng kể của chỉ số chứng khoán Trung Quốc Shanghai Composite. Dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đề xuất một số giải pháp giúp các nhà đầu tư có thêm cơ sở thực hiện các quyết định đầu tư trong tương lai; đưa ra những khuyến nghị cho các doanh nghiệp niêm yết và Chính phủ nhằm nâng cao hiệu quả TTCK Việt Nam.

Từ khóa: Thị trường chứng khoán, VN-Index, kinh tế vĩ mô, mô hình ARDL, nhân tố quốc tế

THE IMPACT OF INTERNATIONAL FACTORS ON VIETNAM STOCK MARKET: EVIDENCE FROM ARDL MODEL

¹ Tác giả liên hệ, email: trang214ftu@gmail.com

Abstract

The stock market plays a vital role in the economy. It not only helps to mobilize investment capital for the economy, but also provides an environment for the government to implement macro policies. The study was conducted to clarify the quantitative relationship between international macro variables and the Vietnam stock market. Data is collected from secondary data sources, including macroeconomic indicators and VN-Index taken by month from 2008 to 2021, analyzed using ARDL model. The findings show that VN-Index is significantly affected by international factors such as oil price, gold price, exchange rate, US stock market and US government bond yields; however, the results did not find a significant impact of China's Shanghai Composite Index. Based on the research results, the authors propose several solutions to help investors have more basis for making investment decisions in the future; provide recommendations for listed companies and the Government to improve the efficiency of Vietnam stock market.

Keywords: Stock market, VN-Index, macroeconomics, ARDL model, international factors.

1. Giới thiệu chung

TTCK Việt Nam sau hơn hai thập kỷ hình thành và phát triển đã khẳng định được vai trò là kênh thu hút vốn hiệu quả cũng như thực hiện tốt chức năng điều tiết vốn trong nền kinh tế. So với cùng kỳ năm 2020, thanh khoản thị trường quý 1/2021 ghi nhận sự tăng trưởng đáng kể với khối lượng giao dịch bình quân trong phiên đạt hơn 653 triệu cổ phiếu (Ủy ban chứng khoán nhà nước, 2021). Quy mô vốn hóa của thị trường cổ phiếu trên TTCK Việt Nam đạt 116.75% GDP năm 2020 (Ủy ban chứng khoán nhà nước, 2021). Ngoài các tác động nội tại của nền kinh tế trong nước, TTCK Việt Nam còn chịu ảnh hưởng từ các nhân tố quốc tế, như tỷ giá hối đoái tại các nước có nền kinh tế mạnh (USD/VND, EUR/VND, CNY/USD...), biến động của chỉ số Shanghai Composite SSEC, chỉ số chứng khoán Mỹ S&P500, lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ.

Cụ thể, tỷ giá hối đoái ảnh hưởng tới đầu tư khu vực tư nhân, đồng thời gia tăng áp lực trực tiếp lên cung tiền, từ đó tạo nên tác động lớn tới TTCK. Bên cạnh đó, giá dầu quốc tế cũng ảnh hưởng tới mức giá xăng dầu tại Việt Nam, tác động gián tiếp tới nhu cầu tiêu thụ nhiên liệu trong sinh hoạt, sản xuất kinh doanh gây ra tác động nhất định tới TTCK Việt Nam.

Mỹ và Trung Quốc là hai quốc gia có vai trò trọng yếu trong nền kinh tế toàn cầu, những tác động của hai thị trường này tới nền tài chính Việt Nam là rất lớn, với những nhân tố chính như TTCK Mỹ, lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ, tỷ giá CNY/USD, sự biến động của sàn chứng khoán Trung Quốc. Do đó, khi xét tới việc lượng hóa sự phát triển của TTCK Việt Nam, cần đưa vào mô hình những nhân tố này.

Từ những lý do trên đây, nhóm tác giả lựa chọn đề tài “Tác động của các yếu tố quốc tế đến TTCK Việt Nam: Kiểm chứng từ mô hình ARDL” làm chủ đề cho bài nghiên cứu nhằm mục đích tìm ra câu trả lời cho câu hỏi chung nhất: Có tồn tại mối quan hệ lượng hóa giữa các biến số vĩ mô quốc tế và TTCK Việt Nam hay không?

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu

TTCK là một trong những bộ phận quan trọng nhất của nền kinh tế toàn cầu. Thậm chí nhiều quốc gia đã phụ thuộc vào TTCK để thực hiện mục tiêu tăng trưởng kinh tế. Tác động của các biến kinh tế vĩ mô quốc tế tới chỉ số chứng khoán đã được nhiều nhà nghiên cứu trong nước và thế giới quan tâm. Ngoài ra, mức độ ảnh hưởng của các yếu tố vĩ mô trong nước tới TTCK cũng là những nhân tố được đồng thời đặt vào trong mô hình nghiên cứu. Trong đó, các nghiên cứu tiêu biểu đã áp dụng hiệu quả các phương pháp khác nhau, trên cơ sở phù hợp với bối cảnh, đặc điểm của các biến được lựa chọn.

Chỉ số chứng khoán nước ngoài

Khi phân tích tác động giữa các chỉ số chứng khoán nước ngoài lên TTCK trong nước, mối quan hệ cùng chiều đã được chỉ ra từ một số kết quả thực nghiệm của Jeon và Jang (2004) khi ứng dụng mô hình tự động hồi quy vector (VAR); Avouyi-Dovi & Neto (2004) thông qua mô hình ARCH - trong khi đó, các tác động không đồng nhất giữa từng cặp TTCK lại được chỉ ra trong nghiên cứu của Shu và cộng sự (2014) và Lobo, Wong và Chen (2006).

Về tác động của giá dầu thế giới tới chỉ số chứng khoán, Shu và cộng sự (2014) sử dụng mô hình VECM đã chỉ ra mối tương quan cùng chiều trong khi Giri and Joshi (2017); Kuwornu (2012) và Park and Ratti (2008) sử dụng các mô hình khác nhau tìm ra mối quan hệ ngược chiều giữa các biến này. Tuy nhiên, Gay (2016) với mô hình ARIMA Box-Jenkins lại chỉ ra rằng không có mối liên hệ nào đáng kể giữa chỉ số TTCK và giá dầu thế giới.

Giá vàng quốc tế

Mối quan hệ giữa giá vàng quốc tế và chỉ số chứng khoán đã được tìm thấy trong một số kết quả nghiên cứu (Gokmenoglu & Fazlollahi, 2015; Nordin và cộng sự, 2014), tuy nhiên cũng chưa có kết quả thống nhất.

Tỷ giá hối đoái

Khi phân tích tác động giữa tỷ giá hối đoái và TTCK, mối quan hệ cùng chiều gần đây đã được chỉ ra từ một số kết quả thực nghiệm của Sobia và cộng sự (2018) với phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS); Lee and Brahmaşre (2018) với mô hình VECM; Giri and Joshi (2017) với mô hình ARDL; trong khi mối quan hệ ngược chiều được tìm thấy bởi Hsing (2011); Kuwornu (2012). Nghiên cứu của Robert và cộng sự (2016) chưa chỉ ra được mối quan hệ đáng kể giữa hai biến số này. Nghiên cứu của Morales (2009) sử dụng phương pháp Johansen, ước lượng VECM và kiểm định nhân quả Granger đã đưa ra những tác động khác nhau của tỷ giá hối đoái lên các TTCK ở các quốc gia khác nhau.

Lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ

Rankin và Idil (2014) sử dụng kết quả thực nghiệm chỉ ra mối tương quan trái chiều giữa giá cổ phiếu và lợi suất trái phiếu chính phủ ở Hoa Kỳ và các quốc gia khác. Tuy nhiên, mối tương quan này lại trở nên tích cực từ cuối những năm 1990, tăng mạnh trong cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu và tiếp tục ở mức cao trong một thời gian dài. Hsing (2011) sử dụng mô hình GARCH theo cấp số nhân chứng minh chỉ số TTCK Hoa Kỳ bị ảnh hưởng tiêu cực bởi lợi tức trái phiếu chính phủ Hoa Kỳ.

Bên cạnh những nghiên cứu nước ngoài, tổng quan nghiên cứu trong nước về tác động của chỉ số kinh tế vĩ mô trong nước, quốc tế lên chỉ số chứng khoán cũng khá nhiều:

Nguyễn & các cộng sự (2020) sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag - ARDL) đã chứng minh được trong dài hạn, tỷ giá hối đoái và giá vàng thể hiện tác động ngược chiều trong khi giá dầu lại có tác động cùng chiều đến sự biến động của chỉ số VN-Index.

Nguyễn & các cộng sự (2020) làm rõ tác động tích cực của giá dầu đến chỉ số TTCK Việt Nam. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn nhận thấy sự thay đổi của tỷ giá USD/VND tác động đáng kể đến tỷ suất sinh lợi và biến động của chỉ số HNX.

Các nghiên cứu của Nguyễn (2019), Nguyễn & Võ (2019), Lê và Đặng (2015); Thân và Võ (2015)... ứng dụng đa dạng và hiệu quả các mô hình nghiên cứu, đem tới nhiều kết luận khác nhau.

Tổng quan tình hình nghiên cứu trong nước và quốc tế cho thấy chưa có kết luận chính xác mối quan hệ tương quan giữa các biến số kinh tế vĩ mô nhìn từ góc độ quốc tế tới một chỉ số chứng khoán cụ thể, đặc biệt là Việt Nam. Ngoài ra, các bài nghiên cứu vẫn có nhiều kết luận trái chiều, có thể do những mối quan hệ tương quan này sẽ thay đổi tùy theo thị trường và thời kỳ khác nhau.

Do vậy, bài nghiên cứu được thực hiện nhằm lấp đầy các khoảng trống nghiên cứu trên, bằng cách giải thích sự biến động của TTCK Việt Nam từ các nhân tố quốc tế, dựa trên cơ sở hệ thống hoá lại các lý thuyết về TTCK, kế thừa các phương pháp nghiên cứu trước, và thực trạng TTCK Việt Nam giai đoạn 2008-2021.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Lựa chọn biến nghiên cứu

Bài nghiên cứu chọn lọc 2 nhân tố thường gặp trong các nghiên cứu trước đây là lạm phát (CPI) và giá vàng trong nước để làm biến kiểm soát. Đồng thời, trên cơ sở kế thừa từ tổng quan nghiên cứu trên thế giới và tại Việt Nam cùng thực trạng phát triển TTCK Việt Nam, bài nghiên cứu lựa chọn 8 nhân tố được dự đoán có ảnh hưởng đáng kể tới TTCK Việt Nam, cụ thể là: giá vàng nước ngoài, giá dầu nước ngoài, chỉ số chứng khoán Trung Quốc (Shanghai Composite), chỉ số chứng khoán Mỹ (S&P500), lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ, các tỷ giá USD/VND, CNY/USD, EUR/VND lấy theo tháng từ năm 2008 tới 2021. Các dữ liệu này được thu thập từ Investing, Tổng cục thống kê Việt Nam, Economic Research... Biến phụ thuộc đại diện cho TTCK Việt Nam là chỉ số VN-Index, thu thập tại Sở giao dịch chứng khoán TP.HCM.

Bảng 1. Đo lường và giải thích biến nghiên cứu

Ký hiệu	Đo lường	Đơn vị	Ý nghĩa
VNI	Thang đo khoảng	điểm	Chỉ số VN-Index (thời điểm mở cửa, được xác định vào ngày làm việc đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ trang web Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh (HOSE)

Ký hiệu	Đo lường	Đơn vị	Ý nghĩa
WOI	Thang đo tỷ lệ	USD/thùng	Giá hợp đồng tương lai dầu thô quốc tế WTI (giá mở cửa, được xác định vào ngày đầu tiên trong tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
WGO	Thang đo tỷ lệ	Troy ounce	Giá hợp đồng tương lai vàng (giá mở cửa, được xác định vào ngày đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
SPX	Thang đo khoảng	điểm	Chỉ số S&P500 (thời điểm mở cửa, được xác định vào ngày làm việc đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
CPI	Thang đo khoảng	-	Chỉ số giá tiêu dùng trong nước (số được để dưới dạng index, tháng gốc là tháng 1 năm 2006), số liệu được lấy từ website của Tổng cục thống kê
USD	Thang đo tỷ lệ	-	Tỷ giá USD/VND (thời điểm mở cửa, được xác định vào ngày làm việc đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
SSEC	Thang đo khoảng	điểm	Chỉ số chứng khoán Thượng Hải Shanghai Composite (thời điểm mở cửa, được xác định vào ngày làm việc đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
EUR	Thang đo tỷ lệ	-	Tỷ giá EUR/VND (thời điểm mở cửa, được xác định vào ngày làm việc đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
CNY	Thang đo tỷ lệ	-	Tỷ giá CNY/USD (thời điểm mở cửa, được xác định vào ngày làm việc đầu tiên của tháng), số liệu được lấy từ website investing.com
AGBY	Thang đo tỷ lệ	%	Lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ (10 năm) số liệu được lấy từ Fred Economic Data
VGO	Thang đo tỷ lệ	-	Giá vàng Việt Nam (số được để dưới dạng index, tháng gốc là tháng 1 năm 2006), số liệu được lấy từ website của Tổng cục thống kê

Nguồn: Nhóm nghiên cứu

3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân tích định lượng tiếp cận mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) đề xuất bởi Pesaran, Shin & Smith (1996) để xác định tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến TTCK VN. Theo Pesaran Shin & Smith (1996), phương pháp ARDL phù hợp hơn so với các phương pháp đồng liên kết khác: ý nghĩa thống kê tốt hơn trong các nghiên cứu có

kích thước mẫu nhỏ, chỉ ước tính một phương trình duy nhất thay vì hệ phương trình, các biến hồi quy có thể sử dụng các độ trễ tối ưu khác nhau, những phương pháp đồng liên kết khác yêu cầu thực hiện trên các chuỗi dữ liệu cùng bậc sai phân, trong khi mô hình ARDL được sử dụng trên các chuỗi dữ liệu I(0) và hoặc I(1).

Mô hình ARDL có dạng:

$$\begin{aligned} \Delta \ln VNI_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1(i)} \Delta \ln VNI_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2(i)} \Delta gWOI_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3(i)} \Delta \ln WGO_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^q \alpha_{4(i)} \Delta gSPX_{t-1} + \sum_{i=1}^h \alpha_{5(i)} \Delta \ln CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^z \alpha_{6(i)} \Delta \ln USD_{t-1} + \sum_{i=1}^x \alpha_{7(i)} \Delta \ln SSEC_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^y \alpha_{8(i)} \Delta \ln EUR_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{9(i)} \Delta \ln CNY_{t-1} + \sum_{i=1}^l \alpha_{10(i)} \Delta AGBY_{t-1} + \sum_{i=1}^u \alpha_{11(i)} \Delta \ln VGO_{t-1} + \mu \end{aligned}$$

Trong đó:

- $\ln VNI, \ln WGO, \ln CPI, \ln USD, \ln SSEC, \ln EUR, \ln CNY, \ln VGO$ lần lượt là logarit tự nhiên của các biến chỉ số giá chứng khoán, giá hợp đồng tương lai vàng quốc tế, chỉ số giá tiêu dùng trong nước (CPI), tỷ giá hối đoái USD/VND, chỉ số chỉ số chứng khoán Thượng Hải Shanghai Composite, tỷ giá EUR/VND, tỷ giá CNY/USD và giá vàng trong nước.

- Δ là ký hiệu toán lấy sai phân
- α_i và $\alpha_{i(i)}$ là các hệ số hồi quy
- u_t là phần dư

4. Kết quả thực nghiệm

4.1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max	Skewness	Kurtosis
lnVNI	159	6.398502	.3436483	5.49811	7.07349	.1141851	2.26411
gWOI	159	.5429425	12.53449	-54.00458	84.92647	1.330192	16.78871
lnWGO	159	7.188416	.2046301	6.591399	7.610655	-.4786152	3.068007
gSPX	159	.7336478	4.57823	-16.94	12.68	-.6544031	4.35174
lnCPI	159	5.351268	.2195847	4.797931	5.620379	-.8219646	2.410556
lnUSD	159	9.951103	.1030898	9.67596	10.06858	-1.093505	3.262092
lnSSEC	159	7.928998	.1939599	7.455177	8.43636	-1.1002326	2.709764
lnEUR	159	10.17289	.0679144	9.976683	10.32356	-.2968926	2.924386
lnCNY	159	-1.88455	.0461635	-1.971843	-1.800598	.1228945	1.754956

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max	Skewness	Kurtosis
AGBY	159	2.430377	.7951251	.62	4.1	-.0921235	2.685548
lnVGO	159	5.812497	.2861886	5.096866	6.31425	-.9002219	3.484264

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Stata 15

Bảng 2 cho thấy số liệu của biến *gWOI* có sự chênh lệch lớn nhất, cụ thể từ năm 2008 đến 2021, thời điểm giảm nhiều nhất là 54.00458%, tăng nhiều nhất là 84.92647%. Biến có sự chênh lệch nhỏ nhất là *LnCNY*, từ năm 2008 tới 2021, giá trị ở thời điểm cao nhất của *LnCNY* là -1.971843, thấp nhất là -1.800598.

Mức độ phân tán của các biến giảm dần theo thứ tự *gWOI*, *gSPX*, *AGBY*, *lnVNI*, *lnVGO*, *lnCPI*, *lnWGO*, *lnSSEC*, *lnUSD*, *lnEUR* và *lnCNY*. Như vậy, biến *lnCNY* có mức độ tập trung số liệu gần giá trị trung bình nhất và biến *gWOI* có độ phân tán xung quanh giá trị trung bình lớn nhất.

Các chỉ số Skewness, Kurtosis thể hiện mức độ phân phối chuẩn của các biến cũng được trình bày chi tiết trong bảng 2.

Bảng 3. Ma trận tương quan giữa các biến

	lnVNI	gWOI	lnWGO	gSPX	lnCPI	lnUSD	lnSSEC	lnEUR	lnCNY	AGBY	lnVGO
lnVNI	1.0000										
gWOI	0.1123	1.0000									
	0.1587										
lnWGO	0.3120	0.1217	1.0000								
	0.0001	0.1265									
gSPX	-0.0023	0.0907	0.1913	1.0000							
	0.9771	0.2554	0.0157								
lnCPI	0.6698	0.0180	0.6976	0.1403	1.0000						
	0.0000	0.8219	0.0000	0.0777							
lnUSD	0.6309	0.0271	0.7235	0.1736	0.9732	1.0000					
	0.0000	0.7348	0.0000	0.0286	0.0000						
lnSSEC	0.5286	0.2100	0.0098	0.1426	0.1668	0.1953	1.0000				
	0.0000	0.0079	0.9020	0.0730	0.0356	0.0136					
lnEUR	0.0963	0.1592	0.5386	0.2677	0.2831	0.2917	-0.2166	1.0000			
	0.2271	0.0450	0.0000	0.0006	0.0003	0.0002	0.0061				
lnCNY	-0.3018	-0.0298	0.2919	0.0951	0.1971	0.1635	-0.3344	0.4465	1.0000		
	0.0001	0.7093	0.0002	0.2331	0.0127	0.0394	0.0000	0.0000			
AGBY	-0.2797	0.0096	-0.7550	-0.1627	-0.7134	-0.6884	-0.0660	-0.0966	-0.1429	1.0000	
	0.0004	0.9046	0.0000	0.0405	0.0000	0.0000	0.4088	0.2259	0.0723		
lnVGO	0.3990	0.0966	0.9716	0.2202	0.8085	0.8328	0.0234	0.5431	0.3103	-0.7626	1.0000
	0.0000	0.2260	0.0000	0.0053	0.0000	0.0000	0.7695	0.0000	0.0001	0.0000	

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Stata 15

Từ bảng 3 ta thấy mối tương quan ngược chiều giữa biến phụ thuộc $\ln VNI$ và các biến độc lập $\ln CNY$, $AGBY$ với hệ số tương quan lần lượt là -0.3018, -0.2797, -0.0966 tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$. Tiếp đến là mối tương quan cùng chiều với các biến độc lập $\ln WGO$, $\ln CPI$, $\ln USD$, $\ln SSEC$ và $\ln VGO$ với hệ số tương quan lần lượt là 0.3120, 0.6698, 0.6309, 0.5286, 0.3990 tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$. Biến $gWOI$, $gSPX$, $\ln EUR$ không có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$.

Sau khi lấy sai phân bậc nhất thì tương quan giữa các biến đã có sự thay đổi. Cụ thể, biến phụ thuộc $d_{\ln VNI}$ (sai phân bậc nhất của Logarit chỉ số chứng khoán) có mối quan hệ ngược chiều với biến d_{gSPX} , $d_{\ln USD}$ với hệ số tương quan lần lượt là -0.3751 và -0.3456 (mức ý nghĩa 5%), và có mối quan hệ cùng chiều với biến d_{gWOI} và d_{AGBY} với hệ số tương quan lần lượt là 0.2598 và 0.2201 (mức ý nghĩa 5%).

Bảng 4. Ma trận tương quan giữa các biến tại sai phân bậc nhất

	d_lnVNI	d_gWOI	d_lnWGO	d_gSPX	d_lnCPI	d_lnUSD	d_lnSSEC	d_lnEUR	d_lnCNY	d_AGBY	d_lnVGO
d_lnVNI	1.0000										
d_gWOI	0.2598	1.0000									
	0.0010										
d_lnWGO	0.0164	0.0912	1.0000								
	0.8384	0.2544									
d_gSPX	-0.3751	-0.2462	-0.1101	1.0000							
	0.0000	0.0018	0.1686								
d_lnCPI	-0.0695	0.0712	0.1389	-0.0899	1.0000						
	0.3853	0.3738	0.0817	0.2613							
d_lnUSD	-0.3456	-0.0648	0.1388	-0.0214	0.1054	1.0000					
	0.0000	0.4188	0.0820	0.7898	0.1877						
d_lnSSEC	0.0834	0.0403	0.0007	0.2888	-0.1057	-0.0270	1.0000				
	0.2977	0.6155	0.9926	0.0002	0.1862	0.7367					
d_lnEUR	-0.1520	0.0061	-0.0393	0.3709	0.0818	-0.0037	0.1935	1.0000			
	0.0566	0.9394	0.6236	0.0000	0.3070	0.9636	0.0149				
d_lnCNY	-0.1017	0.0166	0.1189	0.2456	0.1961	-0.0008	0.1255	0.2263	1.0000		
	0.2036	0.8356	0.1368	0.0019	0.0135	0.9918	0.1161	0.0043			
d_AGBY	0.2201	0.1363	-0.2069	-0.0650	0.2358	0.0141	0.0858	-0.0826	0.0760	1.0000	
	0.0055	0.0878	0.0091	0.4171	0.0029	0.8606	0.2836	0.3021	0.3426		
d_lnVGO	-0.1037	0.0568	0.7502	0.0020	0.1995	0.2192	0.0351	0.0211	0.1590	-0.1199	1.0000
	0.1949	0.4781	0.0000	0.9800	0.0119	0.0057	0.6614	0.7927	0.0461	0.1333	

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Stata 15

4.2. Kiểm định tính dừng

Để kiểm định tính dừng của các biến, bài nghiên cứu sử dụng kiểm định Dickey - Fuller (DF) và kiểm định Dickey - Fuller mở rộng.

Bảng 5. Kiểm định tính dừng theo ADF

Z(t)	Biến	Test statistic	1% critical	5% critical	10% critical	p-value
	<i>lnVNI</i>	-1.140	-3.491	-2.886	-2.576	0.6989
	<i>d_lnVNI</i>	-10.163	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>gWOI</i>	-10.081	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>d_gWOI</i>	-17.335	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>gWGO</i>	-2.093	-3.491	-2.886	-2.576	0.2475
	<i>d_gWGO</i>	-14.367	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>gSPX</i>	-11.620	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>d_gSPX</i>	-19.188	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>lnCPI</i>	-6.442	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>d_lnCPI</i>	-6.009	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>lnUSDo</i>	-3.238	-3.491	-2.886	-2.576	0.0179
	<i>d_lnUSD</i>	-14.274	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>lnSSEC</i>	-2.918	-3.491	-2.886	-2.576	0.0433
	<i>d_lnSSEC</i>	-11.512	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>LnEUR</i>	-3.093	-3.491	-2.886	-2.576	0.0271
	<i>d_LnEUR</i>	-13.118	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>LnCNY</i>	-2.026	-3.491	-2.886	-2.576	0.2752
	<i>d_LnCNY</i>	-8.938	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>AGBY</i>	-1.896	-3.491	-2.886	-2.576	0.3342
	<i>d_AGBY</i>	-9.409	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000
	<i>lnVGO</i>	-2.009	-3.491	-2.886	-2.576	0.2825
	<i>d_lnVGO</i>	-8.840	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000

Nguồn: Kết quả kiểm định từ phần mềm STATA 15

Kết quả chỉ ra rằng các biến *gWOI*, *gSPX*, *lnCPI* có giá trị tuyệt đối của giá trị tới hạn t lớn hơn giá trị tuyệt đối của các giá trị kiểm định tại mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Như vậy, các biến trên có tính dừng ở sai phân bậc 0 với cả ba mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

Các biến *lnUSD*, *lnEUR* dừng ở sai phân bậc 0 với mức ý nghĩa 5% và 10%. Sau khi sai phân bậc 1, các biến này đã dừng ở cả ba mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%

Các biến $\ln VNI$, $\ln SSEC$, $\ln CNY$, $AGBY$ không có tính dừng ở sai phân bậc 0. Khắc phục chuỗi không dừng, ta tiến hành sai phân biến đó. Sau khi sai phân bậc 1, các biến này đã dừng ở cả ba mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

Như vậy, theo kiểm định Dickey - Fuller, ta thu được kết quả là các chuỗi dữ liệu $gWOI$, $gSPX$, $\ln CPI$, $\ln USD$, $\ln EUR$ có tính dừng ở bậc 0, tức $I(0)$. Trong khi đó, các chuỗi dữ liệu $\ln VNI$, $\ln SSEC$, $\ln CNY$, $AGBY$ là chuỗi dữ liệu không dừng và chỉ dừng ở sai phân bậc 1, tức $I(1)$. Các biến trong mô hình nghiên cứu có sự khác nhau về tính dừng, đây là điều kiện cần thiết đáp ứng được yêu cầu sử dụng mô hình ARDL (Resaran và cộng sự, 2001).

4.3. Kết quả ước lượng mô hình ARDL

Để ước lượng mô hình ARDL, độ trễ tối ưu cho các biến được lựa chọn theo tiêu chuẩn AIC. Dựa trên kết quả tính toán từ Stata, mô hình ARDL (2,4,2,0,3,4,5,1,2,2,2) được lựa chọn để thực hiện phân tích mối quan hệ dài hạn giữa các biến nghiên cứu.

Bảng 6. Kết quả kiểm định đường bao

Hàm	Giá trị thống kê F		
F($\ln VNI gWOI$, $\ln WGO$, $gSPX$, $\ln CPI$, $\ln USD$, $\ln SSEC$, $\ln EUR$, $\ln CNY$, $AGBY$, $\ln VGO$)	5.217		
Giá trị giới hạn	Đường bao dưới	Đường bao trên	
10%	1.83	2.94	
5%	2.06	3.24	
2.5%	2.28	3.50	
1%	2.54	3.86	

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm STATA 15

Kết quả kiểm định đường bao (Bounds Test) cho thấy giá trị thống kê $F = 5.217$, lớn hơn giá trị $I(1)$ (đường bao trên) ở tất cả các mức ý nghĩa thống kê α nên ta lấy độ tin cậy cao nhất (99%). Như vậy, có mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến độc lập được lựa chọn với chỉ số VN-Index. Nói cách khác, tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến nghiên cứu.

Bảng 7. Kết quả ước lượng mô hình ARDL

	lnVNI	Coef.	Std.ERR
lnVNI	L1.	.8156874	.0891201
gWOI	L0.	.0022057	.0005226
	L2.	.0009356	.0004744
	L4.	.0010882	.000473
lnWGO	L1.	-.4747671	.2106375
LnCPI	L3.	2.480139	1.197286
LnUSD	L0.	-2.881274	.6105128
LnEUR	L1.	.4761418	.2263022
LnCNY	L0.	-1.233562	.5862607
AGBY	L0.	.0570015	.030923
	L1.	-.0823359	.044203
	L2.	.0655331	.0333114
LnVGO	L1.	1.037525	.4603437
	L2.	-.5272671	.2878832
_cons		-2.301134	3.567999

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm STATA 15

Kết quả cho thấy, trong dài hạn, các biến *lnVNI* (tại Lag1), *gWOI*, *lnWGO*, *lnCPI*, *lnUSD*, *lnEUR*, *lnCNY*, *AGBY*, *lnVGO* đều có tác động đáng kể đến chỉ số chứng khoán Vn-Index ở mức ý nghĩa thống kê 10%. Sự biến động của chỉ số chứng khoán được giải thích bởi giá trị tại một (hoặc một số) độ trễ của các biến, bao gồm giá trị tại độ trễ của chính chỉ số chứng khoán.

Còn các biến *gSPX*, *lnSSEC* không tác động đến chỉ số chứng khoán Vn-Index trong dài hạn ở mức ý nghĩa 10%.

Để phân tích tác động của biến độc lập lên biến phụ thuộc trong ngắn hạn, bài nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM trình bày trong bảng 7. Phần sai số hiệu chỉnh thể hiện những thông tin phản hồi hay tốc độ điều chỉnh của các hệ số ngắn hạn quy tụ về cân bằng dài hạn trong mô hình. Hệ số của phần sai số hiệu chỉnh ECM(-1) có ý nghĩa thống kê ở mức 5% để đảm bảo rằng nghiên cứu có tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp như đã tìm ra ở phần kiểm định Bounds test. Phần sai số hiệu chỉnh nằm trong khoảng $[-1 < -0.157541 < 0]$, cho thấy mức độ điều chỉnh tới 15,58% sự sai lệch giữa giá trị ngắn hạn để đạt cân bằng dài hạn.

Bảng 8. Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL

	D.gVNI	Coef.	Std.ERR
ECM (-1)	L1.	-.1575416	.0713207
gSPX	LD.	.0099956	.0016183
	L2D.	.0120727	.0025042
	L3D.	.009645	.0030528
	L4D.	.0075525	.0034727
	L5D.	.0084532	.0034495
	L7D.	.0049927	.0025955
LnCPI	L2D.	-4.067005	1.675397
	L5D.	3.436605	1.71277
	L8D.	-2.837979	1.46208
LnUSD	L4D.	-1.411744	.788929
LnCNY	L2D.	1.222685	.7297298
	L8D.	2.451481	.7577771
AGBY	L3D.	.0955506	.0373227
	L4D.	-.0844345	.0386717
	L8D.	.0980331	.042052
LnVGO	LD.	-.5908574	.3411939
_cons		.0257488	.0089763

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm STATA 15

Trong ngắn hạn, các biến *gSPX*, *lnCPI*, *lnUSD*, *lnCNY*, *AGBY*, *lnVGO* có tác động quan trọng đến chỉ số chứng khoán Vn-Index ở mức ý nghĩa thống kê 10%. Sự biến động của chỉ số chứng khoán được giải thích bởi giá trị tại một (hoặc một số) độ trễ của các biến.

Còn các biến *gWOI*, *lnWGO*, *lnSSEC*, *lnEUR* không có tác động đến chỉ số chứng khoán Vn-Index trong ngắn hạn ở mức ý nghĩa 10%.

4.4 Kiểm định mô hình nghiên cứu

Bảng 9. Kết quả kiểm định tự tương quan

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.011	1	0.9173

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm STATA 15

Kết quả kiểm định sự phù hợp của mô hình

$$F(3, 129) = 1.71$$

$$\text{Prob} > F = 0.1699 > 0,05$$

Bảng 10. Kiểm định phân phối không chuẩn của sai số ngẫu nhiên

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis) adj	chi2(2)	Prob>chi2
e	154	0.7952	0.8862	0.09	0.9570

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm STATA 15

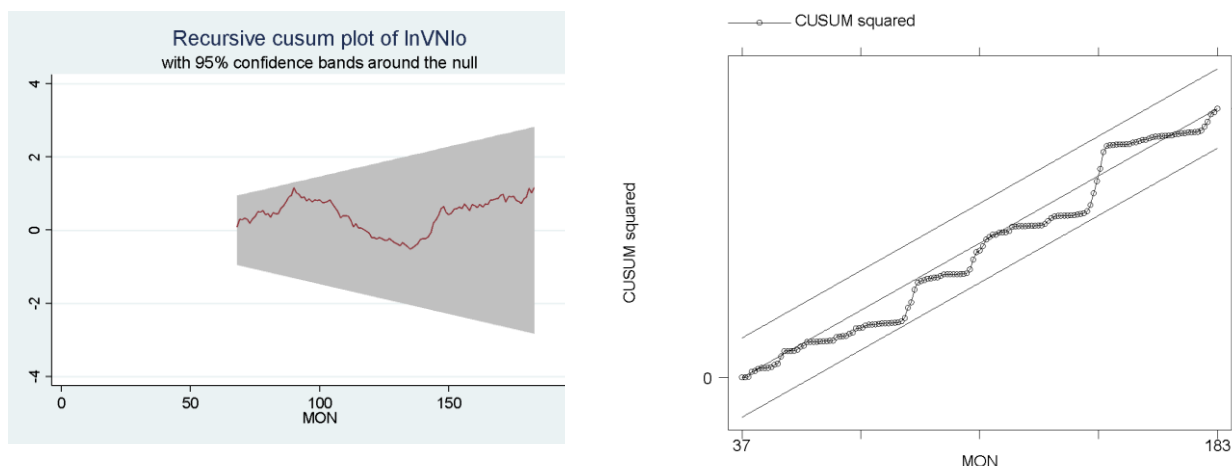
Kết quả kiểm định phương sai sai số thay đổi

$$\text{chi2}(1) = 0.02$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.8745 > 0,05$$

Các kết quả trên cho thấy, mô hình không có hiện tượng tự tương quan, không bỏ sót biến quan trọng và mô hình không xảy ra tình trạng sai dạng hàm, không tồn tại hiện tượng phân phối không chuẩn của sai số ngẫu nhiên và không mắc lỗi phương sai sai số thay đổi.

Để khẳng định sự ổn định của mô hình, hình 1 trình bày kết quả kiểm định tổng tích lũy của phần dư CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư CUSUMSQ (Cumulative Sum of Square of Recursive Residuals). Kết quả cho thấy tổng tích lũy của phần dư và hiệu chỉnh phần dư nằm trong dải tiêu chuẩn với mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$ nên có thể kết luận phần dư của mô hình có tính ổn định, vậy mô hình có tính ổn định.



Hình 1. Kết quả kiểm định CUSUM và CUSUMSQ

Nguồn: Kết quả tính toán từ phần mềm STATA 15

4.5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Trong dài hạn, biến giá dầu quốc tế, chỉ số giá tiêu dùng, tỷ giá EUR/VND có tương quan thuận chiều với chỉ số VN-Index. Biến giá hợp đồng tương lai vàng quốc tế, tỷ giá USD/VND và CNY/USD có tương quan nghịch chiều. Trong khi đó, lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ, giá vàng trong nước có tương quan không đồng nhất với chỉ số VN-Index. Cuối cùng là chỉ số SSEC được xác định không có tương quan với chỉ số VN-Index.

Hợp đồng tương lai dầu thô tương quan thuận chiều với TTCK. Nguyên nhân là vì biến động giá xăng dầu khi tác động đến TTCK Việt Nam cũng chịu nhiều sự can thiệp từ phía Nhà Nước nên tín hiệu phát ra từ nhân tố này đã bị bóp méo và có xu hướng tương quan thuận chiều với VNI.

Giá hợp đồng tương lai vàng có tương quan ngược chiều với TTCK, trong khi giá vàng trong nước lại có tương quan không đồng nhất. Nền kinh tế ở Việt Nam không hoàn toàn là nền kinh tế thị trường, thị trường vàng cũng như chứng khoán vẫn nằm dưới sự độc quyền của Nhà nước, do đó việc tác động giữa giá vàng thế giới lên TTCK vẫn chưa rõ ràng, chủ yếu nằm ở thói quen đầu tư của các nhà đầu tư và chính sách của Chính phủ.

Tỷ giá USD/VND có tương quan nghịch chiều với VN-Index. Nguyên nhân là vì toàn cầu hóa tạo ra cơ hội cho các nhà đầu tư nước ngoài dễ dàng hơn khi đầu tư vào TTCK Việt Nam. Khi nhà đầu tư nước ngoài mua chứng khoán Việt Nam, phải đổi tiền sang VND, dẫn đến cầu VND và cung USD cùng tăng trên thị trường ngoại hối, USD sẽ mất giá so với VND. Và khi dòng tiền đổ vào TTCK nhiều sẽ khiến VN-Index tăng. Trong khi đó tỷ giá EUR/VND có tương quan thuận chiều với VN-Index và tỷ giá CNY/USD có tương quan nghịch chiều. Khi đồng EUR mất giá, hàng hóa XNK của Châu Âu rẻ hơn so với các nước khác, người tiêu dùng sẽ mua hàng hóa ở Châu Âu nhiều hơn dẫn đến cung EUR tăng và cầu VND giảm, VND sẽ đắt lên tương đối so với EUR, khiến cho XNK của Việt Nam sang Châu Âu bị ảnh hưởng tiêu cực, khiến TTCK giảm điểm. Còn đối với tỷ giá CNY/USD, khi nhân dân tệ giảm giá, điều này sẽ tác động tới tâm lý nhà đầu tư nước ngoài, thu hút dòng vốn đầu tư vào thị trường Trung Quốc, từ đó gián tiếp ảnh hưởng, làm giảm nguồn vốn đầu tư nước ngoài vào thị trường Việt Nam, tác động không tốt tới chỉ số VN-Index.

Lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ có tương quan không đồng nhất với VN-Index. Khi lợi suất trái phiếu Chính phủ Mỹ tăng đồng nghĩa với kỳ vọng vào nền kinh tế Mỹ tăng trưởng cao hơn. Nền kinh tế Mỹ phục hồi là cơ hội để thúc đẩy xuất khẩu của Việt Nam cũng như dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vào Việt Nam do tổng cầu tăng, ảnh hưởng tốt đến TTCK. Tuy nhiên, lợi suất trái phiếu Chính phủ Mỹ tăng sẽ khiến lạm phát kỳ vọng tăng, khiến Cục Dự trữ Liên bang Mỹ - Fed có thể ra quyết định giảm cung tiền và tăng lãi suất cơ bản. Việc này sẽ khiến mặt bằng lãi suất, chi phí cho hoạt động vay vốn và trả nợ nước ngoài tăng. Từ đó làm giảm dòng tiền đầu tư, tác động tiêu cực đến TTCK.

Chỉ số chứng khoán Mỹ S&P500 không có tương quan trong dài hạn, nhưng có tương quan ngắn hạn cùng chiều với VN-Index. Điều này có thể được giải thích là bất cứ biến động nào của S&P500 đều gần như lập tức gây ra tác động tới TTCK Việt Nam. Trong khi đó, chỉ số chứng khoán Trung Quốc Shanghai Composite không tồn tại tương quan với chỉ số VN-Index.

5. Hàm ý chính sách và kết luận

Dựa trên kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số giải pháp nhằm phát triển TTCK như sau: *Thứ nhất*, phát triển TTCK thông qua việc hoàn thiện thể chế về quản lý ngoại hối và hoạt động kinh doanh vàng. *Thứ hai*, điều hành linh hoạt chính sách tiền tệ. *Thứ ba*, điều hành chính sách tài khóa linh hoạt nhằm hạn chế sự đầu tư vào hợp đồng tương lai vàng quốc tế. Thứ tư, thực hiện các biện pháp phát triển thị trường xăng dầu nhằm nâng cao hiệu quả của TTCK.

Đối với các công ty cổ phần, sự biến động của TTCK Việt Nam cũng ảnh hưởng không nhỏ tới việc huy động vốn của các công ty này. Vì vậy, các doanh nghiệp niêm yết cần phải có kế hoạch huy động vốn phù hợp để không làm ảnh hưởng đến giá trị của doanh nghiệp. Khi nhận thấy các nhân tố CPI, giá dầu, tỷ giá EUR/VND tăng, các doanh nghiệp niêm yết nên cân nhắc cơ hội phát hành cổ phiếu. Trong trường hợp các chỉ số giá hợp đồng tương lai vàng quốc tế, tỷ giá USD/VND và tỷ giá CNY/USD tăng, các công ty này có thể huy động vốn thông qua kênh phát hành trái phiếu.

Đối với nhà đầu tư cá nhân, trước sự biến động bất thường của TTCK, cần phải có những chiến lược nhất định trong việc đầu tư vào TTCK. Ví dụ như: lạm phát tăng nên đầu tư vào cổ phiếu; giá dầu thế giới tăng có thể đầu tư vào cổ phiếu dòng dầu, khí; USD tăng giá nên cân nhắc khi đầu tư vào TTCK; giá hợp đồng tương lai vàng thế giới tăng mạnh không nên đầu tư vào TTCK.

Mặc dù chứng minh được mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa chỉ số chứng khoán với giá dầu quốc tế, tỷ giá USD/VND, EUR/VND, CNY/USD, CPI, giá hợp đồng tương lai vàng quốc tế, giá vàng trong nước, lợi suất trái phiếu chính phủ Mỹ, S&P500, và chỉ số chứng khoán Thượng Hải, bài viết vẫn tồn tại một số hạn chế và kỳ vọng sẽ khắc phục được bằng các nghiên cứu tiếp theo trong tương lai. *Thứ nhất*, số liệu lấy từ các nguồn khác nhau như Quỹ Tiền tệ Quốc tế, World Bank, Tổng cục Thống kê, Bộ Tài chính có thể sử dụng phương pháp thống kê khác nhau dẫn đến nguồn quan sát chưa thực sự đồng nhất, kết quả mất đi độ chính xác nhất định. *Thứ hai*, nghiên cứu chưa đề cập được tác động từ những nhân tố vĩ mô khác từ Nhật Bản, Hàn Quốc... dù trên thực tế các nước này cũng có ảnh hưởng khá lớn tới nền kinh tế Việt Nam. *Thứ ba*, trong tương lai dưới sự biến động khó lường của nền kinh tế, sự ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô lên chỉ số TTCK VN-Index có thể không còn chính xác như trong nghiên cứu.

Tài liệu tham khảo

Avouyi-Dovi, S., & Neto, D. (2004), "Equity market interdependence: the relationship between European and US stock markets", *Banque de France, Financial Stability Review*, No. 4, pp. 108 - 126.

Chen, H., Lobo, B.J., & Wong, W.K. (2006), "Links between the Indian, US and Chinese stock markets", *National University of Singapore, Department of Economics, Working Paper*, p. 602.

Gay, R.D. (2016), "Effect of macroeconomic variables on stock market returns for four emerging economies: Brazil, Russia, India, and China", *International Business & Economics Research Journal (Iber)*, Vol. 15 No. 3, pp. 119 - 126.

Giri, A.K., & Joshi, P. (2017), "The impact of macroeconomic indicators on Indian stock prices: An empirical analysis", *Studies in Business and Economics*, Vol. 12 No. 1, pp. 61 - 78.

Gokmenoglu, K.K., & Fazlollahi, N. (2015), "The interactions among gold, oil, and stock market: Evidence from S&P500", *Procedia Economics and Finance*, No. 25, pp. 478 - 488.

Hsing, Y. (2011), "The stock market and macroeconomic variables in a BRICS country and policy implications", *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 1 No.1, p. 12.

Jeon, B.N., & Jang, B.S. (2004), "The linkage between the US and Korean stock markets: the case of NASDAQ, KOSDAQ, and the semiconductor stocks", *Research in international Business and Finance*, Vol. 18 No. 3, pp. 319 - 340.

Kuwornu, J.K. (2012), "Effect of Macroeconomic Variables on the Ghanaian Stock Market Returns: A Co-integration Analysis", *Czech University of Life Sciences Prague - Faculty of Economics and Management*, Vol. 4 No. 2, pp. 1 - 12.

Lee, J.W. & Brahmastre, T. (2018), "An exploration of dynamical relationships between macroeconomic variables and stock prices in Korea", *Jung Wan Lee, Tantatape Brahmastre/Journal of Asian Finance, Economics and Business*, Vol. 5 No. 3, pp. 7 - 17.

Lê, H.P. & Đặng, T.B.V. (2015), "Kiểm chứng bằng mô hình ARDL tác động của các nhân tố vĩ mô đến chỉ số chứng khoán Việt Nam", *Tạp chí phát triển và hội nhập UEF*, Vol. 20 No. 30, pp. 61 - 66.

Morales, L. (2009), *The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from four transition economies*, Paper Presented to the Asociación Española de Economía y Finanzas (AEEFI), X Décimas Jornadas de Economía Internacional, Madrid, Spain.

Nguyễn, T.T., Nguyễn, V.D. & Tạ, T.Q. (2020), "Áp dụng mô hình ARDL nghiên cứu tác động của các chỉ số giá đến thị trường chứng khoán Việt Nam", *Tạp chí Khoa học Thương mại*, No. 143/2020, pp. 1 - 10.

Nguyen, T.N., Nguyen, D.T., & Nguyen, V.N. (2020), "The Impacts of Oil Price and Exchange Rate on Vietnamese Stock Market", *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, Vol. 7 No. 8, pp. 143 - 150.

Nguyễn, T.N.Q. & Võ, T.H.L. (2019), “Tác động của một số yếu tố kinh tế vĩ mô đến chỉ số giá chứng khoán tại Việt Nam”, *Tạp chí Khoa học Đại học Mở TP.HCM. Tạp chí khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, Vol. 14 No. 3/2019, pp. 47 - 63.

Nguyễn, T.M.H. (2019), “Đánh giá sự tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến chỉ số giá chứng khoán VN Index thông qua mô hình ARDL”, *Tạp chí Phát triển và Hội nhập Đại học Ngân hàng TP.HCM*, Vol. 24 No. 34, pp. 59 - 67.

Nordin, N., Nordin, S., & Ismail, R. (2014), “The impact of commodity prices, interest rate and exchange rate on stock market performance: An empirical analysis from Malaysia”, *Malaysian Management Journal*, No. 18, pp. 39 - 52.

Park, J. & Ratti, R.A. (2008), “Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries”, *Energy economics*, Vol. 30 No. 5, pp. 2587 - 2608.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (1996), *Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship'*. (No. 9622), Faculty of Economics, University of Cambridge.

Rankin, E. & Idil, M.S. (2014), “A Century of Stock-Bond Correlations| Bulletin–September Quarter 2014”, *Bulletin*, pp. 67 - 74.

Sobia, M.M. & Shazia. (2018), “Does Exchange Rate affect The Karachi Stock Market Price in Pakistan?”, *Asian Journal of Research*, No. 2(7-12), pp. 112 - 119.

Shu, C., He, D., Wang, H. & Dong, J. (2014), “The influence of Chinese and US financial markets on Asia-Pacific”, *Cross-border Financial Linkages: Challenges for Monetary Policy and Financial Stability*, No. 82, pp. 7 - 24.

Thân, T.T.T. & Võ, T.T.D. (2015), “Sự tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến các chỉ số giá cổ phiếu tại HOSE”, *Tạp chí phát triển và hội nhập UEF*, Số 24(34), tr. 59 - 67.

Ủy ban chứng khoán nhà nước. (2021), “Thống kê thị trường chứng khoán”, http://www.ssc.gov.vn/ubck/faces/vi/vimenu/vipages_vithongtinthitruong/thongkettck?_afLoop=18106530481000&_afWindowMode=0&_afWindowId=a4jl7mbe6_177#%40%3F_afWindowId%3Da4jl7mbe6_177%26_afLoop%3D18106530481000%26_afWindowMode%3D0%26_adf.ctrl-state%3Da4jl7mbe6_197, truy cập ngày 12/05/2021.