

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Nguyễn Thu Thủy, Nguyễn Việt Dũng và Tạ Thúy Quỳnh** - Áp dụng mô hình ARDL nghiên cứu tác động của các chỉ số giá đến thị trường chứng khoán Việt Nam. **Mã số: 143.1FiBa.11** 2
Application of ARDL model for studying the impact of price indicators on the Vietnamese stock market
- 2. Đỗ Thị Vân Trang, Đinh Hồng Linh và Lê Thùy Linh** - Ứng dụng mô hình ARDL nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Việt Nam. **Mã số: 143.1TrEM.11** 11
Determinants of Foreign Direct Investment In Vietnam: ARDL Model
- 3. Vũ Văn Hùng và Hồ Kim Hương** - Nghiên cứu tác động của chính sách hỗ trợ đào tạo nghề đối với thu nhập của hộ gia đình ở nông thôn Việt Nam. **Mã số: 143.1DEco.12** 19
A Study on the Impact of Vocational Training Policies on Household's Income in Vietnam's Rural Areas
- 4. Võ Thị Ánh Nguyệt và Nguyễn Hoàng Minh Trí** - Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến chi tiêu hộ gia đình ở Đồng bằng Sông Cửu Long. **Mã số: 143.1DEco.11** 31
An Analysis of the Factors Affecting Household Spending in Mekong Delta

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 5. Nguyễn Quốc Thịnh, Khúc Đại Long và Nguyễn Thu Hương** - Quản trị tài sản trí tuệ trong doanh nghiệp Việt Nam - động lực cho sự khác biệt hóa. **Mã số: 143.2BAdm.22** 38
Intellectual Property Management in Vietnamese Businesses - Motivation for Diversification
- 6. Đặng Thị Thu Trang và Trương Thị Hiếu Hạnh** - Ảnh hưởng của chất lượng tích hợp kênh lên sự gắn kết của người tiêu dùng trong bán lẻ đa kênh tại Việt Nam. **Mã số: 143.2BMkt.21** 45
The Influence of Channel Integration Quality on Customer Engagement in Multi-channel Retail in Vietnam
- 7. Lê Công Thuận và Bùi Thị Thanh** - Phong cách lãnh đạo ủy quyền và sự tham gia vào quá trình sáng tạo của cấp dưới. **Mã số: 143.2HRMg.21** 54
Empowering leadership and followers' creative process engagement
- 8. Nguyễn Chí Đức** - Nghiên cứu hành vi tín nhiệm dựa trên lý thuyết trò chơi. **Mã số: 143.2BAdm.21** 61
Game analysis of credit behavior
- 9. Trịnh Thùy Anh, Lý Thanh Duy và Nguyễn Phạm Kiến Minh** - Sự tác động của nhận dạng tổ chức, nhận dạng nhân viên - khách hàng và định hướng khách hàng đến sự gắn kết của nhân viên tại các công ty truyền thông trên địa bàn TP.HCM. **Mã số: 143.2HRMg.21** 67
The Impact of Organization Identity, Staff-Customer Identity, and Customer Orientation on Staff Commitment at Communication Companies in Hochiminh City

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 10. Phan Thị Thu Hiền, Phạm Thị Cẩm Anh và Trần Bích Ngọc** - Những điểm mới của bộ quy tắc Incoterms 2020 và hàm ý áp dụng trong mua bán hàng hóa quốc tế. **Mã số: 143.3IBMg.32** 76
New Points in Incoterms 2020 and Implications in International Goods Trading
- 11. Nguyễn Ngọc Mai và Nguyễn Thị Minh Thảo** - Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định sử dụng ứng dụng gọi xe: Trường hợp nghiên cứu tỉnh Bình Dương. **Mã số: 143.3BMkt.31** 82
Factors Affecting the Intention to Use Vehicle Booking Apps: a Case Study in Bình Dương Province

ÁP DỤNG MÔ HÌNH ARDL NGHIÊN CỨU TÁC ĐỘNG CỦA CÁC CHỈ SỐ GIÁ ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Nguyễn Thu Thủy

Trường Đại học Ngoại thương

Email: thuthuynguyen@ftu.edu.vn

Nguyễn Việt Dũng

Trường Đại học Ngoại thương

Email: vd.nguyen@ftu.edu.vn

Ta Thúy Quỳnh

Trường Đại học Ngoại thương

Email: quynhtathuy@gmail.com

Ngày nhận: 09/06/2020

Ngày nhận lại: 08/07/2020

Ngày duyệt đăng: 13/07/2020

Mục tiêu của bài nghiên cứu là phân tích tác động của tỷ giá, giá dầu thô và giá vàng thế giới đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn tháng 10/2007 đến tháng 10/2019. Sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag - ARDL) kết hợp với phương pháp kiểm định đường bao (Bound test) làm cơ sở xác định tác động dài hạn, sau đó dùng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) để phân tích tác động ngắn hạn, kết quả thực nghiệm đã chứng minh được mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa các chỉ số giá được lựa chọn với chỉ số VN-Index. Cụ thể, trong dài hạn, tỷ giá hối đoái và giá vàng tác động ngược chiều trong khi giá dầu tác động cùng chiều đến chỉ số VN-Index. Sự biến động trong ngắn hạn sẽ được điều chỉnh trở về trạng thái cân bằng dài hạn với mức độ 6.4%. Dựa trên kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một vài giải pháp để phát triển thị trường chứng khoán Việt Nam một cách bền vững.

Từ khóa: Lợi tức chứng khoán, tỷ giá hối đoái, giá dầu thô, giá vàng

1. Giới thiệu chung

Thị trường chứng khoán là một trong những thành phần quan trọng của một nền kinh tế phát triển, là kênh đầu tư hiệu quả và phổ biến của rất nhiều nhà đầu tư. Trải qua hơn 20 năm, thị trường chứng khoán Việt Nam không ngừng phát triển và đạt được nhiều thành tựu quan trọng. Sự thăng trầm của thị trường chứng khoán do tác động của nhiều nhân tố, bao gồm nhóm nhân tố vĩ mô, các nhân tố vi mô trong nước và cả các tác động từ môi trường quốc tế.

Kinh tế Việt Nam duy trì được tốc độ tăng trưởng ấn tượng qua nhiều năm, tăng trưởng GDP năm 2018 đạt 7.1% và năm 2019 đạt 7%, cao nhất trong 13 năm vừa qua (theo ADB¹). Với sự kiện thị trường chứng khoán chính thức đi vào hoạt động năm 2000 và Việt Nam gia nhập Tổ chức thương mại thế giới (WTO) vào năm 2007, Chính Phủ Việt Nam ngày

càng quyết tâm trong việc phát triển kinh tế thông qua nhiều chính sách mở cửa với các nền kinh tế khác trên thế giới. Thị trường chứng khoán Việt Nam phát triển ngày càng mạnh mẽ, đặc biệt nhận được dòng vốn đầu tư đáng kể từ nước ngoài. Biến động trên thị trường chứng khoán, cùng với rủi ro và cơ hội, luôn là chủ đề hấp dẫn thu hút được sự quan tâm của các nhà đầu tư, các nhà hoạch định chính sách và nhiều nhà nghiên cứu.

Nền kinh tế Việt Nam nhập siêu trong những năm trở lại đây đẩy cầu ngoại tệ lên cao, trong khi đó dự trữ ngoại hối của Việt Nam còn thấp nên tạo áp lực lên các cơ quan nhà nước trong việc kiểm soát tỷ giá USD/VND. Sự biến động của tỷ giá hối đoái có thể tác động đến hoạt động xuất nhập khẩu, từ đó ảnh hưởng đến dòng tiền đầu tư nước ngoài và tác động gián tiếp tới thị trường chứng khoán. Cùng với tỷ giá hối đoái, các chỉ số giá như giá dầu và giá vàng cũng

1. <https://www.adb.org/countries/viet-nam/economy>

có những tác động nhất định đến dòng vốn đầu tư trong và ngoài nước, có thể dẫn tới sự biến động của thị trường chứng khoán. Việt Nam trước đây là quốc gia phải nhập khẩu 100% lượng xăng dầu để phục vụ cho quá trình sản xuất và phát triển kinh tế. Giá dầu trong nước chịu nhiều tác động bởi giá dầu thế giới. Những biến động lớn của giá dầu tác động trực tiếp đến hoạt động của nhiều doanh nghiệp trong nước và ảnh hưởng gián tiếp tới giá chứng khoán. Ngoài ra, thị trường vàng ở Việt Nam cũng luôn nhiều biến động, không chỉ đến từ tác động của thị trường vàng thế giới mà còn đến từ tâm lý các nhà đầu tư. Giá vàng tăng hay giảm mạnh tác động lớn đến nền kinh tế cụ thể là tiền gửi trong dân cư và từ đó tác động đến thị trường chứng khoán.

Nhận thức được tầm quan trọng trong việc phát triển thị trường chứng khoán Việt Nam dưới tác động của các chỉ số giá, mục tiêu chính của bài viết là tìm và phân tích mối quan hệ giữa tỷ giá USD/VND, giá dầu và giá vàng với chỉ số chứng khoán (VN-Index). Dựa trên kết quả nghiên cứu từ mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) trong giai đoạn từ tháng 10 năm 2007 đến tháng 10 năm 2019, bài viết đưa ra một số chính sách đề phát triển thị trường chứng khoán nhằm hướng đến một nền kinh tế phát triển bền vững.

2. Tổng quan tình hình nghiên cứu và cơ sở lý thuyết

Thị trường chứng khoán đã và đang là kênh thu hút vốn hiệu quả với những đóng góp tích cực vào sự phát triển của nền kinh tế. Bên cạnh những thành tựu đạt được thì thị trường chứng khoán cũng luôn phải đối mặt với những khó khăn, thách thức do sự biến động của nhiều nhân tố khác nhau, trong đó có tỷ giá hối đoái và các chỉ số giá như giá dầu và giá vàng thế giới. Tỷ giá hối đoái có thể tác động lớn đến kết quả kinh doanh khi doanh nghiệp có phát sinh dòng tiền bằng ngoại tệ. Thêm vào đó, tỷ giá còn ảnh hưởng đến dòng tiền đầu tư của khối ngoại. Các nhà đầu tư sẽ tích cực mua cổ phiếu khi đồng nội tệ bị yếu đi, tuy nhiên nếu đồng nội tệ liên tục giảm giá sẽ cản trở dòng vốn nước ngoài do những rủi ro tỷ giá mang lại. Sự biến động của giá dầu thô trên thế giới và thị trường vàng cũng là các kênh dự báo chu kỳ phát triển của nền kinh tế, từ đó tác động đáng kể đến tâm lý các nhà đầu tư và ảnh hưởng gián tiếp đến dòng vốn đầu tư vào thị trường chứng khoán.

Hiện nay đã có nhiều bài nghiên cứu về mối quan hệ giữa các chỉ số giá (tập trung chủ yếu vào tỷ giá hối đoái) và thị trường chứng khoán trên thế giới, tuy nhiên kết quả nghiên cứu chỉ ra không có xu hướng chung cho tất cả thị trường.

Khi phân tích tác động giữa tỷ giá hối đoái và thị trường chứng khoán, mỗi quan hệ cùng chiều gần đây đã được chỉ ra từ một số kết quả thực nghiệm của Naseem và cộng sự (2019); Lee and Brahmaşreene (2018); Giri and Joshi (2017); trong khi mỗi quan hệ ngược chiều lại được tìm thấy trước đó bởi Hsing, (2011); Kuwornu (2011); Rahman và cộng sự (2009). Một số nghiên cứu chưa chỉ ra được mối quan hệ giữa hai biến số này (Gay, 2008, 2016; Rahman and Uddin, 2009). Về tác động của giá dầu tới chỉ số chứng khoán, Sahu và cộng sự, (2014) và Narayan and Narayan (2010) đã chỉ ra mối tương quan dương trong khi Giri and Joshi (2017); Basher và cộng sự (2012); và Park and Ratti (2008) tìm ra mối quan hệ ngược chiều giữa các biến này; tuy nhiên kết quả trong nghiên cứu của Cao Đình Kiên và Đỗ Hữu Hưng (2017) không chỉ ra mối quan hệ giữa hai chỉ số này trong dài hạn. Tương tự, mối quan hệ giữa giá vàng và chỉ số chứng khoán cũng đã được tìm thấy trong một số kết quả nghiên cứu (Bapci và Karaca, 2013; Nordin và cộng sự, 2014), tuy nhiên cũng chưa có kết quả thống nhất.

Tổng quan tình hình nghiên cứu cũng đã cho thấy nhiều phương pháp nghiên cứu đã được áp dụng. Giri và Joshi (2017) sử dụng kết hợp ARDL và VECM để tìm mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và lợi tức cổ phiếu trong giai đoạn 1979-2014. Kết quả đã khẳng định tác động tích cực từ tăng trưởng kinh tế, lạm phát, tỷ giá và tác động ngược chiều từ giá dầu thô đối với giá chứng khoán trong dài hạn; và các mối liên hệ nhân quả một chiều từ tăng trưởng kinh tế và FDI đến chỉ số thị trường chứng khoán trong ngắn hạn.

Nhấn mạnh VAR là mô hình đa biến thành công, linh hoạt và dễ ước tính nhất dành cho dữ liệu theo chuỗi thời gian, Bapci và Karaca (2013) đã sử dụng VAR để phân tích và tìm ra mối quan hệ giữa chỉ số thị trường chứng khoán Thổ Nhĩ Kỳ với giá vàng, tỷ giá hối đoái và lượng xuất nhập khẩu trong giai đoạn tháng 1 năm 1996 đến tháng 10 năm 2011.

Nordin và cộng sự (2014) nghiên cứu sự biến động của FBMKLCI (là chỉ số thị trường chứng khoán Malaysia dựa trên 100 doanh nghiệp lớn nhất được niêm yết trên sàn chứng khoán Bursa) dưới sự ảnh hưởng của giá hàng hóa (giá dầu cò, giá dầu và giá vàng) và các chỉ số kinh tế vĩ mô (lãi suất và tỷ giá hối đoái). Mô hình ARDL cho thấy tác động ngược chiều của hai yếu tố kinh tế vĩ mô và tác động cùng chiều của giá dầu cò đến lợi nhuận cổ phiếu trong cả dài hạn và ngắn hạn. Tuy nhiên, không có kết quả nào được tìm thấy cho mối liên kết giữa giá dầu và giá vàng đối với chỉ số thị trường chứng khoán Malaysia.

Nghiên cứu của Morales (2007) sử dụng phương pháp Johansen, ước lượng VECM và kiểm định nhân quả Granger để xác định mối quan hệ dài hạn cũng như ngắn hạn và tìm mối quan hệ nhân quả giữa các biến khoảng thời gian từ năm 1999 đến năm 2006. Kết quả thực nghiệm cho thấy tại Slovakia tồn tại mối quan hệ ngắn hạn của tỷ giá hối đoái và giá cổ phiếu và chỉ số giá chứng khoán của Đức; tỷ giá của Hungary, tỷ giá của Ba Lan và tỷ giá của Slovakia có tác động đáng kể đến chỉ số giá chứng khoán ở Anh. Kết quả kiểm định nhân quả cho thấy tỷ giá có mối quan hệ nhân quả một chiều tới chỉ số giá chứng khoán của Czech Republic, Poland, Hungary; mối quan hệ nhân quả giữa giá chứng khoán với giá chứng khoán cũng được tìm thấy trong trường hợp của Anh lên Ba Lan, Hungary lên Anh và Mỹ lên Ba Lan.

Richards và Simpson (2009) phân tích mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái (AUD/USD) và chỉ số giá chứng khoán All Ordinaries stock price Index của Sở giao dịch chứng khoán Úc từ ngày 02 tháng 01 năm 2003 đến ngày 30 tháng 06 năm 2006. Các tác giả sử dụng phương pháp hồi quy OLS để ước lượng mối quan hệ của 2 biến dựa trên chuỗi dữ liệu gốc và sai phân bậc nhất. Sau đó, bài viết sử dụng mô hình VAR và kiểm định nhân quả Granger để ước lượng mối quan hệ giữa các biến được lựa chọn. Kết quả thu được là tồn tại mối quan hệ đồng liên kết cùng chiều giữa hai biến. Quan hệ nhân quả Granger xác nhận tồn tại tác động nhân quả từ giá cổ phiếu lên tỷ giá.

Kisaka và Mwasaru (2012) tiến hành nghiên cứu về mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán tại Kenya nhằm thiết lập mối quan hệ nhân quả giữa sự truyền dẫn giá cả vào thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối tại quốc gia này. Sử dụng chuỗi dữ liệu từ tháng 11 năm 1993 đến tháng 05 năm 1999, kết quả từ mô hình VECM và kiểm định nhân quả Granger đã chỉ ra tác động của tỷ giá lên giá chứng khoán tại Kenya. Theo đó, các cú sốc của tỷ giá có thể gây hoảng loạn cho các nhà đầu tư và ảnh hưởng đến giá cổ phiếu.

Khi phân tích mối quan hệ giữa tỷ giá và giá cổ phiếu tại hai quốc gia Châu Á là Hàn Quốc và Iran, Dadashi và Tavakoli (2013) sử dụng chuỗi dữ liệu theo tháng từ tháng 07 năm 2002 đến tháng 03 năm 2002 trong khuôn khổ mô hình MGARCH để ước lượng mối quan hệ giữa hai biến này. Kết quả chỉ tìm ra mối quan hệ một chiều từ lợi tức chứng khoán lên tỷ giá tại Hàn Quốc và không có mối quan hệ nào được tìm thấy tại thị trường Iran.

Tại Việt Nam, đã có nhiều nhà nghiên cứu tập trung phân tích các yếu tố tác động đến thị trường chứng khoán, trong đó chủ yếu tập trung vào nhóm các nhân tố vĩ mô. Ví dụ như trong nghiên cứu của Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2013), các nhân tố vĩ mô được chọn để xem xét mối quan hệ tương quan với thị trường chứng khoán là tỷ giá hối đoái và giá dầu, cùng với cung tiền, lạm phát, tăng trưởng kinh tế, và lãi suất trong giai đoạn từ tháng 7/2000 đến tháng 09/2011. Kết quả ước lượng hồi quy bội cho thấy giá dầu tương quan dương trong khi đó tỷ giá hối đoái có tương quan âm với thị trường chứng khoán.

Nguyễn Thị Liên Hoa và Lương Thị Thúy Hường (2014) đã tìm hiểu về mối liên kết động giữa tỷ giá hối đoái và biến động thị trường chứng khoán cho thị trường mới nổi ASEAN thời kỳ 2005-2013 trong đó có Việt Nam. Kết quả từ mô hình EGARCH-Markov cho thấy hệ số ước lượng của sự thay đổi tỷ giá hối đoái mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê với tất cả các thị trường, có nghĩa những biến động trên thị trường ngoại hối sẽ giảm lợi tức trên thị trường chứng khoán.

Khi nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến sự thay đổi giá của các cổ phiếu niêm yết trên HOSE, Trương Đông Lộc (2014) sử dụng số liệu gồm giá và lợi nhuận trên mỗi cổ phiếu (EPS) của 20 cổ phiếu niêm yết trên HOSE, lãi suất cho vay, tỷ giá USD/VND, giá vàng và chỉ số giá tiêu dùng trong giai đoạn từ 31/12/2006 đến 31/12/2012 với tần suất quý. Kết quả phân tích hồi quy cho thấy tỷ giá USD/VND có tương quan dương trong khi giá vàng có mối tương quan âm với tỷ suất sinh lời của các cổ phiếu niêm yết HOSE.

Sử dụng mô hình ARDL để tìm ra tác động của các nhân tố vĩ mô đến chỉ số chứng khoán Việt Nam giai đoạn 01/2001-12/2013, Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015) đã chọn lọc các nhân tố thường gặp trong các nghiên cứu thế giới để xét cụ thể cho trường hợp Việt Nam bao gồm tỷ giá, lạm phát, cung tiền, các lãi suất kỳ hạn một năm như lãi suất trái phiếu chính phủ và lãi suất cho vay. Kết quả mô hình phân phối trễ tự hồi quy ARDL cho thấy trong ngắn hạn và dài hạn, tỷ giá có tác động ngược chiều lên chỉ số giá chứng khoán Việt Nam.

Như vậy, chưa có sự thống nhất về mối quan hệ giữa các chỉ số giá và thị trường chứng khoán trên các thị trường thế giới cũng như tại Việt Nam. Tuy nhiên, việc phân tích tác động của các yếu tố giá đến thị trường chứng khoán Việt Nam - một thị trường mở cửa và mới nổi - là cần thiết. Do vậy, ba nhân tố (tỷ giá, giá dầu, giá vàng) đã được lựa chọn để đưa vào

nghiên cứu mối quan hệ tương quan với chỉ số chứng khoán tại Việt Nam trong giai đoạn 2007-2019.

3. Mô hình nghiên cứu

3.1. Lựa chọn biến nghiên cứu

Bài nghiên cứu lựa chọn VN-Index đại diện cho thị trường chứng khoán Việt Nam do chỉ số VN-Index được tính toán từ giá cổ phiếu của các công ty hoạt động ổn định, giá trị vốn hóa lớn và có tính đại diện nhất cho nền kinh tế Việt Nam. Chỉ số này được thu thập từ trang web chính thức của Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (<http://www.hsx.vn>). Để phân tích các tác động tới chỉ số cổ phiếu VN-Index, bài viết thu thập số liệu tỷ giá USD/VND, giá dầu thô và giá vàng từ Bloomberg, Tổng Cục thống kê (www.gso.gov.vn) và các nguồn dữ liệu thứ cấp khác trong giai đoạn tháng 10/2007 đến tháng 10/2019.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Bài nghiên cứu sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag - ARDL) (Pesaran & Shin, 1998; Pesaran và cộng sự, 2001; Pesaran & Pesaran, 2009) để kiểm tra mối quan hệ giữa giá chứng khoán và tỷ giá hối đoái, giá dầu, giá vàng như sau:

$$\Delta LSP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta LSP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta LER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta LOP_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta LGP_{t-i} + u_t$$

Trong đó:

LSP, LER, LOP, LGP lần lượt là logarit tự nhiên của các biến chỉ số giá chứng khoán, tỷ giá hối đoái, giá dầu và giá vàng thế giới

Δ là ký hiệu toán lấy sai phân

$\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \delta_i$ là các hệ số hồi quy

u_t là phần dư

Để xác định mối quan hệ dài hạn giữa các biến chuỗi thời gian, nhiều nghiên cứu trước đây sử dụng phương pháp đồng liên kết Johansen (1988, 1995) và Johansen & Juselius (1990). Gần đây, các nghiên cứu của Pesaran & Shin (1998); Pesaran và cộng sự (2001); Pesaran & Pesaran (2009) đã giới thiệu một kỹ thuật kiểm tra tính đồng liên kết khác là phương pháp phân phối trễ tự hồi quy - ARDL. Điểm ưu việt của phương pháp ARDL so với phương pháp của Johansen là mô hình ARDL cho ý nghĩa thống kê tốt hơn trong các nghiên cứu có kích thước mẫu nhỏ. Ngoài ra, những phương pháp đồng liên kết khác đều yêu cầu thực hiện trên các chuỗi dữ liệu cùng bậc sai phân, trong khi đó mô hình ARDL được sử dụng trên các chuỗi dữ liệu I(0) và hoặc I(1). Thêm vào đó, ARDL có thể ước lượng đồng thời mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn, loại bỏ các vấn đề về bỏ sót biến và tự tương quan (Pesaran and Shin, 1999; Pesaran et al., 2001).

4. Kết quả thực nghiệm

4.1. Thông kê mô tả

Bảng 1: Thông kê mô tả các biến

	LSP	LER	LOP	LGP
Trung bình	6.358	9.935	4.262	7.125
Trung vị	6.326	9.957	4.300	7.145
Lớn nhất	7.068	10.061	4.944	7.509
Nhỏ nhất	5.504	9.676	3.519	6.586
Độ lệch chuẩn	0.332	0.107	0.326	0.193
Độ lệch	0.255	-0.987	-0.228	-0.405
Độ nhọn	2.501	2.932	1.934	2.984
Jarque-Bera	3.073	23.567	8.115	3.969
Xác suất	0.215	0.000	0.017	0.137

Nguồn: Kết quả từ Eviews 10.0

Bảng 1 cho thấy biến chỉ số giá thị trường chứng khoán có độ lệch chuẩn khá cao so với các biến còn lại, thể hiện sự biến động mạnh của thị trường chứng khoán. Biến tỷ giá hối đoái cho thấy mức độ biến động thấp hơn so với các biến còn lại. Điều này có thể giải thích do tỷ giá USD/VND được tham chiếu theo rổ tiền tệ thế giới tuy nhiên vẫn chịu sự kiểm soát nhất định của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Thông kê Jarque-Bera và giá trị p-value cho thấy giá trị p-value của biến LSP và LGP lớn hơn mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$ cho thấy 2 biến này có phân phối chuẩn. Mặt khác, giá trị p-value của biến LER và LOP nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$ cho thấy 2 biến này không có phân phối chuẩn.

Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến

	LSP	LER	LOP	LGP
LSP	1.000			

LER	0.492	1.000		
	0.0000	-----		
LOP	-0.306	-0.434	1.000	
	0.000	0.000	-----	
LGP	-0.009	0.626	0.168	1.000
	0.913	0.000	0.043	-----

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0

Từ bảng 2 có thể thấy mối tương quan thuận chiều giữa biến phụ thuộc LSP (chỉ số chứng khoán) và biến độc lập LER (tỷ giá hối đoái) với hệ số

tương quan là 0.492173 và mỗi tương quan nghịch chiều với 2 biến độc lập còn lại là LOP (giá dầu thế giới) với hệ số tương quan là -0.306637 tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$. Biến LGP (giá vàng thế giới) không có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$.

Bảng 3: Ma trận tương quan giữa các biến tại sai phân bậc nhất

	DLSP	DLER	DLOP	DLGP
DLSP	1.000			

DLER	-0.270*	1.000		
	0.001	-----		
DLOP	0.261*	-0.003	1.000	
	0.001	0.973	-----	
DLGP	0.046	0.060	0.185**	1.000
	0.582	0.472	0.026	-----

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0
*, **tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5%.

Sau khi lấy sai phân bậc nhất thì tương quan giữa các biến đã có sự thay đổi. Cụ thể, biến phụ thuộc DLSP (sai phân bậc nhất của biến chỉ số chứng khoán) lại có mối quan hệ ngược chiều với biến độc lập DLER (sai phân bậc nhất của biến tỷ giá hối đoái) với hệ số tương quan lần lượt là -0.269 và có mối quan hệ cùng chiều với 2 biến độc lập còn lại là DLOP (sai phân bậc nhất của biến giá dầu) và DLGP (sai phân bậc nhất của biến giá vàng) với hệ số tương quan lần lượt là 0.261 và 0.046.

4.2. Kiểm định tính dừng

Cả hai phương pháp kiểm định ADF theo Dickey and Fuller (1979, 1981) và kiểm định PP theo Phillips-Perron (1988) được sử dụng để kiểm định tính dừng của các chuỗi dữ liệu bao gồm chuỗi dữ liệu chỉ số chứng khoán, tỷ giá hối đoái, giá dầu thế giới và giá vàng thế giới.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị của các chuỗi dữ liệu bằng kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Phillips-Perron (PP) từ Bảng 4 cho thấy chuỗi dữ liệu chỉ số giá chứng khoán (LSP) có giá trị tuyệt đối của thống kê τ nhỏ hơn các giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%. Như vậy, kết quả cho thấy các giả thuyết H0 được chấp nhận. Biên chỉ số chứng khoán như vậy có tính dừng ở sai phân bậc 0.

Trong khi đó, tỷ giá hối đoái (LER), giá dầu thế giới (LOP), giá vàng thế giới (LGP), giá trị tuyệt đối của thống kê τ lớn hơn các giá trị tới hạn ở mức ý

Bảng 4: Kiểm định tính dừng của các biến theo ADF và PP

	ADF		PP	
	Bậc 0	Bậc 1	Bậc 0	Bậc 1
LSP	-4.682*	-9.2173*	-4.604*	-9.217*
LER	-1.782	-10.676*	-1.592	-12.991*
LOP	-2.872	-8.987*	-2.583	-9.037*
LGP	-2.192	-13.695*	-2.092	-13.841*

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0

nghĩa 1%, 5%, 10%. Như vậy, kết quả cho thấy các giả thuyết H0 bị bác bỏ, chấp nhận giả thuyết H1 và kết luận các biến lựa chọn không có nghiệm đơn vị hay là chuỗi dữ liệu có tính dừng. Như vậy, cả 2 kiểm định ADF và PP thống nhất rằng các chuỗi dữ liệu gồm tỷ giá hối đoái, giá dầu thế giới và giá vàng thế giới là chuỗi dữ liệu không dừng và chỉ dừng ở sai phân bậc 1, tức là I(1). Trong khi đó, chuỗi dữ liệu chỉ số chứng khoán là chuỗi dữ liệu thời gian có tính dừng, tức là I(0). 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 (Pesaran và cộng sự, 2001).

4.3. Kết quả ước lượng mô hình ARDL

Kết quả kiểm định đường bao (Bounds Test) từ bảng 5 cho thấy giá trị thống kê $F = 3.777079$, lớn hơn giá trị I(1) ở mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$ (cờ giá trị = 3.67). Như vậy, tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến.

Bảng 5: Kết quả kiểm định Bounds test

Hàm	Giá trị thống kê F	
F (LSP LER, LOP, LGP)	3.777079*	
Giá trị giới hạn	Đường bao dưới	Đường bao trên
10%	2.37	3.2
5%	2.79	3.67
2.5%	3.15	4.08
1%	3.65	4.66

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0

Để ước lượng mô hình ARDL, độ trễ tối ưu được lựa chọn theo tiêu chuẩn AIC với độ trễ lớn nhất bằng 8. Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng mô hình được lựa chọn ARDL (7,4,8,0).

Kết quả cho thấy, trong dài hạn các biến được lựa chọn (bao gồm tỷ giá hối đoái, giá vàng, và giá dầu) đều có tác động quan trọng đến chỉ số chứng khoán (LSP) ở mức ý nghĩa thống kê 10%. Sự biến động

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình ARDL (7,4,8,0)

Biến nghiên cứu	Hệ số tương quan	Sai số chuẩn
LSP(-1)	1.027*	0.099817
LSP(-2)	-0.237***	0.130796
LSP(-4)	0.307*	0.129095
LSP(-6)	-0.326*	0.135814
LSP(-7)	0.220*	0.083283
LER	-2.215*	0.490574
LER(-1)	2.153*	0.676297
LER(-4)	1.933*	0.807308
LOP	0.205*	0.060918
LOP(-1)	-0.145***	0.081055
LOP(-6)	0.166**	0.082938
LOP(-7)	-0.267*	0.068568
LOP(-8)	0.132*	0.048051
LGP	-0.081***	0.046452
C	-0.343	0.888853

Ghi chú: $R^2 = 0.9778$; Adjusted $R^2 = 0.9735$; $F\text{-stat} = 228.4109$ (0.000); and $DW = 2.2186$.

*, **, và *** tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Kết quả ARDL(7,4,8,0) từ phần mềm Eviews 10.0

của chỉ số chứng khoán cũng được giải thích bởi độ trễ của các biến (bao gồm cả độ trễ của chính chỉ số này). Tỷ giá hối đoái và giá vàng có tương quan nghịch chiều trong khi giá dầu lại có tương quan thuận chiều với chỉ số chứng khoán.

Để phân tích tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc trong ngắn hạn, bài viết sử dụng mô hình hiệu chỉnh

Bảng 7: Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL(7,4,8,0)

Biến nghiên cứu	Hệ số tương quan	Sai số chuẩn
D(LSP(-2))	-0.146***	0.075595
D(LSP(-3))	-0.262*	0.073527
D(LSP(-6))	-0.220*	0.064219
D(LER)	-2.215*	0.512865
D(LER(-3))	-1.933*	0.552843
D(LOP)	0.205*	0.052632
D(LOP(-2))	0.189*	0.054063
D(LOP(-4))	0.092***	0.054170
D(LOP(-6))	0.134**	0.056367
D(LOP(-7))	-0.132**	0.054449
ECM(-1)*	-0.064*	0.014536

Ghi chú: $R^2 = 0.5212$; Adjusted $R^2 = 0.2281$; $F\text{-stat} = 219.1839$ (0.000); and $DW = 2.2186$.

*, **, và *** tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%.

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0

sai số ECM được trình bày trong Bảng 7. Phần sai số hiệu chỉnh cung cấp 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 1% 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 $[-1 < -0.06427 < 0]$. Điều này cho thấy mức độ điều chỉnh tới 6,4% sự sai lệch giữa giá trị ngắn hạn để đạt cân bằng dài hạn.

Kết quả cho thấy, trong ngắn hạn chỉ số chứng khoán (LSP) có tương quan nghịch chiều với biến độc lập tỷ giá hối đoái (LER). Ngoài ra, LSP lại có tương quan thuận chiều với biến độc lập giá dầu thế giới (LOP). Sự biến động của giá vàng thế giới không giải thích được cho sự biến động của chỉ số chứng khoán trong ngắn hạn.

4.4. Kết quả kiểm định khuyết tật của mô hình ARDL (7,4,8,0)

Kết quả kiểm định từ bảng 8 cho thấy, phần dư của mô hình không có hiện tượng tự tương quan, phân phối chuẩn và mô hình được lựa chọn là phù

Bảng 8: Kết quả kiểm định khuyết tật của mô hình

	Kiểm định	F-statistics	p-values
Tự tương quan	Lagrang Multiplier	0.162	0.082
Phương sai sai số thay đổi	White	3.024	0.000
Phân phối chuẩn	Jarque-Bera	2.867	0.238
Sự phù hợp của mô hình	Ramsey RESET	2.098	0.150

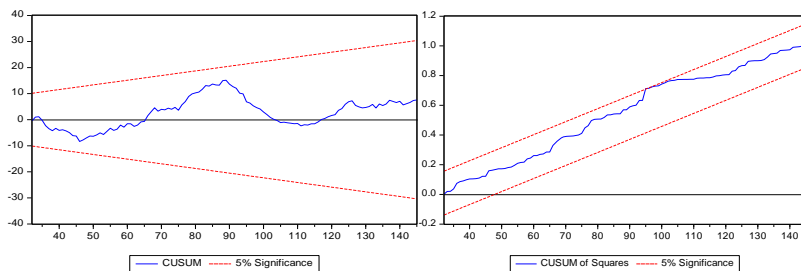
Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0

hợp. Tuy mô hình còn tồn tại phương sai sai số thay đổi, nhưng hiện tượng này có thể được khắc phục bằng cách sử dụng các sai số chuẩn mạnh (robust standard errors), kết quả các hệ số của mô hình vẫn không đổi, chỉ có độ lệch chuẩn thay đổi (White, 1980) (Phụ lục 1).

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 nên mô hình có tính ổn định.

4.5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Như vậy, trong dài hạn, biến động của tỷ giá hối đoái và giá vàng có tác động ngược chiều với biến động của chỉ số VN-Index trên thị trường chứng



Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0

Hình 1: Kết quả kiểm định CUSUM và CUSUMSQ

khoán, trong khi đó giá dầu thế giới có tác động cùng chiều đến chỉ số chứng khoán này. Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL cho thấy thị trường chứng khoán Việt Nam chịu tác động từ các cú sốc của chính nó, tỷ giá hối đoái và giá dầu thế giới. Giá vàng trong ngắn hạn không có tác động đến chỉ số thị trường chứng khoán. Bất kỳ sự thay đổi trong ngắn hạn nào cũng sẽ được điều chỉnh với tốc độ 6.42% giai đoạn tiếp theo để trở lại trạng thái cân bằng dài hạn. Các kết quả này phù hợp với một số nghiên cứu trước đây (như Kisaka và Mwasaru, 2012; Dadgar và Nazari, 2012) khi khẳng định lại mối quan hệ ngược chiều giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán. Mối quan hệ này cũng được giải thích dựa trên thực tế Việt Nam duy trì nhập siêu nhiều năm, kỹ thuật khoa học cũng chưa thực sự phát triển nên chủ yếu nhập máy móc và nguyên vật liệu từ nước ngoài. Đô la Mỹ là ngoại tệ có giá mạnh so với Việt Nam đồng, giá cả của nhiều sản phẩm căn cứ trên USD để định giá. Doanh nghiệp Việt Nam hiện nay ưa chuộng loại hình vay ngoại tệ đặc biệt là USD cũng như người dân có tâm lý nắm giữ USD như là hình thức để tránh rủi ro. Do đó, khi tỷ giá tăng hay Việt Nam đồng mất giá đã tạo ra tâm lý bất an cho các nhà đầu tư, từ đó khiến TTCK sụt giảm.

Kết quả thực nghiệm cũng khẳng định lại kết luận của Nordin và cộng sự (2014) về mối quan hệ ngược chiều giữa giá vàng và chỉ số chứng khoán trong dài hạn, cũng như ủng hộ kết luận của Hsing, (2011); Kuwornu (2011); Rahman và cộng sự (2009) về mối quan hệ cùng chiều giữa giá dầu và chỉ số chứng khoán. Các kết luận này được cho là phù hợp trong bối cảnh Việt Nam. Giá vàng tăng hay giá dầu giảm đều là những dấu hiệu bất ổn của nền kinh tế, từ đó có khả năng tác động tiêu cực đến tâm lý của nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán.

5. Hàm ý chính sách và kết luận

Mối quan hệ giữa các biến kinh tế vĩ mô và thị trường chứng khoán luôn là chủ đề thu hút được sự quan tâm nghiên cứu của nhiều tác giả nghiên cứu

trong và ngoài nước. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu này đều không có sự thống nhất về mối quan hệ cũng như mức độ tác động của các biến vì sự khác nhau về đặc thù kinh tế, chính sách ở từng quốc gia hay một quốc gia vào các thời kỳ khác nhau. Bài nghiên cứu đã thực hiện phân tích tác động của tỷ giá hối đoái, cùng với giá dầu và giá vàng lên thị trường chứng khoán Việt Nam

trong giai đoạn từ tháng 10 năm 2007 đến tháng 10 năm 2019 và tìm ra được mối quan hệ dài hạn cũng như ngắn hạn giữa các biến. Cụ thể, trong dài hạn và ngắn hạn, tỷ giá hối đoái tác động ngược chiều trong khi giá dầu tác động cùng chiều đến chỉ số VN-Index. Giá vàng cũng có thể giải thích được sự biến động của chỉ số chứng khoán trong dài hạn với mối quan hệ ngược chiều. Các thay đổi trong ngắn hạn sẽ được điều chỉnh trở về trạng thái cân bằng dài hạn với tốc độ 6.4% trong giai đoạn tiếp theo.

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số giải pháp nhằm phát triển thị trường chứng khoán Việt Nam như sau:

Thứ nhất, kết quả nghiên cứu cho thấy sự biến động của tỷ giá hối đoái tạo ra cú sốc tiêu cực lên TTCK. Do đó, khi tỷ giá ổn định kết hợp với cơ chế điều chỉnh linh hoạt sẽ giúp các doanh nghiệp kích thích xuất khẩu cũng như các doanh nghiệp nhập khẩu an tâm sản xuất, nhà đầu tư trong và ngoài nước có thể dự đoán được tình hình kinh tế và vì vậy giá cổ phiếu dao động quanh giá trị thật của nó. Việc can thiệp, điều hành, kiểm soát chặt chẽ tỷ giá USD/VND của NHNN cần linh hoạt, đáp ứng được sự cân bằng tổng thể của nền kinh tế nhằm đảm bảo các cân đối vĩ mô, kiểm soát lạm phát, kích thích xuất khẩu, kiểm soát nhập khẩu, khuyến khích đầu tư nước ngoài vào Việt Nam, tăng quỹ dự trữ ngoại tệ của NHNN để có thể can thiệp khi cần thiết. Ngoài ra, NHNN cũng nên cho thực hiện thanh toán quốc tế bằng các ngoại tệ khác, thay thế USD để giảm áp lực lên cung tiền ngoại tệ này. Đồng thời, cho các doanh nghiệp thực hiện các nhóm công cụ phái sinh như hợp đồng kì hạn, quyền chọn để vấn đề cung cầu ngoại tệ không gây trở ngại cho hoạt động sản xuất kinh doanh và do đó, chứng khoán các công ty này tăng trưởng ổn định hơn.

Thứ hai, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy TTCK Việt Nam cũng có sự nhạy cảm nhất định với các mức giá quốc tế trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế, do đó các nhà hoạch định chính sách cũng

cần phản ứng kịp thời với các cơ chế điều chỉnh giá dầu và giá vàng thích hợp nhằm tránh các cú sốc về giá, ảnh hưởng đến tâm lý của các nhà đầu tư trong và ngoài nước.

Mặc dù chứng minh được mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa chỉ số chứng khoán với tỷ giá hối đoái, giá dầu thô và giá vàng, bài viết vẫn còn tồn tại một số hạn chế và kỳ vọng sẽ khắc phục được bằng các nghiên cứu tiếp theo trong tương lai. *Thứ nhất*, việc sử dụng chỉ số đại diện thị trường sẽ không phản ánh được tác động riêng lẻ của các biến độc lập lên từng nhóm cổ phiếu đơn lẻ hay các nhóm ngành cụ thể. *Thứ hai*, thị trường chứng khoán Việt Nam còn khá mới mẻ so với nhiều thị trường phát triển khác trên thế giới nên sự sẵn có về dữ liệu nghiên cứu còn hạn chế dẫn đến kết quả nghiên cứu chưa được toàn diện. *Thứ ba*, bài nghiên cứu còn chưa xét đến một số biến kinh tế vĩ mô cũng tác động lên thị trường chứng khoán Việt Nam như chỉ số giá tiêu dùng CPI, lạm phát hay cung tiền. ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Bapci, E. S. and Karaca, S. S. (2013), *The Determinants of Stock Market Index: VAR Approach to Turkish Stock Market*, International Journal of Economics and Financial Issues, 3(1), 163-171.
2. Basher, S. A., Haug, A. A. and Sadorsky, P. (2012), *Oil prices, exchange rates and emerging stock markets*, Energy Economics, 34(1), 227-240.
3. Cao Đình Kiên và Nguyễn Hữu Hưng (2017), *Do Oil Prices still matter? The Case of Vietnamese Stock Market*, External Economics Review, No. 96 (7/2017), 16-26.
4. Dadashi, M. and Tavakoli, A. (2013), *Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from Iran and South Korea*, International Economics Studies, 42(1), 23-30.
5. Dadgar, Y. and Nazari, R. (2012), *The Analysis of Relationship between Stock Prices and Exchange Rates in Iran (2007-2012)*, World Finance and Banking Symposium, 14.
6. Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979), *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
7. Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981), *The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Econometrica, 49, 1057-1072.
8. Hsing, Y. (2011), *Impacts of Macroeconomic Variables on Stock Market in Bulgaria and Policy*

Implications, East-West Journal of Economics and Business, 14(2), 41-53.

9. Johansen, S. (1988), *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3), 231-254.
10. Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press: Oxford.
11. Johansen, S. and Juselius, C. (1990), *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), 169-210.
12. Kuwornu, J. K. M. (2011), *Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Full Information Maximum Likelihood Estimation*, Research Journal of Accounting and Finance, 2(4), 49-63.
13. Gay, Jr., R. D. (2008), *Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, and China*, International Business and Economics Research Journal, 7(3), 1-8.
14. Gay, Jr., R. D. (2016), *Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, and China*, International Business and Economics Research Journal, 15(3), 119-126. (This manuscript was original published in the International Business of Economics Research Journal, 7(3), 1-8. Due to high download rates this manuscript has been reprinted.)
15. Giri, A. K., Joshi, P. (2017), *The Impact of Macroeconomic Indicators on Indian Stock Prices: An Empirical Analysis*, Studies in Business and Economics, 12(1), 61-78.
16. Kisaka, S. E. and Mwasaru, A. (2012), *The Causal Relationship between Exchange Rates and Stock Prices in Kenya*, Research Journal of Finance and Accounting, 3(7), 121-130.
17. Lee, J. W. and Brahmairene, T. (2018), *An Exploration of Dynamical Relationships between Macroeconomic Variables and Stock Prices in Korea*, The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 5(3), 7-17.
18. Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (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, 20(30), 61-66.
19. Morales, L. (2007), *The Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Four Transition Economies*, Rates: Evidence from Four Transition Economies,

Dublin Institute of Technology, Paper presented to the Asociación Española de Economía y Finanzas (AEEFI), X Décimas Jornadas de Economía International, June 20-22, Madrid, Spain.

20. Narayan, P. K. and Narayan, S. (2010), *Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices*, Applied Energy, 87(1), 356-361.

21. Trương Đông Lộc (2014), *Các nhân tố ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá cổ phiếu: Các bằng chứng từ Sở giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh*, Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ, 33, 72-78.

Summary

The central aim of this paper is to analyze the impact of exchange rates, international gold prices and crude oil prices on the Vietnamese stock market during the period from October 2007 to October 2019. Using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) in combination with the Bound tests to determine the long-term effects and the error correction model (ECM) afterwards to analyze the short-term effects, the empirical results reveal the long and short-term linkages between the selected price indices and the VNIndex. Particularly, exchange rates and gold prices impact positively while oil prices impact negatively on the VN-Index in long-term. The short-term fluctuation will be corrected back to the long-term equilibrium at 6.4%. Based on the research findings, some recommendations are proposed in order to develop sustainable stock market for the case of Vietnam.

PHỤ LỤC 1 - Kết quả ước lượng sau khi khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi

Dependent Variable: LSP
 Method: ARDL
 Date: 12/13/19 Time: 17:29
 Sample (adjusted): 9 145
 Included observations: 137 after adjustments
 Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Dynamic regressors (8 lags, automatic): LER LOP LGP
 Fixed regressors: C
 Number of models evaluated: 5832
 Selected Model: ARDL(7, 4, 8, 0)
 White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LSP(-1)	1.026605	0.099817	10.28486	0.0000
LSP(-2)	-0.237016	0.130796	-1.812105	0.0726
LSP(-3)	-0.116251	0.120590	-0.964022	0.3371
LSP(-4)	0.307305	0.129095	2.380456	0.0189
LSP(-5)	0.060772	0.117225	0.518418	0.6052
LSP(-6)	-0.325520	0.135814	-2.396799	0.0182
LSP(-7)	0.219836	0.083283	2.639641	0.0095
LER	-2.215033	0.490574	-4.515186	0.0000
LER(-1)	2.153130	0.676297	3.183706	0.0019
LER(-2)	-0.238117	0.734788	-0.324062	0.7465
LER(-3)	-1.486414	0.990498	-1.500673	0.1362
LER(-4)	1.932864	0.807308	2.394210	0.0183
LOP	0.204764	0.060918	3.361332	0.0011
LOP(-1)	-0.145414	0.081055	-1.794017	0.0755
LOP(-2)	0.104768	0.079336	1.320563	0.1893
LOP(-3)	-0.100960	0.079622	-1.267998	0.2074
LOP(-4)	0.003448	0.087250	0.039516	0.9685
LOP(-5)	-0.123497	0.092675	-1.332579	0.1853
LOP(-6)	0.166133	0.082938	2.003096	0.0475
LOP(-7)	-0.266558	0.068568	-3.887470	0.0002
LOP(-8)	0.132164	0.048051	2.750498	0.0069
LGP	-0.080672	0.046452	-1.736650	0.0852
C	-0.342553	0.888853	-0.385388	0.7007
R-squared	0.977817	Mean dependent var	6.347303	
Adjusted R-squared	0.973536	S.D. dependent var	0.329247	
S.E. of regression	0.053561	Akaike info criterion	-2.863999	
Sum squared resid	0.327044	Schwarz criterion	-2.373783	
Log likelihood	219.1839	Hannan-Quinn criter.	-2.664787	
F-statistic	228.4109	Durbin-Watson stat	2.218595	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 10.0