BỘ TÀI CHÍNH

TRƯỜNG ĐẠI HỌC TÀI CHÍNH – MARKETING

BÙI ĐỖ PHÚC QUYÊN

TÁC ĐỘNG CỦA GIÁ CẢ HÀNG HÓA TOÀN CẦU ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC ĐÔNG NAM Á

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Thành phố Hồ Chí Minh – Năm 2022

BỘ TÀI CHÍNH

TRƯỜNG ĐẠI HỌC TÀI CHÍNH – MARKETING

BÙI ĐỖ PHÚC QUYÊN

TÁC ĐỘNG CỦA GIÁ CẢ HÀNG HÓA TOÀN CẦU ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC ĐÔNG NAM Á

Ngành: Tài chính – Ngân hàng

Mã số ngành: 9340201

NGƯỜI HƯỚNG DẪN KHOA HỌC:

TS. BÙI HỮU PHƯỚC

PGS. TS. LÊ THỊ LANH

Thành phố Hồ Chí Minh – Năm 2022

LỜI CAM ĐOAN

Tôi xin cam đoan luận án **"Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á"** là công trình nghiên cứu của chính tác giả dưới sự hướng dẫn khoa học của TS. Bùi Hữu Phước và PGS. TS. Lê Thị Lanh. Các thông tin, dữ liệu được sử dụng trong đề tài là trung thực, chính xác và đáng tin cậy. Tôi xin cam đoan rằng luận án tiến sĩ này chưa từng được trình nộp để lấy học vị tiến sĩ tại bất cứ một trường đại học nào. Không có các nội dung đã được công bố trước đây hoặc những nội dung do người khác thực hiện ngoại trừ các trích dẫn được ghi nguồn đầy đủ trong danh mục tài liệu tham khảo.

Tôi xin chịu hoàn toàn trách nhiệm về lời cam đoan trên.

Thành phố Hồ Chí Minh, năm 2022

Người cam đoan

Bùi Đỗ Phúc Quyên

LỜI CẢM ƠN

Trước tiên, tôi xin bày tỏ lòng biết ơn sâu sắc đến Người hướng dẫn khoa học TS. Bùi Hữu Phước đã định hướng nghiên cứu, hướng dẫn và động viên để tôi hoàn thành luận án này. Chân thành cảm ơn PGS.TS. Lê Thị Lanh đã hỗ trợ, chỉ dẫn để tôi hoàn chỉnh nội dung của luận án.

Tôi xin trân trọng lời cảm ơn chân thành đến các quý thầy cô trong hội đồng các cấp. Quý thầy, cô đã giúp tôi định hướng, sửa chữa đề tài nghiên cứu của mình.

Tôi xin cảm ơn quý thầy, cô Trường Đại học Tài chính – Marketing, đặc biệt là các thầy cô Khoa Tài Chính - Ngân hàng, Viện Sau Đại Học đã truyền đạt kiến thức, góp ý, cũng như tạo mọi điều kiện tốt nhất cho tôi trong quá trình nghiên cứu và viết luận án của mình.

Tôi xin gửi lời cảm ơn chân thành đến gia đình, đồng nghiệp, bạn bè đã quan tâm, động viên, san sẻ công việc, góp ý cho tôi trong suốt quá trình học tập và hoàn thiện luận án.

Thành phố Hồ Chí Minh, năm 2022

Tác giả

Bùi Đỗ Phúc Quyên

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN
LỜI CẢM ƠN
MỤC LỤC
DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT
DANH MỤC CÁC BẢNG
DANH MỤC CÁC HÌNH
TÓM TẮT
ABSTRACT
CHƯƠNG 1. GIỚI THIỆU TỔNG QUAN.....1
1.1 Lý do chọn đề tài.....1
1.2 Mục tiêu và câu hỏi nghiên cứu.....5
1.3 Đối tượng và phạm vi nghiên cứu.....6
1.3.1. Đối tượng nghiên cứu.....6
1.3.2. Phạm vi nghiên cứu.....6
1.4 Phương pháp nghiên cứu.....7
1.5 Đóng góp mới của luận án.....7
1.5.1 Đóng góp về mặt khoa học.....7
1.5.2 Đóng góp về mặt thực tiễn.....8
1.6 Kết cấu của luận án.....9
Kết luận chương 1.....11
CHƯƠNG 2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC.....12
2.1 Lý thuyết về giá cả hàng hóa và thị trường chứng khoán.....12
2.1.1 Lý thuyết về giá cả hàng hóa.....12
2.1.1.1 Khái niệm giá cả hàng hóa.....12
2.1.1.2 Lý thuyết giá cả hàng hóa biến động.....13
2.1.1.3 Lý thuyết lưu trữ.....14
2.1.2 Lý thuyết về thị trường chứng khoán.....17

2.1.2.1 Khái niệm thị trường chứng khoán và chỉ số thị trường chứng khoán 17
2.1.2.2 Giả thuyết thị trường hiệu quả (EMH) 21
2.1.2.3 Lý thuyết bước đi ngẫu nhiên của giá chứng khoán 22
2.1.2.4 Lý thuyết tài chính hành vi..... 23
2.1.3 Lý thuyết tác động của giá cả hàng hóa đến thị trường chứng khoán 25
2.1.3.1 Hiệu ứng tràn của giá cả hàng hóa toàn cầu đến giá cả hàng hóa nội địa 25
2.1.3.2 Lý thuyết hiệu ứng lan tỏa..... 27
2.2 Tổng quan các nghiên cứu trước 29
2.2.1 Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. 29
2.2.2 Tác động từ các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. 34
2.2.2.1 Tác động của giá nông nghiệp đến thị trường chứng khoán. 34
2.2.2.2 Tác động của giá năng lượng đến thị trường chứng khoán..... 35
2.2.2.3 Tác động của giá kim loại đến thị trường chứng khoán. 39
2.3 Khoảng trống nghiên cứu..... 49
CHƯƠNG 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU. 52
3.1 Quy trình nghiên cứu..... 52
3.2 Giả thuyết và mô hình nghiên cứu..... 53
3.2.1 Giả thuyết nghiên cứu..... 53
3.2.1.1 Giá cả hàng hóa toàn cầu (Global Price Index - GPI) 53
3.2.1.2 Giá nông nghiệp (Agriculture Price Index-API)..... 54
3.2.1.3 Giá năng lượng (Energy Price Index-API)..... 55
3.2.1.4 Giá kim loại (Metal Price Index-MPI)..... 55
3.2.2 Mô hình nghiên cứu..... 59
3.3 Dữ liệu nghiên cứu..... 65
3.3.1 Chỉ số giá chứng khoán một số nước Đông Nam Á 65
3.3.2 Giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác 69
3.4 Phương pháp ước lượng..... 71
3.4.1 Kiểm định nghiệm đơn vị dữ liệu bảng (Panel unit Root Test) 71

3.4.2 Kiểm định đồng liên kết dữ liệu bảng (Panel Cointegration Tests) 73
3.4.3 Phương pháp DGMM (Difference Generalized Method of Moments)..... 76
3.4.4 Ước lượng trung bình nhóm (MG - Mean Group)..... 79
3.4.5 Ước lượng trung bình nhóm gộp (PMG - Pooled Mean Group)..... 79
Kết luận chương 3..... 81
CHƯƠNG 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN 82
4.1 Thực trạng giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. 82
4.1.1 Thực trạng giá cả hàng hóa toàn cầu..... 82
4.1.2 Thực trạng thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á 85
4.2 Kết quả mô hình nghiên cứu. 89
4.2.1 Thống kê mô tả và phân tích tương quan 89
4.2.2 Kiểm định tính dừng và kiểm định đồng liên kết..... 92
4.2.2.1 Kiểm định tính dừng dữ liệu bảng (Panel unit root test)..... 92
4.2.2.2 Kiểm định đồng liên kết dữ liệu bảng (Panel Cointegration Tests)..... 94
4.2.3 Kết quả mô hình nghiên cứu..... 96
4.2.3.1 Kết quả tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á..... 96
4.2.3.2 Kết quả tác động của giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á..... 105
4.3 Thảo luận kết quả nghiên cứu. 107
4.3.1 Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á..... 107
4.3.2 Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán từng quốc gia Đông Nam Á được lựa chọn..... 111
4.3.3 Tác động của giá cả nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á..... 116
Kết luận chương 4..... 121
CHƯƠNG 5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH..... 122

5.1 Kết luận..... 122
5.2 Hàm ý chính sách..... 125
5.3 Hạn chế nghiên cứu và hướng nghiên cứu tiếp theo..... 147
Kết luận chương 5..... 149
DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH CỦA TÁC GIẢ ĐÃ CÔNG BỐ 150
TÀI LIỆU THAM KHẢO..... 151
PHỤ LỤC
Phụ lục 1. Thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu
Phụ lục 2. Kết quả thống kê mô tả, tự tương quan, đa cộng tuyến
Phụ lục 3. Kết quả kiểm định tính dừng
Phụ lục 4. Kết quả kiểm định đồng liên kết
Phụ lục 5. Kết quả mô hình POLS, FEM, REM, FGLS, DGMM và các kiểm định
Phụ lục 6. Kết quả xác định độ trễ
Phụ lục 7. Kết quả mô hình MG
Phụ lục 8. Kết quả mô hình PMG
Phụ lục 9. Kết quả kiểm định HAUSMAN

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

Viết tắt	Thuật ngữ tiếng anh	Diễn giải
AFC	Asian Financial Crisis	Khủng hoảng tài chính Châu Á
APT	Arbitrage Pricing theory	Lý thuyết kinh doanh chênh lệch giá
ASEAN	Association of Southeast Asia Nations	Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á
CAPM	Capital Asset Pricing Model	Mô hình đinh giá tài sản vốn
CPI	Consumer Price Index	Chỉ số giá tiêu dùng
DCF	Discounted Cash Flow	Dòng tiền chiết khấu
DDM	Dividend Discount Model	Mô hình chiết khấu cổ tức
ECT	Error Correction Term	Biến điều chỉnh sai số
EMH	Efficient Market Hypothesis	Lý thuyết thị trường hiệu quả
ER	Foreign Exchange Rate	Tỷ giá hối đoái
EU	European Union	Liên minh Châu Âu
FAO	Food and Agriculture Organazation	Tổ chức lương thực và nông nghiệp liên hiệp quốc
FEM	Fixed Effects Model	Mô hình tác động cố định
FDI	Foreign Direct Investment	Đầu tư trực tiếp nước ngoài
GDP	Gross Domestic Product	Tổng sản phẩm quốc nội
GFC	Global Financial Crisis	Khủng hoảng tài chính toàn cầu
GMM	Generalized Method of Moments	Phương pháp moment tổng quát
IBRD	International Bank for Reconstruction and Development	Ngân hàng quốc tế tái thiết và phát triển
IEA	The International Energy Agency	Cơ quan Năng lượng Quốc tế
IMF	International Monetary Fund	Quỹ tiền tệ quốc tế
IFS	International Financial Statistics	Thống kê Tài chính Quốc tế
JCI	Jakarta Composite Index	Chỉ số chứng khoán Jakarta
JSX	Jakarta stock exchange	Sở giao dịch chứng khoán Jakarta
KLCI	Kuala Lumpur Composite Index	Chỉ số chứng khoán Kuala Lumpur
MSCI	Morgan Stanley Capital International	
MG	Mean Group	Phương pháp trung bình nhóm

OECD	Organisation for Economic Cooperation and Development	Tổ chức hợp tác và phát triển kinh tế
OLS	Ordinary Least Squares	Phương pháp bình phương nhỏ nhất
OPEC	Organisation of Countries Petroleum Exporting	Tổ chức các nước xuất khẩu dầu mỏ
PMG	Pool Mean Group	Phương pháp trung bình nhóm gộp
PSE	Philippine Stock Exchange	Sở giao dịch chứng khoán Philippines
PSEI	PSE Composite Index	Chỉ số chứng khoán Philippines
REM	Random Effects Model	Mô hình tác động ngẫu nhiên
SET	Stock Exchange of Thailand	Sở Giao Dịch Chứng Khoán Thái Lan
SGX	Singapore Stock Exchange	Sở Giao Dịch Chứng Khoán Singapore
STI	Straits Times Index	Chỉ số Straits Times
TTCK	Stock market	Thị trường chứng khoán
UBCK		Ủy Ban Chứng khoán Nhà Nước
USA	United states of American	Hợp chủng quốc Hoa Kỳ
USD	United States Dollar	Đô la Mỹ
VAR	Vector autoregressive	Vectơ tự hồi quy
VDC	Variance Decomposition	Phân tích phương sai
VSD	Vietnam Securities Depository	Trung tâm lưu ký Chứng khoán
VECM	Vector Error Correction model	Mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số
VNI	Viet Nam Index	Chỉ số chứng khoán Việt Nam
WTO	World Trade Organisation	Tổ chức Thương mại Thế giới

DANH MỤC CÁC BẢNG

Bảng 2.1 Sự phát triển của Lý thuyết lưu trữ 16
Bảng 2.2 Định nghĩa về thị trường hiệu quả 22
Bảng 2.3 Lược khảo các nghiên cứu trước về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần và biến kiểm soát khác đến thị trường chứng khoán..... 43
Bảng 3.1 Tóm tắt kỳ vọng về dấu của các biến trong mô hình nghiên cứu..... 58
Bảng 3.2 Các yếu tố kinh tế vĩ mô đã được sử dụng cho nhóm nước Đông Nam Á 60
Bảng 3.3 Các biến trong mô hình nghiên cứu 71
Bảng 4.1. Vốn hóa thị trường chứng khoán của một số nước Đông năm Á..... 85
Bảng 4.2. Giá trị giao dịch cổ phiếu của một số nước Đông năm Á 86
Bảng 4.3. Tốc độ luân chuyển cổ phiếu của một số nước Đông năm Á 87
Bảng 4.4. Số lượng các công ty niêm yết trên TTCK một số nước ASEAN..... 88
Bảng 4.5 Thống kê mô tả các biến 90
Bảng 4.6 Ma trận hệ số tương quan..... 91
Bảng 4.7 Kết quả kiểm định đa cộng tuyến 92
Bảng 4.8 Kết quả kiểm định tính dừng của các biến..... 93
Bảng 4.9 Kết quả kiểm định đồng liên kết Westerlund..... 95
Bảng 4.10 Kết quả kiểm định Hausman và các kiểm định khác 97
Bảng 4.11 Kết quả đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á từ mô hình DGMM..... 98
Bảng 4.12. Độ trễ của các biến trong mô hình nghiên cứu..... 100
Bảng 4.13 Kết quả đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á từ các ước tính PMG và MG..... 101
Bảng 4.14 Kết quả hệ số ngắn hạn của một số nước Đông Nam Á được lựa chọn 103
Bảng 4.15 Kết quả đánh giá tác động của giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán một số nước Đông Nam Á từ các ước tính PMG và MG. 105

DANH MỤC CÁC HÌNH

Hình 2.1 Cơ cấu của giá hàng hóa toàn cầu 13
Hình 3.1 Quy trình thực hiện nghiên cứu..... 52
Hình 4.1. Biến động giá cả hàng hóa toàn cầu giai đoạn 2007 – 2020 82
Hình 4.2. Chỉ số chứng khoán một số nước Đông Nam Á giai đoạn 2007 – 2020 .. 89

TÓM TẮT

Giá hàng hóa biến động ảnh hưởng đến mức độ ổn định của xuất khẩu các nước, chi phí đầu vào cho sản xuất công nghiệp, sự phân bổ dòng vốn thế giới, tốc độ tăng trưởng kinh tế quốc gia và cả thị trường chứng khoán. Mục tiêu của luận án là nghiên cứu tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần và các biến kinh tế vĩ mô khác đến chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Sử dụng dữ liệu theo tháng giai đoạn 2007- 2020 cùng với phương pháp nghiên cứu định tính như mô tả, phân tích tổng hợp, so sánh và các phương pháp định lượng như DGMM, MG và PMG sau khi thực hiện kiểm định tính dừng và kiểm định đồng liên kết. Kết quả cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần và các biến vĩ mô có ảnh hưởng đến và thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á trong dài hạn và ngắn hạn, ngoại trừ giá nông nghiệp chỉ có tác động trong dài hạn. Xét riêng từng nước Đông Nam Á được lựa chọn, thị trường chứng khoán Singapore, Thái Lan, Indonesia, Philippines và Việt Nam cũng phản ứng với giá cả hàng hóa toàn cầu. Từ đó, gợi ý cho các nhà hoạch định chính sách cần theo dõi giá cả hàng hóa toàn cầu, giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại để dự báo tác động đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á khi có bất kỳ thay đổi nào xảy ra. Riêng giá nông nghiệp khả năng chênh lệch giá bị loại trừ và thị trường chứng khoán của các nước có thể được coi là hiệu quả về mặt thông tin đối với giá nông nghiệp. Điều này cũng có ý nghĩa chính sách quan trọng đối với các nhà đầu tư tổ chức trong và ngoài nước và các nhà quản lý danh mục đầu tư vì phát hiện trên có thể hỗ trợ trong việc cấu trúc danh mục đầu tư. Ngoài ra, để thị trường chứng khoán Việt nam phát triển bền vững, luận án xin đề xuất một số gợi ý cho các nhà hoạch định chính sách như sau: (i) Phát triển thị trường trái phiếu trong nước; (ii) Quản lý dòng vốn nước ngoài trên thị trường chứng khoán; (iii) Đẩy mạnh nâng hạng thị trường chứng khoán Việt Nam; (iv) Tiếp tục tham gia chương trình phát triển thị trường vốn ASEAN; (v) Thúc đẩy thị trường chứng khoán Việt Nam hợp tác và hội nhập quốc tế.

Từ khóa: Giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần, giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại, thị trường chứng khoán.

ABSTRACT

The commodity prices affect the stability of countries' exports, input costs for industrial production, the distribution of world capital flows, national economic growth rates and the stock market. The objective of the thesis is to study the impact of global commodity prices, components and other macroeconomic variables on stock market price indexes of Southeast Asian countries. Using monthly data for the period 2007-2020 along with qualitative research methods such as description, meta-analysis, comparison and quantitative methods such as DGMM, MG and PMG after performing stationarity test and cointegration test. The results show that global commodity prices, components and macro variables have an influence on and stock markets of Southeast Asian countries in the long and short run, except for agricultural prices. action in the long run. Considering each selected Southeast Asian country, the stock markets of Singapore, Thailand, Indonesia, the Philippines and Vietnam also react to global commodity prices. From there, it is suggested for policy makers to monitor global commodity prices, agricultural prices, energy prices, and metal prices in order to forecast the impact on the stock markets of Southeast Asian countries when there is a crisis. any changes occur. For agricultural prices alone, the possibility of arbitrage is excluded and the stock markets of countries can be considered to be informatively efficient for agricultural prices. This also has important policy implications for domestic and foreign institutional investors and portfolio managers as the finding can aid in portfolio structuring. In addition, in order for Vietnam's stock market to develop sustainably, the thesis would like to propose some suggestions for policy makers as follows: (i) Developing the domestic bond market; (ii) Managing foreign capital flows on the stock market; (iii) Promote the upgrading of Vietnam's stock market; (iv) Continue to participate in the ASEAN capital market development program;(v) Promote Vietnam's stock market international cooperation and integration.

Keywords: Global commodity prices, components, agricultural prices, energy prices, metal prices, stock market.

CHƯƠNG 1. GIỚI THIỆU TỔNG QUAN

1.1 Lý do chọn đề tài

Một thị trường vốn hiệu quả là yếu tố cần thiết trong quá trình phát triển của nền kinh tế. Thị trường chứng khoán là một phần của thị trường vốn, đóng vai trò nòng cốt cho sự tăng trưởng của một quốc gia và có ý nghĩa quan trọng trong việc hướng các nguồn lực nhàn rỗi vào các khu vực sản xuất (Mohammed và cộng sự, 2009). Nếu thị trường vốn có thể tạo ra những thay đổi tức thời trong dòng chảy tiền tệ, thì thị trường chứng khoán được cho là nhịp đập của nền kinh tế quốc gia. Do đó, sự vận động và phát triển của nền kinh tế không thể thiếu sự đồng hành của thị trường chứng khoán (Maku & Atanda, 2009).

Các nền kinh tế đã trải qua những giai đoạn tăng trưởng tốt do kết quả của sự biến đổi thị trường chứng khoán. Những nghiên cứu thực nghiệm tập trung chú ý đến mối quan hệ giữa giá cổ phiếu và các yếu tố kinh tế vĩ mô cho cả nền kinh tế phát triển và mới nổi của Christopher M. B. và cộng sự (2001), Abugri B. A. (2008), Robert J. & Luc S. (2009), Hosseini S. và cộng sự (2011), Rimantas R. & Roma V. (2014), Khan M. N. và cộng sự (2015), Kang W. và cộng sự (2018), Lukman O.& Dauda Y. (2019) đã kết luận thị trường chứng khoán không chỉ phản ứng với những thay đổi cơ bản của kinh tế vĩ mô trong nước mà còn chịu ảnh hưởng của những yếu tố toàn cầu như như chỉ số chứng khoán thế giới, giá dầu, giá vàng, giá cả hàng hóa toàn cầu, … nhưng dấu hiệu và chiều hướng tác động có thể không giống nhau cho tất cả các nghiên cứu. Qua đó, cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu cùng những thay đổi trong các yếu tố kinh tế toàn cầu có thể là một kênh truyền tới các thị trường chứng khoán các nước (Mensi và cộng sự, 2014).

Hàng hóa là nhu cầu thiết yếu của cuộc sống con người. Bất kể xu hướng kinh tế nào, các mặt hàng thực phẩm, nhiên liệu, kim loại cũng đều cần cho các ngành công nghiệp cơ bản như xây dựng, giao thông vận tải, khai thác mỏ và nông nghiệp. Hàng hóa là nguyên liệu đầu vào cơ bản của mọi sự phát triển kinh tế. Do đó, cung cầu hàng hóa và xu hướng giá cả liên quan ảnh hưởng đến sự phát triển kinh tế cũng như thị trường chứng khoán trên toàn thế giới.

Tác động của giá cả hàng hóa đối với thị trường chứng khoán đã là chủ đề nghiên cứu của kinh tế vĩ mô mở trong một thời gian dài (Creti A. và cộng sự, 2013). Những cú sốc về cung và cầu khiến giá cả hàng hóa bùng nổ đã châm ngòi cho những hình thức tranh luận mới trong kinh tế học quốc tế. Có sự đồng thuận trong các tài liệu về tầm quan trọng của giá cả hàng hóa đối với nền kinh tế thế giới. Các cú sốc về giá hàng hóa ảnh hưởng đến mức độ ổn định của thu nhập xuất khẩu của các nước đang phát triển, chi phí đầu vào cho sản xuất ở các nước công nghiệp phát triển, sự phân bổ dòng vốn thế giới, tốc độ tăng trưởng kinh tế quốc gia và cả thị trường chứng khoán (Hegerty S.W., 2015). Các nhà hoạch định chính sách quan tâm đến mối liên hệ giữa giá cả hàng hóa và các mục tiêu tài chính vĩ mô (cho dù họ là nhà xuất khẩu ròng hay nhà nhập khẩu hàng hóa chính). Những người tham gia thị trường chứng khoán, chẳng hạn như các nhà quản lý danh mục đầu tư và các nhà giao dịch cũng quan tâm đến khả năng thay thế của hàng hóa và chứng khoán, do đó các chiến lược phòng ngừa rủi ro được thiết kế (Rossi B., 2012).

Mối liên hệ giữa giá cả hàng hóa và thị trường chứng khoán được xác lập trong các tài liệu thực nghiệm. Cụ thể, Lee và Ni (2002) đã kết nối các cú sốc giá dầu với sự gia tăng giá chứng khóan của ngành dầu khí và hóa chất ở Mỹ. Bastianin A. và cộng sự (2016) cho thấy giá dầu có ảnh hưởng đáng kể đến thị trường chứng khoán G7 và cho rằng cú sốc về cung và cầu đều quan trọng trong việc giải thích giá chứng khoán G7. Các nghiên cứu của Creti và cộng sự (2013), Drechsel và Tenreyro (2018), Kang và cộng sự (2020) cũng chỉ ra rằng các cú sốc về giá cả hàng hóa và sự biến động của thị trường chứng khoán có mối quan hệ tương hỗ và ảnh hưởng đến hoạt động kinh tế thực.

Bên cạnh đó, cũng có những nghiên cứu đề cập đến ảnh hưởng của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán cho nhóm các quốc gia như Brown và Otsuki (1993), Buckberg (1995) đã sử dụng một số yếu tố kinh tế vĩ mô toàn cầu trong đó có giá cả hàng hóa và tuyên bố rằng thị trường chứng khoán của một số nền kinh tế phát triển được tích hợp hoàn hảo do xu hướng toàn cầu hóa; Robert J. & Luc S. (2009) nghiên cứu thị trường chứng khoán Nam Mỹ (gồm Argentina, Brazil, Chile,

Colombia, Peru và Venezuela); Khan và cộng sự (2015) đề cập tác động đến bốn thị trường chứng khoán mới nổi Nam Á trong giai đoạn 1998 – 2012; Kang W. và cộng sự (2018) xem xét cho thị trường chứng khoán 15 nước (gồm Úc, Brazil, Canada, Trung Quốc, Pháp, Ấn Độ, Ý, Nhật Bản, Mexico, Nga, Hàn Quốc, Nam Phi, Anh và Hoa Kỳ), Basher và cộng sự (2019) nghiên cứu thị trường chứng khoán của các nước CARB (Canada, Úc, Nga và Brazil); Lukman O.& Dauda Y. (2019) điều tra mức độ phụ thuộc lẫn nhau giữa giá hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán ở các quốc gia Châu Phi cận Sahara (SSA) được chọn. Các nghiên cứu trên cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu có những ảnh hưởng nhất định đến thị trường chứng khoán nhóm các quốc gia khác nhau trên thế giới, điều này sẽ ảnh hưởng đến các nhà đầu tư vì hầu hết các quyết định của họ đều dựa trên kỳ vọng lợi nhuận. Các tác giả trên cũng xác nhận rằng đề xuất trên chỉ có thể có hiệu lực trong một thị trường hiệu quả, trong khi hầu hết các thị trường không hiệu quả phản ứng với những thay đổi của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô. Những nghiên cứu sâu rộng đã được tiến hành cho các nền kinh tế phát triển, thì vẫn đang tiếp diễn ở cả các nước đang phát triển, như Mỹ Latinh, Đông Âu, Trung Đông, các nước Nam Á và đặc biệt là nhóm các nước Đông Nam Á.

Hiệp hội các Quốc gia Đông Nam Á (ASEAN - Association of South East Asian Nations) là tổ chức liên kết của khu vực Đông Nam Á, được tạo dựng với mục tiêu thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, ủng hộ hòa bình khu vực, và phát triển văn hóa giữa các thành viên. ASEAN được thành lập vào ngày 8/8/1967 với năm quốc gia thành viên đầu tiên là Thái Lan, Indonesia, Malaysia, Philippines và Singapore. Đến năm 2020, tổ chức này đã kết nạp 10 các quốc gia Đông Nam Á làm thành viên (gồm Brunei, Campuchia, Indonesia, Lào, Malaysia, Myanmar, Philippines, Singapore, Thái Lan, Việt Nam), chấp nhận Đông Timor và Papua New Guinea làm quan sát viên, và đang xem xét đơn xin gia nhập của Đông Timor. Vượt qua những thách thức trong tiến trình phát triển suốt 50 năm, trải qua quá trình xây dựng cộng đồng kéo dài hàng thập kỷ, ASEAN về căn bản đã hình thành chương trình nghị sự và trở thành một trong

những tổ chức khu vực rất thành công. Thật vậy, nền kinh tế của khu vực ASEAN cũng như thế giới đang thay đổi với tốc độ nhanh chóng.

Khu vực Đông Nam Á được xem là một phần quan trọng của hệ thống thương mại thế giới. Trước đây, các hoạt động kinh tế của khu vực phụ thuộc nhiều vào nông nghiệp và sản xuất, tuy nhiên ngành dịch vụ đang nhanh chóng trở nên quan trọng và đóng góp tỷ lệ lớn vào tăng trưởng kinh tế của khu vực, trong đó những chuyển biến của lĩnh vực tài chính cũng đang thu hút nhiều sự chú ý của các nhà đầu tư trong và ngoài khu vực. Các thị trường chứng khoán trên thế giới tùy theo mức độ phát triển của mình mà được phân loại thành các nhóm chính bao gồm: thị trường cận biên (frontier), thị trường mới nổi (emerging) và thị trường phát triển (developed). Ở Đông Nam Á, ngoài Singapore là có thị trường chứng khoán phát triển thì bốn quốc gia ồm Malaysia, Indonesia, Thái Lan, Philippines, cũng được phân loại là thị trường mới nổi. Trong đó, dựa trên chỉ số thị trường mới nổi loại 1 thì thị trường chứng khoán Malaysia được xếp hạng 5, Thái Lan thứ 9, còn Indonesia xếp thứ 6 và Philippines ở vị trí 10 của thị trường mới nổi loại 2. Theo báo cáo thường niên tháng 9/2021 của FTSE Russell, nếu Việt Nam hoàn thành triển khai hệ thống giao dịch chứng khoán mới trong năm 2022, thì FTSE có thể được đưa vào danh sách theo dõi nâng hạng lên thị trường chứng khoán mới nổi thứ cấp vào 2023.

Các nghiên cứu ở từng nước Đông Nam Á đề cập phản ứng của thị trường chứng khoán trước sự thay đổi của giá cả hàng hóa thì thường sử dụng chỉ số giá tiêu dùng nội địa làm đại diện như Indonesia (Karim và cộng sự, 2014; Surbakti và cộng sự, 2016), Malaysia (Hussein và Mgammal, 2012; Ahmad và cộng sự, 2014; Khong Y. và cộng sự, 2017), Philippin (Federick P., 2016; Ho và Odhimabo, 2018), Singapore (Ramin và Tiong, 2000; Linda và Abu, 2016; Boon Leng Mark và cộng sự, 2017), Thái Lan (Joseph, 2013; Boonyanam N.và cộng sự, 2014), Việt Nam (Paresh K. và Seema, 2010; Huỳnh Thanh Bình, 2012; Nguyễn Minh Kiều, 2013; Huỳnh Thị Cẩm Hà, 2014; Nguyễn Thu Thủy và Kadom S., 2018; Lê Minh Hương và Jian Z., 2019). Bên cạnh đó, cũng đã có những bằng chứng thực nghiệm cho thấy ngoài ảnh hưởng của giá cả hàng hóa trong nước, thì thị trường chứng khoán Đông Nam Á còn chịu

tác động bởi yếu tố giá cả hàng hóa thế giới như giá vàng (Ismail M. T., 2017; Ehsan H. và cộng sự, 2013), giá dầu (Alam, 2013; Fatemeh R., 2016; Sugeng W. và cộng sự, 2017; Robiyanto R., 2018), hay cả giá vàng và và giá dầu (Hossenidoust, E. và cộng sự, 2013). Tuy nhiên, đây là những hàng hóa riêng lẻ và đến nay vẫn chưa phát hiện tài liệu nghiên cứu yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các thành phần gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại đến chỉ số giá chứng khoán Đông Nam Á.

Chính vì vậy, nghiên cứu này được tiến hành nhằm làm rõ tác động của chỉ số giá hàng hóa toàn cầu, cùng những yếu tố thành phần và các biến kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán sáu nước Đông Nam Á được lựa chọn (gồm Indonesia, Malaysia, Philippine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam).

1.2 Mục tiêu và câu hỏi nghiên cứu

- ***Mục tiêu tổng quát***

Nghiên cứu tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần và các biến kinh tế vĩ mô khác đến chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Từ đó đưa ra một số hàm ý cho các nhà hoạch định chính sách nhằm hỗ trợ sự phát triển của thị trường chứng khoán, đồng thời giúp nhà đầu tư hiểu rõ hơn cơ chế tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố vĩ mô khác đến chỉ số thị trường chứng khoán để có thể điều chỉnh hành vi giao dịch cho phù hợp.

- ***Mục tiêu cụ thể***

Từ mục tiêu tổng quát, luận án được thực hiện nhằm đạt các mục tiêu cụ thể sau:

- Đánh giá tác động của yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu đến chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.
- Đánh giá tác động của yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu đến chỉ số giá thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á gồm Indonesia, Malaysia, Philippine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam.
- Đánh giá tác động từ các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

- **Câu hỏi nghiên cứu**

Nghiên cứu này được thiết lập để bám sát mục tiêu chính của luận án và đưa ra đáp án cho các câu hỏi cốt lõi sau đây:

- Giá cả hàng hóa toàn cầu tác động như thế nào đến chỉ số giá thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á?
- Giá cả hàng hóa toàn cầu tác động như thế nào đến chỉ số giá thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á gồm Indonesia, Malaysia, Philippine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam?
- Giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại tác động như thế nào đến chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á?

1.3 Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

1.3.1. Đối tượng nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu của đề tài này là giá cả hàng hóa toàn cầu, các biến kinh tế vĩ mô khác, chỉ số giá thị trường chứng khoán ở những nước Đông Nam Á được lựa chọn gồm Indonesia, Malaysia, Singapore, Philippine, Thái Lan, Việt Nam, tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến chỉ số giá thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

1.3.2. Phạm vi nghiên cứu

Hiệp hội các Quốc gia Đông Nam Á (ASEAN) hiện nay gồm 10 thành viên (Indonesia, Malaysia, Philippin, Singapore, Thái Lan, Brunei, Campuchia, Lào, Myanma và Việt Nam) và hai quan sát viên (là Đông Timo và Papua New Guinea). Trong đó, Brunei hiện chưa có sở giao dịch chứng khoán, sở giao dịch chứng khoán Lào được vận hành lần đầu tiên vào tháng 1 năm 2011, sở giao dịch chứng khoán Campuchia ra mắt vào tháng 7 năm 2011 nhưng giao dịch bắt đầu vào tháng 4 năm 2012 do chính phủ cần nhiều thời gian để hoàn thiện luật đầu tư, bên cạnh đó kể từ khi được thành lập tháng 12 năm 2015 đến nay Sở Giao dịch Chứng khoán Yangon (YSX) của Myanmar vẫn còn đối mặt với tình trạng khối lượng giao dịch thấp cũng như thiếu vắng các công ty có nguyện vọng lên sàn. Chính vì vậy, bài viết này tập trung vào nghiên cứu cho thị trường chứng khoán sáu nước Đông Nam Á là Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam (sau đây gọi là ASEAN6).

Ở các nước được chọn thì chứng khoán vốn (gồm cổ phiếu và chứng chỉ quỹ) chiếm đại đa số, thị trường phái sinh khá sơ khai, còn trái phiếu thì khối lượng giao dịch chưa nhiều, cho nên việc đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán tập trung vào chỉ số giá chứng khoán.

Đề tài nghiên cứu tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến chỉ số giá thị trường chứng khoán trong khoảng thời gian từ tháng 01 năm 2007 đến tháng 12 năm 2020. Sở dĩ luận án chọn khoảng thời gian này là vì cùng với 5 nước Đông Nam Á nêu trên thì cuối năm 2006 Việt Nam chính thức gia nhập WTO, đây là cú huých quan trọng trong quá trình hội nhập và phát triển kinh tế, tạo đà cho hàng hóa trong nước ra thế giới cũng như cho thấy tác động ngày càng lớn của thị trường hàng hóa thế giới đến thị trường trong nước.

1.4 Phương pháp nghiên cứu

Để đạt được các mục tiêu nghiên cứu đã đề ra, luận án sử dụng phương pháp định tính kết hợp với nghiên cứu định lượng.

- *Phương pháp phân tích định tính*: Nghiên cứu định tính được sử dụng để mô tả, giải thích dữ liệu về giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố vĩ mô khác và thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á; tổng hợp, so sánh phân tích thông tin, số liệu đã thu thập trong giai đoạn nghiên cứu để làm rõ sự khác biệt cũng như đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á nhằm làm cơ sở đề xuất các giải pháp, kiến nghị.

- *Phương pháp phân tích định lượng*: Phân tích dữ liệu bảng được sử dụng trong bài viết này nhằm điều tra tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố vĩ mô được lựa chọn đến thị trường chứng khoán. Luận án thực hiện phương pháp dành cho dữ liệu bảng DGMM. Đồng thời, các ước lượng MG và PMG cũng được dùng để đo lường tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các yếu tố thành phần đến chỉ số giá thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài và ngắn hạn.

1.5 Đóng góp mới của luận án

1.5.1 Đóng góp về mặt khoa học

Thứ nhất, từ tổng quan lý thuyết cùng hướng tiếp cận của các nghiên cứu trước về tác động riêng lẻ của giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán, được tác giả lược khảo một cách hệ thống. Từ đó, đưa ra bức tranh khái quát về tình hình nghiên cứu liên quan đến đề tài trên thế giới để đi đến nhận diện khoảng trống của vấn đề nghiên cứu.

Thứ hai, các nghiên cứu về biến động thị trường quốc tế đến giá chứng khoán ở các thị trường mới nổi rất ít, với thị trường Đông Nam Á thì các nghiên cứu đa phần dành cho từng hàng hóa riêng lẻ như giá dầu, giá vàng, mà vẫn còn ít nghiên cứu các yếu tố quốc tế ảnh hưởng như thế nào đến thị trường chứng khoán các nước khu vực Đông Nam Á trước xu hướng hiện nay nhiều nhà đầu tư nước ngoài quan tâm đầu tư vào các thị trường trên. Luận án này xem xét những yếu tố chưa được đề cập trong những nghiên cứu trước đó tại các nước Đông Nam Á là giá cả hàng hóa toàn cầu, và chỉ số số chứng khoán toàn cầu trong phân tích ảnh hưởng đến chỉ số giá thị trường chứng khoán.

Thứ ba, với đề tài luận án này, tác giả sẽ làm rõ cơ chế tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến chỉ số giá thị trường chứng khoán, và cơ chế này có thể được giải thích thông qua lý thuyết hiệu ứng lan tỏa còn khá hạn chế trong các nghiên cứu trước đây. Đồng thời, luận án này còn vận dụng lý thuyết hiệu ứng lan tỏa trong việc phân tích thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á, để cho thấy liệu các đặc điểm của các loại hàng hóa khác nhau có tác dụng bảo hiểm rủi ro hoặc trở thành nơi trú ẩn an toàn cho các chiến lược danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán.

1.5.2 Đóng góp về mặt thực tiễn

Từ tổng quan nghiên cứu trước cho thấy, phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán là ở các quốc gia phát triển, tồn tại rất ít nghiên cứu thực nghiệm về vấn đề này ở các nước đang phát triển. Trong khi đó, thị trường chứng khoán Đông Nam Á cũng có những bước tiến đáng kể và là thị trường tiềm năng. Do vậy việc nghiên cứu các yếu tố tác động đến thị trường chứng khoán trong đó có giá cả hàng hóa toàn cầu mang lại thông tin

hữu ích cho các nhà quản lý thị trường chứng khoán trong việc lựa chọn yếu tố định hướng để theo dõi, từ đó kịp thời đưa ra quyết định cho việc điều hành thị trường chứng khoán.

Với nghiên cứu này, tác giả đưa ra một số gợi ý chính sách cũng như đề xuất một số kiến nghị cụ thể trong việc ban hành và thực thi chính sách cho thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á và từng quốc gia trong nhóm. Thực tế cho thấy, thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á có những điểm chung, nhưng cũng tồn tại môt số đặc thù riêng của từng thị trường, do đó, các hàm ý chính sách phù hợp cho từng nước là cần thiết.

Trước bối cảnh giá cả hàng hóa toàn cầu ảnh hưởng nhất định đến thị trường chứng khoán cũng có ý nghĩa với các nhà đầu tư khi cần đưa ra những nhận định cẩn trọng từ cả thông tin thị trường về các yếu tố toàn cầu và nội địa trong chiến lược giao dịch. Đồng thời, nghiên cứu này xem xét tác động của các hàng hóa như nông nghiệp, năng lượng, kim loại đến thị trường chứng khoán, và phân tích thêm liệu các đặc điểm của các loại hàng hóa khác nhau có tác động bảo hiểm rủi ro hoặc trú ẩn an toàn cho các chiến lược danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán hay không. Kết quả có thể cung cấp thông tin tham khảo cho nhà đầu tư để đưa ra quyết định danh mục đầu tư phù hợp và chính xác.

Luận án góp phần hoàn thiện khung phân tích trong các nghiên cứu thực nghiệm tại Đông Nam Á về tác động giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. Ngoài ra, đề tài cũng có thể được sử dụng làm tài liệu tham khảo cho các nhà hoạch định chính sách và những người nghiên cứu về vấn đề này.

1.6 Kết cấu của luận án

Để giải quyết các mục tiêu nghiên cứu của đề tài, luận án bao gồm 5 chương:

- *Chương 1: Giới thiệu tổng quan*

Chương đầu tiên giới thiệu về sự cần thiết nghiên cứu tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. Mục tiêu chính, mục tiêu cụ thể được thiết lập. Tiếp theo, đối tượng, phạm vi và phương pháp nghiên cứu được trình bày. Những đóng góp chính của mảng nghiên cứu này cũng được xác định.

- *Chương 2: Cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước*

Chương này bắt đầu với việc trình bày các lý thuyết nền tảng giải thích biến động của giá cả hàng hóa toàn cầu, chỉ số giá thị trường chứng khoán và ảnh hưởng của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. Nội dung chương cũng lược khảo các nghiên cứu về tác động của biến độc lập là giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại và các biến kinh tế vĩ mô khác (chỉ số thị trường chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái, lạm phát, lãi suất) đến biến phụ thuộc (chỉ số giá thị trường chứng khoán). Từ đó, những khoảng trống nghiên cứu được xác định.

- *Chương 3: Phương pháp nghiên cứu.*

Chương này bắt đầu với giả thuyết, mô hình, dữ liệu nghiên cứu về giá cả hàng hóa toàn cầu, các biến kinh tế vĩ mô được chọn và chỉ số giá thị trường chứng khoán. Chương này cũng trình bày phương pháp ước lượng thông qua giải thích những lợi thế của các kỹ thuật được chọn so với các kỹ thuật khác. Một số hạn chế của các ước lượng được xác định và cách để loại bỏ chúng cũng được giải thích.

- *Chương 4: Kết quả nghiên cứu và thảo luận*

Chương này mở đầu bằng việc trình bày thực trạng của giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán Đông Nam Á. Thông qua việc sử dụng phương pháp tiếp cận từng bước như đã nêu trong chương trước để phân tích dữ liệu và giải thích kết quả được đưa ra dựa trên các quy tắc kinh tế lượng đã nêu. Đồng thời, tập trung vào kết quả nghiên cứu cho từng quốc gia Đông Nam Á.

- *Chương 5: Kết luận và hàm ý chính sách*

Chương này cung cấp các kết luận về mục tiêu nghiên cứu. Hàm ý chính sách cho nhóm và mỗi quốc gia cũng được đề cập. Những hạn chế của nghiên cứu được xác định, từ đây đề xuất hướng đến thực hiện các nghiên cứu sâu hơn.

Kết luận chương 1

Trong chương 1, tác giả đã trình bày lý do chọn đề tài trong đó đề cập tính cần thiết của việc thực hiện nghiên cứu này. Dựa trên cơ sở lý luận cũng như tình hình nghiên cứu thực tiễn, tác giả xác định mục tiêu nghiên cứu, câu hỏi nghiên cứu.

Đối tượng và phạm vi nghiên cứu cũng được trình bày. Tiếp theo, luận án nêu rõ phương pháp nghiên cứu bao gồm cả phương pháp nghiên cứu định tính và nghiên cứu định lượng với ước lượng DGMM, cũng như mô hình PMG và MG.

Sau đó, nghiên cứu nêu những điểm đóng góp mới về mặt lý luận, cùng những đóng góp về mặt thực tiễn đối với nhà nghiên cứu, nhà đầu tư và nhà hoạch định chính sách.

Cuối cùng, kết cấu của luận án gồm 5 chương, cùng phần tóm tắt từng chương được giới thiệu. Trên cơ sở này, tác giả đi đến triển khai nội dung chi tiết ở các chương kế tiếp.

CHƯƠNG 2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC

2.1 Lý thuyết về giá cả hàng hóa và thị trường chứng khoán

2.1.1 Lý thuyết về giá cả hàng hóa

2.1.1.1 Khái niệm giá cả hàng hóa

KMarx đã đưa ra định nghĩa giá cả là sự biểu hiện bằng tiền của giá trị. Giá cả ở đây là giá cả hàng hoá, là mức giá mà được xã hội thừa nhận. Giá trị hàng hoá là giá trị xã hội, được đo bằng thời gian lao động xã hội cần thiết để sản xuất ra hàng hoá, chứ không phải là giá trị cá biệt của từng người sản xuất (Allen O., 1984).

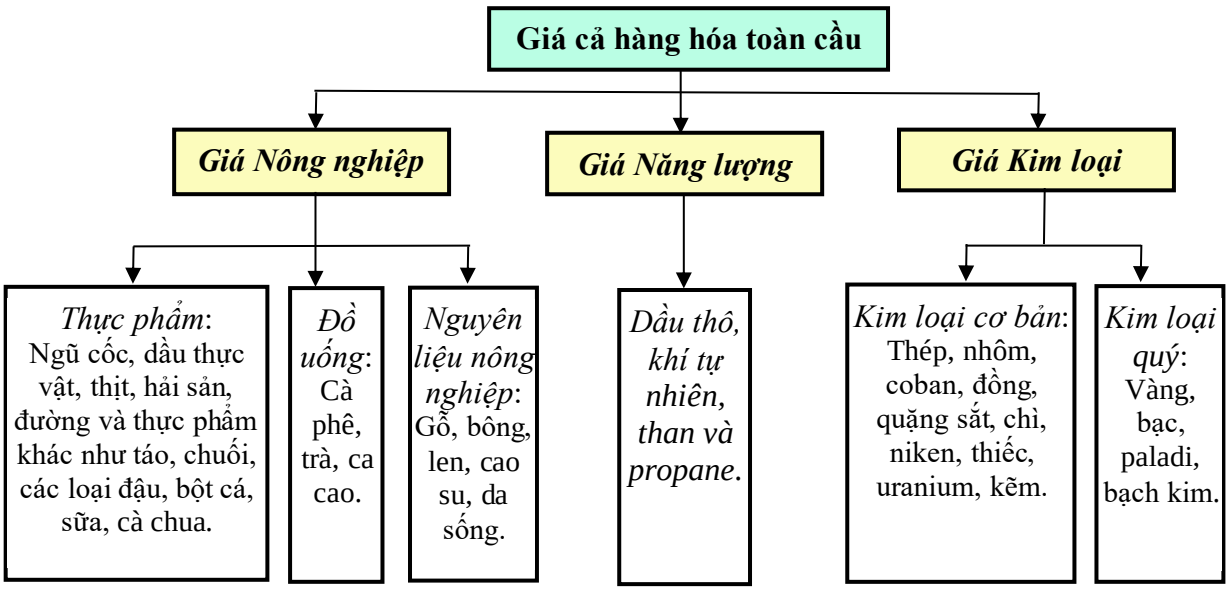
Bên cạnh đó, cũng đã có những quan điểm về giá cả khác nhau dựa trên các cách tiếp cận của từng lĩnh vực. Maurice M. (1985) định nghĩa giá cả là giá trị chuyển đổi của sản phẩm đến khách hàng tại một thời điểm. Theo Peter D. B. (1995), giá cả là giá trị chính thức cho biết số lượng tiền hàng hóa hoặc dịch vụ cần thiết để có được một số lượng hàng hóa hoặc dịch vụ nhất định. Philip K. (2001) cho rằng giá cả là số tiền được tính cho một sản phẩm hoặc dịch vụ, hay là tổng các giá trị mà người tiêu dùng phải trả cho lợi ích của việc có hoặc sử dụng sản phẩm, dịch vụ.

Nghiên cứu này sử dụng giá cả hàng hóa toàn cầu, phản ánh chỉ số giá tất cả các hàng hóa toàn cầu của IMF (2015 - 2020). Giá cả hàng hóa toàn cầu gồm ba nhóm cơ bản là giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại (Philipp K. và cộng sự, 2014; Nikonenko U., 2020). Chỉ số giá nông nghiệp của IMF theo dõi giá giao ngay của 22 mặt hàng nông sản có giao dịch quốc tế phổ biến nhất, được chia thành 3 nhóm chính là lương thực (ngũ cốc gồm lúa mì, gạo, ngô, dầu thực vật, thịt, hải sản, đường và các thực phẩm khác như táo, chuối, các loại đậu, bột cá, sữa, cà chua), đồ uống (cà phê, trà, ca cao) và nguyên liệu nông nghiệp (gỗ, bông, len, cao su, da sống). Giá năng lượng được tính từ dầu thô, khí tự nhiên và than. Giá kim loại gồm kim loại cơ bản (thép, nhôm, coban, đồng, quặng sắt, chì, niken, uranium, kẽm) và kim loại quý (vàng, bạc, paladi, bạch kim).

Trước đây đã có nhiều cuộc tranh luận về tính xác thực của khái niệm giá cả hàng hóa toàn cầu, nhưng trong những năm gần đây, hướng tranh luận đã chuyển sang đo lường và mô hình hóa các vấn đề liên quan. Các nhà nghiên cứu như Dwyer

và cộng sự (2012), Kang và cộng sự (2013), Carmona (2015), Zaremba (2016) đã liên kết thị trường hàng hóa với những thay đổi công nghệ nhanh chóng trong thế giới, vai trò của giá cả hàng hóa toàn cầu với hội nhập thị trường tài chính trở nên đa dạng, và sự phát triển của các công cụ tài chính làm mờ đi sự phân định mà trong quá khứ được cho là tồn tại giữa thị trường hàng hóa và thị trường chứng khoán.

Hình 2.1 Cơ cấu của giá hàng hóa toàn cầu



(*Nguồn: IMF*)

2.1.1.2 Lý thuyết giá cả hàng hóa biến động

Dornbusch (1976), Frankel (1986, 2008) đã phát triển mô hình biến động giá hàng hóa nhằm giải thích tại sao giá hàng hóa vượt qua mức cân bằng dài hạn để đáp ứng với sự thay đổi của chính sách kinh tế. Lý thuyết giả định rằng thị trường hàng hóa được chia thành mức ổn định của nhà sản xuất có giá ít giao động và mức linh hoạt với các hàng hóa mà giá thay đổi nhanh có khả năng phản ứng tức thời với các cú sốc kinh tế vĩ mô.

Theo Frankel (2008), lý thuyết này được hình thành từ hai giả định. Đầu tiên, những người tham gia thị trường quan sát thấy nếu giá hàng hóa thực tế ngày hôm nay (rcp_t) nằm trên giá trị dài hạn thì sẽ di chuyển trở lại trạng thái cân bằng dài hạn ($\overline{rcp}$) theo thời gian. Trong công thức (2.1), cp_{t+1} là giá hàng hóa danh nghĩa ở thời điểm $t+1$, pm_{t+1} là giá của hàng hóa ở thời điểm $t+1$, thì sự thay đổi tương đối trong

giá hàng hóa dự kiến là $E_t\Delta(cp_{t+1} - pm_{t+1})$ được kỳ vọng sẽ trở về mức cân bằng theo tỷ lệ chênh lệch giữa giá hàng hóa thực tế ngày hôm nay và giá trị lâu dài của nó. Khi giá hàng hóa thực tế cao vào hôm nay, những người tham gia thị trường kỳ vọng giá sẽ giảm cho đến khi đạt được trạng thái cân bằng dài hạn và ngược lại.

$$E_t\Delta(cp_{t+1} - pm_{t+1}) = -\theta(rcp_t - \overline{rcp}) \quad (2.1)$$

Thứ hai, những người tham gia thị trường quyết định nắm giữ hàng hóa dự trữ theo điều kiện chênh lệch giá cho rằng tỷ suất sinh lợi kỳ vọng (đã điều chỉnh theo chi phí của việc nắm giữ hàng hóa) là $E_t\Delta cp_{t+1} + c_t$ phải bằng tỷ suất sinh lợi hoặc lãi suất tài sản thay thế như minh họa trong phương trình (2.2). Chi phí nắm giữ hàng hóa c_t bao gồm chi phí lưu kho và phần bù rủi ro.

$$E_t\Delta cp_{t+1} + c_t = i_t \quad (2.2)$$

Kết hợp hai công thức trên sẽ tạo ra mô hình biến động giá hàng hóa được đại diện bởi công thức (2.3).

$$(rcp_t - \overline{rcp}) = -\frac{1}{\theta}(i_t - E_t\Delta pm_{t+1} - c_t) \quad (2.3)$$

Chênh lệch giữa giá hàng hóa thực tế và giá cân bằng dài hạn của nó có quan hệ nghịch biến với lãi suất danh nghĩa, tỷ lệ thuận với mức giá kỳ vọng và do đó, tỷ lệ nghịch với lãi suất thực tế $i_t - E_t\Delta pm_{t+1}$ so với chi phí nắm giữ hàng hóa c_t. Rõ ràng, vì giá cân bằng thực trong dài hạn và chi phí nắm giữ hàng hóa không cố định theo thời gian, nên giá hàng hóa không giữ ổn định trong thực tế (Frankel, 2008). Saghaian S. và cộng sự (2002) đã mở rộng thêm lý thuyết giá cả hàng hóa biến động cho một nền kinh tế mở. Tuy nhiên, mô hình mở rộng này không thể áp dụng trong trường hợp Đông Nam Á vì chế độ tỷ giá hối đoái các nước chưa được tự do hóa hoàn toàn trong thời gian quan sát, ngụ ý rằng chỉ có ngành hàng hóa mới có thể linh hoạt. Do đó, mô hình vượt giá hàng hóa của Frankel (1986, 2008) là được xem là khung lý thuyết cho phân tích thực nghiệm tiếp theo.

2.1.1.3 Lý thuyết lưu trữ

Lý thuyết lưu trữ được sử dụng bởi các nhà kinh tế tài chính để mô tả các đặc điểm được quan sát thấy trong các thị trường hàng hóa trên toàn cầu. Theo Toyne C. (2002), lý thuyết lưu trữ khẳng định rằng biến động giá cả hàng hóa có tương quan

tiêu cực đến hàng tồn kho. Điều này có nghĩa là khi hàng tồn kho giảm, có thể do tổng lượng tiêu thụ trong nền kinh tế tăng lên hoặc sản xuất chậm lại do sự lỗi thời của nhà máy và máy móc trong nền kinh tế, giá giao ngay trở nên tương đối dễ biến động hơn so với giá giao sau. Geman H. và Smith W. (2013) cho rằng lý thuyết lưu trữ có hai đóng góp lớn cho các tài liệu thực nghiệm về thị trường hàng hóa và sự biến động giá cả. Thứ nhất, lý thuyết lưu trữ dự đoán rằng khi xảy ra tình trạng khan hiếm, tức là khi hàng tồn kho thấp, giá giao ngay sẽ lớn hơn giá kỳ hạn, và biến động giá giao ngay sẽ vượt quá biến động giá kỳ hạn, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Thứ hai, trong những giai đoạn không có sự khan hiếm, tức là khi tồn kho hàng hóa ổn định hoặc tích lũy, hàm ý là cả giá giao ngay và biến động giá giao ngay sẽ vẫn khá ổn định. Geman và Smith (2013) cũng đã kiểm định tính xác thực của hai giả định bằng cách sử dụng sáu kim loại cơ bản đó là kẽm, chì, niken, nhôm, đồng, thiếc và tìm thấy minh chứng về hai tuyên bố chính của lý thuyết lưu trữ nêu trên.

Nền tảng chính của lý thuyết lưu trữ là Basis được định nghĩa là sự khác biệt giữa giá tương lai và giá giao ngay (Fama và French, 1987). Các biến chính của lý thuyết lưu trữ là giá tương lai tại thời điểm t, yêu cầu giao hàng hóa tại thời điểm T, ký hiệu là $F_{(t, T)}$. Giá giao ngay tại thời điểm t ký hiệu là S_t. Basis được viết là:

$$\text{Basis} = [F_{(t, T)} - S_t] / [S_t] \quad (2.4)$$

Theo Fama và French (1987), cơ sở được giải thích bởi ba yếu tố là sự thay đổi của lãi suất, chi phí lưu kho và lợi nhuận từ cơ hội thuận lợi. Trong đó, lợi nhuận từ cơ hội thuận lợi phản ánh dự báo về thị trường liên quan đến hàng hóa tương lai. Nếu người tiêu dùng có dự trữ cao, có ít cơ hội khan hiếm trong tương lai thì lợi nhuận sẽ thấp, ngược lại dự trữ thấp đưa đến lợi nhuận này cao. Từ đây, lợi nhuận từ chi phí cơ hội cận biên $[C_{(t, T)}]$ có thể phát sinh do một số hàng tồn kho ví dụ lúa mì và đậu nành được sử dụng trong sản xuất hàng hóa trung gian như bột mì và dầu đậu nành. Hay lợi nhuận từ chi phí cơ hội cận biên $[C_{(t, T)}]$ của những mặt hàng đó sẽ bắt nguồn từ giá trị kinh tế hoặc tiềm năng và đóng góp thực sự của chúng vào sản xuất trong nền kinh tế.

Các điều kiện cung cấp hàng hóa khác nhau có tác động đáng kể đến việc ra quyết định hàng tồn kho của người tiêu dùng và giá giao sau. Ví dụ, khi một loại hàng hóa cụ thể được đặc trưng bởi mức cung cao thì những người sử dụng hợp lý hàng hóa đó duy trì lượng hàng tồn kho còn hoạt động thấp, điều này khiến giá kỳ hạn ở mức bình thường. Trạng thái thị trường của phần bù hoãn mua là tình huống trong đó giá tương lai (hay giá kỳ hạn) của một hàng hóa cao hơn giá giao ngay được dự kiến trong tương lai cho hàng hóa đó (Agarwal, 2017). Trạng thái thị trường bình thường đi lùi là một kịch bản trong đó giá kỳ hạn được giao dịch dưới mức giá giao ngay kỳ vọng của hàng hóa.

Carpantier và Dufays (2012) cho rằng một hàm ý của lý thuyết lưu trữ là sự biến động giá hàng hóa sẽ tăng lên khi hàng tồn kho thấp. Theo các tài liệu thực nghiệm, sự biến động của giá giao ngay và giá tương lai có xu hướng thấp ngụ ý rằng phí bảo hiểm tương lai tăng lên bằng toàn bộ chi phí lưu kho. Ngược lại, nếu nguồn cung của một loại hàng hóa nhất định được giao dịch trên thị trường kỳ hạn hàng hóa quốc tế bị hạn chế, người quản lý mua hàng hoặc người sử dụng thương mại của hàng hóa đó tự nhiên cảm thấy bắt buộc phải xây dựng mức tồn kho để đảm bảo sự sẵn có của hàng hóa. Hệ quả của kịch bản này là giá kỳ hạn của hàng hóa được đề cập có xu hướng đi lùi. Hệ quả khác là sự biến động của tiền và giá các hợp đồng tương lai gần đó tăng lên so với các hợp đồng tương lai xa hơn.

Lý thuyết lưu trữ kể từ khi ra đời bởi Holbrook W.(1933) và được các nhà nghiên cứu khác phát triển thêm được trình bày trong Bảng 2.1.

Bảng 2.1 Sự phát triển của Lý thuyết lưu trữ

Tác giả	Đóng góp về lý thuyết lưu trữ
Holbrook W. (1933)	Phát triển lý thuyết về lưu trữ ban đầu cho thị trường hàng hóa.
Nicholas K. (1939)	Giới thiệu khái niệm về giá trị tiện ích.
Michael J. B. (1958)	Ước tính đường cầu và đường cung để lưu trữ.
Weimar F. H. (1968)	Sự thuận tiện liên quan đến xác suất hết hàng tồn kho.
Schwartz E. (1997)	Mô hình hóa năng suất như một quá trình ngẫu nhiên hoàn nguyên trung bình.

(*Nguồn: Tổng hợp từ tài liệu*)

Lý thuyết ban đầu về lưu trữ được thực hiện bởi Holbrook W. (1933). Sau này, đã có những nghiên cứu đóng góp những hiểu biết mới về mô hình lưu trữ tổng thể nhằm giải thích tốt hơn việc xác định giá cả hàng hóa và sự biến động của chúng, đầu tư hàng tồn kho, tăng trưởng sản lượng quốc gia và sự ổn định của thị trường tài chính (Holbrook, 1949; Michael, 1958; Weimar F.H.,1968; French K., 1986; Kadir, 2008).

2.1.2 Lý thuyết về thị trường chứng khoán

2.1.2.1 Khái niệm thị trường chứng khoán và chỉ số thị trường chứng khoán

Thị trường chứng khoán trên thế giới đã ra đời và hoạt động hàng trăm năm qua, là một bộ phận không thể thiếu của thị trường tài chính. TTCK gồm có thị trường cổ phiếu, thị trường trái phiếu và thị trường phái sinh (Cecchetti, 2006). Trong đó, thị trường cổ phiếu là nơi mua bán trao đổi các loại cổ phiếu đã được phát hành. Thị trường trái phiếu là thị trường giao dịch các công cụ nợ trung và dài hạn, cho phép chuyển nhượng vốn từ người cho vay sang người đi vay. Thị trường phái sinh là thị trường mua bán các hợp đồng phái sinh như: hợp đồng giao sau, hợp đồng quyền chọn, hợp đồng hoán đổi với mục đích chính là chuyển nhượng rủi ro.

Theo The Longman Dictionary of Contemporary English (1985), thị trường chứng khoán là một thị trường có tổ chức, nơi các chứng khoán được mua bán theo những nguyên tắc đã được ấn định. Theo The American Heritage Dictionary of The English Language (1971), thị trường chứng khoán là nơi mua bán cổ phiếu.

TTCK trên thực tế là một bộ phận của thị trường tài chính, tại đó diễn ra hoạt động mua bán các chứng khoán vốn và chứng khoán nợ trung, dài hạn theo nguyên tắc thị trường. Xét về bản chất, TTCK không chỉ phản ánh các quan hệ mua bán một số lượng nhất định các tư liệu cơ bản và các chứng khoán vốn bằng tiền còn phản ánh quyền sở hữu về tư bản, tư bản được lưu thông như một loại hàng hoá thông thường cũng có giá trị và giá trị sử dụng (Lý Hoàng Ánh và Đoàn Thanh Hà, 2005). Chính vì thế, TTCK là hình thức phát triển cao của nền sản xuất hàng hoá bởi nó thể hiện cung và cầu của vốn đầu tư trong đó thông tin về chi phí vốn hay giá cả của vốn đầu tư. Khi hoạt động mua bán, trao đổi, chuyển nhượng các loại chứng khoán diễn ra thì chủ thể nắm giữ cũng thay đổi theo.

Việc mua bán chứng khoán lần đầu được tiến hành tại thị trường sơ cấp khi nhà đầu tư mua chứng khoán từ những người phát hành, còn khi có sự mua đi bán lại các chứng khoán đã được phát hành ở thị trường sơ cấp đó là thị trường thứ cấp. Thị trường sơ cấp được gọi là thị trường cấp một hay thị trường phát hành, là nơi mua bán các chứng khoán mới được phát hành bởi các công ty, tổ chức Nhà nước, chính phủ. Ngoài cách phân loại thị trường sơ cấp và thứ cấp, còn có cách phân loại khác khi căn cứ vào mô hình tổ chức và phương thức hoạt động của TTCK, có thể chia thành hai loại: (i) TTCK tập trung là thị trường hoạt động theo đúng các quy định pháp luật, là nơi mua bán các loại chứng khoán đã được niêm yết; (ii) TTCK phi tập trung OTC là thị trường mua bán chứng khoán bên ngoài SGDCK. Các công ty chứng khoán buôn bán và giao dịch với nhau thông qua điện thoại và mạng máy tính rộng lớn (Đào Lê Minh, 2012).

Theo Bodie (2013), chỉ số giá chứng khoán, khối lượng và giá trị giao dịch cổ phiếu là những chỉ báo quan trọng phản ánh hoạt động của TTCK. Trong đó, chỉ số giá chứng khoán là chỉ số phản ánh sự biến đổi của giá chứng khoán tại một thời điểm so với thời điểm gốc nào đó. Chỉ số giá cổ phiếu là loại thông tin quan trọng nhất của thị trường và thường được các nhà đầu tư sử dụng trong phân tích đầu tư chứng khoán. Mỗi TTCK đều xây dựng hệ thống chỉ số giá cổ phiếu riêng, có thể được tính cho toàn bộ cổ phiếu thuộc thị trường của một quốc gia hoặc từng ngành, nhóm ngành.

Walter R. (2013) cho rằng có nhiều phương pháp khác nhau để tính chỉ số giá cổ phiếu như sau:

- Chỉ số giá bình quân giản đơn

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{it}}{\sum_{i=1}^{n} P_{io}} \quad (2.5)$$

Trong đó:

I: chỉ số giá cổ phiếu bình quân

P_{it}: Giá cổ phiếu i thời kỳ t

P_{io}: Giá cổ phiếu i thời kỳ gốc

Theo phương pháp này, cổ phiếu nào có giá trị càng cao thì càng có ảnh hưởng lớn đến số bình quân. Phương pháp này sẽ tốt khi mức giá của các cổ phiếu

tham gia niêm yết khá đồng đều, hay độ lệch chuẩn của nó thấp. Nghĩa là với cùng một mức tăng giá nhưng cổ phiếu có giá trị cao sẽ ảnh hưởng đến giá cổ phiếu bình quân lớn hơn cổ phiếu có giá trị thấp. Vì vậy, chỉ số bình quân không phản ánh được mức thay đổi bình quân. Các chỉ số Dow Jone của Mỹ; Nikkei 225 của Nhật; MBI của Ý áp dụng phương pháp này.

- Chỉ số bình quân gia quyền giá trị

Đây là chỉ số giá cổ phiếu được tính bình quân gia quyền với các quyền số sau: (i) quyền số giá trị (value weighted) là tỷ trọng vốn hóa thị trường của từng cổ phiếu trong tổng thể; (ii) quyền số giá cả (price weighted) là giá cả của từng cổ phiếu được tham gia tính toán.

+ Chỉ số giá bình quân Laspeyres

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n} q_{i0} \,.\, p_{it}}{\sum_{i=1}^{n} q_{i0} \,.\, p_{i0}} \qquad (2.6)$$

Trong đó:

I: chỉ số giá cổ phiếu bình quân

p_{it}: Giá cổ phiếu i thời kỳ báo cáo (t)

p_{io}: Giá cổ phiếu i thời kỳ gốc (0)

q_{it}: Khối lượng cổ phiếu i niêm yết thời kỳ báo cáo (t)

q_{io}: Khối lượng cổ phiếu i niêm yết thời kỳ gốc (0)

Chỉ số giá Laspeyres là chỉ số giá bình quân gia quyền, lấy quyền số là khối lượng cổ phiếu thời kì gốc. Điểm đặc biệt là nó sử dụng một nhóm hàng hóa được mua trong thời kì gốc làm cơ sở để so sánh, nhưng nhược điểm là không cập nhật được sự thay đổi của khối lượng chứng khoán trong quá trình giao dịch, mua bán. Phương pháp chỉ số giá bình quân Laspeyres ít được áp dụng để tính toán chỉ số. Chỉ có một lượng nhỏ chỉ số chứng khoán trên thế giới áp dụng phương pháp này, ví dụ như FAZ, DAX của Đức.

+ Chỉ số giá bình quân Paasche

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n} q_{it} \,.\, p_{it}}{\sum_{i=1}^{n} q_{it} \,.\, p_{i0}} \qquad (2.7)$$

Trong đó:

I: chỉ số giá cổ phiếu bình quân

p_{it}: Giá cổ phiếu i thời kỳ báo cáo (t)

p_{io}: Giá cổ phiếu i thời kỳ gốc (0)

q_{it}: Khối lượng cổ phiếu i niêm yết thời kỳ báo cáo (t)

q_{io}: Khối lượng cổ phiếu i niêm yết thời kỳ gốc (0)

Chỉ số giá bình quân Paasche là chỉ số bình quân gia quyền lấy quyền số là khối lượng cổ phiếu niêm yết năm hiện hành nên phản ánh được vai trò của các cổ phiếu niêm yết. Đây là công thức do nhà kinh tế học người Đức - Paasche đề xuất năm 1874. Cách tính này có ưu điểm là thường xuyên cập nhật được khối lượng hàng hoá thời kì báo cáo vì thế khả năng phản ánh sự biến động của thị trường tốt hơn. Tuy nhiên phương pháp tính cũng phức tạp và phải thường xuyên cập nhật quyền số. Phương pháp này được sử dụng phổ biến để tính chỉ số giá cổ phiếu tại nhiều TTCK trên thế giới như: chỉ số KOSPI (Hàn Quốc), S&P 500 (Mỹ), TOPIX (Nhật Bản), HANGSENG (Hồng Kông), … Chỉ số VN-Index (Việt Nam) và các nước Đông Nam Á cũng áp dụng phương pháp này.

+ Chỉ số giá bình quân Fisher

Là chỉ số giá bình quân nhân giữa chỉ số giá Paasche và chỉ số giá Laspeyres theo công thức sau:

$$I_F = \sqrt{I_P . I_L} \qquad (2.8)$$

Trong đó:

I_F: chỉ số giá Fisher

I_P: chỉ số giá Paasche

I_L: chỉ số giá Laspeyres

Chỉ số này giúp khắc phục nhược điểm của chỉ số Paasche và Laspeyres. Nhưng theo Bodie (2013) các chỉ số chứng khoán hiện nay sử dụng phiên bản sửa đổi của chỉ số Paasche với trọng số là giá trị thị trường của lượng cổ phiếu thả nổi tự do, tức là bằng giá trị cổ phiếu tự do trao đổi giữa các nhà đầu tư, không tính đến lượng cổ phần được nắm giữ bởi các cổ đông sáng lập hay các chính phủ.

2.1.2.2 Giả thuyết thị trường hiệu quả (EMH)

Eugene F. Fama đưa ra định nghĩa ban đầu về thị trường hiệu quả và cho rằng giá của thị trường chứng khoán đi theo một bước ngẫu nhiên (Fama, 1965). Người đầu tiên đưa ra giả thuyết thị trường hiệu quả, bên cạnh sự lan rộng của hiệu quả thị trường từ dạng yếu sang dạng mạnh là Harry Roberts (Roberts, 1967). Tuy nhiên, EMH trở nên phổ biến rộng rãi hơn với các phát hiện thực nghiệm của Fama (Fama, 1970) trong đó thị trường được gọi là hiệu quả khi tất cả các thông tin liên quan về chính chứng khoán có thể được phản ánh đầy đủ thông qua giá của chúng. Do đó, thị trường được phân thành ba mức hiệu quả riêng biệt: (i) thị trường hiệu quả dạng yếu, (ii) thị trường hiệu quả trung bình và (iii) thị trường hiệu quả mạnh.

(i) Thị trường hiệu quả yếu: Thị trường hiệu quả yếu xảy ra khi giá của chứng khoán phản ánh các thông tin trong quá khứ bao gồm cả giá chứng khoán và khối lượng giao dịch. Nghĩa là nếu chỉ dựa vào thông tin trong quá khứ thì nhà đầu tư không thắng được thị trường

(ii) Thị trường hiệu quả trung bình: Thị trường hiệu quả trung bình xảy ra khi giá chứng khoán phản ánh các thông tin quá khứ, cũng như các thông tin vừa công bố trên thị trường, chẳng hạn các thông tin trên bản cáo bạch của tổ chức phát hành.

(iii)Thị trường hiệu quả mạnh: Thị trường hiệu quả mạnh xảy ra khi mọi thông tin được phản ánh đầy đủ vào giá chứng khoán, bao gồm thông tin trong quá khứ, hiện tại, cũng như các thông tin trong nội bộ doanh nghiệp.

Giả thuyết thị trường hiệu quả được phát triển bởi Fama (1970), lệch khỏi các lý thuyết trước đây bằng cách mô tả thị trường bị chiếm đóng bởi các nhà đầu tư thận trọng, những người cố gắng tối đa hóa lợi nhuận bằng cách dự đoán giá chứng khoán trong tương lai trên thị trường. Các định nghĩa khác nhau cho lý thuyết EMH được trình bày trong Bảng 2.2.

Giả thuyết thị trường hiệu quả (Efficient Market Hypothesis - EMH) đã đặt ra cơ sở lý thuyết quan trọng cho các nhà làm chính sách cũng như cho các nhà đầu tư chứng khoán. Theo đó, các nhà làm chính sách có thể tự do thi hành các chính sách

vĩ mô quốc gia mà không cần phải lo sợ rằng các chính sách này sẽ làm thay đổi bản chất của thị trường chứng khoán vì chúng chỉ ảnh hưởng đến chỉ số giá chứng khoán.

Bảng 2.2 Định nghĩa về thị trường hiệu quả

Tên tác giả và năm	*Định nghĩa*
Timmermann và Granger (2004)	Thị trường hiệu quả là một một công cụ hỗ trợ cho các nhà dự báo. Thị trường hiệu quả yếu nhất có ý nghĩa là mặc dù rất muốn dự báo nhưng lợi nhuận từ tài sản đầu cơ là không thể đoán trước.
Malkiel B. G. (2003)	Thị trường hiệu quả được kết hợp với ý tưởng bước ngẫu nhiên, bước ngẫu nhiên là một thuật ngữ phổ biến được sử dụng trong tài chính để mô tả chuỗi giá trong đó tất cả các thay đổi giá tiếp theo liên quan đến giá khởi hành từ giá trước đó.
Allen và cộng sự (2011)	Thị trường hiệu quả khi không thể kiếm được lợi nhuận cao hơn lợi nhuận thị trường.
Eakins và Mishkin (2012)	Thị trường hiệu quả là thị trường nơi giá tài sản phản ánh đầy đủ tất cả thông tin có sẵn.

(*Nguồn: Tổng hợp từ tài liệu*)

EMH cho rằng, sự cạnh tranh giữa các nhà đầu tư – những người luôn muốn tối đa hóa lợi nhuận của mình – bảo đảm tất cả các thông tin sẽ phản ánh đầy đủ vào trong giá chứng khoán, nên nhà đầu tư không thể kiếm được các tỷ suất sinh lợi bất thường thông qua dự đoán xu hướng thị trường chứng khoán trong tương lai.

2.1.2.3 Lý thuyết bước đi ngẫu nhiên của giá chứng khoán

Kết quả công trình nghiên cứu của nhà kinh tế học Kendall M. (1973) về giá cổ phiếu trên thị trường khẳng định rằng giá cổ phiếu thay đổi một cách ngẫu nhiên và không thể dự đoán trước được. Nói khác đi, sự thay đổi mức giá cổ phiếu trên thị trường là bước đi ngẫu nhiên. Nghĩa là nếu giá chứng khoán có thể tiên đoán trước và sử dụng cách thức của ông để dự đoán, khi đó, các nhà đầu tư sẽ ngay lập tức tìm cách để đạt được lợi nhuận theo hướng mua vào cổ phiếu khi họ có thể dự tính giá cổ

phiếu đó có xu hướng tăng và ngược lại bán ra cổ phiếu khi tiên lượng nó có xu hướng giảm. Nếu điều này xảy ra, thì nó có thể biến mất ngay bởi sự tiên đoán xu hướng tăng giá trong tương lai của giá chứng khoán sẽ ngay lập tức gia tăng cầu chứng khoán ở hiện tại, dẫn đến giá chứng khoán hiện tại lập tức tăng lên. Ngược lại, mọi sự phán đoán về khả năng giảm giá chứng khoán trong tương lai sẽ lập tức làm cầu chứng khoán giảm, kéo theo giá chứng khoán giảm xuống. Như vậy, có thể khẳng định giá chứng khoán sẽ ngay lập tức phản ứng với mọi thông tin mới nào được cho là tiềm ẩn trong dự đoán của mô hình bước đi ngẫu nhiên.

Lý thuyết bước đi ngẫu nhiên dựa trên lý thuyết thị trường hiệu quả. Trong đó, lý thuyết thị trường hiệu quả cho rằng thị trường cổ phiếu là một thị trường hoàn hảo, mà tại đó giá cổ phiếu sẽ phản ánh đầy đủ các yếu tố tác động đến nó. Theo lý thuyết này, mọi thông tin nào có thể sử dụng để tiên đoán xu hướng biến động của giá chứng khoán trên thị trường đều đã được phản ánh hết trong giá chứng khoán ở thời điểm hiện tại, đến khi nào xuất hiện những thông tin khác cho rằng giá chứng khoán đang bị định giá thấp so với giá trị thực, cầu chứng khoán sẽ lập tức tăng lên biểu hiện bằng sự gia tăng sức mua của các nhà đầu tư và điều này làm cho giá chứng khoán sẽ được đẩy lên đến mức giá hợp lý. Tại mức giá này sẽ không tồn tại tỷ suất lợi nhuận vượt trội mà chỉ có mức tỷ suất lợi nhuận đủ bù đắp rủi ro của chứng khoán đó.

Như vậy, theo lý thuyết này khi thị trường chứng khoán là hiệu quả thì giá cổ phiếu sẽ chịu ảnh hưởng của nhiều yếu tố như các biến vĩ mô và vi mô. Tuy nhiên, những nghiên cứu của Mukhejee và Naka (1995), Gan C. và cộng sự (2006), Rahman A. A. và cộng sự (2009), Narayan P. K. và công sự (2014) lại phản bác kết luận trên. Những nghiên cứu này khẳng định giá cả hàng hóa cùng các yếu tố vĩ mô rõ ràng có ảnh hưởng đến thu nhập và biến động chỉ số giá chứng khoán. Như vậy, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng ở nhiều quốc gia thị trường chứng khoán là không hiệu quả, do đó, giá chứng khoán chưa thực sự phản ánh đúng thực tế của thị trường do ảnh hưởng của nhiều yếu tố khác đến giá chứng khoán.

2.1.2.4 Lý thuyết tài chính hành vi

Các nền tảng của lý thuyết tài chính chuẩn tắc như Lý thuyết kinh doanh chênh lệch giá của Merton Miller và Franci Modigliani, Lý thuyết danh mục đầu tư của Harry Markowitz (Nobel 1990), Mô hình định giá tài sản CAPM của John Litner và William Sharpe (Nobel 1990), Lý thuyết định giá quyền chọn của Fischer Black và cộng sự (Nobel 1997) đều dựa trên giả định con người lý trí (rational). Tuy nhiên, thực tế cho thấy các lý thuyết và mô hình chuẩn tắc không thể giải thích các hiện tượng trên thị trường chứng khoán. Lý thuyết tài chính hành vi với nguyên tắc cơ bản là không phải lúc nào thị trường cũng đúng và không phải lúc nào nhà đầu tư cũng lý trí. Từ đây đã tạo quan điểm đối trọng rất lớn với lý thuyết thị trường hiệu quả - nguyên tắc cơ bản của các thuyết tài chính chuẩn tắc.

Lý thuyết tài chính hành vi là sự kết hợp tâm lý học và tài chính, được hình thành và phát triển khá muộn so với các lý thuyết tài chính chuẩn tắc. Từ những năm 1880, khi nhà tâm lý học người Pháp Gabriel Tarde bắt đầu nghiên nghiên cứu về ứng dụng tâm lý học và khoa học kinh tế, thì đến những năm 1980 các ứng dụng tâm lý trong tài chính mới có bước phát triển đáng kể. Với các nghiên cứu nền tảng của Kahneman và Tversky (1979), Thaler R. (1985), đặc biệt Robert Shiller (2005) đã dự báo chính xác sự sụp đổ của thị trường chứng khoán toàn cầu không lâu sau đó.

Năm 2002, giáo sư Daniel Kahneman đã nhận được giải Nobel Kinh tế nhờ đưa ra lý thuyết triển vọng, tạo nền tảng vững chắc để xây dựng tài chính hành vi. Lý thuyết được đề xuất bởi Kahneman D. và Tesrsky (1979), sau đó điều chỉnh ở phiên bản Lý thuyết triển vọng tích lũy của Tesrsky và Kahneman D. (1992), đây được xem như một bổ sung hoàn hảo cho lý thuyết độ thõa dụng kỳ vọng. Lý thuyết triển vọng tiếp cận theo hướng giả định các cá nhân là không hợp lý (irrational). Theo Thaler (2003), hầu hết các hành vi kinh tế là không hoàn toàn hợp lý, chúng tạo ra kết quả sai lệch đáng kể so với giá trị cơ bản trên thị trường chính.

Các hàm ý của lý thuyết triển vọng đã được Rassoul Y. và James A. Howard tóm lược như sau (Baker H.K. & John R.N., 2010):

- Hàm ý về hành vi chấp nhận rủi ro. Các nhà đầu tư cá nhân cùng lúc vừa là những người tìm kiếm rủi ro, vừa là những người né tránh rủi ro.

- Hàm ý đối với hành vi nắm giữ cổ phiếu. Cả các nhà đầu tư cá nhân và nhà đầu tư chuyên nghiệp dễ mắc lỗi bán những tài sản sinh lời quá sớm và nắm giữ các tài sản thua lỗ quá lâu, đây được gọi lại hành vi e ngại thua lỗ. Sự thua lỗ gây ra sự mất mát lớn hơn so với niềm vui mang lại từ khoản lời với cùng một độ lớn. Điều này được biết đến với tên gọi là hiệu ứng phân bổ tài khoản.
- Hàm ý cho phần bù vốn cổ phần. Sự e ngại thua lỗ đươc lý thuyết triển vọng đề cập đã giải thích tại sao các cổ phần của Mỹ có tỷ lệ sinh lời cao hơn 7% so với trái phiếu trong một thời gian dài (trong kỳ theo mô hình truyền thống, tỷ lệ này chỉ khoản 1-2%).
- Hàm ý cho cấu trúc vốn. Theo lý thuyết triển vọng, đối với một số công ty, các khoản thua lỗ tiềm năng do kiệt quệ tài chính có thể lớn hơn các lợi ích tiềm tàng có nguồn gốc từ thuế.

2.1.3 Lý thuyết tác động của giá cả hàng hóa đến thị trường chứng khoán

2.1.3.1 Hiệu ứng tràn của giá cả hàng hóa toàn cầu đến giá cả hàng hóa nội địa

Theo Samuelson (1952), giá trong nước được liên kết với giá thị trường thế giới chủ yếu thông qua giao dịch thương mại. Nếu một hàng hóa được nhập khẩu, thì giá nội địa của nó p_t^D bằng giá quốc tế p_t^G cộng với chi phí giao dịch $\tau_t^{I,E}$ cho nhập khẩu I và xuất khẩu E. Tùy thuộc vào cán cân thương mại (T_t dương biểu thị xuất khẩu, T_t âm nhập khẩu), chúng ta có thể phân biệt ba trường hợp:

$$p_t^D = p_t^G + \tau_t^I \text{ nếu } T_t < 0 \quad (2.9a)$$

$$p_t^D = p_t^G - \tau_t^E \text{ nếu } T_t > 0 \quad (2.9b)$$

$$p_t^D = D(Q_t^D, Y_t^D) \text{ nếu } T_t = 0 \quad (2.9c)$$

Q_t^D và Y_t^D là nghịch đảo của hàm cầu nội địa, hàm này phụ thuộc vào tiêu dùng Q_t^D và thu nhập Y_t^D. Phương trình (2.9a) - (2.9c) ngụ ý rằng giá trong nước độc lập với giá thế giới chỉ khi việc xuất khẩu hoặc nhập khẩu hàng hóa đó không có lợi nhuận, tức là nếu:

$$p_t^G - \tau_t^E < D(Q_t^D, Y_t^D) < p_t^G + \tau_t^I \quad (2.10)$$

Chênh lệch giá hình thành thông qua liên kết thương mại giữa giá cả trong nước và toàn cầu. Tuy nhiên, cũng có một hình thức chênh lệch giá khác thông qua liên kết

giữa giá hiện tại với giá dự kiến (tương lai). Giả sử kỳ vọng hợp lý, giá hiện tại là một hàm của giá tương lai kỳ vọng (Wright và Williams, 1991):

$$p_t = \beta E_t[p_{t+1}] \text{ nếu } T_t > 0 \quad (2.11a)$$

$$p_t > \beta E_t[p_{t+1}] \text{ nếu } T_t = 0 \quad (2.11b)$$

Với p_t là giá của hàng hóa tại thời điểm t; $\beta = (1-\delta)/(1+r)$ chứa lãi suất r và tốc độ suy thoái δ; E_t đề cập đến kỳ vọng tại thời điểm t; I_t biểu thị lượng hàng tồn kho. Khi không có hàng tồn kho ($I_t = 0$), giá hiện tại và tương lai không được liên kết trực tiếp thông qua chênh lệch giá giữa các khu vực.

Hãy xem xét trường hợp một quốc gia có cán cân thương mại bằng 0 hoặc âm nhưng không bao giờ ở trạng thái xuất khẩu. Kết hợp phương trình (2.11a) và (2.11b) đối với thị trường trong nước cùng thị trường toàn cầu, giả sử khả năng lưu trữ tích cực trên cả hai, trong khoảng thời gian chính xác liên tiếp không có giao dịch, tạo ra:

$$p_t^D > \gamma^s p_t^G + [\beta^D]E[\tau_{t+s}] \text{ nếu } e_{t+j}^{D,G} > 0, T_{t+j} = 0 \text{ và } 0 < j < s \quad (2.12)$$

Trong đó, $\gamma = \frac{\beta^D}{\beta^G} = \frac{(1-\gamma^D)(1+r^G)}{(1-\gamma^G)(1+r^D)}$ Công thức (2.12) chỉ ra rằng giá trong nước phụ thuộc vào giá toàn cầu ngay cả khi không có giao dịch trong một chuỗi các khoảng thời gian s. Nếu hoạt động thương mại được kỳ vọng trong các giai đoạn tương lai (đưa giá cả trong nước và toàn cầu trở lại trạng thái cân bằng), thì giá trong nước hiện tại được điều chỉnh theo chênh lệch giá giữa các mục tiêu.

Phân tích lý thuyết đã tiết lộ đối với mỗi chế độ thương mại, độ co giãn của đường truyền giá toàn cầu đến giá trong nước không bị ảnh hưởng bởi chi phí giao dịch và độc lập với số lượng giao dịch. Hay độ co giãn của đường truyền sẽ giống nhau đối với một quốc gia có lượng hàng nhập khẩu lớn và nhỏ miễn là chi phí giao dịch như nhau. Phân tích cũng nhấn mạnh vai trò của lưu trữ trong việc truyền giá. Theo truyền thống, lưu trữ được xem như một bộ đệm chống lại những cú sốc về nguồn cung và làm giảm biến động giá cả. Tuy nhiên, vì lưu trữ liên kết giá hiện tại và tương lai thông qua kỳ vọng, liên kết giá trong nước với giá toàn cầu ngay cả khi không có giao dịch. Do đó, việc lưu kho có thể khiến một quốc gia dễ bị tổn thương hơn trước các cú sốc giá quốc tế vì giá trong nước cũng liên quan đến giá quốc tế thông qua kỳ vọng.

Khi giá trong nước liên kết với giá quốc tế của cùng một loại hàng hóa, các biến động của giá quốc tế cũng có những ảnh hưởng đến giá trong nước. Mức độ của các biến động được thể hiện ở độ co giãn của cầu theo giá chéo, thông qua phần trăm thay đổi của giá hàng hóa trong nước với phần trăm thay đổi của giá hàng hóa quốc tế.

2.1.3.2 Lý thuyết hiệu ứng lan tỏa

Khi nghiên cứu tác động của giá cả hàng hóa đến thị trường chứng khoán, một trong những vấn đề quan trọng là phải xem xét các loại thông tin thị trường. Thông tin có thể được chia thành hai loại là tin tốt và tin xấu. Ngày càng có nhiều bằng chứng cho thấy phản ứng trước tin xấu khác với phản ứng trước tin tốt, do đó, dẫn đến phản ứng và hành vi của thị trường không đối xứng về giá cả. Điều này ngụ ý rằng ấn tượng tiêu cực để lại cho các cá nhân về tin xấu kéo dài hơn rất nhiều so với tác động thông tin của tin tốt (Fama và cộng sự, 1969; Beja;1977; Soroka, 2006; Beber và Brandt, 2010; Berens, 2010).

Hội nhập và toàn cầu hóa dẫn đến việc lan tỏa thông tin bất cân xứng giữa các thị trường. Điều quan trọng là phải hiểu cách thông tin từ thị trường này dịch chuyển sang thị trường khác, cụ thể từ thị trường hàng hóa đến thị trường chứng khoán. Những tác động lan tỏa này có thể xuất phát từ 4 yếu tố: Thứ nhất, liên kết giá hàng hóa thế giới đến hàng hóa xuất khẩu của quốc gia; Thứ hai, một cú sốc từ giá cả hàng hóa toàn cầu dẫn đến những biến động của nền kinh tế toàn cầu; Thứ ba, sự thay đổi giá tài sản ở một quốc gia chịu ảnh hưởng từ các yếu tố cơ bản của kinh tế thế giới; Cuối cùng, hành vi của nhà đầu tư, ví dụ, tái cân bằng thị trường, giao dịch cổ phiếu niêm yết kép và buộc thanh lý danh mục đầu tư để hạn chế thua lỗ (Kordes và Pritsker, 2002; Reinert và cộng sự, 2009).

Khái niệm về hiệu ứng lan tỏa được đề xuất bởi Ross (1989), mô tả hiện tượng rằng sự biến động của một thị trường sẽ gây ra sự thay đổi của các thị trường khác. Trong đó, tác động tràn có thể tồn tại giữa các thị trường trong nước của các loại tài sản khác nhau, giữa các thị trường quốc tế của các loại tài sản khác nhau, hay giữa thị trường quốc tế với thị trường trong nước. Balasubramanyan L. (2005) gọi hiệu ứng lan tỏa là sự truyền tải thông tin từ thị trường này sang thị trường khác bị trễ.

Schmukler S. (2004) đã nhấn mạnh sự tồn tại của các liên kết giữa thị trường hàng hóa thế giới và thị trường chứng khoán thông qua hội nhập tài chính quốc tế là do cơ chế truyền dẫn giữa các thị trường này gây ra.

Về mặt lý thuyết, hiệu ứng lan tỏa xác định tốc độ của dòng thông tin từ thị trường này sang thị trường khác và hướng của sự lan tỏa thể hiện hướng của dòng thông tin (Shen và cộng sự, 2018). Cụ thể, nếu thị trường A có tác động lan tỏa về sự biến động đến thị trường B, thì thông tin về thị trường A (chẳng hạn như các cú sốc và biến động giá) sẽ được truyền đến thị trường B, góp phần vào sự biến động về giá cả ở thị trường B. Mặt khác, theo quan điểm của lý thuyết tài chính hiện đại, sự biến động thể hiện rủi ro của tài sản. Do đó, bản chất của hiệu ứng lan tỏa biến động là sự truyền rủi ro giữa các thị trường.

Thông qua sự lan tỏa biến động, nhiều nghiên cứu thực hiện trước đây cho thấy từ mối tương quan gia tăng giữa cả hai thị trường, khiến hàng hóa trở thành hàng rào bảo vệ an toàn cho việc đầu tư vào thị trường chứng khoán. Đây là một vấn đề thu hút sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu, nhà hoạch định chính sách, nhà sản xuất, học giả, phương tiện truyền thông và nhà đầu tư (Olson và cộng sự, 2014). Khi thị trường chứng khoán trải qua giai đoạn bất ổn thì hàng hóa được coi là nơi trú ẩn an toàn so với cổ phiếu (Sensoy, 2013). Các nhà đầu tư rất quan tâm đến sự biến động của thị trường hàng hóa để tìm ra hướng đi của giá hàng hóa và cổ phiếu (Choi và Hommoudeh, 2010). Danh mục đầu tư hỗn hợp cung cấp mức độ hiệu quả phòng ngừa rủi ro cao hơn cho cả thị trường mới nổi và phát triển, dẫn đến việc gia tăng sự tham gia của những người muốn giảm thiểu rủi ro bằng cách giao dịch cả cổ phiếu và hàng hóa (Boako, G. và Alagidede P., 2016).

Ping và cộng sự (2018) cho rằng mặc dù tính liên kết giữa thị trường hàng hóa và thị trường chứng khoán đã tăng lên, nhưng vẫn có những kết quả khác biệt, điều này là do đặc điểm riêng của thị trường chứng khoán trong tương quan với tính chất của từng loại hàng hóa khác nhau như nông nghiệp, năng lượng hay kim loại. Mensi W. và cộng sự (2021) cho rằng các nhà giao dịch và đầu cơ quan tâm đến sự lan tỏa trong ngắn hạn, trong khi các nhà đầu tư tổ chức quan tâm đến lan tỏa dài hạn. Khi

thị trường không đồng nhất thì các phán đoán của nhà đầu tư là khác nhau, nên cần đánh giá phản ứng của thị trường chứng khoán trước giá cả hàng hóa toàn cầu.

2.2 Tổng quan các nghiên cứu trước

2.2.1 Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán.

Đã có những nghiên cứu đề cập đến yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu riêng lẻ như giá dầu (Sadorsky P., 1999; Malik và Ewing, 2009; Fang C. và You S., 2014), giá vàng (Mohamed E và cộng sự, 2013) hay cả giá dầu và giá vàng (Basher S. và Sadorsky P., 2006; Mensi W và cộng sự, 2014; Boako G. và Alagidede P., 2016; Erly M. và Fajar A., 2019; Prabowo D.S. và Asandimitra N., 2019) để phân tích ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán. Nghiên cứu này tập trung lược khảo những tài liệu xem xét ảnh hưởng của yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. Trong đó, biến động giá cả hàng hóa toàn cầu được xem là yếu tố kinh tế vĩ mô bên ngoài tác động đến thị trường chứng khoán nội địa.

Robert J. và Luc S. (2009) đưa ra bằng chứng thực nghiệm ủng hộ giả thuyết rằng thị trường chứng khoán của các nước Nam Mỹ (gồm Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Peru và Venezuela) bị ảnh hưởng trong ngắn hạn bởi sự thay đổi giá hàng hóa trong nước và giá cả hàng hóa toàn cầu toàn cầu gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại sau khi kiểm soát những thay đổi về tỷ giá hối đoái, lãi suất và những thay đổi của thị trường chứng khoán trong giai đoạn 1995 - 2007. Sử dụng mô hình SVAR, kết quả cho thấy, thị trường chứng khoán Argentina, Brazil và Peru bị ảnh hưởng đáng kể bởi sự thay đổi của giá hàng hóa. Tuy nhiên, thị trường chứng khoán của Venezuela không phản ứng với những thay đổi về giá hàng hóa. Thị trường chứng khoán cho Chile cho thấy mối quan hệ đồng thời với giá năng lượng và kim loại, trong khi thị trường chứng khoán của Colombia bị ảnh hưởng bởi sự thay đổi giá đối với kim loại, nông nghiệp và năng lượng.

Takuji K. và cộng sự (2011) nghiên cứu mối tương quan của giá cả hàng hóa toàn cầu với giá chứng khoán. Bằng cách sử dụng mô hình VAR cho bốn biến gồm giá chứng khoán toàn cầu cùng với giá hàng hóa toàn cầu, sản xuất công nghiệp thế giới và lãi suất ngắn hạn toàn cầu từ tháng 1 năm 2000 đến tháng 1 năm 2011. Chỉ số

MSCI AC World Index do Morgan Stanley phát hành được sử dụng cho giá chứng khoán toàn cầu, các biến còn lại thu thập từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Nghiên cứu cung cấp bằng chứng cho rằng sự bùng nổ hàng hóa sau năm 2009 được thúc đẩy bởi (1) nhu cầu ngày càng tăng đối với hàng hóa trong bối cảnh kinh tế toàn cầu phục hồi và (2) điều kiện tiền tệ phù hợp trên toàn cầu. Kết quả này hoàn toàn trái ngược với sự bùng nổ hàng hóa diễn ra vào mùa hè năm 2008, dòng vốn đổ đáng kể vào thị trường hàng hóa từ các thị trường tài sản khác như chứng khoán hóa và thị trường chứng khoán. Hơn nữa, kết quả cho thấy sự gia tăng liên kết chéo giữa thị trường hàng hóa và thị trường chứng khoán là do những biến động lớn của nền kinh tế toàn cầu trong cuộc khủng hoảng tài chính cũng như do tài chính hóa đối với hàng hóa nghĩa là các nhà đầu tư tài chính ngày càng coi hàng hóa như một loại tài sản đầu tư.

Creti A. và cộng sự (2013) nghiên cứu tác động của giá cả hàng hóa và cổ phiếu giai đoạn từ tháng 1 năm 2001 đến tháng 11 năm 2011. Trong đó, giá cả hàng hóa toàn cầu ở các lĩnh vực khác nhau như nông nghiệp, năng lượng, kim loại (kim loại quý, kim loại màu) và tập trung xem xét 25 mặt hàng. Nghiên cứu dựa vào một trong những chỉ số thị trường chứng khoán chính của Hoa Kỳ, là chỉ số S&P 500. Sử dụng phương pháp GARCH có điều kiện động (DCC), kết quả chỉ ra rằng mối tương quan giữa giá hàng hóa và giá chứng khoán phát triển theo thời gian, có nhiều biến động, đặc biệt là kể từ cuộc khủng hoảng tài chính 2007-2008. Mặc dù sự sụp đổ của thị trường chứng khoán đã nới lỏng mối liên kết giữa cả hai thị trường trong thời gian ngắn, nhưng mối tương quan cao nhất được quan sát trong thời kỳ hỗn loạn tài chính, cho thấy mối liên hệ ngày càng tăng giữa thị trường chứng khoán và hàng hóa. Thứ hai, một số mặt hàng được đặc trưng bởi hiện tượng đầu cơ, như dầu, cà phê, ca cao, có mối tương quan với chỉ số S&P 500 tăng lên trong thời điểm giá cổ phiếu tăng, và giảm đi khi thị trường tài chính giảm giá. Thứ ba, vai trò trú ẩn an toàn của vàng đã được chứng minh, vì mối tương quan của nó với giá cổ phiếu chủ yếu là tiêu cực. Thứ tư, mặc dù có chung một số đặc điểm, nhưng hàng hóa không thể được coi là một loại tài sản đồng nhất.

Wang Y. M. và cộng sự (2013) đã kiểm định mối quan hệ giữa chỉ số giá hàng hóa toàn cầu cùng chỉ số giá hàng hóa nông nghiệp, năng lượng và kim loại với các chỉ

số thị trường chứng khoán khác nhau cho 12 quốc gia và khu vực gồm Châu Âu, Hoa Kỳ, Nhật Bản, Canada, Úc, Trung Quốc, Ấn Độ, Nga, Brazil, Hàn Quốc, Đài Loan và Châu Phi. Dữ liệu thu thập từ tháng 1/2005 đến 2/2012 với việc áp dụng phương sai thay đổi có điều kiện theo cơ chế tự hồi quy (ARCH). Đầu tiên, nghiên cứu kiểm tra liệu có tồn tại đồng liên kết hoặc tác động lan tỏa giữa thị trường hàng hóa và thị trường chứng khoán. Thứ hai, các nhà nghiên cứu đánh giá xem liệu hiệu ứng bảo hiểm rủi ro có tồn tại đối với chiến lược danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán. Các kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng các mối quan hệ lâu dài ổn định tồn tại giữa một số thị trường hàng hóa và chứng khoán. Do đó, ở một số quốc gia hay khu vực, nhà đầu tư có thể dự đoán sự biến động của giá cổ phiếu thông qua biến động của chỉ số hàng hóa. Hơn nữa, khi các cuộc khủng hoảng nghiêm trọng hoặc biến động cao xảy ra trên thị trường chứng khoán, nhà đầu tư có thể sử dụng chỉ số kim loại như một tài sản trú ẩn an toàn, đưa nó vào danh mục đầu tư để giảm thiểu rủi ro. Do đó, các nhà đầu tư không thể sử dụng các chỉ số hàng hóa làm công cụ phòng ngừa rủi ro.

Acquah B. (2016) điều tra các mối quan hệ tương hỗ năng động giữa giá cổ phiếu và các chỉ số kinh tế vĩ mô được lựa chọn cụ thể là chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu, tăng trưởng kinh tế, lạm phát và lãi suất ở Ghana trong khoảng thời gian từ tháng 1 năm 1995 đến tháng 12 năm 2010. Sau khi kiểm tra sự hiện diện của gốc đơn vị trong mỗi biến, một phân tích đồng liên kết được thực hiện trước khi ước tính mô hình VAR. Các chức năng hàm phản ứng xung, phân tích phương sai sai số thay đổi, các thử nghiệm chẩn đoán dư sẽ được thực hiện. Kết quả thực nghiệm cho thấy giá cổ phiếu giảm cùng với sự gia tăng của giá hàng hóa toàn cầu. Mặt khác, giá cổ phiếu tăng giá cùng với sự gia tăng của lạm phát và tăng trưởng kinh tế cho thấy một mối quan hệ tích cực, nhưng lại có mối quan hệ tiêu cực vơi lãi suất. Xem xét sự biến động của thị trường chứng khoán trên các biến số kinh tế vĩ mô cũng cho thấy lạm phát và lãi suất phản ứng tiêu cực với những thay đổi của thị trường chứng khoán. Bằng chứng cho thấy rằng cổ phiếu niêm yết trên GSE là một hàng rào chống lại lạm phát ở Ghana. Hoạt động kinh tế gia tăng theo thời gian là điều thuận lợi cho thị trường chứng khoán Ghana.

Kang W. và cộng sự (2018) nghiên cứu các động thái thay đổi theo thời gian của biến động chứng khoán toàn cầu với giá cả hàng hóa toàn cầu, sản lượng trong nước và giá tiêu dùng trong nước cho 15 quốc gia (gồm Úc, Brazil, Canada, Trung Quốc, Pháp, Ấn Độ, Ý, Nhật Bản, Mexico, Nga, Hàn Quốc, Nam Phi, Anh và Hoa Kỳ), với dữ liệu theo tháng cho giai đoạn 1998-2014, thông qua mô hình SVAR. Những phát hiện chính của bài viết này là: (i) có tác động lẫn nhau giữa giá cổ phiếu và cú sốc giá hàng hóa trong một nền kinh tế với quá trình điều chỉnh mở cửa dần dần; (ii) tác động của cú sốc giá hàng hóa đối với biến động chứng khoán toàn cầu là lớn hơn nhiều trong cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu so với các thời điểm khác; (iii) ảnh hưởng của cú sốc biến động chứng khoán toàn cầu đối với nền kinh tế là không đồng nhất giữa các quốc gia và tương đối lớn hơn ở các nước phát triển; (iv) các nền kinh tế đang phát triển dễ bị tổn thương hơn do cú sốc giá cả hàng hóa.

Basher và cộng sự (2019) nghiên cứu tác động giá cả hàng hóa toàn cầu đối với sự biến động của thị trường chứng khoán của các nước CARB (Canada, Úc, Nga và Brazil) từ tháng 1/1997 đến 6/2018. Các nước CARB là những quốc gia quan trọng để nghiên cứu vì họ là nhà xuất khẩu hàng hóa lớn. Phân tích được thực hiện bằng cách sử dụng mô hình vec tơ tự hồi quy VAR, các hàm phản ứng xung (IRFs) và IRFs tự phát có cấu trúc. Đồng thời, mô hình dành cho dữ liệu bảng cũng được áp dụng để ác định tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước CARB. Kết quả phổ biến trên khắp các quốc gia CARB là dấu hiệu tích cực của giá cả hàng hóa toàn cầu làm giảm sự biến động của thị trường chứng khoán. Kết quả này có ý nghĩa đối với các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách.

Lukman O. và Dauda Y. (2019) điều tra mức độ phụ thuộc lẫn nhau giữa giá hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán ở các quốc gia Châu Phi cận Sahara (SSA) được chọn. Với mục đích của cuộc điều tra thực nghiệm này, hai thị trường chứng khoán lớn nhất đã được lựa chọn dựa trên vốn hóa thị trường là Sở giao dịch chứng khoán Johannesburg (JSE) của Nam Phi và Sở giao dịch chứng khoán Nigeria (NSE). Đặc biệt, mối quan hệ giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán được thực hiện qua kiểm định nhân quả Eagle Granger. Ngoài ra, nghiên cứu

đã xác định ảnh hưởng của chuyển động giá hàng hóa toàn cầu đối với lợi nhuận của thị trường chứng khoán bằng ước lượng ARDL. Kết quả phân tích cho thấy có mối quan hệ lâu dài đáng kể giữa giá hàng hóa toàn cầu và lợi nhuận thị trường chứng khoán. Ngoài ra, tồn tại một mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và lợi nhuận thị trường chứng khoán ở cả hai thị trường. Hơn nữa, kết quả ước tính ARDL cho thấy giá hàng hóa toàn cầu có tác động ngắn hạn và dài hạn đối với lợi nhuận của thị trường chứng khoán ở hai thị trường.

Long S. và cộng sự (2021) áp dụng cả phương pháp tiếp cận độ trễ phân phối tự động hồi quy (ARDL) và ARDL phi tuyến tính (NARDL) để khám phá các tác động đối xứng và bất đối xứng của giá hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế khác đối với giá cổ phiếu của Trung Quốc. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng tháng từ tháng 7 năm 2005 đến tháng 12 năm 2020. Trong đó, Chỉ số tổng hợp Thượng Hải và Chỉ số tổng hợp Thâm Quyến đại diện cho giá cổ phiếu của Trung Quốc; giá hàng hóa toàn cầu được lấy từ Cơ sở dữ liệu Thống kê Tài chính Toàn cầu của IMF; Tỷ giá hối đoái hữu hiệu danh nghĩa (neer), dự trữ ngoại hối (fr) và cung tiền rộng (m2) thu được từ Cơ sở dữ liệu thống kê NET của Thông tin Kinh tế Trung Quốc. Phát hiện cho thấy rằng khi đưa giá hàng hóa toàn cầu vào mô hình NARDL, kết quả cho thấy thực sự tồn tại mối quan hệ đồng liên kết lâu dài giữa tỷ giá nhân dân tệ, giá hàng hóa toàn cầu, và giá cổ phiếu trong mô hình NARDL, sự thay đổi giá hàng hóa toàn cầu có tác động không cân xứng đến giá cổ phiếu của Trung Quốc về lâu dài. Cụ thể, giá cổ phiếu của Trung Quốc nhạy cảm hơn với sự gia tăng hơn là sự giảm giá hàng hóa toàn cầu. Do đó, sự gia tăng giá hàng hóa toàn cầu làm cho giá cổ phiếu của Trung Quốc giảm mạnh và ngược lại.

Như vậy, đã có những bằng chứng thực nghiệm cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động đến thị trường chứng khoán của các quốc gia trên thế giới. Việc xem xét tác động từ các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu như giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán giúp làm rõ thêm vấn đề, trên cơ sở đó, nghiên cứu này tiếp tục xem xét tác động các yếu tố thành phần trên đối với thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

2.2.2 Tác động từ các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán.

2.2.2.1 Tác động của giá nông nghiệp đến thị trường chứng khoán.

Girardi D. (2015) nghiên cứu mối tương quan của giá nông nghiệp với thị trường chứng khoán. Với mục đích tìm hiểu mối tương quan tích cực giữa hàng hóa nông nghiệp và thị trường chứng khoán trong những năm gần đây. Trong khi các nghiên cứu trước về tương quan hàng hóa, tập trung vào các chỉ số giá hàng hóa chung, thì nghiên cứu này tập trung vào hàng hóa cụ thể là nông sản. Thực hiện một loạt các kiểm định nhân quả Granger đơn biến bằng cách ước tính các hồi quy OLS giữa chỉ số S&P500 với chỉ số giá hàng hóa nông nghiệp cùng các biến kiểm soát (lãi suất, lạm phát, tỷ giá hối đoái) cho giai đoạn từ tháng 9 năm 2008 đến tháng 7 năm 2013. Kết quả cho thấy mối tương quan giữa thay đổi giá nông nghiệp và lợi nhuận thị trường chứng khoán. Hơn nữa, tác động của bất ổn tài chính đối với mối tương quan trở nên mạnh mẽ hơn khi tỷ lệ các nhà đầu tư tài chính trên thị trường phái sinh nông nghiệp tăng lên.

Baldi L. và cộng sự (2016) tập trung vào sự tích hợp giữa thị trường hàng hóa và tài chính, điều tra mức độ phản ứng của thị trường chứng khoán với sự biến động giá hàng hóa nông nghiệp. Để đạt được mục tiêu này, hàm phản ứng xung được sử dụng trên một cửa sổ đối xứng trước và sau hai vụ khủng hoảng quan trọng nhất kể từ thiên niên kỷ mới, bong bóng dot.com năm 2000 và cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008. Áp dụng dữ liệu hàng tháng từ năm 1970 đến năm 2015 cho chỉ số S&P500 với chỉ số giá nông nghiệp, chỉ số giá ngũ cốc và chỉ số giá ngô. Chỉ số giá nông nghiệp là tiêu chuẩn đánh giá hiệu quả đầu tư vào thị trường hàng hóa nông nghiệp toàn cầu bao gồm lúa mì, ngô, đậu nành, cà phê, đường, ca cao và bông. Chỉ số giá ngũ cốc là chỉ số tổng hợp của giá hàng hóa ngũ cốc, bao gồm đậu nành, ngô và lúa mì, trong khi chỉ số giá ngô phản ánh đặc điểm rủi ro/lợi nhuận của ngô là hàng hóa được giao dịch nhiều nhất trên thị trường. Thị trường chứng khoán tổng thể được đại diện bởi chỉ số S&P 500. Kết quả từ mô hình GARCH cho thấy biến động tràn đã gia tăng đáng kể sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008, báo hiệu sự kết nối ngày càng tăng giữa hàng hóa nông nghiệp và thị trường chứng khoán.

Hernandez J. A. và cộng sự (2020) điều tra biến động lan tỏa của giá nông nghiệp tới thị trường chứng khoán toàn cầu và khu vực. Bằng cách áp dụng chỉ số lan tỏa và phương pháp tối ưu hóa danh mục đầu tư phi tuyến. Mẫu dữ liệu được triển khai từ tháng 3 năm 2009 đến tháng 2 năm 2019, tương ứng với chín mặt hàng nông nghiệp (lúa mì, ngô, đậu nành, cà phê, mía đường, củ cải đường, ca cao, bông, gỗ xẻ) và bốn chỉ số thị trường chứng khoán toàn cầu, cụ thể là Chỉ số MSCI ACWI (chỉ số chứng khoán quốc tế), Chỉ số MSCI AC Châu Mỹ (Chỉ số chứng khoán Châu Mỹ), Chỉ số MSCI AC Châu Âu (Chỉ số chứng khoán tất cả các nước Châu Âu) và Chỉ số MSCI Châu Á ngoại trừ Nhật Bản (Tất cả các nước Châu Á trừ Nhật Bản). Động lực để lựa chọn chín hàng hóa trên bởi đây là những mặt hàng nông nghiệp được giao dịch chính trên toàn thế giới, do đó cung cấp một đại diện tốt về thị trường hàng hóa nông nghiệp và với mối tương quan âm lịch sử mà hàng hóa nông nghiệp đã hiển thị với thị trường chứng khoán, chúng có tiềm năng được các nhà đầu tư sử dụng để đa dạng hóa và bảo vệ danh mục đầu tư cổ phiếu của họ. Áp dụng phương pháp tiếp cận vectơ tự hồi quy tổng quát (GVAR) và ma trận phân rã phương sai. Kết quả cho thấy các chỉ số thị trường chứng khoán toàn cầu và khu vực phần lớn chịu ảnh hưởng bởi bông và ca cao. Chỉ số thị trường chứng khoán châu Mỹ chủ yếu biến động từ ngô và đậu tương. Trong khi chỉ số thị trường chứng khoán Châu Âu chủ yếu được lan tỏa bởi bông, thì chỉ số thị trường chứng khoán Châu Á Thái Bình Dương chủ yếu chịu tác động từ lúa mì và cà phê. Việc tối ưu hóa danh mục đầu tư cho thấy mía đường, lúa mì và ngô, là những yếu tố đóng góp rủi ro lớn nhất vào tổng rủi ro danh mục đầu tư, trong khi ca cao, gỗ và bông, là những yếu tố đóng góp thấp nhất vào rủi ro tổng danh mục đầu tư. Ca cao và gỗ xẻ là những thứ đáng được đầu tư nhất.

2.2.2.2 Tác động của giá năng lượng đến thị trường chứng khoán.

Ulrich O. (2009) tập trung đánh giá tác động của giá năng lượng đến thị trường chứng khoán châu Âu. Khoảng thời gian từ tháng 1 năm 2002 đến tháng 8 năm 2007, bằng cách sử dụng ước lượng OLS và phương pháp GARCH. Theo kết quả nghiên cứu, giá năng lượng tăng tác động tiêu cực đến chỉ số giá chứng khoán châu Âu. Tuy nhiên, chúng lại khiến cổ phiếu dầu khí tăng giá. Điều thú vị là, sự biến động của thị

trường năng lượng có thể ảnh hưởng tiêu cực đến các cổ phiếu châu Âu, ngụ ý cơ hội kiếm lời cho các nhà đầu tư chiến lược. Trong bối cảnh, thị trường khí đốt không đóng vai trò quan trọng đối với việc định giá các kho dự trữ năng lượng của Khu vực đồng tiền chung châu Âu.

Ergun U. và Ibrahim A. (2013) điều tra tác động của giá năng lượng toàn cầu, giá dầu thô toàn cầu, giá khí đốt tự nhiên toàn cầu lên biến động chỉ số giá chứng khoán ISE100 và giá cổ phiếu của các công ty năng lượng Thổ Nhĩ Kỳ. Bộ dữ liệu hàng tháng kéo dài trong 6 năm (từ 2005 đến 2011). Đầu tiên, nghiên cứu sử dụng mô hình nhân tố ba biến bao gồm chỉ số thị trường, giá dầu thô toàn cầu và giá khí đốt tự nhiên toàn cầu để giải thích về biến động cổ phiếu của các công ty năng lượng. Bước thứ hai, áp dụng Hàm phản hồi xung (IRF) để xem các biến thể do bất kỳ xung động nào trong các yếu tố gây ra, để phân tích tương tác giữa các biến nội sinh của mô hình VAR. Kết quả nghiên cứu ngụ ý rằng, (a) chỉ số giá năng lượng là yếu tố quan trọng trong biến động giá chứng khoán ngành năng lượng, (b) một cú sốc trong chỉ số giá năng lượng mang lại tác động tích cực đến giá cổ phiếu năng lượng trong khi giá dầu thô toàn cầu và giá khí đốt tự nhiên toàn cầu tác động tích cực trong một năm và tác động tiêu cực sau một năm.

Cong R.G. và Shen S. (2013) nghiên cứu mối quan hệ tương tác giữa các cú sốc về giá năng lượng, yếu tố kinh tế vĩ mô của Trung Quốc (lãi suất thực và lãi suất danh nghĩa) với thị trường chứng khoán Thượng Hải. Bằng cách sử dụng kiểm định ADF và phương pháp tự hồi quy vectơ đa biến VAR cho bộ dữ liệu hàng tháng từ tháng 1 năm 2000 đến tháng 12 năm 2010. Kết quả chỉ ra rằng có đồng liên kết lâu dài giữa chúng. Chỉ số giá năng lượng tăng 1% có thể làm giảm chỉ số thị trường chứng khoán 0,54% và tăng trưởng giá trị gia tăng công nghiệp là 0,037%. Các cú sốc về giá năng lượng cũng gây ra lạm phát và có hiệu ứng tụt hậu trong 5 tháng đối với thị trường chứng khoán, điều này có thể dẫn đến thị trường chứng khoán hoạt động kém hiệu quả. Giá năng lượng có thể giải thích những biến động của thị trường chứng khoán tốt hơn lãi suất trong một khoảng thời gian dài hơn. Do đó, các nhà đầu tư nên quan tâm nhiều hơn đến tác động lâu dài của năng lượng trên thị trường chứng khoán.

Mohammad Z. H. (2017) đề cập sự truyền tải giá năng lượng quốc tế đến các lĩnh vực khác nhau trên thị trường chứng khoán Úc. Nghiên cứu sử dụng phương pháp phương sai thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát đa biến (MGARCH) để thu thập bằng chứng rằng các cú sốc về giá năng lượng truyền đến các chỉ số giá của các ngành khác nhau được phân loại theo tiêu chuẩn phân loại ngành toàn cầu (global industry classification standard - GICS). Nghiên cứu xem xét ba mặt hàng năng lượng là dầu thô, khí đốt tự nhiên và than đá và mười chỉ số chứng khoán GICS từ Sở giao dịch chứng khoán Úc (ASX), từ tháng 1 năm 2003 đến tháng 12 năm 2015. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự biến động có ý nghĩa thống kê về giá năng lượng gồm giá dầu thô, than đá và khí đốt tự nhiên và các chỉ số ngành GICS khác nhau ở Sở Giao dịch Chứng khoán Úc. Cuối cùng, bằng cách sử dụng ma trận hiệp phương sai có điều kiện quan sát được, tác giả tính toán trọng số và tỷ lệ tối ưu cho danh mục đầu tư bao gồm các cổ phiếu từ năng lượng và các lĩnh vực khác.

Felix C. A. và cộng sự (2019) phân tích mối quan hệ giữa các chỉ số thị trường chứng khoán và sự phát triển trên thị trường năng lượng quốc tế. Bằng cách sử dụng dữ liệu hàng tháng thu được từ Ngân hàng Thế giới và Ngân hàng Trung ương Nigeria trong giai đoạn từ tháng 1 năm 1985 đến tháng 12 năm 2017. Giá năng lượng được áp dụng trong nghiên cứu gồm sự thay đổi của giá dầu thô, khí đốt tự nhiên (NGS), khí hóa lỏng (LNGS) và biến phản ứng là lợi nhuận của thị trường chứng khoán. Nghiên cứu sử dụng vectơ tự hồi quy VAR để ước tính mối liên hệ giữa các biến. Phát hiện cho thấy những thay đổi về giá năng lượng không có ảnh hưởng đáng kể đến thị trường chứng khoán. Mặc dù đã có bằng chứng về mối quan hệ lâu dài giữa hai biến số, nhưng không có mối quan hệ nhân quả nào được tìm thấy giữa chúng, điều này dẫn đến việc các giá trị trước đây của giá dầu thô, khí đốt tự nhiên và khí đốt không quan trọng trong việc dự đoán các diễn biến trên thị trường chứng khoán. Tương tự như vậy, các giá trị trễ của các chỉ số thị trường chứng khoán không phải là công cụ để dự báo các biến động của giá năng lượng. Do đó, nghiên cứu kết luận rằng thị trường chứng khoán có thể phản ứng nhanh hơn với các chỉ số kinh tế vĩ mô khác ngoài giá năng lượng.

Manal A. và Tamat S. (2020) kiểm tra xem những thay đổi về giá năng lượng hàng hóa có gây ra những thay đổi đáng kể trong sự biến động của thị trường chứng khoán Ả Rập Xê Út hay không. Để đáp ứng mục tiêu của nghiên cứu, dữ liệu chuỗi thời gian hàng tháng của năm biến, là lợi nhuận thị trường chứng khoán Ả Rập Xê Út (TASI), giá năng lượng toàn cầu (GP), giá xăng dầu Ả Rập Xê Út (SPP), giá khí đốt Ả Rập Xê Út (SGP) và lãi suất Ả Rập Xê Út (SIR) từ tháng 4 năm 2007 đến tháng 12 năm 2017 được áp dụng. Các phát hiện từ mô hình ước tính cung cấp bằng chứng rằng chỉ có các tham số ARCH và GARCH là có ý nghĩa trong khi các biến ngoại sinh là không đáng kể. Kết quả cho thấy giá năng lượng ảnh hưởng đến sự biến động của thị trường chứng khoán Ả-rập Xê-út. Nghiên cứu này khuyến nghị các nhà hoạch định chính sách, nhà đầu tư và cơ quan quản lý nên chú trọng đến các biến số kinh tế vĩ mô và sự phụ thuộc giữa các thị trường khác, đặc biệt là trong đợt sốc giá năng lượng ảnh hưởng đến sự biến động của thị trường chứng khoán Ả Rập Xê Út.

Ahmed M. Y. và Sarkodie S. A. (2021) điều tra biến động trên thị trường chứng khoán có do sự biến động của các mặt hàng năng lượng (giá năng lượng toàn cầu, giá dầu, giá than và giá khí đốt tự nhiên) gây ra hay không. Điều này làm cơ sở cho tác động của giá cả trong ngắn hạn và dài hạn đối với nhà sản xuất, người tiêu dùng, nhà quản lý danh mục đầu tư và các nhà hoạch định chính sách. Để hiểu các động lực trong quá khứ, hiện tại và tương lai của hàng hóa năng lượng, cũng như sự không chắc chắn của thị trường chứng khoán, nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng tháng từ tháng 01 năm 1991 đến tháng 12 năm 2019 xem xét mối liên hệ giữa chỉ số chứng khoán S&P500 ở Mỹ với mặt hàng năng lượng nêu trên và các biến số khác bao gồm lãi suất ngắn hạn, chỉ số sản xuất công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng và chỉ số giá sản xuất. Nghiên cứu áp dụng độ trễ phân phối tự động hồi quy (ARDL) và mô phỏng động của kỹ thuật ARDL (DYNARDL) để điều tra các cú sốc dài hạn về giá dầu, giá than, giá khí tự nhiên, lãi suất ngắn hạn và chỉ số sản xuất công nghiệp. Kết quả cho thấy mối quan hệ tiêu cực trong dài hạn giữa giá dầu, giá than, giá khí thiên nhiên, lãi suất ngắn hạn và chỉ số chứng khoán, chỉ có chỉ số sản xuất công nghiệp báo cáo mối quan hệ thuận chiều với chỉ số chứng khoán thực cả trong mô hình ARDL và ARDL mô phỏng động. Trong

khi tìm thấy mối quan hệ tích cực giữa hàng hóa năng lượng và chỉ số chứng khoán trong ngắn hạn, thì cũng có mối quan hệ tiêu cực giữa lãi suất ngắn hạn, chỉ số sản xuất công nghiệp và chỉ số chứng khoán. Chỉ số giá chứng khoán S&P500 điều chỉnh 64% với giá dầu thực và tốc độ điều chỉnh 54% với dầu brent thực. Mô phỏng ARDL động cung cấp thêm thông tin chi tiết quan trọng về cách giá hàng hóa năng lượng và các cú sốc hoạt động kinh tế được truyền đến giá thị trường chứng khoán ở Hoa Kỳ.

2.2.2.3 Tác động của giá kim loại đến thị trường chứng khoán.

Lee E. K. (2014) nghiên cứu mối quan hệ giữa chỉ số giá chứng khoán với giá kim loại và các biến tài chính khác. Giá kim loại trong nghiên cứu này bao gồm giá kim loại quý (vàng và bạc) và giá kim loại màu (nhôm, đồng, kẽm, thiếc, niken, chì). Các biến tài chính khác gồm lãi suất, tỷ giá hối đoái (USD/ KRW), cho thời gian từ 2000 đến 2009. Phân tích hồi quy bội được thực hiện bằng cách sử dụng mô hình tuần tự thời gian, trong đó giá kim loại là biến giải thích, giá chứng khoán là biến được giải thích và các biến tài chính là biến kiểm soát. Kết quả nghiên cứu cho thấy giá kim loại có ảnh hưởng đến chỉ số giá chứng khoán. Lãi suất và tỷ giá hối đoái có quan hệ mật thiết với giá kim loại quý nhưng không ảnh hưởng với giá kim loại màu. Lãi suất và tỷ giá hối đoái tỷ lệ thuận với giá vàng và tỷ giá nghịch với giá bạc. Mặc dù kết quả của nghiên cứu này được tìm thấy trong trường hợp của Hàn Quốc, hàm ý có thể được mở rộng ở các quốc gia khác và chúng có thể hữu ích trong việc hoạch định chính sách của chính phủ và ra quyết định tài chính của các nhà đầu tư.

Partalidou X. và cộng sự (2016) xem xét tác động của giá kim loại, cùng giá vàng, trái phiếu, giá dầu, tỷ giá hối đoái lên Chỉ số Công nghiệp Dow Jones (DJIA) bằng cách sử dụng dữ liệu tháng 3 năm 1995 đến tháng 5 năm 2014. DJIA là giá trị trung bình có trọng số của 30 cổ phiếu quan trọng trên Sở giao dịch chứng khoán New York và Nasdaq. Tập dữ liệu được trích xuất từ Thomson Reuters, DataStream. Kết quả của mô hình GARCH đã chứng minh rằng giá kim loại ảnh hưởng tích cực đến lợi nhuận của DJIA. Việc mua vàng, trái phiếu kho bạc 10 năm và tỷ giá hối đoái Đô la Mỹ/Yên ảnh hưởng tiêu cực đến lợi nhuận của DJIA. Phát hiện cũng chỉ ra rằng sự bất đối xứng của giá dầu ảnh hưởng tiêu cực đến lợi nhuận của DJIA.

Irandoust M. (2017) lập luận hầu hết các nghiên cứu đều tập trung vào vai trò của giá dầu, giá vàng trong mối liên hệ với giá cổ phiếu. Nghiên cứu này phân tích mối liên hệ nhân quả giữa giá kim loại và chỉ số giá chứng khoán của 10 quốc gia Châu Âu (Đức, Đan Mạch, Bỉ, Phần Lan, Thụy Điển, Ý, Tây Ban Nha, Anh, Pháp và Hà Lan) từ tháng 1 năm 2011 đến tháng 9 năm 2016. Chỉ số giá kim loại (MPI) bao gồm các chỉ số giá đồng, nhôm, quặng sắt, thiếc, niken, kẽm, chì và uranium, được lấy từ IMF. Lãi suất danh nghĩa (IR) là một biến kiểm soát, của Thống kê tài chính hàng tháng của OECD. Trên cơ sở tiếp cận nhân quả Granger và mô hình ARDL cho dữ liệu bảng, bằng cách kiểm tra bảng điều khiển về sự phụ thuộc theo mặt cắt ngang và kiểm tra tính không đồng nhất giữa các quốc gia. Kết quả cho thấy chỉ số giá kim loại và chỉ số giá cổ phiếu không có quan hệ nhân quả. Hàm ý chính sách của phát hiện thực nghiệm này là thị trường chứng khoán hoạt động hiệu quả về mặt thông tin trên các quốc gia mẫu. Do đó, thông tin có trong chỉ số giá kim loại không thể được sử dụng để dự đoán giá chứng khoán.

Mensi W. và cộng sự (2017) nghiên cứu ảnh hưởng của kim loại quý (vàng, bạc, palađi và bạch kim) và các thị trường chứng khoán lớn (Hoa Kỳ, Nhật Bản, Châu Âu và Châu Á) bằng cách sử dụng chỉ số lan tỏa và mô hình DECO-FIGARCH đa biến. Dữ liệu nghiên cứu là giá đóng cửa hàng ngày cho năm thị trường chứng khoán chính (chỉ số S&P 500, chỉ số STOXX 600, chỉ số TSX, chỉ số Nikkei 225 và chỉ số DJASIA) và giá kim loại quý (vàng, bạc, paladi và bạch kim). Khoảng thời gian mẫu kéo dài từ tháng 1 năm 2000 đến tháng 5 năm 2016, bao gồm một số đợt khủng hoảng và bất ổn định rộng rãi. Dữ liệu được tổng hợp từ IMF cho chỉ số giá kim loại, Datastream cho tất cả các chỉ số chứng khoán ngoại trừ chỉ số Dow Jones Châu Á, được lấy từ Bloomberg. Kết quả cho bằng chứng về sự lan tỏa biến động giữa kim loại quý và thị trường chứng khoán. Hơn nữa, tất cả các thị trường chứng khoán (ngoại trừ Nhật Bản) đều là nguồn gốc của sự lan tỏa biến động và bốn thị trường kim loại quý đang hứng chịu nhiều tác động lan tỏa biến động trong cuộc Khủng hoảng Tài chính Toàn cầu và Khủng hoảng Nợ công Châu Âu. Cuối cùng, nghiên cứu tìm thấy bằng chứng về bảo hiểm rủi ro trên thị trường, phân bổ tài sản và hiệu quả phòng ngừa rủi ro.

Mehmet F. O. và Nadir O. (2016) nghiên cứu mối tương quan giữa thị trường hàng hóa và thị trường chứng khoán và phân tích sự tiến triển của các mối tương quan trong quá trình được gọi là tài chính hóa thị trường hàng hóa. Thông qua mô hình GARCH đa biến, từ tháng 1 năm 1990 đến tháng 12 năm 2012, chỉ số giá nông nghiệp, chỉ số giá kim loại và chỉ số S&P500 được lấy từ Dữ liệu Tài chính Toàn cầu của IMF. Đối với mối tương quan của giá nông nghiệp với thị trường chứng khoán, không giống như các tài liệu trước đó, các phát hiện không ủng hộ giả thuyết xu hướng tăng. Thay vì phát sinh từ hội nhập thị trường, sự gia tăng tương quan giữa các thị trường này chủ yếu là do khủng hoảng tài chính đi kèm với sự biến động tương đối cao ở các thị trường này. Do đó, thị trường nông sản mang lại cơ hội đa dạng hóa danh mục đầu tư tốt hơn trong thời kỳ bình lặng, mặc dù các cơ hội bị loại bỏ một phần trong các cuộc khủng hoảng tài chính. Về mối tương quan có điều kiện giữa chỉ số giá kim loại và chỉ số thị trường chứng khoán, mặc dù có xu hướng tăng nhưng mức độ tương quan bị ảnh hưởng nhiều bởi sự biến động của thị trường trong các cuộc khủng hoảng tài chính. Kết quả thực nghiệm cho thấy rằng đa dạng hóa danh mục đầu tư trên thị trường hàng hóa và thị trường chứng khoán mang lại lợi nhuận cao hơn so với việc chỉ đầu tư vào thị trường chứng khoán. Bên cạnh đó, các kết quả mô hình đưa tới hàm ý danh mục đầu tư đa dạng cung cấp những cải thiện tốt hơn trong thời kỳ bình lặng so với thời điểm biến động cao như.

- **Tác động của các biến yếu tố vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán.**

+ Tác động của chỉ số chứng khoán toàn cầu đến thị trường chứng khoán.

Chỉ số MSCI là một chỉ số vốn hóa thị trường được được duy trì bởi Morgan Stanley Capital International (MSCI), trụ sở tại New York, là công ty uy tín cung cấp các công cụ phân tích thị trường tài chính, và xây dựng các chỉ số tham chiếu cho các nhà đầu tư trên thị trường cổ phiếu, trái phiếu để đo lường hiệu quả hoạt động đầu tư. Chỉ số này tính tổng giá trị vốn hóa thị trường của tất cả các cổ phiếu, lấy giá cổ phiếu nhân với số lượng cổ phiếu đang lưu hành. Nhiều quỹ đầu tư chứng khoán sử dụng các chỉ số này làm cơ sở cho việc nắm giữ cổ phiếu của họ, điều này đã làm cho chỉ số MSCI trở nên phổ biến trên thị trường tài chính. Do xu hướng toàn cầu hóa và hội

nhập toàn cầu ngày càng tăng, chỉ số chứng khoán thế giới có những mối liên hệ cả với giá cổ phiếu của các nền kinh tế phát triển và mới nổi. Cho nên, Buckberg (1995), Rizwan và Khan (2007) và Abugri (2008), Sudhamathi R. K. và Ganeswari M. (2019) đã sử dụng chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI là một biến đại diện cho thị trường chứng khoán thế giới trong nghiên cứu của họ. Các nghiên cứu của Benjamin A. (2008), Axel J. và Stefan R. (2014), Gagan D. S. và cộng sự (2018) cũng xác định chỉ số chứng khoán toàn cầu có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán nội địa.

+ *Tác động của tỷ giá hối đoái đến thị trường chứng khoán.*

Tỷ giá hối đoái mạnh là tín hiệu thể hiện sức mạnh và khả năng tồn tại của một nền kinh tế (Robert D. và Gay J., 2016). Ngược lại, tỷ giá hối đoái yếu là sự phản ánh của nền kinh tế dễ bị tổn thương và mong manh. Theo Muhammad N. R. và cộng sự (2017), sự bất ổn về tỷ giá tạo ra những cú sốc kinh tế thực sự vì nó ảnh hưởng xấu đến mức giá, lợi nhuận của các công ty và toàn bộ hoạt động trong một nền kinh tế. Hơn nữa, sự bất ổn về tỷ giá hối đoái có thể mang lại sự không chắc chắn cho các nhà đầu tư. Do đó, tỷ giá là yếu tố quyết định quan trọng đối với thị trường chứng khoán (Khan và cộng sự, 2015).

Ngoài ra, nhiều nghiên cứu thực nghiệm khác của Christopher M. B. và cộng sự (2001), Catherine S.F. (2011), Khan M. N. và cộng sự (2015), Lida N. &Abu H. S. M. N. (2016), Baroian E. (2014), Sugeng W. và cộng sự (2017), Nurasyikin J. và cộng sự (2017), Ismail M. T. và cộng sự (2017) chứng minh tỷ giá hối đoái có tương tác với thị trường chứng khoán.

+ *Tác động của lạm phát đến thị trường chứng khoán.*

Bilson C. cộng sự (2001), Lint (2002), Engle R. và Rangel G.(2008), Humpe A. và Macmillan P. (2009) cho rằng 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. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với bằng chứng thực nghiệm tư nghiên cứu của Wongpangpo P. và Subhash C. S. (2002), Khan N. và Aziz B. (2016), Lida N. và Abu H. S. (2016), Mahmood S. và cộng sự (2017), Pradhan R. P. và cộng sự (2015), Ravindra N. P. (2016), Ismail M. T. và cộng sự (2017), Sugeng W. và cộng sự (2017), Abbas G. và cộng sự (2018).

+ *Tác động của lãi suất đến thị trường chứng khoán.*

Hiệu ứng Fisher được Irving Fisher đề xuất vào những năm 1930 được sử dụng để đo lường lãi suất thực tế và cũng được dùng để chỉ sự tương tác giữa lãi suất và thị trường chứng khoán. Những người ủng hộ hiệu ứng Fisher cho thấy mối quan hệ tiêu cực giữa lãi suất và thị trường chứng khoán, lý do đằng sau mối quan hệ nghịch đảo là lãi suất tăng khiến thu nhập kỳ vọng (dòng tiền) của công ty giảm do sự gia tăng chi phí tài chính (Peiro A., 2016). Dòng tiền của công ty bị ảnh hưởng bởi lãi suất thông qua việc thay đổi chi phí vay của họ, điều này dẫn đến tăng chi phí vay từ đó làm giảm nhu cầu của họ và mang lại áp lực giảm lợi nhuận doanh nghiệp. Do đó, ảnh hưởng tiêu cực đến giá trị và cổ phiếu của công ty. Lập luận này cũng phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm của Mohd R. M. và cộng sự (2013), Amado P. (2016), Darko L và cộng sự (2016), Farah A. M. N. và cộng sự (2017), Prowanta E. và cộng sự (2017).

Bảng 2.3 Lược khảo các nghiên cứu trước về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần và biến kiểm soát khác đến thị trường chứng khoán.

Tác giả (năm)	Phạm vi nghiên cứu	Biến nghiên cứu	Phương pháp nghiên cứu
➢ **Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần đến thị trường chứng khoán**			
Robert J. & Luc S. (2009)	TTCK Nam Mỹ (Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Peru và Venezuela); 1/1995- 1/2007	Giá cả hàng hóa toàn cầu, tỷ giá hối đoái, lãi suất, chỉ số giá tiêu dùng trong nước,	- SVAR

Takuji K. và cộng sự (2011)	TTCK toàn cầu (MSCI AC World Index); 1/2000 -1/2011.	Giá hàng hóa toàn cầu, sản xuất công nghiệp thế giới và lãi suất toàn cầu.	- VAR
Creti A. và cộng sự (2013)	TTCK Mỹ (S&P500); 01/2001-11/2011.	Giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại (kim loại quý, kim loại màu)	- GARCH
Wang Y.M. và cộng sự (2013)	TTCK 12 quốc gia và khu vực Châu Âu; 1/2005-2/2012	Giá cả hàng hóa toàn cầu, giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại.	-ARCH
Acquah B. (2016)	TTCK Ghana; 1/1995 – 12/2010	Giá cả hàng hóa toàn cầu, tăng trưởng kinh tế, lạm phát, lãi suất.	- VAR
Kang W. và cộng sự(2018)	TTCK 15 quốc gia (Úc, Anh, Mỹ Brazil, Canada, Trung Quốc, Pháp, Ấn Độ, Ý, Nhật Bản, Nga, Hàn Quốc, Mexico và Nam Phi); 1/1998 - 12/2014	Giá cả hàng hóa toàn cầu, sản lượng trong nước và giá tiêu dùng trong nước.	-SVAR
Basher và cộng sự(2019)	TTCK các nước CARB (Canada, Úc, Nga và Brazil); 1/1997 -6/2018	Giá cả hàng hóa toàn cầu, lãi suất	-SVAR, POLS, GMM
Lukman O.và Dauda (2019)	TTCK Nigeria và Nam Phi; 1/2002 - 12/2017	Giá cả hàng hóa toàn cầu, tăng trưởng kinh tế.	-ARDL
Long S. và cộng sự (2021)	TTCK Trung Quốc; 07/2005 – 12/2020	Giá cả hàng hóa toàn cầu, tỷ giá hối đoái, dự trữ ngoại hối, cung tiền.	- ARDL - NARDL
+ Tác động của giá nông nghiệp đến thị trường chứng khoán			
Girardi, D. (2015)	TTCK Mỹ (S&P500); 09/2008 – 07/2013	Giá nông nghiệp, lãi suất, lạm phát, tỷ giá hối đoái.	-OLS
Baldi L. và cộng sự(2016)	TTCK Mỹ (S&P500); 01/1970 – 12/2015	Giá nông nghiệp.	-GARCH
Mehmet F. và Nadir (2016)	TTCK Mỹ (S&P500); 01/1990 – 12/2012	Giá nông nghiệp, giá kim loại	- GARCH
Hernandez J. A. và cộng sự (2020)	TTCK toàn cầu, Châu Âu, Châu Mỹ, Châu Á; 03/2009 – 02/2019	Giá nông nghiệp (lúa mì, ngô, đậu nành, cà phê, mía đường, củ cải đường, ca cao, bông, gỗ xẻ)	- VAR
+ Tác động của giá năng lượng đến thị trường chứng khoán			
Ulrich O. (2009)	TTCK Châu Âu; 01/2022 – 15/08/2007.	Giá năng lượng, lãi suất, tỷ giá hối đoái.	- OLS -GARCH

Ergun U. và Ibrahim (2013)	TTCK Thổ Nhĩ Kỳ; 01/2005 – 12/2011.	Giá năng lượng, giá dầu thô và giá khí đốt tự nhiên.	- IRF, VAR
Cong R.G. và Shen S. (2013)	TTCK Thượng Hải; 01/2013 – 12/2010.	Giá năng lượng, lãi suất.	- ADF, VAR
Mohammad Z. H. (2017)	TTCK Úc; 01/2003 – 12/2015.	Giá năng lượng, dầu thô, khí đốt, than đá.	- GARCH
Felix C. A. và cộng sự(2019)	TTCK Nigeria; 01/1985 – 12/2017.	Giá năng lượng.	- VAR
Manal A. và Tamat S (2020)	TTCK Ả Rập Xê Út 04/2007 – 12/2017.	Giá năng lượng toàn cầu, giá dầu, giá khí đốt, lãi suất.	- ARCH -GARCH
Ahmed M. Y. và Sarkodie S. A. (2021)	TTCK Mỹ (S&P500); 01/1991 – 12/2019.	Giá năng lượng, lãi suất ngắn hạn, chỉ số sản xuất công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng và chỉ số giá sản xuất.	- ARDL
+ Tác động của giá kim loại đến thị trường chứng khoán			
Lee E. K. (2014)	TTCK Anh; 01/2000 – 12/2009.	Giá kim loại, lãi suất, tỷ giá hối đoái.	- OLS
Partalidou X. và cộng sự (2016)	TTCK Mỹ (Chỉ số Công nghiệp Dow Jones); 3/1995 – 5/2014.	Giá kim loại, giá vàng, trái phiếu, giá dầu, tỷ giá hối đoái.	- GARCH
Irandoust, M. (2017)	TTCK Châu Âu (Đức, Đan Mạch, Bỉ, Phần Lan, Thụy Điển, Ý, Tây Ban Nha, Anh, Pháp và Hà Lan); 01/2011 – 09/2016.	Giá kim loại, lãi suất.	- ARDL for panel data.
Mensi W. và cộng sự (2017)	TTCK Hoa Kỳ, Nhật Bản, Châu Âu và Châu Á; 01/2000 - 05/2016.	Giá kim loại quý, vàng, bạc, paladi và bạch kim.	-VAR
➢Tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán			
+ Nhóm các nước phát triển và mới nổi trên thế giới			
Christopher M. B. và cộng sự (2001)	TTCK 20 nước (trong đó có Indonesia, Malaysia,Philipines, Thái Lan); 1/1985-12/1997.	MSCI World Index, khối tiền (M1), tỷ lệ lạm phát (CPI), chỉ số sản xuất công nghiệp, tỉ giá hối đoái, lãi suất.	- ADF. - Granger

Chuang Y.L. và cộng sự (2007)	TTCK Đài Loan, Hồng Kông, Singapore và Hàn Quốc; Q1/1993-Q4/2005	Cung tiền và thâm hụt ngân sách.	- ADF. -VAR - VECM.
Abugri, B. A. (2008)	TTCK Argentina, Brazil, Chilê, và Mexico; 1/1986 -8/2001.	Chỉ số thế giới MSCI, trái phiếu kho bạc 3 tháng của Hoa Kỳ, tỷ giá hối đoái, cung tiền (M1), chỉ số sản xuất công nghiệp, lãi suất cho vay.	- ADF - VAR
Ekaterini T. (2009).	TTCK 22 thị trường đã phát triển (MMs) và 19 thị trường mới nổi (EMs); 1/1991-12/2006	Chỉ số sản xuất công nghiệp và chỉ số giá tiêu dùng.	- VAR. - Granger.
Charles A. Y. (2010)	TTCK 42 quốc gia đang phát triển; 1990-2004	Tăng trưởng kinh tế, lạm phát, chất lượng thể chế, sự phát triển của ngân hàng, tiết kiệm và đầu tư.	- GMM
Geetha và cộng sự (2011)	TTCK Malaysia, Mỹ và Trung Quốc; 1/1996-12/2008	Tỷ lệ lạm phát kỳ vọng, tỷ giá hối đoái, lãi suất và GDP.	- VECM
Hosseini S. và cộng sự (2011)	TTCK Trung Quốc và Ấn Độ; 1/1999-1/2009	Giá dầu thô, cung tiền (M2), sản xuất công nghiệp và tỷ lệ lạm phát.	-ADF -VECM
Al-Mamun M. (2013)	TTCK Bangladesh, Trung Quốc, Ai Cập, Ấn Độ, Indonesia, Mông Cổ, Philippines, Sri Lanka. 1980 - 2011	Tổng tiết kiệm trong nước, tổng sản phẩm quốc nội, tổng giá trị giao dịch trên thị trường chứng khoán, tỷ lệ vòng quay thị trường chứng khoán, lãi suất thực, đầu tư trực tiếp nước ngoài.	- MG - PMG
Baroian E. (2014)	TTCK Cộng hòa Séc, Croatia, Romania, Ba Lan và Hungary; 1/2000-12/2013	Sản xuất công nghiệp, chỉ số hài hòa của giá tiêu dùng (HICP) đại diện lạm phát, thất nghiệp và tỷ giá hối đoái.	- GARCH -FEM,REM - GMM
Rimantas R. và Roma V. (2014)	TTCK các nước Baltic (Lithuania, Estonia và Latvia); 2000-2011	Dự trữ ngoại hối, cung tiền, lãi suất liên ngân hàng, chỉ số giá tiêu dùng, chỉ số sản xuất công nghiệp, tỷ lệ thất nghiệp, giá dầu, giá vàng, tỷ giá USD/EUR.	- OLS. - VAR -VECM
Narayan P. K., và cộng sự (2014)	TTCK 18 nước thị trường mới nổi; 1/1988 - 6/2011	Cân bằng ngân sách trên GDP, tài khoản vãng lai theo tỷ lệ xuất khẩu hàng hoá và dịch vụ, tài khoản vãng lai trên GDP, ổn định tỷ giá, nợ nước ngoài, tăng trưởng GDP, tỷ lệ lạm phát, thanh khoản	- GARCH

		quốc tế ròng và GDP bình quân đầu người.	
Pradhan R. và cộng sự (2015).	TTCK 34 quốc gia OECD; 1960 -2012	Tăng trưởng kinh tế và lạm phát.	- Granger. - ADF.
Khan M. N. và cộng sự (2015)	TTCK các nước Nam Á (gồm Bangladesh, Ấn Độ, Pakistan và Sri Lanka); 1/1998 - 12/2012	Tỷ lệ lạm phát, sản lượng công nghiệp, lãi suất tín phiếu kho bạc ba tháng, cung tiền, tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại. Các biến số khu vực gồm tăng trưởng GDP khu vực, tỷ lệ lạm phát khu vực, MS khu vực, cán cân thương mại trên GDP khu vực. Năm biến số toàn cầu gồm lạm phát thế giới, tăng trưởng GDP thế giới, chỉ số TTCK thế giới, rủi ro toàn cầu và giá dầu thế giới.	- OLS - VAR
Amado P. (2016)	TTCK Pháp, Đức và Anh; 1969-2013	Sản xuất công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng và lãi suất dài hạn.	- GLS
Ravindra N. P. (2016)	TTCK 20 quốc gia phát triển và mới nổi; 1990-2015	Lạm phát, tăng trưởng kinh tế, nợ công.	- ADF - GMM
Darko L. và cộng sự (2016)	TTCK 14 quốc gia khu vực Trung và Đông Âu; 2002-2012	Tăng trưởng kinh tế, lãi suất, lạm phát, đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở nền kinh tế.	- FEM - REM -GMM
Khan N. & Aziz B. (2016)	TTCK Brazil, Ấn Độ và Trung Quốc, Anh, Hoa Kỳ và Đức; 2004-2014	Tiết kiệm, lạm phát, tổng sản xuất trong nước (GDP) và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI).	- OLS - ADF - Granger
Robert D. và Gay J. (2016).	TTCK các nước BRICS (Brazil, Nga, Ấn Độ, và Trung Quốc); 3/1999- 6/2006	Tỷ giá hối đoái, giá dầu	-ADF -ARIMA
Mahmood S. và cộng sự (2017)	TTCK Mỹ, Canada, Úc, Anh, Đức, Hà Lan và Pháp; 1980-2015	Lãi suất, tăng trưởng kinh tế, lạm phát và tỷ giá hối đoái.	-MG -PMG

Muhammad N. R. và cộng sự (2017)	TTCK các nước BRICS (Brazil, Nga, Ấn Độ, Trung Quốc, Nam Phi); 1/2011-12/2015	Tỷ giá hối đoái, cung tiền, lạm phát.	- GLS
Megaravalli A. (2018)	TTCK Ấn Độ, Trung Quốc và Nhật Bản; 1/2008 - 11/2016	Tỷ giá hối đoái, lạm phát.	- PMG
Abbas G., McMillan D. & Wang S. (2018)	TTCK các nước G7 (Mỹ, Đức, Canada, Anh, Pháp, Nhật, Ý); 7/1985 - 6/2015	Chỉ số sản xuất công nghiệp (IPI), chỉ số giá tiêu dùng (CPI), cung tiền (M2), tỷ giá hối đoái đối với đồng đô la Mỹ (TBR) và giá dầu thô bằng nội tệ(OIL).	- GARCH - PVAR
Rashid N. N. và cộng sự (2019)	TTCK các nước BRIC gồm Brazil, Nga, Ấn Độ và Trung Quốc; 5/2007- 4/2017	Tỷ giá hối đoái, lãi suất, giá dầu, lạm phát.	- OLS - FEM - REM
+ Nhóm các nước Đông Nam Á			
Wongpangpo P. & Subhash C. S. (2002)	TTCK Indonesia, Philipin, Singapore, Malaysia và Thái Lan; 1/1985-12/1996	Chỉ số sản xuất công nghiệp, giá cả hàng hóa tiêu dùng (CPI), đại diện cho cung tiền (M1), lãi suất, tỷ giá hối đoái.	- VECM
Catherine S.F. (2011)	TTCK Malaysia, Indonesia, Philipin, Singapore và Thái Lan; 1987-2007	Tăng trưởng kinh tế (GDP), lãi suất cho vay cơ sở và tỷ giá hối đoái, chỉ số công nghiệp Dow Jones.	- POLS - FEM.
Alam (2013)	TTCK Malaysia, Indonesia, Singapore và Thái Lan; 7/2003-11/2011	Chỉ số sản xuất công nghiệp, tỷ giá hối đoái, lãi suất, thay đổi cung tiền, chỉ số giá tiêu dùng và giá dầu thô.	- OLS - FEM - REM
Mohd R. M. và cộng sự (2013)	TTCK Malaysia, Indonesia, Philipin, Singapore, và Thái Lan; Q1/2004 -Q4/2009	Lãi suất cho vay, tổng sản phẩm quốc nội (GDP), cung tiền (M2), tỷ lệ lạm phát.	- GLS - FEM - REM
Lida N. và cộng sự (2016)	TTCK Malaysia và Indonesia; 1/1998 - 12/2003	Chỉ số sản xuất công nghiệp, giá cả hàng hóa tiêu dùng, độ mở nền kinh tế.	- GARCH - VAR
Farah A. M.N. và cộng sự (2017)	TTCK Malaysia, Singapore, Indonesia, Philippines và Thái Lan; 1994-2014	Tổng sản phẩm quốc nội, lãi suất, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái và tỷ lệ thất nghiệp.	- OLS - FEM - REM
Ismail M. T. và cộng sự (2017)	TTCK Indonesia, Malaysia, Philippines; 6/2015-11/2014	Chỉ số giá tiêu dùng, dầu thô, tỷ giá hối đoái, giá vàng, chỉ số sản xuất công nghiệp, dự trữ quốc tế, cung tiền (M1 và M2) và giá Bạc.	- ADF -VAR - VECM

Nurasyikin J. và cộng sự (2017)	TTCK Singapore, Malaysia, Indonesia; 1/2005 -12/2015	Lạm phát, cung tiền (MS) và tỷ giá hối đoái (ER).	- POLS
Prowanta E. và cộng sự (2017)	TTCK Indonesia, Malaysia, Singapore, Philippin và Thái Lan; 1/2006 -12/2015	Tổng sản phẩm quốc nội, lạm phát, Tỷ giá hối đoái, Lãi suất, Dự trữ ngoại hối, Tài khoản vãng lai và Xuất nhập khẩu.	- POLS - FEM - REM
Sugeng W. và cộng sự (2017)	TTCK Indonesia, Malaysia, Singapore, Philippin và Thái Lan; 1/2001 -12/2015.	Lãi suất, tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái, tổng sản phẩm quốc nội, giá dầu thô, giá nguyên liệu thô và tiền lương.	- ADF -TARCH -GARCH
Soegiarto E. K. và cộng sự (2019).	TTCK Malaysia, Indonesia, Philippines, Thái Lan; 1/2009 - 12/2017	Tỷ giá hối đoái, lạm phát, lãi suất, tài khoản vãng lai và tăng trưởng kinh tế (GDP).	- ADF -ARDL

(*Nguồn: Tổng hợp từ tài liệu*)

2.3 Khoảng trống nghiên cứu

Từ tổng quan nghiên cứu và khung lý thuyết về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các yếu tố kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán, luận án nhận diện:

Thứ nhất, đã có những nghiên cứu về mối liên hệ giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán, nhưng phần lớn xem xét cho các nước hay nhóm nước phát triển. Tại các nước thị trường mới nổi, nơi thị trường chứng khoán ngày càng thu hút dòng vốn nước ngoài, thì việc nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến chỉ số giá chứng khoán trong đó có giá cả hàng hóa toàn cầu chưa nhiều. Riêng khu vực Đông Nam Á, những bằng chứng thực nghiệm điều tra ảnh hưởng của giá cả hàng hóa đến thị trường chứng khoán được thực hiện đến nay đa phần chỉ đề cập đến giá cả hàng hóa nội địa hay giá một loại hàng hóa như giá vàng (Ismail M. T., 2017), giá dầu thô (Alam, 2013; Sugeng W. và cộng sự, 2017). Do đó, vẫn còn khoảng trống cho việc xem xét tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

Thứ hai, nhiều tài liệu trước đây đề cập mối tương quan riêng giữa các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu như giá nông nghiệp, giá năng lượng hay giá kim loại đến thị trường chứng khoán, nhưng rất ít nghiên cứu tổng hợp các đặc tính của hàng hóa khác nhau, ngoại trừ Creti A. và cộng sự (2013), Wang Y.M. và

cộng sự (2013) xem xét vấn đề này cho TTCK phát triển. Nghiên cứu này tổng hợp ảnh hưởng của các hàng hóa nông nghiệp, năng lượng và kim loại đến thị trường chứng khoán, đồng thời phân tích thêm liệu các đặc điểm của các loại hàng hóa khác nhau có tác dụng bảo hiểm rủi ro hoặc trở thành nơi trú ẩn an toàn cho các chiến lược danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

Thứ ba, các nghiên cứu trước về tương quan giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán đa phần xây dựng biến kiểm soát là các yếu tố kinh tế vĩ mô trong nước như tỷ giá hối đoái (Robert J. và Luc S., 2009; Long S. và cộng sự, 2021), lạm phát (Robert J. và Luc S., 2009, Acquah B., 2016; Kang W. và cộng sự, 2018), lãi suất (Robert J. và Luc S., 2009; Takuji K. và cộng sự, 2011; Acquah B., 2016; Basher và cộng sự, 2019) mà chưa đề cập đến các yếu tố vĩ mô bên ngoài như chỉ số chứng khoán toàn cầu.

Thứ tư, các nghiên cứu trước đây về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán đa số sử dụng ước lượng cho dữ liệu chuỗi thời gian với mô hình VAR, GARCH, ARDL cho các nước riêng lẻ. Một số ít nghiên cứu áp dụng phương pháp dành cho dữ liệu bảng như POLS, GMM (Basher và cộng sự, 2019) thì dành cho nhóm nước phát triển. Nghiên cứu này tiến hành lần lượt các phương pháp OLS, FEM, REM, GLS và để xử lý các khuyết tật của những mô hình này, tác giả sử dụng mô hình DGMM. Đồng thời, nghiên cứu cũng sử dụng mô hình PMG, MG để xem xét tác động trong dài hạn và ngắn hạn của giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các biến vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán sáu nước Đông Nam Á theo tháng giai đoạn 2007 - 2020.

Kết luận chương 2

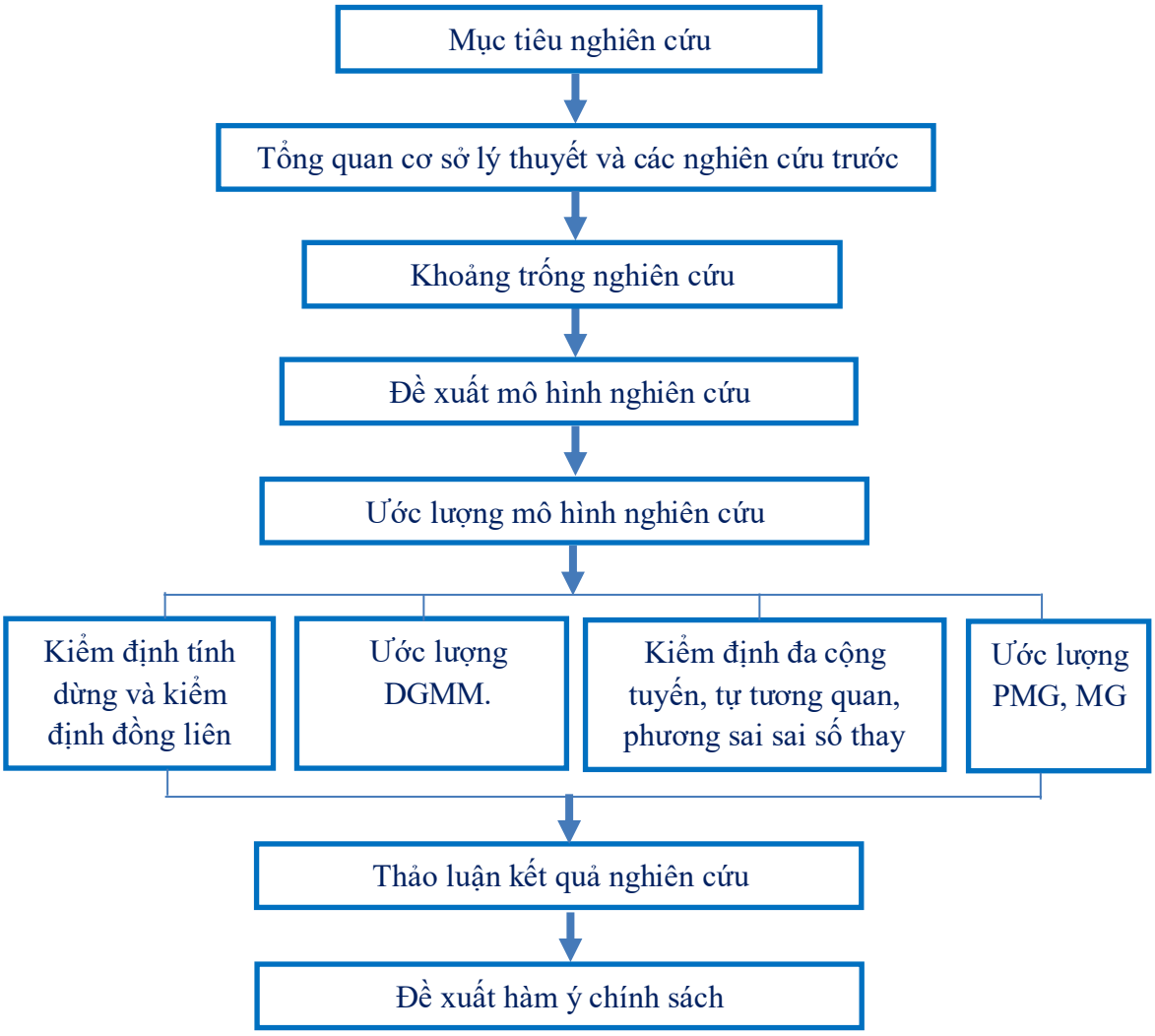
Chương này giải thích cách các nhà nghiên cứu đã cố gắng để điều tra tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế vĩ mô đối với các thị trường chứng khoán của một nước, một nhóm các nước và các nước Đông Nam Á thông qua sử dụng một số yếu tố được đề xuất trong lý thuyết. Khung lý thuyết trong chương này đề cập đến lý thuyết về giá cả hàng hóa (lý thuyết giá cả hàng hóa hiệu quả, lý thuyết giá cả hàng hóa tăng vọt, lý thuyết lưu trữ), lý thuyết thị trường chứng khoán (giả thuyết thị trường hiệu quả, lý thuyết bước đi ngẫu nhiên của giá chứng khoán, lý thuyết tài chính hành vi), lý thuyết tác động của giá cả hàng hóa đến thị trường chứng khoán (hiệu ứng tràn giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và giá cả hàng hóa nội địa, lý thuyết quan hệ tuyến tính hay đối xứng).

Chương này cũng tổng hợp bằng chứng thực nghiệm của các nhà nghiên cứu trước đây giúp xem xét tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán các nước trên thế giới. Từ tổng quan các nghiên cứu đã đề cập ở trên, tác giả nhận định về khoảng trống nghiên cứu để từ đó đưa ra hướng nghiên cứu phù hợp. Như vậy, các nghiên cứu trên thế giới cho nhóm nước đã đề cập nhiều đến những yếu tố kinh tế toàn cầu trong đó có giả cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán, các nghiên cứu Đông Nam Á cũng có đề cập đến yếu tố vĩ mô thế giới như giá dầu, giá vàng, chỉ số công nghiệp DowJohn tuy nhiên vẫn chưa phát hiện nghiên cứu đề cập đến phản ứng của thị trường chứng khoán Đông Nam Á với yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại. Chính vì vậy, chương tiếp theo đề cập cụ thể hơn về quy trình, mô hình, dữ liệu và phương pháp nghiên cứu cho vấn đề tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

CHƯƠNG 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU.

3.1 Quy trình nghiên cứu

Hình 3.1 Quy trình thực hiện nghiên cứu



Nghiên cứu này áp dụng quy trình của Baroian E. (2014), Muhammad N. R. và cộng sự (2017), Irandoust M. (2017), Mahmood S, và cộng sự (2017), Basher và cộng sự (2019) để đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán quốc gia Đông Nam Á.

- Bước 1: Phân tích bối cảnh nghiên cứu, lựa chọn vấn đề nghiên cứu, xây dựng mục tiêu nghiên cứu, câu hỏi và xác định phạm vi nghiên cứu.
- Bước 2: Trên cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu trước nhằm phát hiện những khoảng trống nghiên cứu, lựa chọn mô hình và các biến nghiên cứu.

- Bước 3: Tiến hành thu thập dữ liệu từ các nguồn đáng tin cậy rồi thực hiện các bước nghiên cứu định tính, phân tích ở dạng thống kê mô tả. Đồng thời, áp dụng các kiểm định, các ước lượng cần thiết từ đó trình bày các tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.
- Bước 4: Từ kết quả thực nghiệm, đưa ra kết luận tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.
- Bước 5: Gợi mở một số hàm ý chính sách chung cho khu vực cũng như từng quốc gia trong nhóm và các lưu ý khi vận dụng kết quả của nghiên cứu vào thực tiễn cho nền kinh tế của các nước Đông Nam Á.

3.2 Giả thuyết và mô hình nghiên cứu

3.2.1 Giả thuyết nghiên cứu

3.2.1.1 Giá cả hàng hóa toàn cầu (Global Price Index - GPI)

Sự thay đổi của giá cả hàng hóa toàn cầu được xem là yếu tố quan trọng của môi trường kinh tế vĩ mô bên ngoài mà các thị trường mới nổi phải thường xuyên đối mặt. Giá cả hàng hóa toàn cầu biến động sẽ ảnh hưởng tới các ngành sản xuất, hoạt động xuất nhập khẩu hàng hóa của quốc gia, cả môi trường kinh tế vĩ mô nói chung cũng như thị trường chứng khoán nói riêng. Lấy ví dụ cú sốc giá dầu năm 2014 tác động mạnh đến những nước xuất khẩu dầu mỏ trong đó có Nga làm đồng Rupi mất giá 40% và chỉ số chứng khoán lao dốc. Ngược lại đối với những nền kinh tế phụ thuộc vào nhập khẩu dầu mỏ qua chế biến như các nước Đông Nam Á thì cú sốc giá dầu lại có những tác động tích cực đến nền kinh tế và thị trường chứng khoán.

Dựa trên hiệu ứng tràn của giá cả hàng hóa toàn cầu đến giá hàng hóa nội địa, lý thuyết quan hệ tuyến tính hay đối xứng, những nghiên cứu đã được thực hiện cho thấy tác động của chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán có thể cùng chiều (Takuji K. và cộng sự, 2011; Creti và cộng sự, 2013; Lukman O., 2019) hay ngược chiều (Robert J. & Luc S., 2009; Basher S. A. và cộng sự, 2019).

Như vậy, đã có những minh chứng về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đối với thị trường chứng khoán các nước phát triển và mới nổi, nhưng chiều hướng và mức độ ảnh hưởng này liệu có xảy ra khi xem xét cho trường hợp các nước Đông

Nam Á, nghiên cứu này được thực hiện để giải đáp nghi vấn trên. Trong đó, các nước Đông Nam Á vừa là thị trường xuất khẩu, vừa là thị trường nhập khẩu trên thế giới nên sự biến động của giá của hàng hóa toàn cầu ít nhiều sẽ tác động đến giá cả hàng hóa trong nước, đến công ty trong lĩnh vực xuất nhập khẩu và thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, trong bối cảnh nhập siêu của nhiều nước Đông Nam Á thì khả năng là giá cả hàng hóa toàn cầu sẽ biến động ngược chiều với chỉ số thị trường chứng khoán.

H_{01}: Giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động ngược chiều với chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

3.2.1.2 Giá nông nghiệp (Agriculture Price Index-API)

Cùng với sự hội nhập ngày càng tăng của các nền kinh tế và sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường hàng hóa, giá hàng hóa nông nghiệp đã có những biến động bất thường, trở nên nhạy cảm hơn với những đổi mới trên thị trường tài chính và có xu hướng ảnh hưởng nhiều hơn đến giá chứng khoán. Phân tích sự biến động lan tỏa của giá nông nghiệp đến thị trường chứng khoán có thể cung cấp thông tin hữu ích về các chiến lược đầu tư thay thế có thể có giữa cổ phiếu và hàng hóa, do đó tác động tích cực đến việc phân bổ tài sản (Choi và Hammoudeh 2010). Các nghiên cứu của Mensi và cộng sự (2013), Baldi L. và cộng sự (2016), Boako và Alagidede (2016) Mehmet F. và Nadir (2016), Hernandez J. A. và cộng sự (2020) thông qua việc mô hình hóa sự ảnh hưởng của giá hàng hóa nông nghiệp đến thị trường chứng khoán thì cho kết quả là cùng chiều. Nông nghiệp Đông Nam Á đóng góp đáng kể vào giá trị sản xuất nông nghiệp châu Á và trên thế giới. Theo thống kê của Tổ chức Lương thực và Nông nghiệp Liên hiệp quốc (FAO), tổng giá trị sản xuất nông nghiệp năm chỉ số tổng sản xuất nông nghiệp (PIN) năm 2019 khu vực đạt trên 307 tỷ USD, chiếm 8,76% của thế giới và 13,75% so với khu vực Châu Á. Nhiều nước Đông Nam Á được xếp ở thứ hạng cao về xuất khẩu nông sản hàng đầu thế giới. Từ đây nghiên cứu đưa ra giả thuyết về tác động cùng chiều của giá nông nghiệp đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

H_{02}: Giá nông nghiệp có tác động cùng chiều với chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

3.2.1.3 Giá năng lượng (Energy Price Index-API)

Các mặt hàng năng lượng bao gồm dầu mỏ, khí đốt tự nhiên, than và propan. Có một thực tế không thể phủ nhận rằng dầu và khí tự nhiên là nguyên liệu thô quan trọng, đóng góp vào hoạt động kinh tế ở các khu vực khác nhau trên thế giới (Hamilton, 1983; UNCTAD, 2011; Dwyer và cộng sự, 2012). Các sản phẩm năng lượng như dầu mỏ, xăng (hoặc xăng), dầu diesel, parafin, dầu động cơ và mỡ, thúc đẩy các hoạt động kinh tế trong hầu hết các hệ thống kinh tế hiện đại trên toàn thế giới. UNCTAD (2011), UNCTAD (2012) đánh giá hàng hóa năng lượng có ảnh hưởng tới các doanh nghiệp trong nền kinh tế và cả thị trường chứng khoán bởi đây là nguồn nhiên liệu cần thiết đối với nhiều lĩnh vực.

Vẫn chưa có sự nhất trí về tác động của giá năng lượng đến thị trường chứng khoán. Kling (1985) nhận thấy sự gia tăng giá năng lượng có liên quan đến sự sụt giảm của thị trường chứng khoán, trong khi Chen và cộng sự (1986) cho rằng những thay đổi trong giá dầu không có ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán thực tế. Miller và Ratti (2009) đã phân tích mối quan hệ dài hạn giữa giá dầu thô và thị trường chứng khoán quốc tế bằng cách sử dụng dữ liệu từ năm 1971-2008 và họ phát hiện ra rằng có một mối quan hệ dài hạn tiêu cực, cùng chung quan điểm này còn có nghiên cứu của Ulrich O. (2009) Cong R.G. và Shen S. (2013) Ahmed M. Y. và Sarkodie S. A. (2021). Trên thực tế, đa phần các nước Đông Nam Á lại là những nhà nhập khẩu dầu và các mặt hàng năng lượng, nên hoạt động kinh doanh và giá chứng khoán ở các ngành cần nhiều nhiên liệu như sản xuất công nghiệp, sản xuất hàng tiêu dùng, giao thông vận tải có thể sẽ chịu tác động tiêu cực từ giá năng lượng tăng.

H_{03}: Giá năng lượng có tác động ngược chiều với chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

3.2.1.4 Giá kim loại (Metal Price Index-MPI)

Một tỷ lệ lớn thương mại toàn cầu liên quan đến kim loại thông qua các luồng hàng hóa giữa các quốc gia và các khu vực kinh tế khác nhau. IMF (2019) xác định hàng hóa kim loại gồm kim loại công nghiệp và kim loại quý. Đồng, chì, kẽm, thiếc, nhôm, niken và coban là một số kim loại công nghiệp phổ biến có nhu cầu cao ở các

khu vực khác nhau trên thế giới, đặc biệt là ở các nền kinh tế đang phát triển nhanh ở Đông Á như Trung Quốc, Nhật Bản và Hàn Quốc (Anderson và Gilbert, 1988).

Có những nghiên cứu về mối quan hệ của thị trường vàng bạc đã đưa ra những kết luận khác nhau. Jaffe (1989) đã phát hiện ra rằng mối tương quan giữa kim loại và thị trường chứng khoán là tích cực, nhưng nhỏ. McCown và Zimmerman (2006), Irandoust, M. (2017) thì cho rằng giá kim loại không liên quan đến thị trường chứng khoán. Còn Lee E. K. (2014), Partalidou X. và cộng sự (2016), Mensi W. và cộng sự (2017) đã phát hiện ra rằng vàng có tương quan nghịch với thị trường chứng khoán. Các nghiên cứu này đã chỉ ra rằng hàng hóa kim loại trong đó có kim loại quý là một giải pháp thay thế tốt cho cổ phiếu trong các thị trường chứng khoán giảm giá, vì kim loại quý không tương quan với danh mục cổ phiếu trong thời điểm thị trường căng thẳng. Bên cạnh đó, kim loại cơ bản lại là nguyên liệu cần cho lĩnh vực xây dựng, luyện kim, công nghiệp nên sự gia tăng giá cả hàng hóa này cũng làm tăng chi phí đầu vào của các ngành trên và ảnh hưởng đến giá chứng khoán.

H_{04}: Giá kim loại có tác động ngược chiều với chỉ số giá thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

Ngoài ra, nghiên cứu này cũng sử dụng các biến kiểm soát có tác động đến thị trường chứng khoán như là chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái, lạm phát, lãi suất.

- Chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI (Morgan Stanley Capital Investment): đo lường hiệu quả hoạt động của thị trường chứng khoán ở cả thị trường phát triển và mới nổi. Đến cuối năm 2019, chỉ số này bao gồm hơn 3.000 cổ phiếu vốn hóa lớn và trung bình trên 11 lĩnh vực khác nhau trên toàn cầu. Các cổ phiếu này đại diện cho 23 thị trường phát triển[1] và 27 thị trường mới nổi[2], trong tổng số 50 thị trường trên toàn cầu, chiếm khoảng 85% cơ hội cổ phần toàn cầu. Kết quả nghiên cứu chỉ số

[1] Các nước phát triển bao gồm: Úc, Áo, Bỉ, Canada, Đan Mạch, Phần Lan, Pháp, Đức, Hồng Kông, Ireland, Israel, Ý, Nhật Bản, Hà Lan, New Zealand, Na Uy, Bồ Đào Nha, Singapore, Tây Ban Nha, Thụy Điển, Thụy Sĩ, Anh và Mỹ.

[2] Các nước thị trường mới nổi bao gồm: Argentina, Brazil, Chile, Trung Quốc, Colombia, Cộng hòa Séc, Ai Cập, Hy Lạp, Hungary, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Kuwait, Malaysia, Mexico, Pakistan, Peru, Philippines, Ba Lan, Qatar, Nga, Ả Rập Saudi, Nam Phi, Đài Loan, Thái Lan, Thổ Nhĩ Kỳ và Các Tiểu vương quốc Ả Rập Thống nhất.

chứng khoán toàn cầu được đại diện bởi chỉ số chứng khoán thế giới của MSCI trong các nghiên cứu của Cheung và Mak (1992), Bilson và cộng sự (2001); Benjamin A. (2008), Nabila Nisha (2015), Gagan D. S. và cộng sự (2018) đều cho tác động dương đến thị trường chứng khoán trong nước.

- ***Tỷ giá hối đoái (Exchange Rate - ER):*** Gan và cộng sự (2006), Narayan P.K. (2010), Farah A. M.N. và cộng sự (2017), Nurasyikin J. và cộng sự (2017) cho rằng mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và chỉ số giá chứng khoán là đồng biến. Nhưng theo Christopher M. B. và cộng sự (2001), Liang C. C và cộng sự (2013), Prowanta E. và cộng sự (2017), Abbas G. và cộng sự (2018) thì việc tăng tỷ giá hối đoái lại có tác động tiêu cực lên thị trường chứng khoán. Lida N. &Abu H. S. M. N. (2016), Ismail M. T. và cộng sự (2017) cũng ghi nhận kết quả này cho trường hợp các nước Đông Nam Á. Chỉ từ những năm cuối của giai đoạn 2007-2020, thặng dư thương mại mới xuất hiện nhiều hơn ở một số nước Đông Nam Á, phần lớn thời gian còn lại các nước nhập siêu là chủ yếu, doanh nghiệp ưa chuộng loại hình vay bằng USD, người dân có tâm lý nắm giữ USD như là hình thức trú ẩn tránh rủi ro, ... Những điều này đã dẫn đến khi đồng nội tệ mất giá, khiến cho chi phí đầu vào tăng cao với các doanh nghiệp có hoạt động nhập nguyên liệu từ nước ngoài, đẩy các doanh nghiệp đi vay ngoại tệ rơi vào khó khăn, thua lỗ, kéo giảm lợi nhuận, doanh nghiệp hoạt động kém hiệu quả hơn, giảm sức hấp dẫn, cộng hưởng làm cho giá cổ phiếu sụt giảm. Đồng nội tệ mất giá cũng làm tâm lý nhà đầu tư bất an, có thể xem đó cũng là một tín hiệu cho sự bất ổn kinh tế vĩ mô và làm chỉ số TTCK sụt giảm.

- ***Lạm phát***: là một trong các tiêu chí đo lường ổn định kinh tế vĩ mô của một quốc gia đồng thời cũng có tác động đáng kể đến TTCK. Về lý thuyết, lạm phát có thể tác động trực tiếp và gián tiếp đến TTCK. Tác động trực tiếp của lạm phát là ảnh hưởng đến tâm lý nhà đầu tư và giá trị của các khoản đầu tư trên TTCK. Nếu lạm phát cao, đồng tiền bị mất giá nhanh, nhà đầu tư sẽ chuyển hướng sang tích trữ các tài sản thực, làm cho giá chứng khoán và giá trị giao dịch giảm. Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) được xem là biến số đại diện cho lạm phát trong nền kinh tế. Mohd R. M. và cộng sự (2013), Pradhan R. P. và cộng sự (2015), Lida N.&Abu H. S. M. N. (2016),

Ravindra N. P. (2016), Mahmood S. và cộng sự (2017), Ismail M. T. và cộng sự (2017), Rashid N. N. và cộng sự (2019) xem xét cho nhóm các quốc gia khác nhau và đưa ra kết luận lạm phát cao gây ra bất lợi cho thị trường chứng khoán. Ngoài ra, Farah A. M.N. và cộng sự (2017), Nurasyikin J. và cộng sự (2017), Sugeng W. và cộng sự (2017), khi tiến hành nghiên cứu thực nghiệm ở các nước Đông Nam Á cũng xác định thị trường chứng khoán phản ứng nghịch biến với tỷ lệ lạm phát, từ đó, tác giả đề xuất rằng lạm phát có ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán.

- ***Lãi suất***: là một trong những biến số kinh tế vĩ mô quan trọng, liên quan trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế, được coi là giá vốn, cái giá phải trả cho việc sử dụng tiền trong một khoảng thời gian. Các nghiên cứu thực nghiệm của Christopher M. B. và cộng sự (2001), Alam và Uddin (2009), Mahmudul và Salah Uddin (2009), Amado Peiro (2016), Huang và cộng sự (2016), Tibebe A. (2016), Darko L. và cộng sự (2016) chỉ ra rằng giá chứng khoán có phản ứng ngược chiều với lãi suất. Khi nghiên cứu cho các nước Đông Nam Á, Mohd R. M. và cộng sự (2013), Farah A. M. N. và cộng sự (2017) cũng cho rằng việc lãi suất cao hơn sẽ gia tăng chi phí nợ, điều này tác động làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp và cổ tức của cổ đông, dẫn đến giá cổ phiếu có thể giảm.

Bảng 3.1 Tóm tắt kỳ vọng về dấu của các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Tên gọi	Kỳ vọng về dấu	Các nghiên cứu tiêu biểu có liên quan
Giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần			
GPI	Giá cả hàng hóa toàn cầu	-	Robert J. & Luc S. (2009), Kang W. và cộng sự (2018), Basher S. A. và cộng sự (2019).
API	Giá nông nghiệp	+	Mensi và cộng sự (2013), Baldi L. và cộng sự (2016), Boako và Alagidede (2016).
EPI	Giá năng lượng	-	Ulrich O. (2009) Cong R.G. và Shen S. (2013) Ahmed M. Y. và Sarkodie S. A. (2021).
MPI	Giá kim loại	-	Lee E. K. (2014), Partalidou X. và cộng sự (2016), Mensi W. và cộng sự (2017).

Các biến kiểm soát			
WI	Chỉ số chứng khoán toàn cầu	+	Cheung và Mak (1992), Bilson và cộng sự (2001); Abugri và cộng sự (2008), Benjamin A. (2008), Nabila N. (2015), Gagan D. S. và cộng sự (2018).
ER	Tỷ giá hối đoái	-	Christopher M. B. và cộng sự (2001), Liang C. C và cộng sự (2013), Lida N. &Abu H. S. M. N. (2016), Ismail M. T. và cộng sự (2017), Prowanta E. và cộng sự (2017), Abbas G. và cộng sự (2018).
CPI	Chỉ số giá tiêu dùng	-	Christopher M. B. và cộng sự (2001), Lida N.&Abu H. S. M. N. (2016), Mahmood S. và cộng sự (2017), Ismail M. T. và cộng sự (2017), Farah A.M.N và cộng sự (2017), Nurasyiki J. và cộng sự (2017), Sugeng W. và cộng sự (2017), Rashid N. N. và cộng sự (2019).
IR	Lãi suất	-	Christopher M. B. và cộng sự (2001), Mohd R. M. và cộng sự (2013), Amado P. (2016), Darko L. và cộng sự (2016), Tibebe A. (2016), Farah A. M. N. và cộng sự (2017), Prowanta E. và cộng sự (2017).

(*Nguồn: Tổng hợp từ tài liệu*)

3.2.2 Mô hình nghiên cứu

Việc xem xét ảnh hưởng của giá cả hàng hoá toàn cầu cùng các yếu tố vĩ mô đến thị trường chứng khoán đã được các nhà nghiên cứu đề cập (Robert J. và Luc S., 2009; Takuji K. và cộng sự, 2011; Creti và cộng sự, 2013; Basher và cộng sự, 2019; Long S. và cộng sự, 2021). Trong đó, có những thị trường chứng khoán phản ứng tức thời với thay đổi từ giá cả hàng hóa toàn cầu, nhưng cũng có những thị trường chứng khoán có thể tránh được các cú sốc từ bên ngoài. Rizwan M. S và Khan S. U. (2007), Abugri (2008), Khan M. N. và cộng sự (2015), Nabila N. (2015), Gadan D. S. và cộng sự (2018) đã phát hiện chỉ số chứng khoán toàn cầu cũng ảnh hưởng tới thị trường chứng khoán nội địa, mức độ khác nhau tùy theo khả năng hội nhập của từng thị trường. Nghiên cứu này xem xét có hay không ảnh hưởng của giá cả hàng hóa toàn cầu, chỉ số chứng khoán toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

Bên cạnh đó, cùng với nhiều nghiên cứu trên thế giới, các bằng chứng thực nghiệm cho nhóm các nước Đông Nam cũng xem xét phản ứng của thị trường chứng khoán trước sự biến động của các yếu tố kinh tế vĩ mô nội địa phổ biến như lạm phát (chỉ số giá tiêu dùng), tỷ giá hối đoái và lãi suất. Vì vậy, cùng với các yếu tố vĩ mô bên ngoài là giá cả hàng hóa toàn cầu và chỉ số chứng khoán toàn cầu thì các yếu tố kinh tế vĩ mô nội địa cũng được đưa vào mô hình nghiên cứu.

Bảng 3.2 Các yếu tố kinh tế vĩ mô đã được sử dụng cho nhóm nước Đông Nam Á

Tác giả và năm	Biến nghiên cứu					
	IP/GDP	**CPI**	**MS**	**ER**	**IR**	**Biến khác**
Wongpangpo P., Sub C. S (2002)	GDP	CPI	M2	ER	IR	
Catherine S.F. Ho (2011)	GDP			ER	IR	DJIA
Alam (2013)	IP	CPI	M2	ER	IR	OIL
Mohd R. M. và cộng sự (2013)	GDP	CPI	M2		IR	
Lida N. và cộng sự (2016)	IP	CPI				OPEN
Farah A. M. và cộng sự (2017)	GDP	CPI		ER	IR	UNE
Ismail M. T. (2017)	IP	CPI	M2	ER	IR	GOLD,SILVER
Nurasyikin J. và cộng sự (2017)		CPI	M2	ER		
Prowanta E. và cộng sự (2017)	GDP	CPI		ER	IR	CD, CA, EXIM
Sugeng W. và cộng sự (2017)	GDP	CPI		ER	IR	OIL
Soegiarto E.K. và cộng sự (2019)	GDP	CPI		ER	IR	CA
Số lần sử dụng	**10**	**10**	**5**	**9**	**8**	

Trong đó:

GDP – Tổng sản phẩm quốc nội; IP – Chỉ số sản xuất công nghiệp;

CPI – Chỉ số giá tiêu dùng; ER – Tỷ giá hối đoái; IR – Lãi suất; MS – Cung tiền;

CD – Dự trữ ngoại hối; CA – Tài khoản vãng lai; EXIM – Xuất nhập khẩu;

OIL – Giá dầu thô; DJIA – Chỉ số công nghiệp Dow Jones;

GOLD – Giá vàng; SILVER – Giá bạc;

OPEN – Độ mở của nền kinh tế; UNE – Tỷ lệ thất nghiệp

(*Nguồn: Tổng hợp từ tài liệu*)

Khi đánh giá tác động của các giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô lên thị trường chứng khoán, các nhà nghiên cứu đã sử dụng những phương pháp

ước lượng khác nhau. Trong đó, có những nghiên cứu cho nhóm các quốc gia vẫn sử dụng các phân tích chuỗi thời gian như Eskaterini T. (2009), Khan M. N và cộng sự (2015), Linda N. và cộng sự (2016), Ismail và cộng sự (2017) áp dụng mô hình tự hồi quy véc tơ (VAR); Narayan, P. K. và cộng sự (2014), Sugeng W. và cộng sự (2017), Abbas G. và cộng sự (2018) lựa chọn mô hình phương sai thay đổi có điều kiện tự hồi quy tổng quát GARCH. Mỗi một mô hình đều có những ưu điểm riêng. Tuy nhiên, so với các tập dữ liệu chuỗi thời gian hoặc dữ liệu cắt ngang thuần túy dữ liệu bảng điều khiển có một số lợi thế. Trước hết, dữ liệu bảng cho những kết quả ước lượng các của tham số trong mô hình tin cậy hơn. Điều này có thể được hiểu là dữ liệu bảng cho phép kiểm soát các yếu tố không quan sát được. Bằng cách gộp dữ liệu, phân tích bảng điều khiển làm tăng độ chính xác của các tham số và do đó cho phép quy trình ước tính có nhiều mức độ tự do và biến thiên mẫu hơn (Pesaran, 2012). Đồng thời, yếu tố chính của việc sử dụng phân tích bảng so với tập dữ liệu mặt cắt là cung cấp cho nhà nghiên cứu nhiều khả năng hơn trong việc tạo ra sự khác biệt của các đối tượng trong bảng (Greene, 2010). Cuối cùng nhưng không kém phần quan trọng, phân tích bảng điều khiển đáng tin cậy hơn so với các bộ dữ liệu chuỗi thời gian và mặt cắt ngang vì có thể theo dõi các đặc điểm riêng biệt của từng cá nhân và tiến hành quan hệ nhân quả Granger qua các biến số (Kunst, 2010).

Nghiên cứu thiết lập các mô hình thực nghiệm bằng việc hồi quy dữ liệu bảng, nhằm ước tính tác động của giá cả hàng hoá toàn cầu và các chỉ số kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán cho nhóm 6 nước Đông Nam Á dựa trên nghiên cứu của Baroian E. (2014), Darko L. và cộng sự (2016), Ravinda N.P. (2016).

$$SI_{it} = \mu_i + \beta_1 GPI_{it} + \beta_2 MWI_{it} + \beta_3 ER_{it} + \beta_4 CPI_{it} + \beta_5 IR_{it} + u_{it} \quad (3.1)$$

Trong đó: SI_{it} là chỉ số giá thị trường chứng khoán của quốc gia i tại thời điểm t; μ_i là hệ số chặn; $\beta_{1\text{-}6}$ là hệ số độ dốc; GPI_{it}, MWI_{it}, ER_{it}, CPI_{it}, IR_{it} lần lượt là các biến đại diện cho giá cả hàng hóa toàn cầu, chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái, tỷ lệ lạm phát, lãi suất của quốc gia i tại thời điểm t; μ_i đại diện cho hiệu ứng cố định theo quốc gia; u_{it} là sai số ngẫu nhiên của tất cả các yếu tố khác ảnh hưởng đến chỉ số giá thị trường chứng khoán.

Đã có những nghiên cứu trước về ảnh hưởng giá cả hàng hóa và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán của nhóm quốc gia sử dụng các phương pháp POLS, FEM, REM, GLS cho dữ liệu bảng (Catherin H., 2011; Mohd và cộng sự, 2013; Amado P., 2016; Muhammad N. và cộng sự, 2017; Nurasyikin và cộng sự, 2017, Rashid N.N và cộng sự, 2019). Các ước lượng này sẽ được tiến hành trong nghiên cứu này để bổ sung bằng chứng thực nghiệm về tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

Cụ thể, để kiểm tra tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán nhóm quốc gia, các mô hình chuyên biệt cho dữ liệu bảng được thực hiện. Do hạn chế của mô hình Pool OLS trong ước lượng dữ liệu bảng với các hiện tượng bị chệch (Kiviet, 1995), ước lượng FEM và REM được dùng để xử lý các hiệu ứng cá nhân (Individual Effects). Khi mô hình được chọn có xảy ra hiện tượng tự tương quan hay phương sai thay đổi, thì sử dụng ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát (Feasible General Least Square – FGLS) để khắc phục. Trường hợp các phương pháp trên không xử lý được hiện tượng nội sinh (Ahn và Schmidt, 1995), thì ước lượng GMM tiến hành (Arellano và Bond, 1991; Hansen và cộng sự, 1996). Phương pháp GMM có hai dạng là ước lượng GMM sai phân (DGMM) của Arellano và Bond (1991) và GMM hệ thống (SGMM) của Arellano và Bond (1995), Blundell và Bond (1998). Trong đó, ước lượng DGMM phù hợp khi quy mô cỡ mẫu lớn, thời gian dài, ngược lại nên lựa chọn ước lượng SGMM (Bond, 2002). Nghiên cứu này áp dụng DGMM được dùng phổ biến trong dữ liệu bảng động tuyến tính hoặc vi phạm tính chất phương sai thay đổi, tự tương quan và hiện tượng nội sinh. Điều này phù hợp với các nghiên cứu của Baroian E. (2014), Muhammad N. R. và cộng sự (2017), Basher và cộng sự (2019). Tuy nhiên, GMM chỉ xem xét tác động ngắn hạn, còn tính ổn định của các biến có xu hướng bị bỏ qua vì các mô hình này chủ yếu bị giới hạn trong chuỗi thời gian ngắn. Do đó, mô hình GMM chưa phù hợp trong phân tích dữ liệu bảng khi ước tính mối quan hệ cân bằng dài hạn (Christopoulos và Tsionas, 2004). Kiviet (1995) cũng lập luận rằng trong ước tính GMM, việc áp đặt các giả định đồng nhất lên các hệ số độ dốc của các biến phụ thuộc bị trễ có thể dẫn đến sai lệch nghiêm trọng.

Để khắc phục những tồn tại trên, Al-Mamun M. (2013), Irandoust M. (2017), áp dụng ước lượng PMG (Pooled Mean Group). Cụ thể, phương pháp PMG cung cấp các tham số có giá trị trung bình nhất quán và đưa ra các ước lượng trong dài hạn hiệu quả với cỡ mẫu lớn. Nó cho phép các tham số độc lập trong toàn bộ nhóm và không xét đến tính đồng nhất có thể có giữa các nhóm. Bên cạnh đó, ước lượng bảng thông thường (với các tác động cố định hay các tác động ngẫu nhiên, và phương pháp GMM) buộc các tham số đồng nhất giữa các đơn vị bảng, có thể đưa đến sự không nhất quán cũng như sự sai lệch của các hệ số hồi qui trong dài hạn, và vấn đề trở nên trầm trọng hơn khi thời gian quan sát dài. Từ đây, theo đề suất của Pesaran và Shin (1999), nghiên cứu thực hiện ước lượng trung bình nhóm gộp (PMG), cho phép các tham số trong ngắn hạn khác biệt giữa các nhóm trong khi buộc các tham số trong dài hạn đồng nhất giữa các đơn vị bảng (quốc gia). Vì vậy, ưu điểm của mô hình PMG là có thể cho phép đặc tính năng động trong ngắn hạn khác nhau giữa các đơn vị bảng trong khi ràng buộc các hệ số trong dài hạn giống nhau. Ngoài ra, phương pháp PMG làm nổi bật đặc tính hiệu chỉnh năng động giữa dài hạn và ngắn hạn. Việc không áp đặt tính đồng nhất ở các hệ số gốc trong ngắn hạn cho phép đặc tính năng động khác biệt nhau giữa các nhóm. Tóm lại, ước lượng PMG cho phép: (i) ước lượng các hệ số co giãn dài hạn; (ii) xác định tốc độ hiệu chỉnh để trở về cân bằng trong dài hạn và (iii) kiểm tra tính bền của ước lượng GMM. Song song với phương pháp PMG, nghiên cứu cũng ước tính bởi một công cụ khác là mô hình nhóm trung bình (MG) của Pesaran và Smith (1995), phương pháp này cho phép ước lượng các hệ số cả dài hạn và ngắn hạn, hệ số chặn và tốc độ điều chỉnh là khác nhau đối với mỗi quốc gia.

Như vậy, để ước lượng tác động dài và ngắn hạn của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần đến thị trường chứng khoán, mô hình được đề xuất như sau:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{m} \beta_1 X_{it}^{j} + \sum_{k=1}^{n} \beta_2 Z_{it}^{k} + e_{it} \quad (3.2)$$

Trong đó, Y là chỉ số thị trường chứng khoán; X là tập hợp các biến độc lập j gồm giá cả hàng hóa toàn cầu, giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại; Z là tập hợp các biến kiểm soát gồm chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái, tỷ lệ lạm phát, lãi suất của quốc gia; Chỉ số i và t tương ứng với quốc gia, thời gian.

Từ mô hình 3.2, dựa trên nghiên cứu Irandoust, M. (2017), Lukman O.và Dauda (2019) mô hình nhóm trung bình (MG) của Pesaran và Smith (1995), mô hình nhóm trung bình gộp (PMG) được phát triển bởi Pesaran và Shin (1999) hồi quy bảng không đồng nhất động có thể được tích hợp vào mô hình sửa lỗi bằng cách sử dụng kỹ thuật ARDL (p, q) độ trễ phân tán tự phát, với p là độ trễ của biến phụ thuộc, q là độ trễ của các biến độc lập, từ đây nghiên cứu xây dựng các phương trình sau:

$$\Delta SI_{i,t} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i \Delta SI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^i \Delta X_{i,t-j}^{GPI+\cdots} + \varphi^i \left[SI_{i,t-1} - \left\{ \beta_0^i + \beta_1^i \Delta X_{i,t-j}^{GPI+\cdots} \right\} \right] + \varepsilon_{i,t-1} \quad (3.2.1)$$

$$\Delta SI_{i,t} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i \Delta SI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^i \Delta X_{i,t-j}^{API+\cdots} + \varphi^i \left[SI_{i,t-1} - \left\{ \beta_0^i + \beta_1^i \Delta X_{i,t-j}^{API+\cdots} \right\} \right] + \varepsilon_{i,t-1} \quad (3.2.2)$$

$$\Delta SI_{i,t} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i \Delta SI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^i \Delta X_{i,t-j}^{EPI+\cdots} + \varphi^i \left[SI_{i,t-1} - \left\{ \beta_0^i + \beta_1^i \Delta X_{i,t-j}^{EPI+\cdots} \right\} \right] + \varepsilon_{i,t-1} \quad (3.2.3)$$

$$\Delta SI_{i,t} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i \Delta SI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j^i \Delta X_{i,t-j}^{MPI+\cdots} + \varphi^i \left[SI_{i,t-1} - \left\{ \beta_0^i + \beta_1^i \Delta X_{i,t-j}^{MPI+\cdots} \right\} \right] + \varepsilon_{i,t-1} \quad (3.2.4)$$

Trong đó, SI là chỉ số thị trường chứng khoán, X là tập hợp các biến độc lập lần lượt cho các phương trình bao gồm giá cả hàng hóa toàn cầu, giá nông nghiệp, giá năng lượng và các biến vĩ mô khác (chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái, tỷ lệ lạm phát, lãi suất), γ và δ biểu thị các hệ số ngắn hạn của các biến phụ thuộc và biến độc lập tương ứng, β là các hệ số dài hạn và φ là hệ số của tốc độ điều chỉnh về cân bằng dài hạn. Các chỉ số i và t tương ứng với quốc gia và thời gian. Thuật ngữ trong ngoặc vuông của các phương trình trên chứa hồi quy tăng trưởng dài hạn, bao gồm các hệ số dài hạn của vectơ X.

Giai đoạn đầu tiên, trong việc phân tích mối quan hệ lâu dài giữa các biến, bao gồm việc thiết lập thứ tự tích hợp bằng cách sử dụng gốc đơn vị bảng điều khiển để kiểm tra xem mỗi bảng có được tích hợp và có gốc đơn vị hay không. Nói cách khác, giả thuyết H_0 là kiểm tra nghiệm đơn vị bảng điều khiển để biết liệu dữ liệu là dừng hay không dừng. Có nhiều cách để kiểm tra nghiệm đơn vị bảng điều khiển, bài viết này đã dựa trên thử nghiệm IPS của Im, Pesaran và Shin (2003), thử nghiệm Breitung (2000), kiểm định Fisher (Maddal và Wu, 1999; Choi, 2001) bằng cách sử dụng ADF-

Fisher và PP-Fisher. Nếu các biến đều dừng I(0) và I(1) thì tiếp tục kiểm định đồng liên kết được phát triển bởi Westerlund (2007) để xác định có sự kết hợp tuyến tính giữa giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố kinh tế vĩ mô khác và chỉ số thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á hay không.

Giai đoạn thứ hai, xem xét cách tiếp cận ARDL cho nhóm các quốc gia thông qua mô hình Nhóm trung bình gộp (PMG) và mô hình Nhóm trung bình (MG) để ước tính tác động lâu dài của giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Theo phương pháp PMG, hệ số dài hạn là giống nhau cho tất cả các đơn vị, tốc độ điều chỉnh và hệ số ngắn hạn là khác nhau giữa các đơn vị bảng. Trong khi đó, phương pháp MG tính được các hệ số của cả dài hạn và ngắn hạn, hệ số chặn và tốc độ điều chỉnh là khác nhau đối với mỗi đơn vị bảng (quốc gia). Để lựa chọn một trong hai phương pháp này, thử nghiệm Hausman (Pesaran, Shin và Smith, 2001) được triển khai để xác định mô hình lựa chọn. Giả thuyết trong bài viết này được xem xét để quyết định sự phù hợp của hệ số dài hạn này với tất cả các đơn vị trong mô hình. Nếu giả thuyết này được chấp nhận, PMG phù hợp hơn so với MG.

3.3 Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 6 quốc gia với 168 tháng trong giai đoạn từ tháng 1 năm 2007 đến tháng 12 năm 2020, mẫu nghiên cứu bao gồm 6 x 168 = 1.008 quan sát. Dựa trên thực tế là chỉ số giá chứng khoán thay đổi hàng ngày, nhưng dữ liệu giá cả hàng hóa toàn cầu cùng hầu hết dữ liệu kinh tế vĩ mô được ghi nhận theo tháng, quý hay năm nên việc xác định dữ liệu hàng tháng là phù hợp.

3.3.1 Chỉ số giá chứng khoán một số nước Đông Nam Á

Dữ liệu thứ cấp của chỉ số giá chứng khoán có nguồn gốc từ trang web của Sở giao dịch chứng khoán sáu quốc gia Đông Nam Á được lựa chọn gồm Indonesia, Malaysia, Phillipine, Singapore, Thái Lan và Việt Nam. Mặc dù Singapore là thị trường chứng khoán đã phát triển và Việt Nam là thị trường cận biên, nhưng cùng với chiến lược thị trường vốn bền vững của khu vực thì sáu quốc gia Đông Nam Á nêu trên đã có kết nối sàn giao dịch chứng khoán, giúp các nhà đầu tư chứng khoán mua

hoặc bán cổ phiếu niêm yết trên sàn chứng khoán chung Asean. Đồng thời, bộ chỉ số FTSE Asean gồm FTSE Asean All-Share Index, FTSE Asean Sector Indices, FTSE/Asean 40 Index, FTSE Asean Stars Index sẽ làm tăng tính hấp dẫn và minh bạch của các thị trường chứng khoán ASEAN6, mang lại nhiều cơ hội hơn cho nhà đầu tư và nâng cao tính thanh khoản cho thị trường chứng khoán khu vực.

Sở giao dịch chứng khoán Indonesia có trụ sở tại Jakarta, Indonesia, trước đó được gọi là Sở giao dịch chứng khoán Jakarta (JSX), đến năm 2007 đổi tên sau khi hợp nhất với Sở giao dịch chứng khoán Surabaya (SSX). Những năm gần đây, Sở Giao dịch Chứng khoán Indonesia có tốc độ tăng trưởng thành viên nhanh nhất Châu Á. Đến năm 2021, đã có 750 công ty niêm yết, tổng số nhà đầu tư cổ phiếu là khoảng 6,4 triệu, vốn hóa thị trường chiếm 45,2% GDP. Chỉ số giá chứng khoán Jakarta (JCI) là một chỉ số trọng số vốn hóa, được tính dựa trên hiệu suất của tất cả các công ty niêm yết. Mặc dù còn có các chỉ số chứng khoán như IDX Composite đo lường hiệu suất giá cổ phiếu của tất cả các công ty niêm yết trong Hội đồng quản trị chính và Ban phát triển của Sở giao dịch chứng khoán Indonesia; IDX80 là chỉ số đo lường hiệu suất giá cổ phiếu của 80 cổ phiếu có vốn hóa thị trường tương đối lớn, thanh khoản cao và các yếu tố cơ bản tốt; Chỉ số Hồi giáo Jakarta 70 (JII70) đo lường hiệu suất giá cổ phiếu của 70 cổ phiếu hồi giáo có vốn hóa thị trường tương đối lớn và tính thanh khoản cao;… nhưng JCI vẫn là chỉ số chính theo dõi hoạt động của tất cả các công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Indonesia.

Sở giao dịch chứng khoán Malaysia chính thức được hình thành năm 1964, dưới tên Sở giao dịch chứng khoán Malaysia và Singapore (MSSE). Năm 1973, MSSE tách thành hai là Sở giao dịch chứng khoán Kuala Lumpur (KLSE) và Trung tâm giao dịch chứng khoán Singapore (SES). Sở giao dịch chứng khoán Kuala Lumpur (KLSE) được đổi tên thành Bursa Malaysia vào năm 2004, bao gồm Hội đồng chính, Hội đồng thứ hai và MESDAQ (nay là ACE Market). Năm 2006, Bursa Malaysia và FTSE hợp tác cho ra một loạt chỉ số dành cho các công ty đủ điều kiện niêm yết trên thị trường chứng khoán Malaysia. Các chỉ số này được thiết kế để đo lường hoạt động của các phân khúc vốn chính của thị trường Malaysia, gồm phân khúc vốn hóa lớn

(FTSE Bursa Malaysia KLCI), vốn hóa trung bình (FTSE Bursa Malaysia Mid 70 Index), vốn hóa nhỏ (FTSE Bursa Malaysia Top 100 Index) và thị trường hồi giáo (FTSE Bursa Malaysia Hijrah Shariah Index). Việc cải tiến áp dụng công thức tính toán chỉ số được quốc tế công nhận nhằm làm tăng tính minh bạch cũng như giúp cho chỉ số trở nên đáng tin cậy hơn với các nhà đầu tư hơn. Chỉ số chứng khoán chính là FTSE Bursa Malaysia KLCI, còn được gọi là FBM KLCI, được quốc tế công nhận là chỉ số chuẩn của Thị trường Chứng khoán Malaysia. Chỉ số này được phát hành với sự cộng tác của FTSE Russell, để theo dõi hoạt động của 30 công ty có vốn hóa thị trường cao nhất, là chỉ số được các nhà phân tích theo dõi chặt chẽ nhất.

Sở giao dịch chứng khoán Philippine (PSE) được thành lập ngày 23 tháng 12 năm 1992 từ việc sáp nhập Sở giao dịch chứng khoán Manila (MSE), thành lập ngày 12 tháng 8 năm 1927 và Sở giao dịch chứng khoán Makati (MkSE), thành lập ngày 15 tháng 5 năm 1963. Năm 2001, PSE đã được chuyển đổi từ một tổ chức phi lợi nhuận, phi cổ phần, thành viên thành một công ty có thu nhập dựa trên cổ đông do một chủ tịch và một ban giám đốc đứng đầu, ngày 15 tháng 12 năm 2003 PSE đã niêm yết cổ phiếu của chính mình trên sàn giao dịch. PSE Composite Index (PSEi) là chỉ số chính của PSE, theo dõi hiệu suất của các công ty được niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Philippine, là một chỉ số thả nổi có trọng số vốn hóa thị trường. Trong khi sáu chỉ số khác là các chỉ số ngành (PSE Financials Index-FIN, PSE Holding Firms Index-HDG, PSE Industrial Index-IND, PSE Mining and Oil Index-MO, PSE Property Index-PRO, PSE Services Index-SVC). Do đó, nghiên cứu này sử dụng PSEi là đại diện cho thị trường chứng khoán Phillipine.

Sở giao dịch Singapore (Singapore Exchange – SGX) được thành lập 1999, là một trong những sở giao dịch hàng đầu châu Á. Với khoảng 40% các công ty và 90% số trái phiếu được niêm yết có nguồn gốc của các doanh nghiệp đến từ bên ngoài của Singapore, SGX đã thành lập mối liên kết trong khu vực và châu Âu, và trở thành đầu mối giao lưu quốc tế và kết nối tập trung nhất Châu Á. SGX luôn theo đuổi những tiêu chuẩn quốc tế cao nhất về cơ sở hạ tầng của thị trường tài chính, đã lần lượt được các nhà lập pháp tiêu chuẩn tại Mỹ và Châu Âu công nhận về tiêu chuẩn cho các sản

phẩm phái sinh, sản phẩm chứng khoán, khả năng kiểm soát rủi ro và thanh toán bù trừ. Nhằm hướng đến từng nhóm nhà đầu tư riêng biệt, SGX cũng phát triển một bộ chỉ số để các nhà đầu tư tiện theo dõi diễn biến thị trường. Các chỉ số được biết đến rộng rãi phải kể đến MSCI Singapore Free Index (được xây dựng bởi MSCI), STI Straits Times Index (cung cấp bởi FTSE), và bộ chỉ số ngành như SGX All Healthcare Index, SGX Oil & Gas Index,… Trong đó, STI thể hiện bộ mặt thị trường vốn của các công ty lớn, là chỉ số chuẩn cũng như thước đo thị trường được công nhận trên toàn cầu đối với Singapore và là một trong những chỉ số chứng khoán được theo dõi sát sao nhất trên thế giới, nên được sử dụng làm đại diện cho chỉ số giá của SGX.

Sở giao dịch chứng khoán Thái Lan (SET), là sàn giao dịch chứng khoán lớn và duy nhất ở Thái Lan. SET là sàn giao dịch chứng khoán lớn thứ hai ASEAN tính theo vốn hóa thị trường ở mức 543,165 tỷ USD chiếm 108,28%GDP tính đến năm 2020. SET cũng là thị trường chứng khoán hoạt động tích cực nhất của ASEAN với kim ngạch giao dịch trung bình hàng ngày là 2,16 tỷ USD và 596 công ty được niêm yết. Các chỉ số của Sở giao dịch chứng khoán Thái Lan bao gồm Chỉ số SET50, Chỉ số SET100 và Chỉ số SET. Nếu SET50 và SET100 lần lượt có thành phần là 50 và 100 cổ phiếu xếp hạng hàng đầu thì SET là chỉ số thị trường chứng khoán tổng hợp của Thái Lan, được tính từ giá của tất cả các cổ phiếu phổ thông trên bảng chính của Sở giao dịch chứng khoán Thái Lan (SET), trừ các cổ phiếu đã bị treo hơn một năm. Đây là chỉ số giá theo tỷ lệ vốn hóa thị trường, so sánh giá trị thị trường hiện tại của tất cả các cổ phiếu phổ thông được niêm yết với giá trị của nó vào ngày 30 tháng 4 năm 1975, khi được thành lập và đặt ở mức 100 điểm. Chỉ số SET là chỉ số lâu đời nhất và được quan tâm nhiều nhất ở thị trường chứng khoán Thái Lan.

Các nghiên cứu của Wongpangpo P. & Subhash C. S. (2002), Catherine S.F. Ho (2011), Mohd R. M. và cộng sự (2013), Prowanta E. và cộng sự (2017), Sugeng W. và cộng sự (2017) cũng sử dụng các chỉ số chứng khoán trên đại diện cho thị trường chứng khoán của từng nước Đông Nam Á được lựa chọn.

Việt Nam có 3 Sở giao dịch chứng khoán tương ứng với 3 chỉ số đại diện là VN-Index của Sở giao dịch thành phố Hồ Chí Minh (HOSE/HSX), HNX-Index của Sở giao

dịch chứng khoán Hà Nội (HNX), UPCOM của sàn Upcom, cùng với các chỉ số khác như VN30-Index, VN Midcap, VN100, HNX30,… Trong đó, HOSE được coi là sàn chứng khoán lớn nhất Việt Nam vì đa phần các doanh nghiệp lớn đều niêm yết trên sàn này với 533 mã chứng khoán niêm yết gồm 404 mã cổ phiếu, 3 mã chứng chỉ quỹ đóng, 8 mã chứng chỉ quỹ ETF, 113 mã chứng quyền có bảo đảm và 5 mã trái phiếu. Cũng vì là nơi niêm yết các công ty có vốn hóa lớn (46 doanh nghiệp có vốn hóa hơn 1 tỷ USD), nên sàn HOSE có giá trị và khối lượng giao dịch lớn nhất, với tổng khối lượng cổ phiếu niêm yết đạt trên 120,5 tỷ cổ phiếu, giá trị vốn hóa hơn 5,8 triệu tỷ đồng, quy mô vốn hóa gần 93% GDP trong năm 2021. Ngoài ra, để niêm yết trên HOSE các công ty phải đáp ứng tiêu chuẩn cao hơn, điều kiện công khai minh bạch được quy định chặt chẽ hơn so với sàn HNX và Upcom. Chính vì vậy, nghiên cứu này sử dụng VN-Index làm đại diện cho chỉ số giá thị trường chứng khoán Việt Nam, các nghiên cứu của Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2012), Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Văn Điệp (2013), Huỳnh Thị Cẩm Hà và cộng sự (2014), Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bích Vân (2015), Nguyễn Thu Thủy và Kadom Shubber (2018), Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh (2019) cũng cùng quan điểm này.

Như vậy, Chỉ số chứng khoán Jakarta của Indonesia (JCI), Chỉ số chứng khoán Malaysia (KLCI), Chỉ số chứng khoán Philippins (PSEI), Chỉ số chứng khoán Singapore (STI), Chỉ số chứng khoán Thái Lan (SET), Chỉ số chứng khoán Việt Nam (VNI) được lựa chọn để đại diện cho chỉ số giá chứng khoán do tính ưu việt trên thị trường, cũng như được các nhà đầu tư và các doanh nghiệp chú ý nhiều nhất. Các chỉ số này được tính theo chỉ số giá bình quân Paasche đã được đề cập ở chương 2, sử dụng các giá trị đóng cửa ngày cuối tháng. Để hiệu chỉnh yếu tố mùa vụ, tác giả đo lường chỉ số này dưới dạng tăng trưởng hàng tháng (so với cùng kỳ năm trước).

3.3.2 Giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác

IMF (2019) xác định chỉ số giá hàng hóa toàn cầu là mức trung bình có trọng số của các chỉ số giá hàng hóa được lựa chọn, dựa trên giá chuẩn đã xác định đại diện cho thị trường toàn cầu, được phân thành ba loại lớn là năng lượng, nông nghiệp và kim loại với 68 mặt hàng (phụ lục 1), theo công thức sau:

$$P_t = \sum_{k=1}^{68} p_t^k \, W_t^k \tag{3.3}$$

Trong đó, p_t^k là giá chuẩn hóa của hàng hóa k tại thời điểm t, và W_t^k là trọng số của giá p_t^k.

Giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các yếu tố thành phần khi được thu thập theo tần suất tháng thường chịu ảnh hưởng của yếu tố mùa vụ, để hiệu chỉnh yếu tố mùa vụ, tác giả đo lường chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu, giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại dưới dạng tăng trưởng hàng tháng (so với cùng kỳ năm trước).

Chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI đo lường hiệu suất giá thị trường đối với các chứng khoán được lựa chọn, với trọng số vốn hóa thị trường của tất cả các thành phần được bao gồm trong chỉ số (MSCI, 2020).

$$MSCI\ Index = \sum_{s\in 1,t} \frac{End\ Of\ Day\ Number\ Of\ Shares_{t-1} x Price\ Per\ Share_t x\ PAF_t}{FX\ rate_t} \tag{3.4}$$

Với *End of Day Number of Shares*$_{t-1}$ là số chứng khoán s vào cuối ngày t-1; *Price Per Share*$_t$ là giá mỗi chứng khoán tại thời điểm t; *PAF*$_t$ là hệ số điều chỉnh giá của chứng khoán tại thời điểm t; *FX rate*$_t$ là tỷ giá hối đoái giữa đồng tiền định giá của chứng khoán s so với USD tại thời điểm t.

Các yếu tố kinh tế vĩ mô nội địa được thu thập từ Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics - IFS) của Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF). Trong đó, tỷ giá hối đoái (ER) là giá của một loại tiền tệ so với các loại tiền tệ khác mỗi tháng bao gồm tỷ giá Rupiah/USD, Ringgit/USD, Peso/USD, đô la Singapore/USD, Bath/USD, VND/USD, tỷ giá hối đoái được đo lường thông qua tăng trưởng hàng tháng của tỷ giá hối đoái (so với cùng kỳ năm trước); Chỉ số giá tiêu dùng đại diện cho tỷ lệ lạm phát các nước Đông Nam Á được lựa chọn, là chỉ số tính theo phần trăm để phản ánh mức thay đổi tương đối của giá hàng tiêu dùng mỗi tháng, chỉ số này được đo lường thông qua tăng trưởng hàng tháng của chỉ số giá tiêu dùng (so với cùng kỳ năm trước); Lãi suất được đại diện bởi lãi suất thực của lãi suất cho vay ở mỗi quốc gia theo tháng, tính theo tỷ lệ phần trăm mỗi năm, chỉ số này được đo lường thông qua tăng trưởng hàng tháng của lãi suất (so với cùng kỳ năm trước).

Bảng 3.3 Các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Nguồn dữ liệu
Biến đo lường thị trường chứng khoán		
Chỉ số giá chứng khoán	SI	SGDCK các nước Đông Nam Á
Biến giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần		
Giá cả hàng hóa toàn cầu	GPI	IMF
Giá nông nghiệp	API	IMF
Giá năng lượng	EPI	IMF
Giá kim loại	MPI	IMF
Biến kiểm soát- các biến kinh tế vĩ mô khác		
Chỉ số chứng khoán toàn cầu	WI	MSCI
Tỷ giá hối đoái	ER	IMF
Tỷ lệ lạm phát	CPI	IMF
Lãi suất	IR	IMF

(*Nguồn: Tổng hợp từ tài liệu*)

3.4 Phương pháp ước lượng

3.4.1 Kiểm định nghiệm đơn vị dữ liệu bảng (Panel unit Root Test)

Kiểm tra gốc đơn vị bảng điều khiển được thực hiện bởi Quah (1992, 1994), Levin và Lin (1992), Breitung và Meyer (1994). Các nghiên cứu này cho thấy rằng khi các thử nghiệm gốc của đơn vị bảng kết hợp thông tin theo thời gian và kích thước mặt cắt ngang, có sự gia tăng sức mạnh đáng kể so với các thử nghiệm gốc đơn vị thời gian chỉ xem xét kích thước thời gian của dữ liệu và do đó, quá thường xuyên chỉ ra rằng một chuỗi chứa một đơn vị gốc (Enders, 1995).

Giả sử rằng các mặt cắt là độc lập, Levin, Lin và Chu (2002), Breitung (2000), Im, Pesaran và Shin (2003), Maddala và Wu (1999), Choi (2001) và Hadri (2000) đề xuất các phương pháp khác nhau để kiểm tra các đơn vị gốc trong dữ liệu bảng. Trong tất cả các thử nghiệm ngoại trừ thử nghiệm Hadri (2000), giả thuyết H_0 có nghiệm đơn vị và dẫn đến chuỗi không dừng. Các phương pháp trên có thể được sử dụng cho các trường hợp T> N, mặt khác, ma trận hiệp phương sai ước tính là số ít. Maddala và Wu (1999) và Chang (2004) đề xuất quy trình cải thiện các thuộc tính kích thước

của các thử nghiệm (Breitung và Pesaran, 2008), trong đó sự phụ thuộc cắt ngang được mô hình hóa bằng cách sử dụng cấu trúc nhân tố chung. Trước tiên, Choi (2001), Phillips và Sul (2003) và Moon và Perron (2004), loại bỏ các yếu tố phổ biến bằng cách sử dụng các phương pháp khác nhau như chuỗi thời gian và cắt ngang, phân tích thời điểm và phân tích thành phần chính, sau đó, đề xuất đơn vị khác nhau kiểm tra nghiệm đơn vị. Như vậy, gốc đơn vị bảng được sử dụng để điều tra thứ tự của chuỗi tích hợp trong ước lượng dữ liệu bảng. Theo Baltagi (2013), tính nhất quán của ước tính dữ liệu bảng là công cụ ước tính bảng trung bình giữa các cá nhân và thông tin trong dữ liệu cắt ngang độc lập của bảng điều khiển dẫn đến tín hiệu tổng thể mạnh hơn so với chuỗi thời gian thuần túy.

Theo Lee (2015), có một vài lợi thế lớn khi sử dụng kiểm tra gốc đơn vị bảng so với chuỗi thời gian như dữ liệu bảng thường cho phép thử nghiệm các phương pháp khác nhau với mức độ không đồng nhất giữa các cá nhân, sức mạnh của kiểm tra gốc đơn vị bảng điều khiển tăng theo sự gia tăng N (Levin và Lin, 1992) và sự gia tăng sức mạnh này lớn hơn nhiều so tiêu chuẩn của các thử nghiệm Dickey-Fuller (DF) và Augmented DF (ADF). Hơn nữa, một thành phần cắt ngang bổ sung được kết hợp trong các mô hình dữ liệu bảng điều khiển cung cấp các thuộc tính tốt hơn của các thử nghiệm gốc đơn vị bảng điều khiển so với thử nghiệm ADF tiêu chuẩn năng lượng thấp cho dữ liệu chuỗi thời gian.

Kiểm tra gốc đơn vị IPS cho phép tính không đồng nhất về giá trị của i theo giả thuyết thay thế và đề xuất một quy trình kiểm tra thay thế dựa trên trung bình thống kê kiểm tra gốc đơn vị riêng lẻ. Việc sử dụng số nhân Lagrange (LM) có nghĩa là nhóm được sử dụng để kiểm tra giả thuyết khống về gốc đơn vị bảng điều khiển IPS. Để thực hiện kiểm tra gốc đơn vị IPS, phương trình sau sẽ được ước tính như sau:

$$\Delta Y_{it} = a_i + \rho_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{N} \varphi_k Y_{t-k} + \delta_{it} + u_{it} \quad (3.5)$$

Trong đó i = 1, 2, …, N là các nước Đông Nam Á và t =1, 2…T là khoảng thời gian (tháng); u_{it} có tương quan mạnh với các thuộc tính nối tiếp khác nhau giữa các nước; δ_{it} là hằng số của từng nước; ρ_i là độ trễ. Việc đưa giá trị $\sum_{k=1}^{N} \varphi_k Y_{t-k}$ để xem xét

cho tương quan chuỗi (có thể khác nhau giữa các nước). Số lượng độ trễ sử dụng được xác định bằng Tiêu chí thông tin Akaike (AIC- Akaike Information Criterion) để tránh tương quan nối tiếp trong các điều khoản lỗi. Giả thuyết H_0 là mỗi chuỗi trong bảng điều khiển chứa một đơn vị gốc và giả thuyết thay thế là một số (không phải tất cả) chuỗi riêng lẻ trong bảng điều khiển chứa một đơn vị gốc. Giả thuyết sau đây có thể được viết như sau: Giả thiết H_0: $\rho_i = 0$ cho tất cả các nước và H_1: $\rho_i < 0$ cho ít nhất một nước. Nhưng các bài kiểm tra có giả định khác nhau về tính không đồng nhất của ρ, tức là khác biệt các nước.

3.4.2 Kiểm định đồng liên kết dữ liệu bảng (Panel Cointegration Tests)

Trong hồi quy với các dữ liệu có yếu tố thời gian, nếu các chuỗi dữ liệu không dừng nhưng chúng biến động đồng nhịp theo thời gian, hồi quy trên chuỗi sai phân của chúng có thể báo cáo kết quả không chính xác về mối quan hệ thực sự giữa chúng trong ngắn và dài hạn. Do đó, việc kiểm định đồng liên kết giữa các chuỗi biến là cần thiết trước khi xác định mô hình hồi quy phù hợp. Giống như các kiểm định nghiệm đơn vị đối với dữ liệu bảng, kiểm định đồng liên kết trên dữ liệu bảng được thúc đẩy bởi việc tìm kiếm các kiểm định mạnh hơn so với các kiểm định có được, bằng cách áp dụng kiểm định đồng liên kết chuỗi thời gian riêng lẻ (Baltagi, 2005).

Nếu các tổ hợp tuyến tính của các biến tích hợp là dừng, thì các biến này được gọi là đồng liên kết (Enders, 2004). Khái niệm đồng liên kết được giới thiệu lần đầu tiên bởi Engle và Granger (1987) trong kinh tế lượng chuỗi thời gian. Từ đây, Phillips (1991), Johansen (1991,1995), Hansen (1996), Ericsson (2002), phát triển các thử nghiệm hợp nhất theo các phương pháp khác nhau như dựa trên phần dư. Tương tự, các thử nghiệm đồng liên kết bảng điều khiển được sử dụng để đảm bảo rằng mối quan hệ thống kê giữa các biến xu hướng không phải là giả mạo (Johansen, 2006). Juselius K. (2006) cho rằng đối với các thử nghiệm hợp nhất sử dụng dữ liệu bảng điều khiển, các hiệu ứng có lợi tương tự phải được quan sát như trong các thử nghiệm gốc đơn vị bảng bằng cách gộp thông tin trên các mặt cắt ngang của bảng điều khiển. Có một số vấn đề quan trọng cần được xem xét khi kiểm tra đồng liên kết của bảng điều khiển, chẳng hạn như bảng điều khiển không cân bằng, sự phụ thuộc của mặt cắt, sự không

đối xứng của N và T, sự không đồng nhất trong các tham số của mối quan hệ hợp nhất, tính không đồng nhất trong số các mối quan hệ liên kết ngang sự hợp nhất giữa các chuỗi từ các mặt cắt khác nhau được Breitung và Pesaran (2008) chỉ ra. Các kiểm định đồng liên kết bảng điều khiển cũng có thể được phân loại thành các thử nghiệm hợp nhất dựa trên phần dư, sai số và dựa trên hệ thống giống như các chuỗi thời gian.

Nhóm đầu tiên gọi là thử nghiệm dựa trên phần dư được phát triển bởi Kao (1999) và Pedroni (1999, 2004) trong đó phần dư của hồi quy bảng được sử dụng để xây dựng thống kê thử nghiệm và lập bảng phân phối. Larsson và cộng sự (2001) đề xuất kiểm định dựa trên hệ thống theo phiên bản chuỗi thời gian được đề xuất bởi Johansen (1991, 1995) sử dụng mô hình Vector Autorewardsion không đồng nhất.

Kao (1999) đề xuất ADF và bốn thử nghiệm gốc đơn vị loại DF cho phần dư của hồi quy giả để kiểm tra giả thuyết H_0 không có đồng liên kết. Ông coi mô hình hiệu ứng cố định sau giả sử $y_{i,t}$ và $x_{i,t}$ là I (1) và $w_{i,t} = (u_{i,t}, e_{i,t})$ là độc lập trên i;

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad , y_{i,t} = y_{i,t-1} + u_{i,t} \quad , x_{i,t} = x_{i,t-1} + e_{i,t} \tag{3.6}$$

Ước tính hiệp phương sai của $w_{i,t}$ được gọi là $\hat{\Sigma}$ và tính như sau:

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_u^2 & \hat{\sigma}_{ue} \\ \hat{\sigma}_{ue} & \hat{\sigma}_e^2 \end{pmatrix} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{w}_{i,t} \hat{w}_{i,t}' \tag{3.7}$$

Ω Là ma trận hiệp phương sai dài hạn của $w_{i,t}$ và được cho bởi biểu thức sau:

$$\Omega = \lim_{T\to\infty} \frac{1}{T} E\left(\sum_{t=1}^{T} w_{i,t}\right)\left(\sum_{t=1}^{T} w_{i,t}\right)' = \begin{pmatrix} \sigma_{0u}^2 & \sigma_{0ue} \\ \sigma_{0ue} & \sigma_{0e}^2 \end{pmatrix} \tag{3.8}$$

Kiểm tra H_0 không có sự kết hợp, theo hồi quy gộp được thực hiện bằng cách sử dụng phần dư trong (3.8) và giả thuyết H_0: $\rho = 1$

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-j} + v_{i,t} \tag{3.9}$$

Các kiểm định phần dư của Pedroni (1999,2004) cho phép không đồng nhất ngắn hạn và dài hạn trên các mặt cắt ngang bên cạnh tính nội sinh của các biến hồi quy. Ông xem xét mô hình sau với các hiệu ứng cố định riêng lẻ, xu hướng thời gian và hệ số độ dốc không đồng nhất giả định rằng $y_{i,t}$ và $x_{j,i,t}$ là I(1) và $x_{j,i,t}$ không có đồng liên kết.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \sum_{j=1}^{M} \beta_{j,i} x_{j,i,t} + \varepsilon_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; m = 1, \dots, M \tag{3.10}$$

Để kiểm tra giả thuyết khống không có sự kết hợp, hồi quy phụ trợ sau đây được thực hiện bằng cách sử dụng các phần dư thu được từ (3.10).

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_j \Delta\hat{\varepsilon}_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (3.11)$$

Giả thuyết H_0: $\rho_i = 1$ được kiểm tra dựa trên các phương án thay thế đồng nhất và không đồng nhất để xây dựng kiểm tra thống kê thứ nguyên (bảng) và giữa kiểm tra thống kê thứ nguyên (nhóm).

Bai và Perron (1998, 2003) xác định nội sinh từ dữ liệu, thống kê kiểm tra có dạng sau bằng cách thay thế - bằng - £;

$$Z(M) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{\hat{M}_i+1} \sum_{t=\hat{T}_{ij-1}+1}^{\hat{T}_{ij}} (\hat{T}_{ij} - \hat{T}_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i1.2}^{-2} {S_{i,t}}^2 \quad (3.12)$$

Thử nghiệm LM dựa trên Westerlund (2006) là một phần mở rộng của thử nghiệm LM dựa trên phần dư lượng được đề xuất bởi McCoskey và Kao (1998) trong đó giả thuyết không hợp nhất được thử nghiệm chống lại sự thay thế không kết hợp dựa trên các thử nghiệm hợp nhất LM được phát triển bởi Harris và Inder (1994), Shin (1994). Do sự thiếu hiểu biết về phá vỡ cấu trúc trong chuỗi có thể gây ra kết quả sai lệch cho các thử nghiệm hợp nhất bảng điều khiển, Westerlund (2006) cho phép nhiều lần phá vỡ cấu trúc ở cấp độ và xu hướng của hồi quy bảng điều khiển phối hợp với số lượng chưa biết và ngày khác nhau cho mỗi mặt cắt.

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_{i,m} d_{mt} + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \quad (3.13)$$

Các kiểm định đồng liên kết sẽ cho thấy có sự kết hợp tuyến tính giữa giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố kinh tế vĩ mô khác và thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á trong bảng điều khiển hay không. Kiểm định đồng liên kết có ý nghĩa vì những lý do sau (Persyn và Westerlund 2008): Thứ nhất, cho phép mức độ không đồng nhất lớn, cả trong mối quan hệ hợp nhất dài hạn và động lực ngắn hạn; Thứ hai, nó được phát triển để đối phó với tính phụ thuộc chéo của dữ liệu; Thứ ba, thử nghiệm đi kèm với một kiểm định bootstrap cho phép lặp lại nhiều lần thử nghiệm hợp nhất, điều này rất có ý nghĩa vì chỉ dẫn cho sự hợp nhất trong bảng điều khiển. Nghiên cứu này áp dụng kiểm định đồng liên kết dựa trên sửa lỗi cho dữ liệu bảng (cân bằng hoặc

không cân bằng) được phát triển bởi Westerlund (2007), với bốn tiêu chuẩn kiểm định. Ý tưởng chính là kiểm định tính đồng liên kết bằng cách xác định xem liệu các đơn vị bảng có sự hiệu chỉnh sai số hay không. Xét mô hình hiệu chỉnh sai số sau:

$$\Delta y_{it} = \lambda_i + \alpha_{i1}\Delta y_{it-1} + \alpha_{i2}\Delta y_{it-2} + \ldots + \alpha_{ip}\Delta y_{it-p} + \beta_{i0}\Delta x_{it} + \beta_{i1}\Delta x_{it-1} + \ldots + \beta_{ip}\Delta x_{it-p} + \alpha_i \left(y_{it-1} - \beta_i x_{it-1} \right) + u_{it} \quad (3.14)$$

Giả thuyết thống kê cho từng đơn vị bảng cũng như toàn bộ dữ liệu bảng:

$H_0 : \alpha_i = 0 \quad \forall i$

$H_1 : \alpha_i < 0 \quad \exists i$

α_i là ước lượng của tốc độ hiệu chỉnh sai số đạt đến sự cân bằng trong dài hạn $y_{it} = -{}^{\beta_i}/_{\alpha_i}\, x_{it}$ cho tất cả các chuỗi i.

Westerlund (2007) đề xuất bốn thử nghiệm thống kê và chia thành hai nhóm, cụ thể các thống kê G_α và G_t kiểm định ý nghĩa thống kê cho trường hợp ở từng đơn vị bảng trong khi các thống kê P_α và P_t kiểm định ý nghĩa thống kê cho toàn bộ dữ liệu bảng. Việc bác bỏ giả thuyết H_0 được xem như là bác bỏ tính đồng liên kết của toàn bộ dữ liệu bảng. Các tiêu chuẩn kiểm định có tính linh hoạt khá cao và cho phép đặc tính hoàn toàn không đồng nhất trong quá trình hồi qui các biến trong ngắn hạn và dài hạn của mô hình hiệu chỉnh sai số (Westerlund và Persyn, 2007).

3.4.3 Phương pháp DGMM (Difference Generalized Method of Moments)

Các phương pháp cổ điển của dữ liệu bảng như Pooled OLS, FEM, REM, FGLS được sử dụng chủ yếu để ước lượng các mô hình dữ liệu bảng tĩnh tuyến tính. Đối với mô hình dạng bảng động (có xuất hiện biến trễ của biến phụ thuộc làm biến độc lập) thì ước lượng trên sẽ không còn đáng tin cậy và cho kết quả ước lượng bị thiên lệch. Nghĩa là khi biến trễ của biến phụ thuộc trở thành một biến độc lập trong ước lượng dữ liệu bảng, các sai số chuẩn tăng lên, nó dẫn đến một sự sai lệch trong ước lượng hệ số biến trễ của biến phụ thuộc (Nickell, 1981). Và nếu các biến hồi quy tương quan với biến trễ biến phụ thuộc, thì hệ số của chúng cũng có thể bị sai lệch nghiêm trọng do các vấn đề nội sinh.

Nội sinh là hiện tượng khi biến độc lập và sai số của mô hình có tương quan với nhau và có ý nghĩa. Khi mô hình bị nội sinh, kết quả ước lượng thông thường sẽ không vững và bị chệch do đó kết quả hệ số hồi quy của mô hình sẽ không đáng tin cậy. Để kiểm tra hiện tượng nội sinh của mô hình, cần thực hiện: (1) Chạy hồi quy mô hình theo phương pháp POLS; (2) Trích xuất sai số (phần dư) của mô hình và lưu giá trị phần dư theo tên mới bằng lệnh Predict u (với u là tên của phần dư được trích xuất); (3) Kiểm tra mối tương quan giữa các biến độc lập và phần dư của mô hình. Nếu hệ số tương quan giữa từng cặp biến độc lập và phần dư có ý nghĩa (1%, 5%, 10%) thì biến đó là nội sinh nhưng tùy thuộc vào giá trị của hệ số thì biến độc lập này được gọi là nội sinh mạnh hoặc nội sinh yếu. Ngược lại, nếu hệ số tương quan giữa biến độc lập và phần dư là không có ý nghĩa thì biến độc lập không bị nội sinh. Sau khi kiểm tra mối tương quan của từng cặp biến, nếu trong mô hình tồn tại biến bị nội sinh thì mô hình được kết luận là bị hiện tượng nội sinh.

Khi đó, ước lượng GMM được xem là lựa chọn thay thế phù hợp. GMM (Generized Method of Moments) là phương pháp moment tổng quát, được sử dụng trong các ước lượng dữ liệu bảng động tuyến tính hoặc các dữ liệu bảng vi phạm tính chất HAC-Heteroskedasticity and AutoCorrelation (đa cộng tuyến và tự tương quan).

Xét phương trình gốc (level equation):

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \ldots + \beta_k X_{ki} + \theta Y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it} \quad (3.15)$$

Xét phương trình sai phân (difference equation/first-differenced equation):

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta X_{2it} + \ldots + \beta_k \Delta X_{ki} + \theta \Delta Y_{i,t-1} + \Delta u_{it} \quad (3.16)$$

Ta có: $\Delta Y_{i,t-1} = Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}$ và $\Delta U_{it} = U_{it} - Y_{i,t-1}$. Bởi vì $Y_{i,t-2}$ có tương quan với biến bị nội sinh $\Delta Y_{i,t-1}$ nhưng không tương quan với sai số ΔU_{it} nên $Y_{i,t-2}$ có thể dùng làm biến công cụ, tương tự $Y_{i,t-3}$, $Y_{i,t-4}$,… cũng có thể dùng làm biến công cụ. Arellanol Bond (1991) đề xuất dùng GMM trên phương trình sai phân để xử lý nội sinh của $\Delta Y_{i,t-1}$ và xử lý tự tương quan của ΔU_{it}. Việc xử lý nội sinh cho phương trình sai phân bằng GMM được gọi là phương pháp DGMM (Difference GMM). Hay nói cách khác, dùng GMM trên phương trình sai phân gọi là DGMM.

Phương pháp DGMM thích hợp với nghiên cứu này vì: Thứ nhất, phương pháp này phù hợp để ước lượng các mô hình động với một hoặc 2 vế của phương trình có chứa biến trễ, với các mô hình này các ước lượng bảng tĩnh không cho phép tạo ra các biến công cụ từ chính các biến trong mô hình; Thứ hai, phương pháp này có thể được sử dụng khi các biến độc lập không phải là biến ngoại sinh ngặt (strictly extrogenous), nghĩa là có tương quan với phần dư, hoặc tồn tại biến nội sinh (endogenous variable) trong mô hình; Cuối cùng, khi mô hình tồn tại các tác động cố định riêng rẽ và phương sai thay đổi hoặc tự tương quan của sai số thì phương pháp này là phù hợp, do khả năng khử các tác động cố định riêng rẽ và khắc phục các khuyết tật của mô hình.

Đã có những bằng chứng thực nghiệm từ các nghiên cứu trước của Baroian E. (2014), Ravindra N. P. (2016), Muhammad N. R. và cộng sự (2017) dùng phương pháp GMM để xem xét ảnh hưởng của giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán các nhóm nước trên thế giới. Do đó, nghiên cứu này sử dụng ước lượng GMM để phân tích tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán các quốc gia Đông Nam Á. Ngoài ra, phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS – Ordinary Least Squares), ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM), ảnh hưởng cố định (FEM) cũng được sử dụng bên cạnh phương pháp GMM nhằm kiểm tra độ vững của kết quả (Baroian E., 2014).

Các kiểm định độ tin cậy của mô hình đã được tác giả thực hiện bao gồm:

- Kiểm định sự tự tương quan của phần dư: Theo Arellano & Bond (1991), ước lượng GMM yêu cầu có sự tương quan bậc 1 và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư. Do vậy, khi kiểm định giả thuyết H_0: không có sự tương quan bậc 1 (kiểm định AR(1)) và không có sự tương quan bậc 2 của phần dư (kiểm định AR(2)), chúng ta bác bỏ H_0 ở kiểm định AR (1) và chấp nhận H_0 ở kiểm định AR (2) thì mô hình đạt yêu cầu.
- Kiểm tra tính phù hợp của mô hình và các biến đại diện: Tương tự các mô hình khác, sự phù hợp của mô hình có thể được thực hiện thông qua kiểm định F. Kiểm định F sẽ kiểm tra ý nghĩa thống kê cho các hệ số ước lượng của biến giải thích với giả thuyết H_0: tất cả các hệ số ước lượng trong phương

trình đều bằng 0, do đó để mô hình phù hợp thì phải bác bỏ giả thuyết H_0. Ngoài ra, kiểm định Sargan/Hansen còn được sử dụng để kiểm tra giả thuyết H_0: các biến công cụ là phù hợp. Khi chấp nhận giả thuyết H_0 nghĩa là các biến công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp.

3.4.4 Ước lượng trung bình nhóm (MG - Mean Group)

Công cụ ước tính MG cung cấp các ước tính nhất quán về hệ số dài hạn bằng cách tách ước lượng hồi quy cho từng quốc gia và tính toán trung bình của các hệ số cụ thể theo quốc gia (Pesaran và Smith, 1995), với giả định rằng ARDL là như sau:

$$a_i(L)y_{it} = b_i(L)x_{it} + d_i z_{it} + e_{it} \quad (3.17)$$

Đối với quốc gia i (i = 1, ..., N), thì các tham số dài hạn cho quốc gia i là:

$$\theta_i = \frac{b_i(1)}{d_i(1)} \quad (3.18)$$

Trong khi đó công cụ ước tính MG cho toàn bộ bảng điều khiển sẽ là:

$$\theta = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{\theta}_i \quad (3.19)$$

Pesara và cộng sự (1999) đã khẳng định rằng thứ tự độ trễ đủ cao trong phương trình ước lượng MG mang lại các công cụ ước tính siêu nhất quán của các tham số dài hạn ngay cả khi có I (1). Các giả định này khá mạnh vì nó đòi hỏi các tham số đặc trưng nhóm được phân phối độc lập với các biến hồi quy, vốn hoàn toàn ngoại sinh.

3.4.5 Ước lượng trung bình nhóm gộp (PMG - Pooled Mean Group)

Pesaran và cộng sự (1999) đã đề xuất các mô hình độ trễ phân tán tự phát (ARDL) để ước tính mối quan hệ đồng tích hợp dài hạn giữa các biến. Trong khung dữ liệu bảng, cho rằng mối quan hệ lâu dài giữa y_t và X_t được đưa ra bởi:

$$y_{it} = \mu_i + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.20)$$

Trong đó, μ_i là các hiệu ứng cố định, i =1,2, ..., N và t =1,2, ..., T. Pesaran và cộng sự (1999) đề xuất phương trình lồng ARDL lồng vào (3.23) để đặc tả mô hình dữ liệu bảng động, có thể được viết là:

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p}\lambda_{ij}y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q}\delta_{ij}^{'}X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.21)$$

Trong đó, X_{it} (k=1) là vectơ của các biến giải thích (hồi quy) cho nhóm i bao gồm biến kiểm soát và các biến điều khiển khác, λ_{ij} đại diện cho các hệ số của các biến phụ thuộc bị trễ và là vô hướng và δ_{ij} là vectơ hệ số (k=1). Thứ tự ARDL phải được chọn để đảm bảo rằng phần dư của sai số là ngoại sinh và không tương quan. Bằng cách tham số hóa lại, phương trình (3.29) có thể được viết dưới dạng sửa lỗi:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \Phi_i y_{i,t-i} + \beta_i' X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*'} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.22)$$

Trong đó, $\Phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij})$, $\beta_i = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}$, $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^{p} \lambda_{im}$ và $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^{q} \delta_{im}$.

Bằng cách nhóm các biến theo cấp độ, phương trình trên được viết lại là:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \Phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i' X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*'} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.23)$$

Với $\theta_i = -(\beta_i / \Phi_i)$ đảm bảo mối quan hệ lâu dài hoặc cân bằng giữa y_{it} và X_{it}. Hệ số ngắn hạn liên quan đến y_{it} và X_{it} được xác định bởi λ_{ij} và δ_{ij}. Ngoài ra, Φ_i đo tốc độ điều chỉnh của y_{it} đối với trạng thái cân bằng dài hạn của nó sau khi thay đổi X_{it}. Nếu I(0) bảo đảm rằng mối quan hệ lâu dài như vậy tồn tại. Theo đó, việc phát hiện ra một âm tính đáng kể có thể được xem là bằng chứng hỗ trợ cho sự hợp nhất giữa y_{it} và X_{it}.

Ước tính PMG cho phép các hệ số ngắn hạn không đồng nhất nhưng ràng buộc các tham số dài hạn là giống nhau trên đơn vị, tức là $q_i = q$, là phương pháp để ước tính các tham số của mô hình, nó mang lại ước tính nhất quán và tiệm cận theo một số giả định đều đặn. Do đó, cả hai ước tính MG và PMG đều được yêu cầu để chọn độ dài độ trễ thích hợp cho các phương trình của từng quốc gia sử dụng Tiêu chí Thông tin Akaike (AIC). Quy trình này xem xét tất cả các độ trễ có thể có trên tất cả các biến và chọn đặc tả có giá trị AIC tốt nhất. Các phương trình (3.2.1) đến (3.2.4) được ước tính cho toàn bộ mẫu với PMG và MG. Công cụ ước tính PMG cung cấp các ước tính hiệu quả hơn so với các công cụ ước tính MG theo giả định về tính đồng nhất dài hạn. Hơn nữa, với khoảng thời gian cho nghiên cứu này là 168 tháng thì ước tính MG có thể thiếu mức độ tự do. Do đó, ước tính PMG có thể phù hợp hơn cho phân tích về mặt lập luận. Tuy nhiên, để đánh giá giữa MG và PMG ước lượng nào phù hợp hơn thi kiểm định Hausman được sử dụng để kiểm định vấn đề này (Pesaran, Shin và Smith, 2001).

Kết luận chương 3

Chương này đã mô tả phương pháp nghiên cứu được sử dụng trong luận án. Phần đầu tiên của chương đã mô tả quy trình nghiên cứu với các bước lần lượt được tiến hành.

Phần thứ hai đề cập mô hình và các giả thuyết của nghiên cứu. Trong đó, các lập luận được đưa ra để lý giải cách lựa chọn mô hình cho việc đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á. Bên cạnh đó, từ việc tổng hợp các nghiên cứu trước ứng với trường hợp thị trường Đông Nam Á, các giả thuyết nghiên cứu cũng được lập luận.

Phần thứ ba mô tả về dữ liệu được thu thập là cần thiết để xác định các biến bị bỏ qua và để hiểu sự thay đổi đáng kể trong dữ liệu. Cuối cùng, dựa trên các nghiên cứu của Baroian E. (2014), Muhammad N. R. và cộng sự (2017), Irandoust M. (2017), Mahmood S, và cộng sự (2017), Basher và cộng sự (2019) luận án đề xuất các phương pháp ước lượng được thực hiện như thống kê mô tả, các kiểm định chính đó là kiểm định nghiệm đơn vị, đồng liên kết. Đồng thời, chương này cũng đề cập đến phương pháp dành cho dữ liệu bảng là DGMM, cùng mô hình MG, PMG. Các ước lượng này được thực hiện bằng phần mềm Stata, đây là một loại phần mềm thống kê được sử dụng để phân tích kinh tế lượng. Chương tiếp theo trình bày các kết quả nghiên cứu từ những ước lượng đã được phác thảo trong chương này.

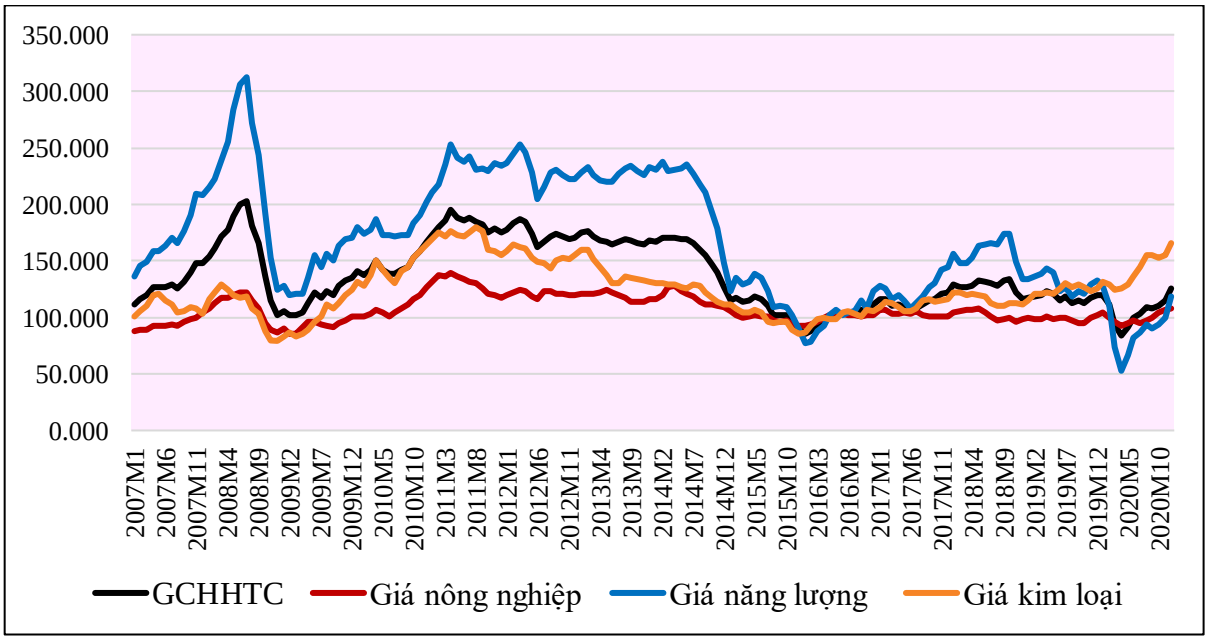
CHƯƠNG 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

4.1 Thực trạng giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

4.1.1 Thực trạng giá cả hàng hóa toàn cầu

Giá cả hàng hóa toàn cầu có nhiều biến động trong những năm từ 2007 đến 2009, với các đợt điều chỉnh nhẹ trước cuộc khủng hoảng tài chính vài tháng. Vào tháng 12 năm 2008, giá dầu thô đã giảm hơn 70% so với mức đỉnh của tháng 7 còn 41 USD/thùng, trong khi giá phi năng lượng, gồm cả thực phẩm và kim loại đã giảm gần 40%. Từ tháng 6 năm 2009, giá dầu thô điều chỉnh lên 69 USD/thùng, giá thực phẩm và kim loại lần lượt tăng 22% và 13%. Hầu hết giá cả hàng hóa được thiết lập duy trì ở mức cao trong năm 2011 và chỉ suy yếu ở mức độ vừa phải vào năm 2013, phản ánh nhu cầu mạnh mẽ, dự trữ thấp và hạn chế nguồn cung liên tục trong một số trường hợp. Từ 2010 đến giữa 2014 mặc dù có những lúc điều chỉnh nhưng giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần cũng có xu hướng tăng. Xét chung cho giai đoạn 2007 – 2020 giá cả hàng hóa toàn cầu đạt cao nhất là tháng 7 năm 2008 và thấp nhất vào tháng 4 năm 2020. Các thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu cũng có những biến động theo thời gian.

Hình 4.1. Biến động giá cả hàng hóa toàn cầu giai đoạn 2007 – 2020



(*Nguồn: IMF*)

Giá hàng hóa nông nghiệp liên tục thay đổi trong giai đoạn 2007 - 2020 thấp nhất là tháng 9 năm 2009 do ảnh hưởng từ khủng hoảng tài chính, nhưng đã dần phục hồi ở thời gian sau. Từ giữa năm 2010, giá nông nghiệp tăng mạnh do điều kiện thời tiết bất lợi (đặc biệt là tình trạng hạn hán ở Trung Âu khiến vụ lúa mì của Nga giảm 25%), trong khi nhu cầu nguyên liệu thô tăng mạnh. Xuất phát từ quá trình biến đổi khí hậu toàn cầu, thiên tai dịch bệnh diễn ra liên tiếp, cùng với tăng trưởng kinh tế nhanh trên thế giới, những năm này quá trình công nghiệp hoá được đẩy mạnh khiến diện tích đất sử dụng cho trồng trọt, chăn nuôi bị thu hẹp. Tất cả những điều trên làm sản lượng lương thực, thực phẩm giảm sút. Trong khi đó, nhu cầu sử dụng lương thực, thực phẩm ngày càng tăng. Ngoài ra, với việc giá năng lượng tăng cao đã khiến nhiều nước sử dụng một lượng lớn ngũ cốc chuyển sang sản xuất nhiên liệu sinh học, làm cho nguồn cung lương thực đã thấp càng giảm sút, khiến giá nhiên liệu, phân bón cao hơn đẩy chi phí sản xuất lên. Kết quả là giá nông nghiệp đã tăng 45% trong khoảng thời gian từ tháng 6 năm 2010 đến tháng 2 năm 2011 và giá lương thực thế giới đã tới đỉnh điểm trong lịch sử vào tháng 4 năm 2011, vượt kỷ lục trước đó được xác lập tháng 7 năm 2008. Từ năm 2011 đến năm 2020, giá nông nghiệp cũng có những điều chỉnh nhưng tương đối ổn định, kể cả khi dịch Covid-19 kìm hãm các hoạt động kinh tế, nhu cầu về nguyên liệu đầu vào cho lĩnh vực nông nghiệp và chăn nuôi bước đầu giảm, nhưng theo IMF thì giá cả của hầu hết các mặt hàng nông nghiệp vẫn có xu hướng ổn định hoặc chỉ giảm ít ngay từ khi đại dịch khởi phát do nguồn cung bền vững trên thế giới.

Giá năng lượng gồm giá dầu và giá nguyên nhiên vật liệu đầu vào sản xuất đạt cao nhất vào tháng 7 năm 2008. Lúc này kinh tế toàn cầu liên tục tăng trưởng cao, đặc biệt là nhóm các nước mới nổi ở khu vực Châu Á, như Trung Quốc, Ấn Độ đã đẩy nhu cầu năng lượng toàn cầu tăng đột biến, cùng với đó những bất ổn, xung đột chính trị quân sự tại khu vực Trung Đông, hoạt động của giới đầu cơ và sự mất giá của đồng USD là các nguyên nhân trực tiếp đẩy giá dầu lên cao chưa từng có trong lịch sử khi tại thị trường New York đạt đỉnh 147,27 USD/thùng vào ngày 11/7/2008, theo hãng tin Bloomberg. Như vậy, giá dầu đã tăng 72%, khí hoá lỏng tăng 95% kể từ đầu năm 2007, đây cũng được ghi nhận là mức tăng cao nhất trong giai đoạn này. Ngoài đợt

sóng lớn nhất của giá dầu qua cuộc khủng hoảng tài chính, thì giá kim loại cũng có khá nhiều biến động trong những năm 2007 - 2020, có thể thấy nếu đỉnh giá năng lượng được xác lập năm 2008 thì giá năng lượng lại chạm đáy vào tháng 4 năm 2020. Sự lây lan của dịch Covid-19 đã nhấn chìm giá năng lượng khi việc hạn chế đi lại khiến nhu cầu về dầu mỏ giảm mạnh trong nửa đầu năm 2020, chỉ từ tháng 2 đến tháng 4, giá dầu đã giảm 60%. Thị trường khí đốt tự nhiên giai đoạn này, giá giao ngay ở mức thấp kỷ lục do lượng hàng tồn đọng quá mức sau mùa đông ôn hòa, nhu cầu yếu ớt, và giá dầu trượt dốc. Nhờ các biện pháp cắt giảm lượng dầu cung ứng của các nước xuất khẩu dầu mỏ, giá dầu bắt đầu phục hồi từ mức trung bình -10 USD/thùng cuối tháng 4/2020 lên trên 40 USD/thùng trong tháng 6/2020, nhưng những tháng cuối năm 2020, giá dầu vẫn duy trì ở mức thấp hơn 25 USD so với đầu năm.

Trong giai đoạn 2007-2020, giá kim loại thế giới cũng có những biến động. Nếu năm 2007, vàng có giá chỉ 606 USD/ounce thì đã vọt lên đỉnh 1.923 USD/ounce vào tháng 8 năm 2011. Tuy nhiên, sau khi đạt đỉnh, giá vàng thế giới liên tục lao dốc. Trong suốt 7 năm không xác lập lại được cột mốc cao lịch sử nào, thị trường vàng thế giới kém sôi động. Năm 2014, giá vàng thế giới biến động phức tạp hơn. Vàng tăng mạnh vào quý I lên gần 1.400 USD/ounce. Sau đó giảm vào quý III và IV xuống còn 1.190 USD/ounce. Do căng thẳng địa chính trị diễn ra trên toàn thế giới, tình cảnh ảm đạm kéo dài liên lục sang năm 2015, giá vàng có phiên chạm đáy 6 năm, chỉ còn 1.049 USD/ounce, vàng không còn là một kênh thu hút giới đầu tư thế giới. Năm 2016, giá vàng tăng 9% và chấm dứt chuỗi trượt dốc 3 năm liên tiếp trước đó. Năm 2017 và 2018 giá vàng đem lại nhiều kỳ vọng hơn khi có sự phục hồi nhẹ. Năm 2019 giá vàng thế giới nhận được nhiều tín hiệu tích cực, tăng giá 11%, đem lại lợi nhuận cao cho các nhà đầu tư kim loại, trong phiên giao dịch sáng 31/12, giá vàng thế giới quanh ngưỡng 1.516 USD/ounce. Trong năm 2020, giá cả các mặt hàng kim loại cơ bản tăng 18,2%, mặc dù hoạt động công nghiệp yếu ớt trong quý I/2020 đã gây áp lực giảm giá kim loại. Sau đó, những gián đoạn về nguồn cung và hoạt động khai mỏ liên quan đến Covid-19 cùng sự phục hồi hoạt động công nghiệp tại Trung Quốc (chiếm khoảng ½ nhu cầu trên thế giới) đã giúp giá kim loại tăng trở lại mức giá trước đại dịch. Ngoài ra, các biện pháp hỗ trợ chưa từng có cũng là

yếu tố thúc đẩy kim loại tăng giá. Giá kim loại tăng mạnh do nhu cầu cao cũng bắt nguồn từ làn sóng tìm kiếm tài sản trú ẩn an toàn trước những lo ngại về diễn biến Covid-19 ngày càng xấu đi. Trong số kim loại cơ bản, giá quặng sắt tăng 37% trong năm 2020; giá đồng tăng 14,4% do kỳ vọng nhu cầu sẽ tăng cao tại Trung Quốc, lượng hàng tồn kho giảm, và rối loạn nguồn cung tại các nước chủ chốt về sản xuất kim loại.

4.1.2 Thực trạng thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á

Thị trường chứng khoán Đông Nam Á đã phát triển đáng kể về quy mô trong những năm trở lại đây, hội nhập tài chính khu vực ngày càng tăng, tự do hóa tài khoản vốn và cải thiện cấu trúc thị trường. Từ đó, thị trường chứng khoán Đông Nam Á nổi lên là điểm sáng cung cấp nhiều cơ hội và có sức hấp dẫn với dòng vốn quốc tế. Các nhà đầu tư trên thế giới cũng quan tâm nhiều hơn đến các thị trường chứng khoán như Singapore và Malaysia, Thái Lan, Indonesia, Philippines và Việt Nam.

Bảng 4.1. Vốn hóa thị trường chứng khoán của một số nước Đông năm Á

Đơn vị tính: Triệu USD

Năm	Indonesia	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
2007	211,693 (48.97%GDP)	325,290 (168.07%GDP)	102,853 (65.94%GDP)	539,177 (297.98%GDP)	197,129 (74.97%GDP)	19,542 (31.85%GDP)
2008	98,761 (19.35%GDP)	189,239 (81.99%GDP)	52,031 (28.65%GDP)	264,974 (136.86%GDP)	103,128 (35.39%GDP)	12,366 (12.47%GDP)
2009	214,941 (39.84%GDP)	289,219 (142.99%GDP)	86,349 (49.07%GDP)	481,247 (247.87%GDP)	176,956 (62.85%GDP)	33,307 (31.42%GDP)
2010	360,388 (47.73%GDP)	408,689 (160.261%GDP)	157,321 (75.5%GDP)	647,226 (269.89%GDP)	277,732 (81.42%GDP)	36,855 (31.79%GDP)
2011	390,107 (43.69%GDP)	395,624 (132.78%GDP)	165,066 (70.48%GDP)	598,273 (214.17%GDP)	268,489 (72.4%GDP)	25,962 (19.15%GDP)
2012	428,223 (46.66%GDP)	466,588 (148.39%GDP)	229,317 (87.55%GDP)	765,078 (259.27%GDP)	389,756 (98.04%GDP)	36,706 (23.56%GDP)
2013	346,674 (37.99%GDP)	500,387 (154.8%GDP)	217,320 (76.55%GDP)	744,413 (242.03%GDP)	354,367 (84.31%GDP)	45,127 (26.36%GDP)
2014	422,127 (47.39%GDP)	459,004 (135.78%GDP)	261,841 (88.02%GDP)	752,831 (239.11%GDP)	430,427 (105.67%GDP)	52,427 (28.16%GDP)
2015	353,271 (41.04%GDP)	382,977 (127.09%GDP)	238,820 (77.93%GDP)	639,956 (207.78%GDP)	348,798 (86.92%GDP)	58,734 (30.39%GDP)
2016	425,768 (45.68%GDP)	359,788 (119.43%GDP)	239,738 (75.24%GDP)	640,428 (200.91%GDP)	432,956 (104.74%GDP)	73,222 (35.67%GDP)
	520,687	455,772	290,401	787,255	548,795	125,310

2017	(51.27%GDP)	(142.83%GDP)	(88.41%GDP)	(229.3%GDP)	(120.26%GDP)	(55.99%GDP)
2018	486,766 (46.7%GDP)	398,019 (110.93%GDP)	258,156 (74.43%GDP)	687,257 (182.79%GDP)	500,741 (98.84%GDP)	132,653 (54.1%GDP)
2019	523,322 (46.76%GDP)	403,957 (110.59%GDP)	275,302 (73.06%GDP)	697,271 (186.24%GDP)	569,228 (104.59%GDP)	149,817 (57.2%GDP)
2020	496,086 (46.87%GDP)	436,538 (129.53%GDP)	272,790 (75.46%GDP)	652,615 (191.95%GDP)	543,165 (108.28%GDP)	186,009 (68.6%GDP)

(*Nguồn:World Bank*)

Khu vực Đông Nam Á cho thấy sự phát triển mạnh mẽ về giá trị vốn hóa thị trường và gia tăng hội nhập tài chính thể hiện qua mức vốn hóa thị trường năm 2020 của Singapore (653 tỷ USD), Thái Lan (543 tỷ USD), Indonesia (496 tỷ USD), Malaysia (436 tỷ USD), Phillipins (273 tỷ USD) và Việt nam (186 tỷ USD). Tổng giá trị vốn hóa thị trường cổ phiếu huy động của các nước Đông Nam Á nêu trên từ 1.396 tỷ USD năm 2007 đã tăng 85% lên 2.587 tỷ USD năm 2020. Trong đó, Việt Nam là nước có mức vốn hoá thị trường nhỏ nhất, nhưng lại có tốc độ vốn hóa thị trường trên GDP nhanh nhất, so với năm 2007 thì tăng gấp gần 10 lần và đạt 68,6% GDP vào năm 2020. Xét trên thực tế xét về chất lượng nguồn cầu, thì TTCK Việt Nam vẫn còn thiếu hụt nhiều các nhà đầu tư có tổ chức, đây là lực lượng mạnh có khả năng hội nhập cao vào TTCK khu vực.

Bảng 4.2. Giá trị giao dịch cổ phiếu của một số nước Đông năm Á

Đơn vị tính: Triệu USD

Nước	Indonesia	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
2007	94,914.29	54,640.50	24,234.70	381,288.70	112,751.13	12,583.00
2008	75,849.34	82,321.32	12,368.67	253,028.45	106,057.51	10,151.67
2009	86,073.39	80,838.64	14,319.41	253,832.05	126,621.46	33,009.60
2010	104,452.21	114,789.30	22,249.33	305,796.89	222,431.07	30,856.48
2011	105,475.47	130,317.51	27,366.63	274,686.37	215,271.14	11,524.01
2012	91,929.37	123,657.19	35,684.03	260,747.37	238,851.46	5,718.00
2013	98,857.72	142,164.23	44,588.93	278,735.28	349,911.67	13,964.51
2014	90,721.49	142,651.43	42,213.21	200,606.61	310,639.82	29,863.07
2015	75,045.30	111,481.68	38,418.04	198,030.46	271,316.69	23,745.95
2016	90,406.63	98,285.42	35,851.41	188,052.42	324,998.74	27,014.07
2017	92,513.09	137,419.33	33,804.50	219,611.95	339,528.73	44,295.57

2018	104,652.37	135,334.93	29,213.84	219,525.21	386,542.65	52,803.73
2019	117,889.02	108,620.12	29,994.65	114,204.16	367,105.83	31,559.71
2020	131,144.74	248,607.74	32,738.06	147,030.90	481,299.00	56,858.82

(*Nguồn:World Bank*)

Thanh khoản của thị trường chứng khoán thường đề cập đến giá trị giao dịch của cổ phiếu. Khối lượng giao dịch là số lượng đơn vị cổ phiếu được giao dịch trong một khoảng thời gian nhất định. Thanh khoản cao là giá trị giao dịch lớn và ngược lại. Việt Nam có tính thanh khoản tương đối thấp khi so sánh với các nước trong khu vực ngoại trừ Phillipines. TTCK Việt Nam dù có mức giá trị giao dịch cổ phiếu thấp nhất khu vực, nhưng có tốc độ tăng trưởng lớn nhất (từ 12.583 triệu USD năm 2007 lên 56.589 triệu USD năm 2020, tăng gần 5 lần). Singapore là nước có giá trị giao dịch cổ phiếu ở mức cao nhất so với các quốc gia còn lại năm 2007 nhưng lại suy giảm gần, trong khi Thái Lan lại vươn lên vị trí số 1 trong khu vực về giá trị giao dịch cổ phiếu.

Bảng 4.3. Tốc độ luân chuyển cổ phiếu của một số nước Đông năm Á

Đơn vị tính: %

Năm	Indonesia	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
2007	44.84	47.54	23.56	70.72	57.20	87.90
2008	76.80	43.50	23.77	95.49	102.84	82.09
2009	40.05	27.95	16.58	52.74	71.56	99.11
2010	28.98	28.09	14.14	47.25	80.09	83.72
2011	27.04	32.94	16.58	45.91	80.18	44.39
2012	21.47	26.50	15.56	34.08	61.28	29.50
2013	28.52	28.41	20.52	37.44	98.74	30.94
2014	21.49	31.08	16.12	26.65	72.17	56.96
2015	21.24	29.11	16.09	30.94	77.79	40.43
2016	21.23	27.01	14.49	31.93	80.92	36.89
2017	17.77	30.06	11.64	27.90	61.87	35.02
2018	21.50	34.00	11.32	31.94	77.19	39.81
2019	22.53	26.89	10.90	16.38	64.49	22.30
2020	26.44	56.95	12.00	21.08	88.61	30.57

(*Nguồn:World Bank*)

Tốc độ luân chuyển cổ phiếu dùng để đo lường độ năng động của thị trường, và được xác định bằng giá trị giao dịch trên giá trị vốn hóa thị trường. Trong đó Indonesia, Singapore,Việt Nam có tốc độ luân chuyển giảm dần từ năm 2007 đến năm 2012, còn từ năm 2012 đến năm 2020 có thay đổi nhưng ko nhiều; đối với Malaysia, Thái Lan tốc độ luân chuyển cổ phiếu giao động khá nhiều ở giai đoạn này; trong khi tốc độ luân chuyển cổ phiếu của Phillipines thì thấp nhất trong nhóm nước được phân tích và biến động giảm dần qua các năm.

Bảng 4.4. Số lượng các công ty niêm yết trên TTCK một số nước ASEAN

Đơn vị tính: công ty

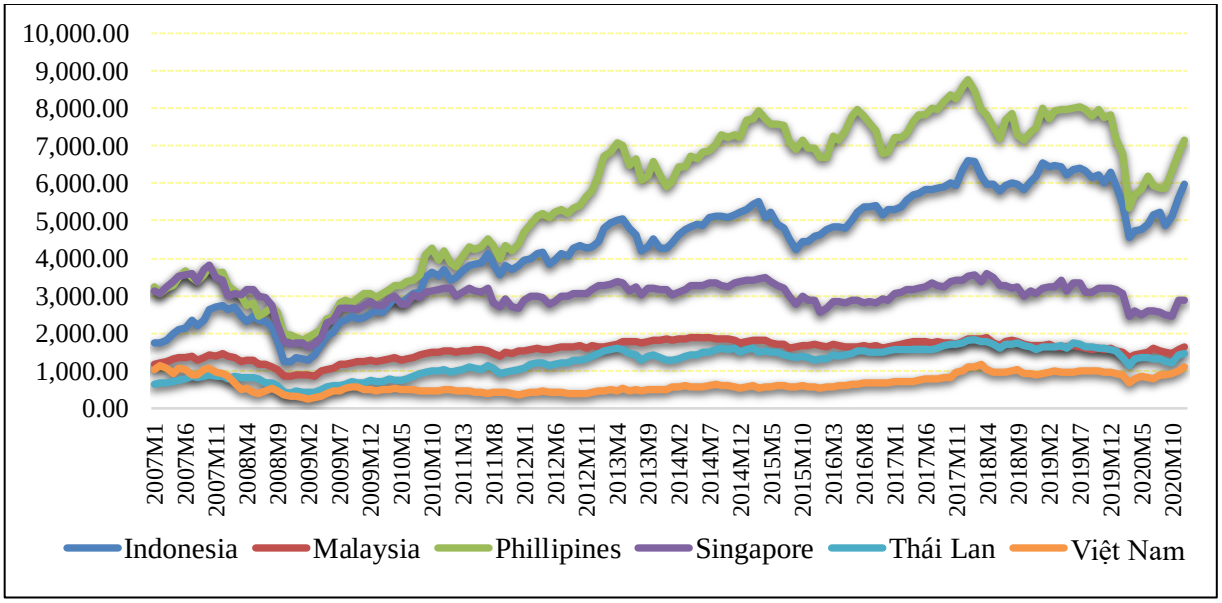
Năm	Indonesia	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
2007	383	983	242	472	523	237
2008	396	972	244	455	525	330
2009	398	952	246	459	535	445
2010	420	948	251	461	541	634
2011	440	932	251	462	545	687
2012	459	911	252	472	558	697
2013	483	900	254	479	584	678
2014	506	895	260	484	613	670
2015	521	892	262	483	639	684
2016	537	893	262	479	656	696
2017	566	894	264	483	688	728
2018	619	902	264	482	704	749
2019	668	919	265	470	725	745
2020	713	927	268	459	743	744

(*Nguồn:World Bank*)

Số lượng công ty niêm yết của các nước Đông Nam Á có chiều hướng tăng theo thời gian ngoại trừ Malaysia và Singapore. Mặc dù số lượng công ty yết có sự giao động và còn giảm nếu so với 2007 nhưng số lượng công ty niêm tại TTCK Malaysia vẫn dẫn đầu khu vực năm 2020 với 921 công ty. Việt Nam đứng thứ hai, khi đã tăng từ 237 công ty so với năm 2007 đạt 744 công ty năm 2020. Tốc độ tăng trưởng số

lượng công ty niêm yết Việt Nam đạt cao nhất, tuy vậy vốn điều lệ của các công ty khá nhỏ so với quy mô các nước trong khu vực. Còn Phillipines có lượng công ty niêm yết thấp nhất trong nhóm sáu nước Đông Nam Á kể trên.

Hình 4.2. Chỉ số chứng khoán một số nước Đông Nam Á giai đoạn 2007 – 2020



(*Nguồn: Sở giao dịch chứng khoán các nước Đông Nam Á*)

Từ năm 2000 đến năm 2020 chỉ số giá chứng khoán của sáu nước Đông Nam Á được xem xét phát triển theo xu hướng tăng, đáng chú ý có hai mốc thời gian năm 2008 với ảnh hưởng của khủng khoảng tài chính, và năm 2020 do dịch Covid nên thị trường có điều chỉnh giảm, biến động tăng ở năm liền kề. Cũng cần nhìn nhận rằng Châu Á nói chung, khu vực ASEAN có nền kinh tế đang phát triển, dễ chịu nhiều ảnh hưởng và có độ nhạy cảm với các biến động môi trường bên ngoài khá lớn.

4.2 Kết quả mô hình nghiên cứu.

4.2.1 Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Để có cái nhìn rõ hơn về đặc điểm bộ dữ liệu nghiên cứu từ tháng 1 năm 2007 đến tháng 12 năm 2020, luận án thực hiện thống kê mô tả được trình bày ở bảng 4.5.

Kết quả thống kê mô tả cho thấy biến phụ thuộc SI có giá trị cao nhất đạt 1.2221, trong khi đó giá trị thấp nhất là -0.6763, giá trị trung bình là 0.0507, với độ lệch chuẩn 0.2371. Đạt giá trị lớn nhất là chỉ số PSE của Philippin vào tháng 1 năm 2018 và nhỏ nhất là chỉ số VNI của Việt Nam vào tháng 2 năm 2009.

Bảng 4.5 Thống kê mô tả các biến

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
SI	936	0.0507	0.2371	-0.6763	1.0221
GPI	936	0.0101	0.2241	-0.4231	0.5688
API	936	0.0131	0.1347	-0.2694	0.3662
EPI	936	0.0072	0.3255	-0.6329	0.8682
MPI	936	0.0388	0.2040	-0.3515	0.7727
WI	936	0.0440	0.1659	-0.4841	0.5094
ER	936	0.0144	0.0707	-0.2208	0.3589
CPI	936	0.0350	0.0400	-0.0443	0.2832
IR	936	-0.0195	0.1241	-0.5081	0.8113

(Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 2)

Sự phân bổ dữ liệu của các biến độc lập cũng được trình bày. GPI đại diện cho giá cả hàng hóa toàn cầu có giá trị cao nhất 0.5688 tháng 7 năm 2008, thấp nhất là -0.4231 tháng 4 năm 2020, trung bình là 0.0101, độ biến động so với giá trị trung bình là 0.2241. API đại diện cho giá nông nghiệp có giá trị cao nhất là 0.3662 thấp nhất chỉ là -0.2694 giá trị trung bình là 0.0131, độ lệch chuẩn là 0.3255. Giá năng lượng EPI có giá trị trung bình là 0.0072, thấp nhất là -0.6329, cao nhất là 0.8682, độ biến động so với giá trị trung bình là 0.3255. MPI đại diện cho giá năng lượng có giá trị thấp nhất là -0.3515, giá trị cao nhất là 0.7727, trung bình là 0.0388, độ lệch chuẩn là 0.204. Đối với các biến vĩ mô được sử dụng trong mô hình, đáng chú ý là chỉ số chứng khoán toàn cầu (WI) và lãi suất (IR) có biến động khá lớn với độ lệch chuẩn lần lượt là 0.1659, 0.1241 chênh lệch khá lớn với các biến còn lại.

Hệ số tương quan đo lường mức độ quan hệ tuyến tính giữa hai biến, không phân biệt biến này phụ thuộc vào biến kia. Mối tương quan giữa các biến trong mô hình được thể hiện qua bảng 4.6. Kết quả cho thấy, các biến giải thích có mối tương quan khá thấp[3] với biến phụ thuộc, trong đó chỉ số giá thị trường chứng khoán tương quan

[3] Theo Evan (1996), hệ số tương quan giữa các biến từ 0.4 đến 0.59 được xem là đáng kể, từ 0.60 đến 0.79 là mạnh và nhỏ hơn 0.39 là tương quan yếu.

đến chỉ số chứng khoán toàn cầu với hệ số tương quan là -0.2432, chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các yếu tố thành phần gồm chỉ số giá nông nghiệp, chỉ số giá năng lượng và chỉ số giá kim loại cũng có tương quan yếu với mức tương quan lần lượt là 0.2577, -0.2385, -0.2554. Biến có tương quan đáng kể nhất với chỉ số giá chứng khoán Đông Nam Á là chỉ số chứng khoán toàn cầu (0.3055), hai biến có tương quan yếu là tỷ lệ lạm phát (-0.2024) và lãi suất (-0.2175).

Bảng 4.6 Ma trận hệ số tương quan

	SI	**GPI**	**API**	**EPI**	**MPI**	**WI**	**ER**	**CPI**	**IR**
SI	1								
GPI	-0.2432	1							
API	0.2577	0.4712	1						
EPI	-0.2385	0.4465	0.4091	1					
MPI	-0.2554	0.4658	0.3964	0.4654	1				
WI	0.3055	0.2174	0.2420	0.3027	0.1675	1			
ER	0.1799	-0.1756	-0.1906	0.2752	-0.1744	-0.2505	1		
CPI	-0.2024	0.1882	0.2778	-0.1578	0.1142	0.2452	-0.1645	1	
IR	-0.2175	-0.2125	-0.1724	0.1550	-0.1889	-0.2117	0.2418	-0.2665	1

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 2*)

Giữa các biến giải thích đa phần tương quan khá thấp, chỉ một số cặp biến có tương quan đáng kể. Trong đó, giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại vì là các yếu tố thành phần nên có tương quan mạnh với giá cả hàng hóa toàn cầu. Như vậy, bảng ma trận hệ số tương quan cặp giữa các biến độc lập cho thấy ngoại trừ giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần là giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại có tương quan cao nhưng các cặp biến này không được sử dụng chung với nhau trong một mô hình, còn lại không cặp biến nào có hệ số tương quan $r_{ij} > 0.8$, tức phần lớn các biến trong mô hình không có hiện tượng tương quan chặt với nhau.

Đa cộng tuyến là hiện tượng các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu có mối quan hệ phụ thuộc tuyến tính với nhau và được thể hiện dưới dạng hàm số. Nếu mô hình có hiện tượng đa cộng tuyến cao thì khi sử dụng các phương pháp ước lượng sẽ dẫn đến kết quả ước lượng của các hệ số hồi quy trong mô hình nghiên cứu sẽ không

còn ổn định, các ước lượng sẽ nhạy cảm với sự thay đổi của dữ liệu. Theo Gujarati (2009) khi chỉ số VIF (variance inflation factor) lớn hơn 10 thì chắc chắn có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến, nếu các biến số trong mô hình có chỉ số VIF nhỏ hơn 10 thì khả năng sẽ không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu.

Bảng 4.7 Kết quả kiểm định đa cộng tuyến

Biến	VIF	1/VIF
GPI	2.36	0.423274
CPI	1.74	0.576274
ER	1.69	0.590873
WI	1.48	0.677775
IR	1.33	0.749074
Mean VIF	**1.72**	

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 2*)

Kết quả bảng 4.7 cho thấy hệ số VIF có giá trị trung bình là 1.72, giá trị VIF dao động từ 1.33 đến 2.36. Nghĩa là chỉ số VIF của tất cả các biến độc lập trong mô hình đều nhỏ hơn 10, nên có thể kết luận về khả năng xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu là không đáng kể.

4.2.2 Kiểm định tính dừng và kiểm định đồng liên kết

4.2.2.1 Kiểm định tính dừng dữ liệu bảng (Panel unit root test)

Để tránh hồi quy giả mạo, cùng những hạn chế của đặc tính dữ liệu bảng là sự đồng nhất trong các tham số, tác giả thực hiện kiểm tra nghiệm đơn vị để xác định tính dừng của các biến có liên quan trong nghiên cứu. Có 4 loại kiểm định nghiệm đơn vị khác nhau của các bảng được thực hiện, đó là Breitung (2000); Im, Pesaran và Shin (2003), còn gọi là IPS; ADF-Fisher và Philips Perron-PP (1999). Cụ thể, Breitung kiểm tra giả định nghiệm đơn vị chung cho tất cả các nước, tức là $\rho_i = \rho$; Im, Pesaran và Shin (2003), ADF-Fisher, Philips Perron (PP) được trình bày bởi Maddala and Wu (1999) cho phép kiểm định nghiệm đơn vị khác nhau từng nước. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị thể hiện cả ở bậc gốc và sai phân bậc 1.

Bảng 4.8 Kết quả kiểm định tính dừng của các biến

Bậc gốc	Breitung	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
SI	-0.5054	-4.0431	7.3974	-8.4647
	0.2061	0.2578	0.2412	0.5043
GPI	-5.1379	-5.3185	4.7081	-5.1208
	0.1684	0.1017	0.3651	0.2759
API	3.4042	-6.4852**	-8.4701*	6.1847
	0.2291	0.0327	0.0508	0.2961
EPI	-3.0479	-5.2446	7.4075	6.8022
	0.1054	0.1839	0.2031	0.3593
MPI	-3.5147	-6.7634	-3.1604	5.6035
	0.1036	0.2109	0.2217	0.1823
WI	-3.4609**	-4.4026**	14.8273***	16.9814***
	0.0102	0.0598	0.0041	0.0045
ER	-1.7543*	-2.8435*	4.8031**	3.6968
	0.0516	0.0713	0.0325	0.3426
CPI	3.1503	-3.9145	6.2581	5.9068***
	0.5102	0.2912	0.9634	0.0019
IR	-4.0096	-1.4271	3.2847***	3.8249***
	0.1478	0.1058	0.0032	0.0051
Sai phân bậc 1	**Breitung**	**IPS**	**Fisher-ADF**	**Fisher-PP**
SI	-13.6203***	-24.6112***	75.0156***	81.8391***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
GPI	-9.5097***	-24.8036***	77.8266***	34.5509***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
API	-16.3588***	-21.7349***	68.2603***	81.3351***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
EPI	-12.4719***	-21.1485***	82.7451***	85.3911
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
MPI	-13.3577***	-24.2802***	87.8913***	89.0219***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

WI	-15.3504***	-25.6402***	51.6031***	82.5893***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ER	-14.1288***	-26.2394***	78.0763***	86.3065***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CPI	-15.8217***	-32.4368***	52.6707***	83.6819***
	0.0000	-0.0000	0.0000	0.0000
IR	-13.5903***	-25.3455***	74.0236***	55.6902***
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Lưu ý: (1) P-value được hiển thị trong ngoặc đơn.

*(2) ***, **, * lần lượt tương ứng với ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.*

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 3*)

Kết quả Bảng 4.8 cho thấy mỗi biến không dừng cùng cấp độ tích hợp. Khi thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị ở bậc gốc, giá cả cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố thành phần không dừng bậc gốc, ngoại trừ giá nông nghiệp dừng bậc gốc với mức ý nghĩa 5% trong kiểm định IPS và 10% trong kiểm đinh Fisher-ADF. Đối với các biến kiểm soát, chỉ số chứng khoán toàn cầu dừng bậc gốc ở mức ý nghĩa 5% ở kiểm định IPS và 1% với các kiểm định còn lại; tỷ giá hối đoái dừng bậc gốc với mức ý nghĩa 10% trong kiểm định Breitung và IPS, còn kiểm định Fisher-ADF ở mức 5%, nhưng không dừng bậc gốc ở các kiểm định Fisher-PP; Tỷ lệ lạm phát dừng bậc gốc trong kiểm định Fisher-PP; Lãi suất không dừng bậc gốc trong kiểm định nghiệm đơn vị của Breitung và IPS.

Áp dụng kiểm định nghiệm đơn vị cho sai phân bậc 1 của các biến, kết quả cho thấy tất cả các biến đều dừng ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, kết quả kiểm định nghiệm đơn vị chỉ ra rằng mỗi biến số có một mức tích hợp khác nhau theo thứ tự tích hợp 0 tức I(0) và theo thứ tự tích hợp một tức I(1), hay có những biến dừng bậc 0, có những biến dừng bậc 1. Trên cơ sở của việc dừng hỗn hợp I(0) và I(1) của các biến, nghiên cứu tiếp tục thực hiện kiểm định đồng liên kết dữ liệu bảng ở phần tiếp theo.

4.2.2.2 Kiểm định đồng liên kết dữ liệu bảng (Panel Cointegration Tests)

Sau khi có thứ tự tích hợp, kiểm định đồng liên kết bảng điều khiển được sử dụng để kiểm tra mối quan hệ hợp nhất giữa các biến trong nghiên cứu. Những thử

nghiệm đồng liên kết được phát triển trong dữ liệu bảng bao gồm kiểm định Kao (1999), kiểm định Pedroni (2000, 2004) và kiểm định Westerlund (2007). Các nghiên cứu thực nghiệm của Musibau H. O. (2017), Wakilat P. và cộng sự (2016), Md. Al-Mamun (2013) đã sử dụng kiểm định đồng liên kết của Westerlund với bốn kiểm định đồng liên kết được dựa trên hiệu chỉnh sai số thay vì trên kiểm định phần dư và không áp đặt bất cứ ràng buộc chung nào. Các tiêu chuẩn kiểm định có tính linh hoạt khá cao và cho phép đặc tính hoàn toàn không đồng nhất trong quá trình hồi qui các biến ngắn hạn và dài hạn của mô hình hiệu chỉnh sai số. Từ đó, nghiên cứu này cũng tiến hành thực hiện kiểm định đồng liên kết của Westerlund.

Bảng 4.9 Kết quả kiểm định đồng liên kết Westerlund

(Biến phụ thuộc: SI)

Các biến		Gt	Gα	Pt	Pα
GPI	**Giá trị**	-4.055	-37.093	-11.475	-37.076
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
API	**Giá trị**	-4.087	-38.033	-11.791	-39.585
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
EPI	**Giá trị**	-4.165	-39.830	-12.427	-43.595
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
MPI	**Giá trị**	-3.219	-26.212	-9.316	-28.413
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
WI	**Giá trị**	-3.666	-28.415	-9.787	-27.124
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ER	**Giá trị**	-3.662	-34.373	-11.920	-45.522
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
CPI	**Giá trị**	-3.512	-33.442	-8.387	-33.519
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
IR	**Giá trị**	-3.625	-33.814	-11.745	-44.261
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 4*)

Bảng 4.9 trình bày kết quả kiểm định Westerlund (2007) về đồng liên kết giữa chỉ số thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á (SI) với giá cả hàng hóa toàn cầu (GPI), các yếu tố thành phần như chỉ số giá nông nghiệp (API), chỉ số giá năng lượng (EPI), chỉ số giá kim loại (MPI) và các biến kinh tế vĩ mô khác gồm chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI (WI), tỷ giá hối đoái giữa nội tệ so với đô la Mỹ (ER), chỉ số giá tiêu dùng nội địa (CPI), lãi suất cho vay (IR). Để lựa chọn độ trễ tối ưu, dựa vào trị số tối thiểu của AIC (Akaike's Information Criterion). Westerlund (2007) sử dụng bốn số liệu thống kê để kiểm tra sự tồn tại của đồng liên kết. Đối với thống kê nhóm G_t và G_α, giả thuyết H_0 là không có đồng liên kết cho các đơn vị cắt ngang và giả thuyết thay thế là không có đồng liên kết trong một số đơn vị, nhưng có đồng liên kết ở một số đơn vị khác. Tương tự, giả thuyết H0 về thống kê đối với nhóm P_t và P_α chỉ ra thông tin cho tất cả các bảng là không có đồng liên kết cho tất cả các đơn vị cắt ngang và giả thuyết thay thế H_1 là có đồng liên kết cho tất cả các đơn vị cắt ngang.

Khi giá trị P-value của các thống kê thu được đều < α (5%), giả thuyết H_0 là không có đồng kết hợp của tất cả các thống kê đã bị bác bỏ. Theo đó, đồng liên kết đã đạt được trong tất cả các mô hình cho tất cả các quốc gia. Như vậy, với mức ý nghĩa 1%, giá cả hàng hóa toàn cầu, cùng các yếu tố thành phần và các biến kinh tế vĩ mô khác gồm chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái, chỉ số giá tiêu dùng nội địa và lãi suất cho vay đều có đồng liên kết với chỉ số thị trường chứng khoán các nước được lựa chọn. Cho nên mô hình áp dụng trong nghiên cứu gợi ý về khả năng có mối tương quan dài hạn và ngắn hạn giữa thị trường chứng khoán Đông Nam Á với giá cả hàng hóa toàn cầu, những yếu tố thành phần, cùng các biến kinh tế vĩ mô khác.

4.2.3 Kết quả mô hình nghiên cứu.

4.2.3.1 Kết quả tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

- Kết quả của mô hình DGMM.

Để phân tích tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các quốc gia Đông Nam Á, nghiên cứu sử dụng các phương pháp ước lượng khác nhau cho mẫu nghiên cứu tổng thể của 6 quốc gia Đông Nam Á giai đoạn 2007-2020.

Trước tiên, các ước lượng Pooed OLS, FEM và REM cho mô hình (3.1) được thực hiện lần lượt. Các kiểm định F, Hausman, Breusch-Pagan Lagrangian được tiến hành để chọn lựa mô hình thích hợp cho phân tích giữa POLS hay FEM, POLS hay REM và REM hay FEM. Kết quả cho thấy: đối với kiểm định F-test có p-value < mức ý nghĩa α (5%) nên mô hình FEM là phù hợp hơn mô hình Pooled OLS; đối với kiểm định Hausman có p-value < mức ý nghĩa α (5%) do đó mô hình FEM là phù hợp hơn mô hình REM; đối với kiểm định Breusch-Pagan Lagrangian có p-value < mức ý nghĩa α (5%) vì thế mô hình REM là phù hợp hơn mô hình Pooled OLS. Như vậy, ước lượng FEM thích hợp hơn REM và Pooled OLS trong việc giải thích tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các quốc gia Đông Nam Á.

Bảng 4.10 Kết quả kiểm định Hausman và các kiểm định khác

Other Test/ Diagnostics	Test Statistics	Probabilities
Hausman Test	19.02	0.0019
Modified Wald test	126.12	0.0000
Wooldridge test for autocorrelation	292.864	0.0000

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 5*)

Tiếp theo, luận án kiểm tra khuyết tật phương sai thay đổi và tự tương quan với mô hình FEM được lựa chọn. Kết quả cho thấy: đối với kiểm định Modified Wald test có p-value < mức ý nghĩa α (5%) do đó mô hình FEM bị hiện tượng phương sai thay đổi, đối với kiểm định Wooldridge test có p-value < mức ý nghĩa α (1%) cho nên mô hình FEM cũng bị hiện tượng tự tương quan. Khi đó, sử dụng phương pháp bình phương bé nhất tổng quát khả thi (FGLS) để xử lý hiện tượng phương sai thay đổi và hiện tượng tự tương quan. Khi hồi qui các biến độc lập với phần dư, kết quả xác định các biến GPI, WI, ER, CPI, IR đều có tương quan có ý nghĩa đối với phần dư của mô hình, tuy nhiên mức độ tương quan là khác nhau giữa các cặp biến chứng tỏ mức độ nội sinh của mỗi biến là khác biệt. Như vậy, mô hình vừa bị tự tương quan, vừa bị phương sai sai số thay đổi và vừa bị nội sinh, khi đó nhằm loại bỏ các vấn đề này thì ước lượng DGMM của Arellano và Bond (1991) được áp dụng để cho kết quả ước lượng hiệu quả và vững. Bên cạnh đó, các biến gây nội sinh có thể được sử dụng như

biến công cụ dưới dạng các biến trễ với giả định rằng các sai số trong phương trình gốc không xuất hiện hiện tượng tương quan chuỗi nghiêm trọng (Judson & Owen, 1999).

Bảng 4.11 Kết quả đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á từ mô hình DGMM

SI	Hệ sô hồi quy	Sai số chuẩn	t	P>t
GPI	0.6810***	0.0678	10.04	0.000
WI	1.8182***	0.0952	19.10	0.000
ER	0.8065***	0.1116	7.23	0.000
CPI	-0.1277***	0.0731	-1.75	0.081
IR	-0.9259*	0.3556	-2.60	0.009
SI(-1)	0.1283***	0.0242	5.29	0.000
AR(1) p-value	0.000			
AR(2) p-value	0.636			
Sargan test (p-value)	0.528			
Number of groups	6			
Number of instruments	5			
Second stage F-test P-value	0.000			

*Ghi chú: ***, **, * tương ứng với ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%*

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 5*)

Kết quả ước lượng cho thấy giá trị p-value của kiểm định AR(1) là 0.000 nhỏ hơn mức ý nghĩa 5% nên bác bỏ giả thuyết H_0: không có sự tương quan chuỗi bậc 1, nghĩa là có sự tương quan chuỗi bậc 1 và có giá trị p-value của kiểm định AR(2) là 0.951 lớn hơn mức ý nghĩa 5%, nên chấp nhận giả thuyết H_0: không có sự tương quan chuỗi bậc 2. Như vậy, mô hình có sự tự tương quan bậc 1 nhưng không có sự tự tương quan bậc 2 của phần dư. Kiểm định Sagan có trị số p-value lớn hơn 0.05 vì thế chấp nhận giả thuyết H_0: mô hình được xác định đúng, các biến đại diện là hợp lý. Mặt khác, giá trị p-value của kiểm định F cũng nhỏ hơn mức ý nghĩa 5%, do đó bác bỏ giả thuyết H_0: tất cả các hệ số ước lượng trong phương trình đều bằng 0, do đó tồn tại hệ số ước lượng của biến giải thích có ý nghĩa thống kê. Kết quả nghiên cứu còn

cho thấy một ràng buộc khác khi sử dụng phương pháp DGMM cũng được thỏa mãn là số biến công cụ không vượt quá số nhóm quan sát (Roodman, 2009). Tóm lại, mô hình DGMM đảm bảo độ tin cậy để tiến hành phân tích.

Kết quả nghiên cứu xác định hệ số hồi quy của GPI ở phương pháp ước lượng DGMM mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy tồn tại mối quan hệ cùng chiều giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán tại các quốc gia Đông Nam Á.

Đồng thời, kết quả ước lượng còn cho thấy đối với biến phụ thuộc là chỉ số thị trường chứng khoán, thì các yếu tố kinh tế vĩ mô khác cũng có ý nghĩa thống kê. Cụ thể, hệ số hồi quy của biến WI mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê 1%; hệ số hồi quy của biến ER mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%; hệ số hồi quy của biến CPI mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%; hệ số hồi quy của biến IR mang giá trị âm và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%; ngoài ra, hệ số biến thiên một tháng giao dịch trước đó của chỉ số giá chứng khoán hiện tại có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1% và tác động cùng chiều với biến thiên chỉ số giá chứng khoán tháng trước, chứng tỏ chỉ số thị trường chứng khoán ở kỳ trước sẽ để lại những ảnh hưởng đáng kể khi các nhà hoạch định chính sách và các doanh nghiệp trên thị trường chưa có biện pháp thay đổi tình hình thị trường trong ngắn hạn, do đó sẽ xảy ra tình trạng chỉ số thị trường chứng khoán kỳ trước ảnh hưởng đến chính chỉ số thị trường chứng khoán hiện tại.

- Kết quả của mô hình PMG và MG.

+ Kết quả đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á trong dài hạn và ngắn hạn

Khi có bằng chứng về mối quan hệ đồng tích hợp giữa các chuỗi dừng hỗn hợp I(0) và I(1) thì sử dụng các ước lượng nhóm trung bình gộp (PMG) và ước lượng nhóm trung bình (MG để các mối quan hệ và tham số dài hạn giữa các biến trong mô hình độ trễ phân tán tự động (ARDL) của bảng điều khiển, cũng như hệ số ngắn hạn cho từng quốc gia. Việc sử dụng ước lượng nào là tùy thuộc vào tính đồng nhất giữa các đối tượng bảng trên các hệ số ước lượng ngắn hạn và dài hạn.

Bảng 4.12. Độ trễ của các biến trong mô hình nghiên cứu

	SI	GPI	WI	ER	CPI	IR
Indonesia	1	2	1	1	1	2
Malaysia	2	0	2	1	2	0
Phillipin	1	1	1	1	2	1
Singapore	1	0	1	0	1	1
Thái Lan	1	1	1	1	0	1
Việt Nam	1	1	1	1	1	0
Độ trễ phù hợp	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**	**1**

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 6*)

Trước khi áp dụng ước lượng trên, cần xác định độ trễ của mô hình. Có nhiều tiêu chí để chọn độ trễ phù hợp. Ba tiêu chí thường được sử dụng là Tiêu chí thông tin Bayesian (SBC) của Schewartz, Tiêu chí thông tin của Akaike (AIC) và Tiêu chí Thông tin của Hannen và Quinn (HQ). Lựa chọn độ trễ trong mô hình ARDL có thể được thực hiện bằng cách sử dụng ước tính phương trình đơn cho mỗi đơn vị bảng. Thông qua loại bỏ mối tương quan nối tiếp, việc chọn một chuỗi độ trễ phù hợp cũng giúp loại bỏ các vấn đề phát sinh từ khả năng nội sinh tiềm ẩn (Lanzafame, 2013). Đặc biệt là trong phân tích các tham số ngắn hạn, nên gán cùng một chuỗi độ trễ cho biến được chọn và mô hình (Loayza và Ranciere, 2004). Tiêu chí thông tin của Akaike - AIC (Akaike, 1974) được sử dụng vì nó hoạt động tốt hơn hầu hết các lựa chọn thay thế khác cho dữ liệu bảng (Fang,Y. 2011). Dựa trên điều này, số độ trễ tối ưu cho từng biến trong tất cả các mô hình bằng cách tham chiếu đến tiêu chí thông tin AIC thu được là 1 khi lấy số lượng độ trễ tối đa là 2.

Bảng 4.13 đưa ra kết quả ước tính PMG và MG cùng với thử nghiệm Hausman đo lường hiệu quả so sánh và tính nhất quán giữa các ước lượng trên. Trong đó, sai số điều chỉnh ECT_{t-1} có ý nghĩa thống kê đảm bảo rằng nghiên cứu có tồn tại quan hệ đồng tích hợp như đã tìm ra ở phần trước theo giả thuyết của Engle và Granger (1987). 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 gấy ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

Bảng 4.13 Kết quả đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á từ các ước tính PMG và MG

Biến phụ thuộc:	**PMG**		**MG**	
SI	Coefficients	Std. Error	Coefficients	Std. Error
Các vector đồng liên kết dài hạn (Hệ số dài hạn)				
GPI	-0.376***	0.129	-0.184*	0.127
WI	0.657***	0.125	0.759***	0.098
ER	-0.404**	0.341	-0.582	0.363
CPI	1.552***	0.597	0.169*	1.139
IR	-0.241**	0.147	-0.189**	0.549
Tính năng động ngắn hạn (Hệ số ngắn hạn)				
Tốc độ điều chỉnh	-0.202***	0.027	-0.198***	0.023
ΔGPI	0.116*	0.338	0.055*	0.038
ΔWI	0.674***	0.085	0.642***	0.082
ΔER	0.918***	0.297	0.789**	0.292
ΔCPI	-1.226*	0.738	-1.294*	0.733
ΔIR	-0.947*	0.539	-0.971	0.537
ΔSI(-1)	0.209**	0.163	0.202*	0.116
C (constant)	0.109*	0.105	0.107**	0.108
Số quan sát	924		924	
Số nước	6		6	
Hausman Test	6.81			
Pvalue	0.4601			

*Lưu ý: ***, **, *: Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%*

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 7,8,9*)

Kết quả mô hình PMG xác định khoảng 20.2% sự mất cân bằng trong một tháng sẽ cải thiện trong tháng tiếp theo và tiếp cận số dư dài hạn. Hay hệ số điều chỉnh sai số ECT là -0.202 phản ánh khoảng thời gian mà SI sẽ trở lại trạng thái cân bằng. Nghĩa là sẽ mất khoảng 4.95 tháng (1/0.202) để SI trở lại trạng thái cân bằng nếu nó

lệch khỏi đường hồi quy. Kết quả ước tính của PMG cho thấy: giá cả hàng hóa toàn cầu (GPI) có tác động ngược chiều đến chỉ số thị trường chứng khoán (SI) về dài hạn với mức ý nghĩa 1% và cùng chiều trong ngắn hạn với mức ý nghĩa 5%; Chỉ số chứng khoán toàn cầu (WI) có ảnh hưởng tích cực đến chỉ số thị trường chứng khoán trong cả ngắn hạn và dài hạn với mức ý nghĩa 1%; Tỷ giá hối đoái (ER) có tác động âm về dài hạn đến thị trường chứng khoán (SI) ở mức ý nghĩa 5%, nhưng trong ngắn hạn có tác động dương với mức ý nghĩa 1%; Chỉ số thị trường chứng khoán (SI) cũng chịu ảnh hưởng cùng chiều với tỷ lệ lạm phát (CPI) về dài hạn ở mức ý nghĩa 1%, trong ngắn hạn lại có phản ứng ngược chiều với mức ý nghĩa 10%; lãi suất IR có tác động ngược chiều trong dài hạn với mức ý nghĩa 5% và ngắn hạn với mức ý nghĩa 10% đến chỉ số thị trường chứng khoán (SI); hệ số biến thiên một tháng giao dịch trước đó của chỉ số giá chứng khoán hiện tại tác động cùng chiều với biến thiên chỉ số giá chứng khoán với mức ý nghĩa 5%.

Kết quả của mô hình MG cho thấy khoảng 19.8% sự mất cân bằng trong một giai đoạn sẽ cải thiện trong giai đoạn tiếp theo và tiếp cận số dư dài hạn. Cũng theo ước tính của MG, khi kiểm tra ảnh hưởng của biến GPI đến SI cho thấy biến GPI có tác động âm đến SI về dài hạn và dương trong ngắn hạn; WI có tác động tích cực đến SI trong ngắn hạn và dài hạn; ER tuy có tác động âm cả trong dài hạn và nhưng lại tích cực trong ngắn hạn; CPI có ý nghĩa dương về dài hạn nhưng có tác động tiêu cực không đáng kể đến SI trong ngắn hạn; IR chỉ có tác động tiêu cực đến SI trong dài hạn; cuối cùng hệ số biến thiên một tháng giao dịch trước đó của chỉ số giá chứng khoán hiện tại có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10% và tác động cùng chiều với biến thiên chỉ số giá chứng khoán. Ngoài ra, theo kết quả ước tính ngắn hạn của MG, sự thay đổi của giá hàng hóa toàn cầu có tương quan thuận với chỉ số thị trường chứng khoán. Điều này phù hợp với kết quả PMG và rất hợp lý vì cả hai phương pháp ước lượng đều cho rằng các hệ số ngắn hạn nên khác nhau ở các quốc gia khác nhau.

Tiếp theo, kiểm định Hausman (Yerdelen, 2013) được dùng để thử nghiệm tính đồng nhất của các hệ số dài hạn nhằm xác định các cài đặt dài hạn phù hợp hơn với dữ liệu bảng của nghiên cứu này, từ đó lựa chọn công cụ ước tính MG hay PMG. Kết

quản kiểm định Hausman, với giả thuyết H_0 công cụ ước tính PMG có hiệu quả hơn công cụ ước tính MG, vì có p-value = 0.4601 > mức ý nghĩa α (5%), nên không thể bác bỏ giả thuyết này. Vì vậy, có thể kết luận PMG là công cụ ước lượng hiệu quả hơn MG và những phân tích sẽ dựa trên kết quả của mô hình PMG.

- Kết quả đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á được lựa chọn.

Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán từng quốc gia được lựa chọn gồm Thái Lan, Indonesia, Singapore, Malaysia, Philippines và Việt Nam trong ngắn hạn cũng được xác định thông qua mô hình PMG. Theo đó, tốc độ điều chỉnh sai số (ECT) cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á, ngoại trừ Indonesia có tác động yếu và Phillipin có tác động không đáng kể. Giá trị ECT nhỏ cho thấy, sự điều chỉnh mất cân bằng rất chậm, nếu xuất hiện cú sốc thì sự mất cân bằng sẽ kéo dài và khó tự hồi phục và ngược lại.

Bảng 4.14 Kết quả hệ số ngắn hạn của một số nước Đông Nam Á được lựa chọn

	Indonesia	**Malaysia**	**Philippin**	**Singapore**	**Thái Lan**	**Việt Nam**
ΔGPI	-0.152** 0.032	0.078 0.105	0.249* 0.072	0.146** 0.045	0.103* 0.079	-0.121* 0.051
ΔWI	0.631*** 0.000	0.557*** 0.000	0.564*** 0.000	0.825*** 0.000	0.418*** 0.000	0.995*** 0.000
ΔER	-0.973*** 0.000	0.485** 0.049	-1.312*** 0.000	0.204* 0.039	-2.099*** 0.000	-0.736 0.277
ΔCPI	-0.294* 0.076	-2.019*** 0.000	-3.399*** 0.000	-2.344*** 0.002	1.667* 0.067	-0.938* 0.053
ΔIR	-1.711*** 0.000	-0.303* 0.081	-0.647*** 0.004	-3.373* 0.062	-0.703*** 0.000	-0.129** 0.041
ΔSI(-1)	0.347** 0.044	-0.033 0.152	-0.052 0.276	0.205** 0.057	-0.131** 0.037	0.107* 0.186
Tốc độ điều chỉnh	-0.198*** 0.000	-0.169*** 0.000	-0.170*** 0.003	-0.216*** 0.000	-0.159** 0.014	-0.334*** 0.000
C(cons)	-0.115* 0.082	0.132* 0.087	0.167** 0.035	0.206* 0.071	0.231** 0.042	0.328* 0.059

*Lưu ý: ***, **, * tương ứng có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%*

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả – Phụ lục 8*)

Kết quả nghiên cứu xác định giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động ngược chiều ở Indonesia với mức ý nghĩa 5% và Việt Nam ở mức ý nghĩa 10%. Với các nước còn lại, trừ thị trường chứng khoán Malaysia, giá cả hàng hóa toàn cầu có ảnh hưởng cùng chiều đến thị trường chứng khoán Phillipin, Thái Lan với mức ý nghĩa 10% và Singapore ở mức ý nghĩa 5%. Có thể thấy thị trường chứng khoán mỗi nước Đông Nam Á được lựa chọn có phản ứng khác nhau trước tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu.

Các biến kiểm soát cũng có ý nghĩa khác nhau đối với thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á. Trong đó, chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI tác động tích cực với mức ý nghĩa 1% đến thị trường chứng khoán sáu nước Đông Nam Á được lựa chọn; Tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng ngược chiều ở mức ý nghĩa 1% đến thị trường chứng khoán các nước Indonesia, Phillipin, Thái Lan, nhưng tác động cùng chiều tới thị trường chứng khoán Malaysia, Singapore; Chỉ số giá tiêu dùng nội địa tác động âm với thị trường chứng khoán Indonesia, Malaysia, Phillipin, Singapore và Việt Nam, mà lại có ảnh hưởng tích cực đến thị trường chứng khoán Thái Lan; Lãi suất tác động ngược chiều với chỉ số thị trường chứng khoán ở tất cả các nước Đông Nam Á được chọn; độ trễ chỉ số giá chứng khoán có ảnh hưởng cùng chiều đến chỉ số chứng khoán Indonesia, Singapore, Việt Nam nhưng ngược chiều trong trường hợp Thái Lan.

Riêng thị trường chứng khoán Việt Nam, kết quả ước tính sai số hiệu chỉnh chỉ ra rằng đối với bất kỳ sai lệch ngắn hạn nào về chỉ số thị trường chứng khoán VNI so với trạng thái cân bằng dài hạn của nó, các sai số hiệu chỉnh này sẽ điều chỉnh chúng theo hướng ngược lại với tốc độ xấp xỉ 33.4%. Chỉ số VNI chịu ảnh hưởng ngược chiều bởi giá cả hàng hóa toàn cầu ở mức ý nghĩa 10% và phản ứng cùng chiều chỉ số giá chứng khoán toàn cầu của MSCI với mức ý nghĩa 1%, đối với các biến vĩ mô nội địa thì chỉ số VNI phản ứng ngược chiều với lãi suất tại mức ý nghĩa 5% và tỷ lệ lạm phát ở mức ý nghĩa 10%. Độ trễ của chỉ số giá chứng khoán cũng tác động cùng chiều đến giá chứng khoán với mức ý nghĩa 10%.

Như vậy, kết quả nghiên cứu chứng minh rằng thị trường chứng khoán từng quốc gia Đông Nam Á cũng chịu tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô, tuy nhiên, mức độ ảnh hưởng khác nhau phụ thuộc đặc thù của từng thị trường.

4.2.3.2 Kết quả tác động của giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

Bảng 4.15 Kết quả đánh giá tác động của giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán một số nước Đông Nam Á từ các ước tính PMG và MG.

Biến phụ thuộc: LSI	MH 3.2.2 (API+)				MH 3.2.3 (EPI+)				MH 3.2.4 (MPI+)			
	PMG		MG		PMG		MG		PMG		MG	
	Coefficients	Std. Error	Coefficients	Std. Error	Coefficients	Std. Error	Coefficients	Std. Error	Coefficients	Std. Error	Coefficients	Std. Error
Các vector đồng liên kết dài hạn (Hệ số dài hạn)												
API	0.137***	0.190	0.128**	0.120								
EPI					-0.283***	0.078	-0.207***	0.066				
MPI									-0.204***	0.104	-0.195***	0.028
WI	0.799***	0.125	0.883***	0.117	0.666***	0.117	0.712***	0.076	0.676***	0.121	0.750***	0.118
ER	-1.256***	1.320	-1.093*	0.402	-0.387**	0.302	-0.438**	0.342	-0.249**	0.279	-0.501***	0.748
CPI	1.586**	1.638	1.396	1.068	1.777***	0.546	0.536**	0.987	0.313*	0.526	1.221	0.747
IR	-0.352**	0.610	-0.292	0.501	-0.221**	0.135	0.241	0.540	-0.207**	0.165	-0.213	0.431
Tính năng động ngắn hạn (Hệ số ngắn hạn)												
Tốc độ điều chỉnh	-0.163***	0.026	-0.199***	0.103	-0.179***	0.039	-0.205***	0.034	-0.212***	0.025	-0.194***	0.029
ΔAPI	0.086	0.124	0.094	0.121								
ΔEPI					-0.105**	0.208	0.103*	0.239				
ΔMPI									0.163***	0.035	0.157***	0.040
ΔWI	0.709***	0.120	0.671***	0.108	0.664***	0.077	0.637***	0.074	0.595***	0.081	0.563***	0.066
ΔER	1.017***	0.331	-0.897***	0.341	0.902***	0.300	0.794***	0.294	0.800***	0.299	0.706**	0.289
ΔCPI	-1.218*	0.678	-1.325**	0.664	-1.240*	0.694	-1.291*	0.697	-1.222*	0.680	-1.309*	0.703
ΔIR	-0.848*	0.514	-0.860	0.508	-0.943*	0.531	-0.957*	0.524	-0.620**	0.316	-0.622**	0.580
ΔSI(-1)	-0.206*	0.157	-0.179*	0.165	-0.012	0.018	-0.019	0.012	0.368***	0.121	0.305***	0.104
C (constant)	0.103**	0.108	0.100*	0.106	-0.114*	0.106	-0.118**	0.086	-0.103*	0.102	0.101*	0.105
Số quan sát	924		924		924		924		924		924	
Số nước	6		6		6		6		6		6	
Hausman Test	6.13				5.96				8.22			
Pvalue	0.4007				0.3291				0.5403			

*Lưu ý: ***, **, * tương ứng có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%*

(*Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả - Phụ lục 7,8,9*)

Giá cả hàng hóa toàn cầu được hình thành từ giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại. Thông qua phương pháp trung bình nhóm (MG) và phương pháp trung bình nhóm gộp (PMG), kết quả nghiên cứu cũng đã xác định giá cả hàng hóa toàn cầu có ảnh hưởng đến thị thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài và ngắn hạn. Vì vậy, luận án tiếp tục sử dụng mô hình PMG và MG để đánh giá tác động từ các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á trong dài và ngắn hạn.

Hệ số hiệu chỉnh sai số của giá năng lượng, giá nông nghiệp và giá kim loại với chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á được đưa vào phân tích là âm (xấp xỉ lần lượt 0.163, 0.179, 0.212), nghĩa là khoảng 16.3%, 17.9%, 21.2% sự mất cân đối xảy ra trong một thời kỳ giữa từng cặp biến sẽ được điều chỉnh trong kỳ tiếp theo.

Kết quả của mô hình PMG cho thấy chỉ số giá nông nghiệp có tác động dương cùng chiều trong dài hạn với thị trường chứng khoán Đông Nam Á ở mức ý nghĩa 1%, nhưng không ảnh hưởng trong ngắn hạn; chỉ số giá năng lượng có ảnh hưởng ngược chiều đến chỉ số giá chứng khoán trong dài hạn ở mức ý nghĩa 1% và ngắn hạn ở mức ý nghĩa 5%; chỉ số giá chứng khoán có phản ứng ngược chiều trong dài hạn và cùng chiều trong ngắn hạn ở cùng mức ý nghĩa 1% chỉ số giá kim loại thay đổi.

Kết quả của mô hình MG xác định biến chỉ số giá nông nghiệp tác động tích cực đến chỉ số giá chứng khoán về dài hạn và không có ý nghĩa trong ngắn hạn; chỉ số giá năng lượng tuy tác động âm trong dài hạn đến chỉ số thị trường chứng khoán nhưng lại ảnh hưởng dương trong ngắn hạn; chỉ số giá kim loại tác động chỉ số thị trường chứng khoán trong dài hạn còn trong ngắn hạn thì có ý nghĩa không đáng kể.

Kiểm định Hausman (Yerdelen, 2013) được sử dụng để lựa chọn công cụ ước tính MG hay PMG, với giả thuyết H_0 công cụ ước tính PMG có hiệu quả hơn công cụ ước tính MG. Ở cả 3 mô hình đều có p-value > mức ý nghĩa α (5%), nên không thể bác bỏ giả thuyết này. Như vậy, có thể kết luận PMG là công cụ ước lượng hiệu quả hơn MG ở cả ba mô hình đánh giá tác động của chỉ số giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại đến chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á, cho nên những phân tích tiếp theo sẽ dựa trên kết quả của mô hình PMG.

4.3 Thảo luận kết quả nghiên cứu.

4.3.1 Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á.

Kết quả nghiên cứu cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu tác động tiêu cực đến chỉ số giá thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài hạn. Với điều kiện hội nhập ngày càng sâu rộng vào nền kinh tế thế giới của các nước trong khu vực Đông Nam Á, thì sự biến động của giá hàng hóa toàn cầu không chỉ gây tác động trực tiếp đến nhập khẩu hàng hóa của các nước mà còn ảnh hưởng gián tiếp đến giá cả hàng hóa trong nước. Bên cạnh đó, đối với các công ty bị phụ thuộc vào việc nhập khẩu nguyên vật liệu đầu vào thì khi giá cả hàng hóa toàn cầu tăng, chi phí nhập hàng tăng, khiến chi phí đầu vào tăng, có tác động đến tổng chi phí, doanh thu và lợi nhuận của các doanh nghiệp trong nền kinh tế, cũng như các công ty trên thị trường chứng khoán. Như vậy, trong dài hạn thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á dù không đáng kể cũng chịu ảnh hưởng từ giá cả hàng hóa toàn cầu, điều này cũng phù hợp với nghiên cứu của Robert J. & Luc S. (2009), Kang W. và cộng sự (2018), Basher S. A. và cộng sự (2019).

Trong ngắn hạn, chỉ số giá cả toàn cầu có tác động dương đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á, nghĩa là chỉ số giá hàng hóa thế giới có ảnh hưởng cùng chiều nhất định đối với thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Cùng với việc các nước Đông Nam Á đạt nhiều tiến bộ về xuất khẩu, cũng như khi xu hướng toàn cầu hóa và hội nhập nền kinh tế thế giới, hàng hóa xuất khẩu của các quốc gia Đông Nam Á cũng chịu ảnh hưởng khi giá cả hàng hóa thế giới biến động. Do đó, những biến động tăng của giá cả hàng hóa toàn cầu cũng tạo thông tin thuận lợi dẫn đến giá cổ phiếu công ty thuộc ngành xuất khẩu nói riêng và chỉ số giá chứng khoán cũng có hướng khởi sắc. Như vậy, các nghiên cứu của Elena F. và cộng sự (2014), Lukman O.& Dauda Y. (2019) cũng cho rằng giá cả hàng hóa thế giới tăng trong ngắn hạn tạo động lực cho thị trường chứng khoán nhiều nước nói riêng và toàn cầu tăng mạnh.

Bên cạnh đó, kết quả ước lượng DGMM cũng cho thấy tồn tại ảnh hưởng cùng chiều từ giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán. Cụ thể, khi giá cả hàng hóa toàn cầu tăng sẽ tạo hiệu ứng làm chỉ số giá chứng khoán tăng điểm, ngược lại

nếu giá cả hàng hóa toàn cầu giảm sẽ khiến thị trường chứng khoán hạ nhiệt. Trong giai đoạn 2007- 2020, giá trị xuất khẩu của các nước ASEAN có xu hướng tăng. Các nước Đông Nam Á như Singapore, Thái Lan, Việt Nam, Malaysia, Indonesia đều đạt tiến bộ trong xuất khẩu, trong đó Thái Lan, Việt Nam có sự bứt phá hơn hẳn. Do đó, những biến động tăng của giá cả hàng hóa toàn cầu cũng tạo động lực cho các công ty xuất khẩu, làm tăng biên lợi nhuận của công ty, từ đó tạo đà thúc đẩy chỉ số chứng khoán. Điều này cũng được khẳng định trong nghiên cứu của Takuji K. và cộng sự (2011), Acquah B. (2016), Basher và cộng sự (2019).

Chỉ số chứng khoán toàn cầu có tác động tích cực đến chỉ số chứng khoán Đông Nam Á trong dài hạn và ngắn hạn, cho thấy gia tăng của chỉ số chứng khoán toàn cầu sẽ có tác dụng kích thích sự tăng trưởng thị trường chứng khoán Đông Nam Á. Có thể nói thị trường chứng khoán Đông Nam Á chịu ảnh hưởng khá rõ nét từ thị trường chứng khoán toàn cầu, chứng tỏ thị trường chứng khoán khu vực đang từng bước hội nhập và chịu ảnh hưởng từ xu thế của thị trường chứng khoán thế giới. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Ali và cộng sự (2010), Mohammad và cộng sự (2009), Nabila N. (2016) khi họ cũng lập luận biến động thị trường chứng khoán toàn cầu có ảnh hưởng nhất định đến thị trường chứng khoán trong nước.

Tỷ giá hối đoái có tác động tiêu cực đáng kể đến chỉ số thị trường chứng khoán về dài hạn. Khi tỷ giá hối đoái giữa đô la Mỹ và nội tệ tăng do giá nội tệ giảm có thể tác động đến tâm lý nhà đầu tư khi dấy lên những lo ngại về dự trữ ngoại hối quốc gia và những vấn đề liên quan như nhập khẩu lạm phát, nợ quốc gia. Điều này cho thấy việc tăng tỷ giá hối đoái của đồng nội tệ và đô la Mỹ sẽ khiến cho các doanh nghiệp có các khoản vay nợ nước ngoài gặp nhiều khó khăn khi phải thực hiện trích lập dự phòng rủi ro tỷ giá cuối năm. Bên cạnh đó, các doanh nghiệp phải nhập khẩu phần lớn nguyên vật liệu từ nước ngoài và chủ yếu phục vụ nhu cầu trong nước cũng chịu tác động từ việc thay đổi tỷ giá khi chi phí đầu vào gia tăng. Tỷ giá biến động theo hướng đồng nội tệ giảm giá có thể tạo ra những hoài nghi về các chính sách ổn định tỷ 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. Đơn giản là bởi vì ở vị trí

của một nhà đầu tư, họ sẽ phải tính đến cả thời điểm rút vốn khỏi thị trường chứng khoán nội địa để hoàn tất từng chu kỳ đầu tư, nếu đồng nội tệ bị giảm giá thì họ là những người chịu thiệt hại. Khi đồng nội tệ có xu hướng liên tục giảm giá trong thời gian dài sẽ cản trở dòng vốn nước ngoài với những vấn đề rủi ro do tỷ giá mang lại. Việc tăng tỷ giá cũng khiến cho khối ngoại tăng cường hoạt động bán ròng vì tỷ suất sinh lợi của họ bị sụt giảm, do đó sẽ ảnh hưởng tiêu cực chỉ số thị trường chứng khoán. Ngoài ra, việc phá giá đồng nội tệ cũng sẽ có áp lực lớn lên lạm phát, sự gia tăng tỷ giá là làm gia tăng chi phí của các nhà sản xuất. Giá các hàng hoá nhập khẩu như xăng dầu, phân bón, dược phẩm tăng mạnh sẽ làm hầu hết các hàng hoá đến tay người tiêu dùng bị tăng theo. Những tác động tiêu cực của tỷ giá hối đoái đến thị trường chứng khoán cũng được khẳng định trong các nghiên cứu của Wongbangpo P. (2002), Lida N. và Abu H. S. (2016), Nurasyikin J. và cộng sự (2017). Tỷ giá hối đoái tác động dương đến chỉ số giá chứng khoán trong ngắn hạn, hay theo phương pháp yết giá trực tiếp sự giảm giá của đồng nội tệ đồng nghĩa với việc tăng tỷ giá hối đoái làm chỉ số giá thị trường chứng khoán thay đổi tích cực. Tác động tích cực này là do khi tỷ giá hối đoái tăng lên cùng với chính sách đầu tư hợp lý sẽ thu hút được nhiều nhà đầu tư nước ngoài tham gia đầu tư vào trong nước ở các lĩnh vực như đầu tư xây dựng cơ bản hoặc đầu tư chứng khoán. Tỷ giá còn ảnh hưởng đến dòng tiền đầu tư của khối ngoại trong ngắn hạn, họ sẽ tích cực mua cổ phiếu khi đồng nội tệ bị yếu đi. Từ đó có tác động tích cực đến TTCK, làm tăng nguồn cầu và tăng giá cổ phiếu. Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Catherine S.F. Ho (2011), Sugeng W. (2017), Ismail M. T. và cộng sự (2017).

Tỷ lệ lạm phát tác động tích cực đáng kể đến chỉ số chứng khoán Đông Nam Á về dài hạn. Kết quả này hàm ý rằng về lâu dài thị trường phân bổ hiệu quả các nguồn lực bằng cách điều chỉnh nâng mức giá chung của nền kinh tế. Tác động dương của lạm phát đến thị trường chứng khoán cũng phù hợp với nghiên cứu của Hosseini S. M. và cộng sự (2011), Megaravalli và Sampagnaro (2018), Abbas G. và cộng sự (2018). Trong ngắn hạn chỉ số giá tiêu dùng có ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán. Điều này chứng tỏ khi lạm phát nội địa tăng sẽ ảnh hưởng đến chi phí đầu vào cho sản xuất của các doanh nghiệp, ảnh hưởng đến lợi nhuận, ít nhiều làm giảm giá cổ phiếu

từ đó tác động tiêu cực đến chỉ số thị trường chứng khoán. Ngoài ra, nếu lạm phát cao, đồng tiền bị mất giá nhanh, nhà đầu tư sẽ chuyển hướng sang tích trữ các tài sản không bị mất giá khác như vàng, đầu tư vào trái phiếu chính phủ hay gửi tiết kiệm do lãi suất tăng. Lúc này thị trường chứng khoán trở nên kém hấp dẫn hơn so với các hình thức đầu tư khác. Tuy nhiên biến tỷ lệ lạm phát trong mô hình có ý nghĩa thống kê thấp, không phản ánh mức độ tác động thực sự của yếu tố lạm phát đến TTCK. Kết quả lạm phát ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán cũng đã được xác nhận trong các nghiên cứu của Christopher M. B. và cộng sự (2001), Lida N. và Abu H. S. (2016), Mahmood S. và cộng sự (2017), Ismail M. T. và cộng sự (2017), Nurasyiki J. và cộng sự (2017), Sugeng W. và cộng sự (2017), Rashid N. và cộng sự (2018).

Lãi suất cho vay lại có tác động tiêu cực đến chỉ số chứng khoán Đông Nam Á cả trong dài hạn và ngắn hạn. Giữa lãi suất và chỉ số giá chứng khoán có mối quan hệ ngược chiều nhau vì khi lãi suất tăng đồng nghĩa với lợi nhuận mong đợi của nhà đầu tư tăng, nghĩa là khi lãi suất cho vay tăng lên sẽ làm hạn chế dòng tiền vào thị trường chứng khoán vì chi phí đầu tư sẽ tăng và lợi nhuận mong đợi cũng tăng. Nếu lạm phát cao, đồng tiền bị mất giá nhanh, nhà đầu tư sẽ chuyển hướng sang tích trữ các tài sản không bị mất giá khác như vàng, hoặc đầu tư vào trái phiếu chính phủ hay gửi tiết kiệm do lãi suất tăng. Lúc này thị trường chứng khoán trở nên kém hấp dẫn hơn so với các hình thức đầu tư khác. Mặt khác, lãi suất tăng cũng ảnh hưởng đến chi phí sử dụng vốn của doanh nghiệp, làm giảm dòng tiền kỳ vọng thu được trong tương lai của doanh nghiệp, từ đó sẽ tác động đến giá chứng khoán. Lãi suất tăng là một tín hiệu cho biết lạm phát đang có chiều hướng gia tăng và tín hiệu này là dễ nhận biết. Ngoài ra, hiện tượng tâm lý đầu tư theo bầy đàn và tâm lý chi phối hành vi của nhà đầu tư trên TTCK khá mạnh mẽ càng khiến cho chỉ số giá chứng khoán sụt giảm khi có các tín hiệu về bất ổn kinh tế vĩ mô như lãi suất tăng. Kết quả lạm phát ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán cũng đã được xác nhận trong các nghiên cứu của Christopher M. B. và cộng sự (2001), Lida N.&Abu H. S. M. N. (2016), Mahmood S. và cộng sự (2017), Pradhan R. P. và cộng sự (2015), Darko L. và cộng sự (2016), Ismail M. T. và cộng sự (2017), Rashid N. N. và cộng sự (2018).

Tóm lại, kết quả nghiên cứu cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô khác có tác động đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Kết quả này tương đối phù hợp với kỳ vọng tác giả và cũng khá tương đồng với các nghiên cứu trước đây.

4.3.2 Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán từng quốc gia Đông Nam Á được lựa chọn.

Kết quả nghiên cứu cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu gây ra ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán Singapore, Thái Lan, Indonesia, Philippines và Việt Nam. Đối với nền kinh tế hội nhập, các biến động của thị trường thế giới thường có mối tương quan tới thị trường nội địa. Những tác động này được biểu hiện thông qua chỉ số giá chứng khoán các nước Đông Nam Á mà không xảy ra đối với Malaysia. Phát hiện này cho thấy, thị trường chứng khoán Malaysia có thể cung cấp một hàng rào hữu hiệu trước những biến động của thị trường hàng hóa thế giới hay thị trường này có hiệu quả về mặt thông tin đối với giả cả hàng hóa toàn cầu. Tuy nhiên, hiệu ứng bảo hiểm rủi ro này không xảy ra trong trường hợp của Singapore, Thái Lan, Indonesia, Philippines và Việt Nam.

Các biến kinh tế vĩ mô khác cũng có những ý nghĩa khác nhau đối với thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á. Trong đó, chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI có tác động tích cực đáng kể đến thị trường chứng khoán ở cả sáu nước Đông Nam Á được lựa chọn. Có thể thấy thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á có sự hội nhập và chịu ảnh hưởng bởi thị trường chứng khoán thế giới.

Tỷ giá hối đoái tác động âm đến thị trường chứng khoán Indonesia, Phillipin và Thái Lan. Tỷ giá hối đoái tăng dẫn đến việc đầu tư vào chứng khoán các nước Đông Nam Á này sẽ ít sinh lợi với các nhà đầu tư. Họ sẽ chuyển hướng đầu tư sang các thị trường chứng khoán khác hoặc là qua các kênh đầu tư khác sinh lợi hơn. Hành vi rút vốn ra khỏi thị trường chứng khoán khiến cho cầu chứng khoán giảm và tăng trưởng chỉ số giá chứng khoán toàn thị trường giảm. Việc mất giá đồng tiền cũng khiến cho chi phí đầu vào của các doanh nghiệp, đặc biệt là doanh nghiệp nhập khẩu nguyên liệu từ nước ngoài tăng cao. Điều này kéo theo việc doanh nghiệp hoạt động kém hiệu

quả hơn và mức sinh lợi ít hơn. Bên cạnh đó, biến động của tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng đến thương mại quốc tế, vị thế cạnh tranh trên trường quốc tế và cán cân thương mại dẫn đến tác động tiêu cực đến sản lượng thực và tăng trưởng kinh tế của quốc gia. Từ những suy luận trên, biến động trên thị trường ngoại hối có tương quan tiêu cực đến dòng tiền hiện tại, tương lai của các doanh nghiệp nội địa dẫn đến giá chứng khoán cũng bị tác động. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy trong các nghiên cứu của Christopher M. B. và cộng sự (2001), Catherine S.F. Ho (2011). Đối với Malaysia, Singapore tỷ giá hối đoái có tác động dương đến thị trường chứng khoán. Trong trường hợp Việt Nam, tỷ giá hối đoái giữa USD và VND không có ảnh hưởng nào đến chỉ số VNI, điều này có thể là do khi đồng tiền trong nước được định giá thấp để tạo điều kiện cho việc xuất khẩu hàng hóa với lợi thế giá giảm trên thị trường nước ngoài, nhưng nếu những doanh nghiệp xuất khẩu này lại phải nhập khẩu đầu vào từ nước ngoài thì chi phí doanh nghiệp sẽ tăng, khiến giá thành sản phẩm nâng lên làm doanh nghiệp giảm tính cạnh tranh, lúc đó giá cổ phiếu có thể sẽ cầm chừng, không tăng, không giảm. Bên cạnh đó, tỷ giá hối đoái không có ý nghĩa đối với chỉ số VNI trong ngắn hạn cũng có thể là do chính sách điều hành tỷ giá hối đoái tại Việt Nam có sự can thiệp khá lớn từ Ngân hàng Nhà nước và giao dịch trên TTCK Việt Nam chưa hấp dẫn quá nhiều luồng vốn của các nhà đầu tư ngoại.

Chỉ số giá tiêu dùng nội địa tác động tiêu cực đối với thị trường chứng khoán Indonesia, Malaysia, Phillipin và Việt Nam. 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. Wongbangpo P. và Sharma C. S. (2002), Mohd R.M. và cộng sự (2013), Lida N. và cộng sự (2016), Ismail M.T. và cộng sự (2017), Nurasynki J. và cộng sự (2017) cũng

tán thành quan điểm trên. Lạm phát tác động tích cực với thị trường chứng khoán Singapore, Thái Lan. Điều này có thể xuất phát từ việc lạm phát thấp hay Ngân hàng trung ương các nước có thể kiểm soát được lạm phát nên mức lạm phát vừa phải vẫn có thể tạo động lực cho sắc xanh của thị trường chứng khoán các nước. Hosseini S. và cộng sự (2011), Alam (2013), Amado P. (2016), Abbas G. và cộng sự (2018) cũng xác định phản ứng tích cực của thị trường chứng khoán với chỉ số giá tiêu dùng.

Lãi suất ảnh hưởng ngược chiều tới chỉ số thị trường chứng khoán ở các nước Đông Nam Á được chọn ngoại trừ Singapore. Lãi suất cao hơn khiến doanh nghiệp gặp khó khăn trong việc vay vốn từ ngân hàng cho các hoạt động đầu tư và gia tăng lợi nhuận của mình. Bên cạnh đó, lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi thường song hành cùng chiều, nên lãi suất tiền gửi cao khiến nhà đầu tư gửi tiền vào ngân hàng để hưởng lãi suất nhiều hơn thay vì bỏ tiền vào các kênh đầu tư khác như chứng khoán. Từ đó khiến cho cầu của nhà đầu tư đối với chứng khoán giảm. Vì vậy, giá trị cổ phiếu của doanh nghiệp cũng bị ảnh hưởng và chỉ số chứng khoán cũng chịu tác động không nhỏ. Wongbangpo P. (2002), Nurasyikin và cộng sự (2017), Lida N. và Abu H. S. (2016), cũng ủng hộ quan điểm trên. Riêng Singapore lãi suất tác động tích cực đến giá cổ phiếu, nghĩa là khi lãi suất giảm giá cổ phiếu cũng giảm. Điều này là do thị trường chứng khoán nước này có những công ty thuộc ngành bảo hiểm sẽ chịu tác động tiêu cực từ lãi suất giảm, nhóm này có khoản tiền gửi ngân hàng chiếm tỷ trọng lớn trong tổng tài sản đầu tư. Đồng thời, lãi suất cho vay điều chỉnh giảm trong ngắn hạn nhưng lãi suất dài hạn vẫn không thay đổi, nên chỉ những khoản vay vốn lưu động mới hưởng lợi còn các khoản vay dài hạn cũng không biến động nhiều. Phản ứng cùng chiều của thị trường chứng khoán với lãi suất cũng được xác định trong nghiên cứu của Geetha và cộng sự (2011), Rashid N.N và cộng sự (2019).

Như vậy, kết quả nghiên cứu chứng minh rằng thị trường chứng khoán từng quốc gia Đông Nam Á cũng chịu tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô, tuy nhiên, mức độ ảnh hưởng khác nhau phụ thuộc vào đặc thù của từng thị trường.

Đối với thị trường chứng khoán Việt Nam, giá cả hàng hóa toàn cầu tác động âm, cho thấy sự gia tăng của giá cả hàng hóa thế giới trong ngắn hạn đi kèm tín hiệu bất ổn dễ gây lo ngại khiến các nhà đầu tư bán tháo cổ phiếu hàng hóa, đã dẫn đến phản ứng tiêu cực cho giá cổ phiếu ngành hàng nói riêng và chỉ số giá chứng khoán nói chung. Thêm nữa, sự tăng giá của giá cả hàng hóa thế giới có thể tác động đến giá cả hàng hóa trong nước, tạo ra áp lực lạm phát trong nước lớn lên, từ đó gia tăng rủi ro lên thị trường chứng khoán Việt Nam. Giá cả hàng hóa thế giới tăng cũng khiến các doanh nghiệp phụ thuộc hàng nước ngoài bị ảnh hưởng. Cụ thể, các công ty trong lĩnh vực vận chuyển, sản xuất thức ăn chăn nuôi hay sản xuất các sản phẩm có đầu vào từ xăng dầu cũng bị ảnh hưởng đáng kể khi giá nguyên liệu này trên thế giới tăng mạnh, trong khi Việt Nam là nước nhập khẩu xăng dầu. Thực tế, giá xăng dầu tăng cao gây ảnh hưởng gián tiếp đến hầu hết các ngành thông qua chi phí logistic và vận chuyển. Điều này cũng được các nghiên cứu của Takuji K. và cộng sự (2011), Acquah B. (2016), Basher và cộng sự (2019) đồng tình.

Chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI có mối quan hệ tích cực với thị trường chứng khoán, đã cho thấy bước tiến của thị trường chứng khoán Việt Nam trong quá trình hội nhập với nền kinh tế và thị trường chứng khoán toàn cầu.

Tỷ giá hối đoái không có ý nghĩa với chỉ số VNI, kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Minh Điệp (2013). Việc điều chỉnh tỷ giá tuy có ảnh hưởng tiêu cực đến các doanh nghiệp có khoản nợ nước ngoài phải thực hiện trích lập dự phòng rủi ro tỷ giá cuối năm, trong đó có các công ty ngành dịch vụ công cộng, xi măng, vận tải biển và dầu khí, nhưng với các doanh nghiệp ngành dầu khí và vận tải biển, có nguồn thu ngoại tệ trực tiếp từ bán sản phẩm, cung cấp dịch vụ đầu ra thì cũng đồng thời được hưởng lợi từ thay đổi tỷ giá. Bên cạnh đó, nếu nhóm doanh nghiệp nhập khẩu nguyên vật liệu từ nước ngoài và chủ yếu phục vụ nhu cầu trong nước chịu tác động tiêu cực từ việc tỷ giá tăng, như nhóm ngành vật liệu cơ bản (thép, nhựa), hàng tiêu dùng (sữa, bánh kẹo), công nghiệp (hóa chất, vận tải kinh doanh xăng dầu) và dược phẩm. Thì ở chiều ngược lại, các doanh nghiệp xuất khẩu có nguồn thu ngoại tệ trực tiếp và sử dụng nguồn nguyên liệu trong nước sẽ hưởng lợi từ việc

tăng tỷ giá (trong đó có ngành thủy sản, cao su và khoáng sản). Riêng nhóm ngành có nguồn thu từ xuất khẩu nhưng cũng đang phụ thuộc chủ yếu vào việc nhập khẩu nguyên vật liệu như dệt may, da giày, đồ gỗ, điện tử, ôtô, thép… thì không chịu ảnh hưởng nhiều từ sự thay đổi tỷ giá.

Tỷ lệ lạm phát âm với chỉ số VNI cho thấy khi lạm phát tăng cao làm cho đồng tiền mất giá, người dân có xu hướng hạn chế nắm giữa tiền mặt hoặc hạn chế gửi tiền vào các tổ chức tín dụng (lãi suất tiền gửi ngân hàng có thể thấp hơn tỷ lệ lạm phát) mà chuyển sang đầu tư vào các tài sản mang tính an toàn cao hơn như bất động sản, ngoại tệ mạnh, vàng,… Lạm phát tăng cao cũng kéo theo lãi suất tiền gửi tăng dẫn đến nhà đầu tư chứng khoán cũng mong muốn một tỷ suất lợi nhuận trong mô hình định giá chứng khoán phải cao hơn, tức là chỉ chấp nhận mua khi giá chứng khoán giảm bớt. Kết quả lạm phát tác động âm với chỉ số TTCK Việt Nam cũng được xác định bởi nghiên cứu của Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015), Thân Thị Thu Thủy và Võ Thị Thùy Dương (2015).

Lãi suất lại ảnh hưởng ngược chiều với chỉ số VNI, chứng tỏ khi lãi suất tăng trực tiếp làm tăng chi phí sử dụng vốn từ đó lợi nhuận đầu tư giảm, điều này làm cho thị trường cổ phiếu kém hấp dẫn với nhà đầu tư dẫn đến cung lớn hơn cầu, do đó giá cổ phiếu giảm hay chỉ số VNI giảm. Bên cạnh đó, nhà đầu tư cũng kỳ vọng khi lãi suất giảm sẽ giúp người tiêu dùng chi tiêu nhiều hơn, từ đó làm gia tăng doanh số bán hàng của doanh nghiệp. Kết quả này cũng được các nghiên cứu của Phan Thị Bích Nguyệt (2013), Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh (2019) đồng tình. Thực tế cho thấy trong năm 2019, NHNN đã có nhiều động thái điều hành lãi suất nhằm giữ tính ổn định và phát triển lành mạnh của hệ thống tổ chức tín dụng, cũng như định hướng giảm lãi suất hỗ trợ cho nền kinh tế, hỗ trợ khó khăn cho doanh nghiệp, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững và thị trường chứng khoán tăng điểm.

Nhìn chung, thị trường chứng khoán Việt Nam chịu ảnh hưởng bởi giá cả hàng hóa toàn cầu và chỉ số giá chứng khoán toàn cầu của MSCI, đối với các biến vĩ mô nội địa thì lãi suất cho vay và tỷ lệ lạm phát cũng có những chi phối nhất định đến chỉ số giá chứng khoán.

4.3.3 Tác động của giá cả nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

Kết quả cho thấy hướng và mức độ lan tỏa thông tin đã thay đổi khi các hàng hóa là khác nhau. Có sự không đồng nhất về ảnh hưởng của giá nông nghiệp, năng lượng và kim loại đến thị trường chứng khoán.

Giá nông nghiệp có tác động tích cực không đáng kể đến chỉ số giá chứng khoán trong dài hạn nhưng không ảnh hưởng trong ngắn hạn. Theo đó, khi chỉ số giá nông nghiệp tăng sẽ điều chỉnh chỉ số thị trường chứng khoán tăng Đông Nam Á tăng về dài hạn. Các nước Đông Nam Á là nhà xuất khẩu mạnh các mặt hàng nông nghiệp như gạo, cà phê, cao su, gỗ, bông, ... do đó sự tăng giá của các hàng hóa này trên thế giới ít nhiều có tác dụng kích thích tăng trưởng xuất khẩu, làm tăng doanh thu và lợi nhuận cho các công ty xuất khẩu mặt hàng tương ứng, từ đó cũng ảnh hưởng đến giá chứng khoán của công ty này và tạo ra tác động tích cực đến chỉ số giá chứng khoán các nước Đông Nam Á. Trong đó, Thái Lan, Việt Nam luôn nằm trong nhóm ba nước xuất khẩu gạo nhiều nhất thế giới, chiếm 55% tổng nhu cầu gạo thế giới, cho nên với hai quốc gia này khi gạo thế giới tăng giá sẽ có tác động tích cực đến giá cổ phiếu các công ty xuất khẩu lúa gạo. Tuy nhiên, tác động này không đáng kể cho các nước Đông Nam Á được lựa chọn bởi ngoài Indonesia lượng gạo sản xuất đã vượt nhu cầu nội địa từ năm 2017 và tiến tới xuất khẩu, thì nguồn cung gạo của Philippin và Singapore phụ thuộc vào phần lớn vào nhập khẩu, còn Malaysia đã tăng dần việc trồng lúa trong nước để chỉ nhập khẩu một phần gạo thế giới. Một số nước Đông Nam Á đã trở thành nhà xuất khẩu cà phê lớn như Indonesia và Việt Nam là hai quốc gia sản xuất cà phê hàng đầu thế giới, đóng góp lần lượt 18% và 6% vào sản lượng toàn cầu, trong khi đó, Thái Lan cũng tiếp tục thu hút kinh doanh và đầu tư do nhu cầu cà phê ngày càng tăng, Philippines cũng đang đẩy mạnh cạnh tranh trong ngành cà phê xuất khẩu. Cây cao su được trồng chủ yếu ở các nước Đông Nam Á, châu Phi và một phần nhỏ ở châu Mỹ. Theo báo cáo của Hiệp hội Các quốc gia sản xuất cao su thiên nhiên, Thái Lan, Indonesia, Malaysia và Việt Nam là các quốc gia sản xuất cao su lớn nhất với tổng sản lượng sản xuất chiếm khoản 70% nguồn cung cao su toàn cầu. Do vậy, việc giá cao su

thế giới tăng cũng có ảnh hưởng tích cực đến giá cổ phiếu công ty xuất khẩu trong lĩnh vực này. Các thành viên Hội đồng Công nghiệp nội thất ASEAN (AFIC) đều có chung nhận định rằng ASEAN là khu vực nhiều ưu thế vượt trội về nguyên liệu, sản xuất, phân phối, quy mô thị trường để phát triển ngành gỗ, nội thất. Minh chứng cho nhận định này, ông Emmanuel Padiernos, Chủ tịch AFIC cho biết, số liệu xuất khẩu đồ gỗ của toàn khối ASEAN trong năm 2018 đã đạt tới 12,1 tỷ USD trên tổng giá trị xuất khẩu 150 tỷ USD của toàn cầu. Đến năm 2019, Indonesia, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Việt Nam, là những nhà cung cấp đồ nội thất Đông Nam Á đang phát triển nhanh với 2/3 năng lực sản xuất ưu tiên cho xuất khẩu. Tỷ lệ xuất khẩu đồ gỗ của khu vực này là khoảng 66%, cao hơn gấp đôi so với mức trung bình của thế giới (khoảng 30%). Ước lượng, năng lực sản xuất gỗ, nội thất của Đông Nam Á đáp ứng được 5% tổng lượng tiêu thụ đồ nội thất ở Mỹ và 2% với Tây Âu. Qua đây cho thấy ASEAN là trung tâm sản xuất đồ gỗ lớn của thế giới nên khi giá nông nghiệp toàn cầu tăng sẽ đem lại khả năng sinh lợi tốt hơn cho doanh nghiệp ngành gỗ và giá cổ phiểu công ty ngành này cũng được cải thiện. Bên cạnh đó, mặc dù việc giá nông nghiệp toàn cầu biến động trong thời gian dài sẽ tạo ra những khó khăn đối với các công ty nhập khẩu sữa bột, ngũ cốc và dầu để sản xuất sữa, thức ăn chăn nuôi, dầu ăn… do nguyên liệu đầu vào hầu hết là nhập khẩu. Dẫn đến các nhà sản xuất này sẽ gặp phải thách thức về chi phí nguyên liệu đầu vào, cao hơn, từ đó đưa đến một số ảnh hưởng tiêu cực với hoạt động của các công ty này. Tuy nhiên, có lẽ bởi các chiến lược bảo hiểm rủi ro thành công của các công ty, cụ thể các công ty có các hợp đồng cung ứng nguyên vật liệu, dựa trên các mô hình kinh doanh của mình. Hơn nữa, họ chuyển phần lớn giá nguyên liệu thô sang giá bán một cách trực tiếp, từ đó đảm bảo rằng biên lợi nhuận của họ không đổi nên điều này vẫn không đủ sức gây ảnh hưởng tới chỉ số thị trường chứng khoán. Do đó, trong ngắn hạn thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á không chịu ảnh hưởng từ giá nông nghiệp, điều này cũng phù hợp với nghiên cứu của Kang J. S. và cộng sự (2013), Baldi L. và cộng sự (2016). Như vậy, khả năng chênh lệch giá bị loại trừ và thị trường chứng khoán của các quốc gia Đông Nam Á được lựa chọn có thể được coi là hiệu quả về mặt thông tin đối với giá nông nghiệp trong ngắn hạn.

Giá năng lượng có tác động tiêu cực đến chỉ số giá chứng khoán trong cả dài hạn và ngắn hạn, nghĩa là khi chỉ số giá năng lượng tăng sẽ khiến chỉ số giá thị trường chứng khoán giảm và ngược lại. Trên thực tế, hàng hóa năng lượng gồm dầu thô, khí tự nhiên, than được coi là nguyên liệu đầu vào trong quá trình sản xuất. Do đó, ít nhiều thì nền kinh tế của mọi quốc gia trên thế giới đều phụ thuộc trực tiếp hoặc gián tiếp vào nguồn nhiên liệu này trong đó có các nước Đông Nam Á. Điển hình vào năm 2014 cú sốc giảm giá dầu đã gây ra những tác động lớn tới thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Giá dầu giảm giúp cho các chương trình trợ cấp giá nhiên liệu của Indonesia được giảm nhẹ, đồng thời khuyến khích các ngành sản xuất hàng hóa xuất khẩu của họ với giá thành thấp có sức cạnh tranh cao hơn trước. Với các nước sản xuất nhiều dầu như Indonesia, Malaysia, thì hiệu ứng giá dầu giảm có thể biến thiên từ tích cực đến tiêu cực ở một chừng mực nào đó tùy theo vai trò của nguồn thu từ dầu xuất khẩu trong ngân sách quốc gia cũng như ngân sách địa phương của từng nước. Thái Lan là nước nhập khẩu năng lượng lớn nhất ở Đông Nam Á nên được hưởng lợi nhiều nhất nhờ giá dầu rẻ, ngành năng lượng Thái Lan dựa chủ yếu vào khí đốt, trong đó 70% là từ nguồn nhập khẩu, vì giá khí gắn chặt với giá dầu nên việc giảm giá khí sẽ tạo ra lực đẩy cho nền kinh tế và các công ty trên thị trường chứng khoán. Philippine cũng là nước hưởng lợi lớn từ giá dầu rẻ, đặc biệt chính phủ nước này không còn phải trợ giá năng lượng mặc dù các đề án dầu khí bị giảm đầu tư. Chi phí năng lượng với giá rẻ cũng có tác động tích cực đối với các nước nhập khẩu xăng dầu hoàn toàn như Singapore. Trong bối cảnh Việt Nam vẫn là nước nhập siêu xăng dầu, thì việc giá dầu giảm là yếu tố tích cực giúp Việt Nam giảm chi phí nhập khẩu, qua đó giúp giảm nhập siêu, cũng như tiết kiệm cho Việt Nam một lượng ngoại tệ nhập khẩu xăng dầu. Như vậy, khi giá dầu và khí tự nhiên trở nên rẻ hơn, các công ty trong nhiều lĩnh vực ở Đông Nam Á được hưởng lợi do việc tiết giảm chi phí, từ đó tạo hiệu ứng tốt với giá cổ phiếu. Ngoài ra, các nước này còn có cơ hội tiết kiệm tài nguyên dầu khí bằng cách giảm khai thác để giữ trữ lượng lại trong lòng đất, phục vụ lợi ích toàn diện của họ trong tương lai vì đây là khu vực có ít tiềm năng dầu khí trên thế giới và giá dầu khí trong dài hạn chắc chắn sẽ cao do đây là nguồn tài nguyên

chiến lược không tái tạo. Tuy nhiên, tác động âm của giá năng lượng với thị trường chứng khoán là không đáng kể bởi lẽ với các doanh nghiệp khai thác dầu, khí tự nhiên là hoạt động cốt lõi thì giá dầu xuống thấp cũng đồng nghĩa với việc nguồn thu của ngành sẽ bị giảm sút, thậm chí kế hoạch đầu tư tìm kiếm, thăm dò và phát triển mỏ mới, bảo đảm sản lượng khai thác các năm tiếp theo sẽ bị ảnh hưởng, đặc biệt là ảnh hưởng đến tiến độ thực hiện các dự án năng lượng của ngành. Nghiên cứu năm 2019 của công ty nghiên cứu năng lượng đa quốc gia Wood Mackenzie cho thấy than đá vẫn là một nguồn năng lượng chính ở Đông Nam Á trong nhiều năm tới và việc sử dụng than đá được dự đoán sẽ đạt đỉnh vào năm 2027. Cơ quan Năng lượng Quốc tế (IEA- The International Energy Agency) cho rằng các quốc gia Đông Nam Á, Ấn Độ và các nước đang phát triển khác sẽ là trung tâm của nhu cầu về than đá trong vòng 25 năm tới. Chính phủ Indonesia đặt mục tiêu sản xuất 23% lượng điện từ các nguồn tái tạo, nhưng cho đến năm 2020 mới chỉ đạt được 12% do phụ thuộc nhiều vào than đá, mặc dù là một trong những nước xuất khẩu than đá lớn nhất khu vực, sản lượng năm 2020 của Indonesia là khoảng 400 triệu tấn than đá, chủ yếu phục vụ nhu cầu nội địa và một phần cho xuất khẩu. Trong khi đó, các nước như Philippines, Malaysia, Thái Lan, Việt Nam có nhu cầu nhập khẩu than lớn từ những nước khác để phục vụ chủ yếu cho nhiệt điện, phần còn lại cho sản xuất xi măng và hoạt động khác. Cho nên với việc giá hợp đồng bán điện của các nhà máy nhiệt than theo giá than thực tế thì khi giá than thế giới tăng cũng làm tăng chi phí đầu vào của các công ty trong ngành nhiệt điện và đẩy giá bán điện tăng lên. Ngoài ra, lợi nhuận của các công ty sản xuất xi măng, ngành sản xuất gạch ốp lát sử dụng than cám hay doanh nghiệp sản xuất thép lò cao phải nhập than cốc cũng chịu ảnh hưởng từ việc tăng giá chung của thế giới. IEA cũng cho biết Đông Nam Á ngày càng mở rộng nhập khẩu khí thiên nhiên hóa lỏng (LNG) khi nguồn khí đốt tự nhiên trong nước ngày càng cạn kiệt, với nhu cầu sử dụng khí đốt trong ngành công nghiệp được dự báo sẽ tăng trưởng lớn nhất. Điều này dẫn đến việc biến động của giá nhiên liệu này trên thế giới làm tăng chi phí đầu vào, khiến các nhà máy điện khí trở nên kém cạnh tranh hơn so với các công ty sản xuất điện bằng nhiên liệu khác. Như vậy, tác động của giá năng lượng

(gồm giá dầu, khí đốt tự nhiên, giá than và propan) đến chỉ số thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á trong cả ngắn và dài hạn chứng tỏ ảnh hưởng của giá năng lượng đối với thị trường chứng khoán là khó có thể bỏ qua. Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Ulrich O. (2009), Creti và cộng sự (2013), Suliman (2013), Mohammad Z. H. (2017), Nakhipbekova S. và cộng sự (2020).

Giá kim loại có tác động ngược chiều đến chỉ số giá chứng khoán, hay mức tăng trong biến chỉ số giá kim loại sẽ làm chỉ số thị trường chứng khoán giảm. Kết quả này cho thấy, thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á chịu ảnh hưởng mạnh từ sự biến động giá kim loại thế giới về dài hạn, điều này cũng phù hợp với nghiên cứu của Mensi W. và cộng sự (2017), Jiang Y. và cộng sự (2019). Thực tế cho thấy giá kim loại và thị trường chứng khoán có diễn biến trái chiều. Về cơ bản, khi giá kim loại quý giảm, người dân sẽ có xu hướng đầu tư vào thị trường chứng khoán nhiều hớn, làm tăng giá chứng khoán. Ngược lại, khi giá kim loại quý tăng, nhà đầu tư sẽ có xu hướng đầu tư nhiều hơn vào thị trường kim loại quý dẫn đến việc giảm giá cổ phiếu. Năm 2012 đánh dấu chuỗi tăng giá 12 năm không nghỉ của vàng thế giới, với tổng mức tăng trong cả năm là gần 7% đối với giá vàng giao ngay và 6% đối với giá vàng giao sau. Đây được xem là một trong những chuỗi thời gian tăng giá dài hơi nhất đối với một loại hàng hóa. Thị trường kim loại quý cũng chứng kiến sự tăng giá đáng kể của nhiều kim loại khác qua các năm, trung bình palladium tăng gần 10%, bạc tăng 9%, bạch kim tăng 8%. Theo Reuters trong năm này, thị trường chứng khoán các nước như Thái Lan, Philippines và Việt Nam đều giảm hơn 5%, thị trường chứng khoán Thái Lan rớt giá 6,9%, tại Indonesia và Malaysia thị trường chứng khoán ở đây cũng giảm không kém, trong khi đó, thị trường Singapore kết thúc phiên ngày 9/3 giảm 18,4%. Hơn nữa, các nước Đông Nam Á được ghi nhận việc nhập khẩu một lượng lớn nguyên liệu kim loại cơ bản phục vụ cho ngành công nghiệp và xây dựng, nên khi giá kim loại cơ bản tăng cũng ảnh hưởng đến các doanh nghiệp ngành này và cả thị trường chứng khoán. Trong ngắn hạn, giá kim loại có ảnh hưởng không đáng kể đến chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á, kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Irandoust M. (2017).

Kết luận chương 4

Chương này bắt đầu với việc đánh giá thực trạng của giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Tiếp đó, luận án trình bày kết quả các thống kê mô tả, tự ương quan và vấn đề đa cộng tuyến của các biến trong mô hình nghiên cứu. Để trả lời cho câu hỏi đặt ra là liệu chuỗi có đứng yên hay không thì cần phải có một bài kiểm tra nghiệm đơn vị. Kiểm định tính dừng và xác định các chuỗi có đồng liên kết với nhau là cơ sở để thực hiện việc tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á.

Nghiên cứu thực hiện kiểm định dựa trên mô hình POLS, FEM, REM, GLS, kết quả quả cho thấy các ước lượng này bị tự tương quan và phương sai sai số thay đổi nên phương pháp DGMM được lựa chọn thay thế. Qua đó xác định giá cả hàng hóa toàn cầu có ảnh hưởng đến chỉ số thị trường chứng khoán các nước Động Nam Á.

Bên cạnh đó, ước lượng MG và PMG được dùng để đánh giá tác động trong dài hạn và những điều chỉnh trong ngắn han, và theo thử nghiệm Hausman thì mô hình PMG có hiệu quả hơn trong trường hợp này. Kết quả cho thấy kết quả cho thấy các ước tính của PMG cho thấy mối quan hệ tích cực giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và thị trường chứng khoán nhóm các nước Đông Nam Á được chọn trong dài hạn và ngắn hạn. Ngoài ra, thị trường chứng khoán Đông Nam Á cũng có phản ứng với chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI và các yếu tố kinh tế vĩ mô trong nước gồm tỷ giá hối đoái, chỉ số giá tiêu dùng, lãi suất.

Các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu như chỉ số giá năng lượng, giá kim loại cũng có những ảnh hưởng nhất định đến chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài và ngắn hạn, ngoại trừ chỉ số giá nông nghiệp chỉ có tác động trong dài hạn.

CHƯƠNG 5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH

5.1 Kết luận

Nghiên cứu có mục tiêu là đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế vĩ mô khác đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á. Từ mục tiêu chung này, nghiên cứu đã phát triển thành các mục tiêu cụ thể bao gồm: (1) Đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á; (2) Đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến chỉ số giá thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á được lựa chọn; (3) Đánh giá tác động từ các yếu tố thành phần của giá cả hàng hóa toàn cầu gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á.

Với mục tiêu thứ nhất là đánh giá tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Điều này có nghĩa là phải có một cái nhìn tổng quát về việc liệu sai số của các biến có di chuyển theo cùng một hướng hay không. Do đó, tất cả các biến độc lập gồm giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến vĩ mô khác được xem xét cùng một lúc trong phân tích. Trong chương trước, hệ số hồi quy cho từng biến độc lập được ước tính. Kết quả nghiên cứu từ ước lượng DGMM cho thấy giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á. Khi giá cả hàng hóa toàn cầu biến động dẫn đến những hệ lụy đối với các công ty đa quốc gia, phản ứng của người tiêu dùng, nền kinh tế các nước và thị trường chứng khoán. Kết quả nghiên cứu này phù hợp kết quả của các nghiên cứu trước (Kang W. và cộng sự, 2018; Ghaderi S. & Shahrazi M, 2020).

Kết quả mô hình PMG cho thấy ảnh hưởng tiêu cực của giá cả hàng hóa toàn cầu tới thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài hạn, kết quả này phù hợp với nghiên cứu Robert J. và Luc S. (2009), Basher S. A. và cộng sự (2019). Đồng thời, theo giả thuyết thị trường hiệu quả, giả định rằng giá cổ phiếu chứa thông tin công khai và không thể dự báo giá cổ phiếu bằng cách sử dụng thông tin này hoặc bằng cách sử dụng chỉ số giá của thị trường khác. Nếu hai thị trường không có đồng tích hợp, điều đó có nghĩa là giả thuyết thị trường hiệu quả đã bị vi phạm vì một thị trường chứa đầy đủ thông tin để người ta có thể dự đoán hành vi của thị trường tài chính khác. Kết quả

nghiên cứu cho thấy có sự đồng tích hợp giữa hai thị trường, thì tổn thất trên thị trường này không thể được bù đắp bằng lợi nhuận ở thị trường khác và nó cũng làm giảm số lượng tài sản có sẵn cho các nhà đầu tư mà từ đó họ có thể phòng ngừa rủi ro. Do tác động lan tỏa từ giá hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á là không nhiều, nên có thể kết luận cả hai thị trường đều tương đối độc lập và mang lại cơ hội tốt cho các nhà đầu tư để đa dạng hóa danh mục đầu tư của họ. Trong ngắn hạn, giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động dương không đáng kể đối với thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á được chọn. Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Takuji K. và cộng sự (2011), Creti và cộng sự (2013), Lukman O. (2019).

Bên cạnh đó, chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á trong cả dài hạn và ngắn hạn. Điều này cho thấy thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á đã có những chuyển đổi trong quá trình toàn cầu hóa và sự biến động trong một thị trường lớn sẽ mang lại hiệu quả liên quan trong nhóm các thị trường mới nổi như được phân tích trong nghiên cứu này. Tỷ lệ lạm phát cũng có tác động âm đến thị trường chứng khoán trong ngắn hạn và dương trong dài hạn. Kết quả này hàm ý rằng mặc dù lạm phát tăng thể hiện sự bất ổn trong nền kinh tế, ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán trong ngắn hạn, nhưng trong dài hạn, thị trường sẽ phân bổ hiệu quả các nguồn lực bằng cách điều chỉnh tăng theo mức giá tăng chung. Cổ phiếu là một hàng rào chống lạm phát khá tốt, nhưng chỉ trong dài hạn. Còn trong ngắn hạn, lạm phát và giá cổ phiếu hoàn toàn có thể có mối quan hệ ngược chiều. Lạm phát tăng có thể khiến giá cổ phiếu giảm và ngược lại.

Như vậy, các kết quả thu được từ các mô hình DGMM và PMG cho thấy rằng chỉ số giá thị trường chứng khoán Đông Nam Á chịu ảnh hưởng từ giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố kinh tế vĩ mô. Như vậy, có thể do thị trường chứng khoán ASEAN khá nhạy cảm với các thay đổi trong hoạt động kinh tế. Giá cả hàng hóa có một số tác động tích cực cũng như tiêu cực đến hoạt động của thị trường chứng khoán. Điều này chứng tỏ rằng lập luận thị trường tài chính là hiệu quả không thể được duy trì theo kinh nghiệm đối với các nền kinh tế Đông Nam Á.

Với mục tiêu thứ hai, chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu cũng có tác động lan tỏa đến thị trường chứng khoán từng quốc gia Đông Nam Á được chọn trừ Malaysia. Giá cả hàng hóa toàn cầu ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán Singapore, Thái Lan, Indonesia, Philippines và Việt Nam. Các biến kinh tế vĩ mô khác cũng có những ý nghĩa khác nhau đối với thị trường chứng khoán từng nước Đông Nam Á. Riêng thị trường chứng khoán Malaysia có hiệu quả về mặt thông tin với giá cả hàng hóa toàn cầu. Chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI có tác động tích cực đến thị trường chứng khoán ở cả sáu nước Đông Nam Á được lựa chọn. Tỷ giá hối đoái có tác động âm đáng kể đến thị trường chứng khoán các nước Thái Lan, Indonesia, Malaysia và Philippines. Chỉ số giá tiêu dùng nội địa tác động tích cực đối với thị trường chứng khoán Singapore, Thái Lan; tác động tiêu cực với thị trường chứng khoán Indonesia; tác động không đáng kể đến thị trường chứng khoán Malaysia, Philippines và Việt Nam. Trong khi đó, lãi suất có ý nghĩa âm đối với thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á được lựa chọn, ngoại trừ Philippin. Đối với thị trường chứng khoán Việt Nam, giá cả hàng hóa toàn cầu và tỷ lệ lạm phát có tác động dương, chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI có mối liên hệ tích cực với thị trường chứng khoán, nhưng lãi suất cho vay lại có ảnh hưởng ngược chiều. Điều này chứng tỏ ngoại trừ chỉ số giá chứng khoán toàn cầu của MSCI, thị trường chứng khoán Việt Nam bị chi phối nhưng quá nhiều bởi chỉ số giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế vĩ mô nội địa như lãi suất cho vay và tỷ lệ lạm phát.

Mục tiêu thứ ba là xem xét tác động từ các yếu tố thành phần giá cả hàng hóa toàn cầu gồm giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Kết quả mô hình PMG cho thấy chỉ số giá nông nghiệp có ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á được chọn nhưng trong dài hạn nhưng không có ý nghĩa trong ngắn hạn. Đồng thời, có sự tác động tiêu cực của giá năng lượng đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong cả trong dài và ngắn hạn. Ngoài ra, giá kim loại chỉ có tác động tiêu cực đáng kể đến chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài hạn nhưng về ngắn hạn có ảnh hưởng không đáng kể. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu của Robert J. & Luc

S. (2009), Wang Y. và cộng sự (2013). Do đó, khả năng chênh lệch giá bị loại trừ và thị trường chứng khoán của các quốc gia Đông Nam Á được lựa chọn có thể được coi là hiệu quả về mặt thông tin đối với giá nông nghiệp trong ngắn hạn.

Nghiên cứu này có ý nghĩa đối với các nhà đầu tư nước ngoài cũng như trong nước về đa dạng hóa danh mục đầu tư và quản lý rủi ro. Nó góp phần tranh luận về vấn đề hội nhập và phân khúc thị trường. Nghiên cứu được thực hiện bằng phương pháp hồi quy đa biến được áp dụng từ các nghiên cứu trong quá khứ để làm rõ kết quả mâu thuẫn trong loại hình đầu tư này. Phần tiếp theo đưa ra gợi ý cho các nhà làm chính sách, nhà đầu tư, nhà quản lý trước phản ứng của thị trường chứng khoán mỗi khi có tin tức về việc sự biến động của giá cả hàng hóa toàn cầu và yếu tố kinh tế vĩ mô được công bố.

5.2 Hàm ý chính sách

Tổng quan tài liệu chỉ ra rằng có bằng chứng thực nghiệm chứng minh mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán và giá cả hàng hóa cùng các biến vĩ mô khác như nghiên cứu của Wongbangpo P. & Sharma C. S. (2002), Nabila N. (2016), Sugeng W. và cộng sự (2017), Farah A. M. N. và cộng sự (2017), Graziela F. và cộng sự (2019) đề cập. Kết quả của luận án này xác định giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế vĩ mô khác có tác động đến thị trường chứng khoán ở các quốc gia Đông Nam Á. Điều này cho thấy có sự nhất quán trong phản ứng của thị trường chứng khoán nhóm các quốc gia này đối với giá cả hàng hóa toàn cầu và các biến kinh tế vĩ mô được lựa chọn.

Kết quả nghiên cứu cho thấy, giá cả hàng hóa toàn cầu có ảnh hưởng đến chỉ số thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Giá cả hàng hóa toàn cầu có tác động âm không đáng kể trong dài hạn và dương trong ngắn hạn với thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Bên cạnh đó, giá nông nghiệp, giá năng lượng và giá kim loại cũng có ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á cả về dài hạn và ngắn hạn, ngoại trừ giá nông nghiệp không có ý nghĩa trong ngắn hạn. Do đó, bất kỳ nghiên cứu nào không bao gồm giá cả hàng hóa toàn toàn cầu sẽ bỏ lỡ một biến số quan trọng trong phân tích hồi quy. Các nhà hoạch định chính sách cần theo dõi

giá cả hàng hóa toàn cầu, cùng các yếu tố thành phần như giá nông nghiệp, giá năng lượng, giá kim loại để dự báo tác động tiềm năng của chúng đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á khi có bất kỳ thay đổi nào xảy ra. Riêng giá nông nghiệp không có ảnh hưởng đến chỉ số thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong ngắn hạn, hàm ý chính sách của phát hiện này là những thay đổi về giá nông nghiệp không thể dự đoán giá thị trường chứng khoán Đông Nam Á, khả năng chênh lệch giá bị loại trừ và thị trường chứng khoán của các nước có thể được coi là hiệu quả về mặt thông tin đối với giá nông nghiệp. Điều này cũng có ý nghĩa chính sách quan trọng đối với các nhà đầu tư tổ chức trong và ngoài nước và các nhà quản lý danh mục đầu tư vì phát hiện trên có thể hỗ trợ trong việc cấu trúc danh mục đầu tư giao dịch chặt chẽ. Như vậy, sự vận động của thị trường vốn không thể tách rời sự biến động của giá cả hàng hóa. Việc hiểu được tầm quan trọng của mối quan hệ giữa giá cả hàng hóa toàn cầu và diễn biến thị trường chứng khoán ở các nước Đông Nam Á được kỳ vọng sẽ là thông tin quan trọng cho các nhà đầu tư trong việc đa dạng hóa rủi ro tài sản tài chính và thực hiện các bước trung gian để giảm thiểu thiệt hại do biến động của giá hàng hóa thế giới. Đồng thời, kết quả cho thấy tác động của giá cả hàng hóa toàn và các yếu tố thành phần đến thị trường chứng khoán có thể cung cấp thông tin hữu ích cho các nhà đầu tư và nhà quản lý danh mục đầu tư để xác định các thị trường dễ bị tổn thương nhất bởi các cú sốc bên ngoài, từ đó phân bổ lại nguồn vốn và điều chỉnh nguồn vốn ngắn hay dài hạn của họ.

Những tác động đáng kể trong cả ngắn và dài hạn của chỉ số chứng khoán toàn cầu đến chỉ số thị trường chứng khoán cũng làm nổi bật tầm quan trọng của các cú sốc bên ngoài đối với thị trường chứng khoán Đông Nam Á, đồng thời thể hiện khả năng hội nhập của thị trường chứng khoán các nước này với thị trường chứng khoán thế giới. Các nhà đầu tư trên các thị trường này bên cạnh thị trường trong nước có thể phải nhìn xa hơn đến cả môi trường kinh tế toàn cầu để xác định mức độ rủi ro đầy đủ của họ, đặc biệt là đa dạng hóa danh mục đầu tư. Bởi sự hội nhập ngày càng tăng của các thị trường này với nền kinh tế toàn cầu có thể làm tăng khả năng đối mặt với các cú sốc bên ngoài như đảo chiều vốn và hoạt động của thị trường vốn quốc tế.

Xem xét bản chất bên ngoài của các biến số toàn cầu này, các nhà hoạch định chính sách trong nước có thể thiết kế cơ chế để hạn chế hay chống lại các cú sốc toàn cầu. Việc xây dựng chính sách thận trọng, trình tự và thực hiện hiệu quả có thể giúp giảm thiểu cũng như loại bỏ các tác động bất lợi của chúng.

Bên cạnh đó, thị trường chứng khoán cũng phản ứng với các yếu tố vĩ mô nội địa. Cho nên, để duy trì thị trường chứng khoán trong nước lành mạnh, chính quyền các nước Đông Nam Á sẽ cần theo đuổi việc kiểm soát lạm phát, điều chỉnh lãi suất và tỷ giá hối đoái. Bởi lạm phát cao sẽ có ảnh hưởng tiêu cực đến sự phát triển của thị trường chứng khoán. Mặc dù phát hiện thực nghiệm cho thấy rằng sự tăng giá của hàng hóa các nước Đông Nam Á trong ngắn hạn sẽ giúp ích cho thị trường chứng khoán, nhưng tăng giá quá cao của hàng hóa có thể làm tổn thương chỉ số thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á vì tác động tiêu cực của nó đối với xuất khẩu giảm có thể vượt xa các tác động tích cực của nó đối với quốc tế tăng dòng vốn, chi phí nhập khẩu thấp hơn và giá thấp hơn. Do đó, các quản lý có thể hoạch định chính sách nhằm duy trì sự ổn định của tỷ lệ lạm phát ở các nước Đông Nam Á, bằng cách lựa chọn một mục tiêu tối ưu hoặc phù hợp cho việc kiểm soát lạm phát. Điều này không những hỗ trợ cho kinh tế tăng trưởng mà còn thúc đẩy thanh khoản trên thị trường cổ phiếu. Một khi lạm phát được duy trì ổn định ở mức thấp sẽ thúc đẩy các nhà đầu tư tìm kiếm các kênh đầu tư mới có tỷ suất sinh lời cao hơn so với gửi tiết kiệm ở ngân hàng, một trong các kênh đầu tư đó chính là thị trường chứng khoán. Sau đó, họ có thể lập kế hoạch và thiết kế các chính sách phù hợp và quan trọng nhất để thực hiện mục tiêu đó. Ví dụ, có thể tập trung vào các chính sách liên quan đến quản lý chi tiêu công thận trọng và tuân thủ nghiêm ngặt các quy tắc mua sắm công. Hơn nữa, cần có kế hoạch huy động nguồn thu từ địa phương một cách chủ động và hiệu quả để đẩy nhanh tốc độ tăng trưởng của khu vực tư nhân. Các bước này có thể làm giảm và giữ lạm phát ở mức thấp hơn để duy trì sự ổn định của thị trường chứng khoán. Chỉ số giá chứng khoán phản ứng nghịch biến với lạm phát trong ngắn hạn, nhưng không có gì đảm bảo rằng tỷ lệ lạm phát thấp hơn có thể thúc đẩy sức khỏe của thị trường chứng khoán, khi tình trạng của nền kinh tế tại một thời điểm cụ thể,

được điều chỉnh bởi các kênh khác nhau ảnh hưởng đến hai biến này, cần được đánh giá trước. Nói cách khác, từ góc độ chính sách, nếu tỷ lệ lạm phát thấp hơn đi kèm với chính sách tiền tệ thắt chặt hơn, thì cơ quan quản lý tiền tệ sẽ kiểm soát bong bóng đầu cơ trên thị trường chứng khoán (xem xét liệu bong bóng trên thực tế có thể bị chính sách châm ngòi ngay từ đầu), khi thay đổi chính sách được thực hiện. Nói cách khác, các nhà hoạch định chính sách tác động đến thị trường chứng khoán thông qua chính sách tiền tệ cần liên tục cập nhật bộ thông tin liên quan đến biến số này tại thời điểm đưa ra quyết định chính sách phù hợp, vì ảnh hưởng của lạm phát đến chỉ số giá chứng khoán thay đổi theo thời gian và có thể tích cực hoặc tiêu cực.

Lãi suất cũng có tác động đến thị trường chứng khoán, cho nên cần có sự kiểm soát hợp lý lãi suất bởi chỉ số này không chỉ ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán cả trong ngắn và dài hạn mà còn lại một công cụ điều tiết của chính sách tiền tệ. Mặt khác, việc giảm lãi suất có thể làm tăng cung tiền trên thị trường, các nhà đầu tư có thêm nguồn tiền để bơm vào thị trường chứng khoán và đẩy giá cổ phiếu lên. Tuy nhiên, cũng không nên hạ lãi suất quá thấp, bởi lãi suất thấp sẽ dẫn đến chi phí đi vay thấp hơn, cung tiền vượt quá mức và cuối cùng gây ra lạm phát. Do đó, các chính phủ nên duy trì lãi suất linh hoạt để khuyến khích nền kinh tế ổn định và phát triển. Khi điều này xảy ra, các doanh nghiệp trong môi trường kinh tế tăng trưởng có cơ hội hoạt động tốt hơn, dẫn đến giá cổ phiếu cao hơn. Hơn nữa, các công ty nên quản lý dòng tiền của mình một cách khôn ngoan để giảm rủi ro lãi suất. Bộ phận tài chính trong các công ty doanh nghiệp phải thực hiện kế hoạch tài chính để đảm bảo công ty luôn có đủ tiền mặt cho hoạt động hàng ngày. Họ phải quản lý dòng tiền để đảm bảo các doanh nghiệp không phụ thuộc quá nhiều vào việc vay vốn đặc biệt là khi lãi suất bất lợi cho họ. Khi lãi suất cao thì chi phí đi vay tăng, điều này sẽ làm giảm lợi nhuận của doanh nghiệp và truyền tín hiệu giảm khả năng cạnh tranh đến các cổ đông, những cổ đông thất vọng đó sẽ chọn cách bán tháo vị thế của họ trên thị trường chứng khoán và dẫn đến sự sụt giảm giá cổ phiếu.

Cần có chính sách để kiểm soát tỷ giá hối đoái bởi những thay đổi của tỷ giá hối đoái không chỉ ảnh hưởng đến hoạt động xuất nhập khẩu, nợ quốc gia mà cũng có tác

động nhất định đến thị trường chứng khoán. Trong đó, nên duy trì tỷ giá hối đoái để tạo động lực và khuyến khích các nhà đầu tư nước ngoài đầu tư vào các nước Đông Nam Á. Các khoản đầu tư nước ngoài đã mang lại một dòng vốn lớn vào thị trường chứng khoán trong nước và kích thích tăng trưởng nền kinh tế cũng như phát triển thị trường chứng khoán, tổng cầu trên thị trường chứng khoán ngày càng tăng sẽ đẩy giá cổ phiếu lên. Chính phủ cũng cần tăng cường các quy tắc và quy định cũng như cung cấp các giám sát thích hợp trên thị trường ngoại hối để ngăn chặn những thay đổi quá mức của tỷ giá hối đoái, từ đó ảnh hưởng đến sự biến động của thị trường chứng khoán. Căn cứ theo báo báo thường niên của IMF (2018) thì có thể chia khu vực Đông Nam Á thành hai nhóm là các nước theo đuổi chế độ thả nổi (Floating) gồm Philippin, Thái Lan, nhóm còn lại gồm Indonesia, Maylaysia, Singapore và Việt Nam thì có động thái tích cực trong việc kiểm soát tỷ giá (Stabilized arrangement). Trong đó, Indonesia (từ 1/12/2017), Maylaysia (từ 21/07/2005) và Việt Nam (Khoản 2 Điều 15 Nghị định 70/2014/NĐ-CP) áp dụng chính sách tỷ giả thả nổi có quản lý, còn Singapore thực hiện chính sách neo tỷ giá vào một rổ tiền tệ, nghĩa là neo tỷ giá trung tâm với một nhóm các đồng tiền khác nhau theo một tỷ lệ cố định và có biên độ. Việc Ngân hàng Trung ương tuyên bố neo giữ tỷ giá có thể giúp hạn chế và loại trừ rủi ro tỷ giá tác động đến chỉ số thị trường chứng khoán. Cụ thể, Ngân hàng Trung ương các nước Đông Nam Á cần theo dõi biến động giá trị đồng nội tệ trên thị trường ngoại hối, và khi tỷ giá hối đoái biến động mạnh thì hệ số can thiệp trực tiếp hoặc gián tiếp để điều chỉnh lại sự bất ổn này. Khi muốn duy trì hoặc làm giảm tỷ giá hối đoái, Ngân hàng Trung ương can thiệp vào thị trường ngoại hối bằng cách mua nội tệ và bán dự trữ ngoại hối mà phần lớn là đô la Mỹ.

Nói tóm lại, để duy trì thị trường chứng khoán trong nước phát triển lành mạnh, chính quyền từng nước Đông Nam Á được lựa chọn cần đưa ra những chiến lược riêng phù hợp trong việc theo dõi giá cả hàng hóa toàn cầu, chỉ số chứng khoán toàn cầu, cùng việc kiểm soát các yếu tố vĩ mô nội địa. Trên thực tế, các nhà chức trách đang nỗ lực hết mình để ổn định nền kinh tế và tìm kiếm sự phát triển cao nhất có thể, nhưng vẫn trong phạm vi các phương án an toàn nhất. Từ ước tính chính xác về

các mối quan hệ này, các ngân hàng trung ương các nước ASEAN có thể xây dựng các chính sách có tính cạnh tranh và đáng tin cậy có thể ảnh hưởng đến sức khoẻ của nền kinh tế cũng như thuyết phục nhiều luồng vốn đổ vào thị trường chứng khoán của các quốc gia. Hơn nữa, tăng tính minh bạch và sự thống nhất của các chính sách đồng thời cung cấp sự thận trọng để đối phó với sự biến động ngắn hạn và ổn định dài hạn là rất quan trọng, trước khi có thể thực hiện được lợi ích của việc kiểm soát các biến số vĩ mô.

Indonesia

Kết quả cho thấy sự tương tác giữa yếu tố toàn cầu được chọn và thị trường chứng khoán, cụ thể là giá cả hàng hóa toàn cầu ảnh hưởng tiêu cực đến chỉ số chứng khoán Jakarta, hay giá hàng hóa thấp hơn tạo một kỳ vọng về sự tăng giá chứng khoán ở Indonesia. Bên cạnh đó, chỉ số chứng khoán toàn cầu cũng tạo một động lực thúc đẩy thị trường chứng khoán trong nước. Cho nên, các nhà hoạch định chính sách cần theo dõi biến động của các yếu tố toàn cầu để đưa ra các chính sách phù hợp.

Trong khi đó, các yếu tố trong nước như tỷ giá hối đoái, tỷ lệ lạm phát và lãi suất cho vay là những biến số quan trọng ảnh hưởng đến chỉ số giá thị trường chứng khoán. Chính phủ cần quan tâm nhiều hơn tới tác động của tỷ giá hối đoái đến chỉ số thị trường chứng khoán Indonesia. Các nhà đầu tư nên xem xét tỷ giá hối đoái cho chiến lược đầu tư của mình vì nó có tác động tiêu cực đáng kể đến chỉ số thị trường chứng khoán. Lãi suất trong nghiên cứu này có tác động đến chỉ số giá chứng khoán, điều này là do lãi suất có mối quan hệ chặt chẽ với hoạt động của các công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Indonesia, từ đó có thể ảnh hưởng đến mức năng suất của một công ty, hay là một trong những yếu tố quyết định như chất xúc tác kìm hãm hoặc tăng cường tính thanh khoản của chính công ty và cuối cùng có thể làm giảm hoặc tăng giá trị mua và bán cổ phiếu trên thị trường chứng khoán. Trong trường hợp này, chính sách tiền tệ của Indonesia cần điều chỉnh mức lãi suất sao cho không ảnh hưởng và làm suy giảm năng suất của nền kinh tế, bởi lãi suất có thể là một trong những yếu tố sẽ làm gián đoạn năng suất và tính thanh khoản của các công ty, đồng thời khiến các nhà đầu tư chuyển hướng sang các hình thức đầu tư khác có rủi ro thấp

hơn thị trường chứng khoán. Ngoài ra, các nhà hoạch định chính sách của Indonesia cũng cần đề xuất biện pháp hiệu quả trong việc kiềm chế lạm phát, bởi lạm phát cao có thể gây nên nhiều hệ lụy đối với nền kinh tế cũng như thị trường chứng khoán.

Như vậy, các nhà hoạch định chính sách ở Indonesia: có thể sử dụng lãi suất, tỷ giá hối đoái, như một công cụ để khuyến khích đầu tư nước ngoài tham gia vào nền kinh tế cùng thị trường chứng khoán; cần kiểm soát tốt lạm phát để tạo điều kiện cho thị trường chứng khoán phát triển.

Malaysia

Bằng chứng thực nghiệm trong luận án này cho thấy, các nhà hoạch định chính sách cần xem xét sự biến động chỉ số chứng khoán toàn cầu để có những đối sách phù hợp cho sự phát triển ngắn hạn của thị trường chứng khoán trong nước. Đồng thời, các nhà hoạch định chính sách cũng nên lưu tâm đến việc điều chỉnh tỷ giá hối đoái. Sự mất giá của đồng Malaysia gửi tín hiệu tiêu cực đến các nhà đầu tư trên thị trường, điều này có thể gây ra sự thất thoát vốn. Vì đối tác thương mại lớn của nước này là Mỹ, tham gia hiệp định thương mại với các quốc gia có giá trị tiền tệ thấp hơn Đô la Mỹ có thể giúp giảm loại rủi ro này. Các nhà chính sách nước này cũng cần có những hoạch định cụ thể để thúc đẩy sự tăng trưởng của thị trường chứng khoán từ đó thu hút đầu tư nước ngoài, điều này có nghĩa là bất cứ khi nào các chính sách hỗ trợ tăng trưởng và phát triển thị trường chứng khoán được thực hiện, có khả năng ngày càng có sự tham gia của nước ngoài vào thị trường.

Chỉ số giá chứng khoán Malaysia bị ảnh hưởng tiêu cực bởi lạm phát. Từ góc độ chính sách, các chính sách tiền tệ nhằm ổn định lạm phát có thể tạo ra những tác động tích cực đến thị trường chứng khoán. Do sự vận động của thị trường chứng khoán có độ co giãn cao theo lạm phát, nên nó cần được tính toán để có lợi cho nền kinh tế Malaysia.

Sự tương tác tiêu cực của lãi suất cho thấy rằng có một kênh truyền tải qua đó thị trường chứng khoán Malaysia bị ảnh hưởng bởi lãi suất, điều này có thể là do thay đổi lãi suất là yếu tố quyết định sự dịch chuyển vốn trong nền kinh tế, đồng thời khi lãi suất cho vay cao cũng ảnh hưởng không tốt đến hoạt động của doanh nghiệp trong

nền kinh tế nói chung và thị trường chứng khoán nói riêng. Đối với lãi suất, yếu tố này có mối quan hệ ngắn hạn với KLCI, theo lý thuyết, lãi suất cho vay thường tăng cùng lãi suất tiền gửi, khi đó phần lớn các nhà đầu tư thích gửi tiền vào ngân hàng để kiếm lợi nhuận cao hơn so với đầu tư vào thị trường chứng khoán nhưng nếu giảm lãi suất, các nhà đầu tư sẽ có xu hướng chuyển tiền của họ vào thị trường chứng khoán và cuối cùng làm cho giá cổ phiếu tăng lên. Nghiên cứu này đã chỉ ra rằng lãi suất ảnh hưởng đến KLCI, nên các nhà đầu tư có thể thiết lập danh mục đầu tư của mình sao cho phù hợp với sự thay đổi của lãi suất để tăng lợi nhuận đầu tư của họ. Khi lãi suất tăng, nhà đầu tư có thể chuyển ra khỏi thị trường chứng khoán và đầu tư vào lĩnh vực khác.

Philippin

Kết quả nghiên cứu cho thấy yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu cũng có những điều tiết nhất định với chỉ số chứng khoán Philippin. Nhà hoạch định chính sách do vậy cũng nên chú ý đến biến động của giá cả hàng hóa toàn cầu. Bên cạnh đó, chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI, tỷ giá hối đoái và tỷ lệ lạm phát là các biến số chính quyết định sự biến động của thị trường chứng khoán Philippin, giá cả hàng hóa toàn cầu, lãi suất cho vay và tăng trưởng kinh tế nội địa cũng có tác động nhưng không đáng kể. Mặc dù hầu hết các nền kinh tế định hướng xuất khẩu đều dễ bị tổn thương trước những cú sốc bên ngoài, tuy nhiên, cường độ hay quy mô, phụ thuộc vào các đối tác vận chuyển và thương mại. Sự tập trung của nền kinh tế Philippin vào danh mục đầu tư thương mại giải thích tác động đáng kể của các yếu tố rủi ro toàn cầu như chỉ số giá hàng hóa và chỉ số chứng khoán toàn cầu. Philippin là một quốc gia theo hướng tăng trưởng từ xuất khẩu, do đó nền kinh tế dễ có sự thay đổi trước các yếu tố rủi ro toàn cầu. Kết quả cho thấy độ mở cửa kinh tế của đất nước là lý do chính đằng sau sự biến động của thị trường chứng khoán. Điều này có nghĩa là biến động giá cả hàng hóa cả trong nước và toàn cầu quyết định sự tham gia của cả đầu tư trong và ngoài nước vào thị trường.

Các nhà điều hành kinh tế vĩ mô cần hướng đến sự ổn định tỷ giá hối đoái nhằm tránh các ảnh hưởng tiêu cực tới giá cổ phiếu từ đó tạo môi trường lành mạnh cho thị

trường chứng khoán phát triển. Kết quả phân tích cho thấy sự biến động tỷ giá hối đoái sẽ tạo ra các cú sốc tiêu cực đến giá cổ phiếu, vì vậy khi tỷ giá ổn định, các doanh nghiệp an tâm sản xuất, nhà đầu tư an tâm đầu tư và giá trị cổ phiếu dao động sát với giá trị thật của nó.

Do lãi suất tác động tiêu cực đến chỉ số giá chứng khoán, tác giả kiến nghị điều hành lãi suất ổn định theo hướng giảm dần, qua đó góp phần hỗ trợ cung cấp vốn cho các hoạt động sản xuất kinh doanh của các chủ thể trong nền kinh tế góp phần hỗ trợ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế vĩ mô, ổn định thị trường chứng khoán.

Tăng trưởng kinh tế cũng có ảnh hưởng nhất định đến sự phát triển thị trường chứng khoán. Vì thế các nhà hoạch định chính sách cần có chiến lược hài hòa để nâng cao chất lượng tăng trưởng kinh tế.

Tóm lại, các nhà đầu tư ở Philippin nên tập trung vào việc nghiên cứu tác động của cả các cú sốc từ giá cả hàng hóa toàn cầu, chỉ số chứng khoán toàn cầu lẫn các biến động của yếu tố kinh tế vĩ mô nội bộ. Các nhà hoạch định chính sách cũng nên cố gắng đa dạng hóa nền kinh tế nhằm chuyển sự phụ thuộc của nền kinh tế chỉ từ các mặt hàng như dầu mỏ. Nếu cần, họ cũng có thể cơ cấu sản xuất theo nhu cầu trong nước và làm cho nền kinh tế cởi mở hơn với các nước trong khu vực.

Singapore

Chỉ số thị trường chứng khoán Singapore cũng có phản ứng cùng chiều với yếu tố giá cả hàng hóa toàn cầu. Điều này chứng tỏ các nhà đầu tư cũng cần xem xét tình hình biến động của thị trường hàng hóa thế giới trong chiến lược giao dịch ngắn hạn. Kết quả còn cho thấy một biến vĩ mô toàn cầu khác là chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI cũng có ý nghĩa với thị trường chứng khoán nên các nhà hoạch định chính sách cần chú trọng đến chỉ số này để đưa ra những điều chỉnh thích hợp đối với hoạt động thị trường chứng khoán trong nước.

Với tác động dương của tỷ giá hối đoái đến thị trường chứng khoán Singapore thì các nhà hoạch định chính sách điều hành giá trị đồng nội tệ để thúc đẩy sự phát triển thị trường chứng khoán trong ngắn hạn. Việc điều chỉnh tỷ giá hối đoái hợp lý sẽ góp phần làm cho các chính sách thu hút nguồn vốn từ nước ngoài đạt được hiệu

quả cao hơn; giúp tạo dựng niềm tin cho các nhà đầu tư về một môi trường kinh doanh ổn định, có nhiều chính sách ưu đãi; tạo ra các bước đệm về sau trong việc thu hút thêm nguồn vốn từ nước ngoài để đầu tư và phát triển TTCK trong tương lai.

Lãi suất tác động đến thị trường chứng khoán Singapore. Vì lãi suất cao hơn được coi là tin xấu đối với các công ty có gánh nặng nợ cao. Các công ty này trả nhiều tiền hơn cho các khoản vay, nên làm giảm lợi nhuận biên của họ. Khuyến nghị với nhà làm chính sách là nên điều tiết lãi suất vì đây là một trong những yếu tố được các nhà đầu tư xem xét. Các chính sách hỗ trợ phát triển các nguồn tài chính bên ngoài khác cho các công ty trong nước làm tăng cơ hội xóa bỏ những thay đổi đáng kể có thể xảy ra khi lãi suất biến động. Nếu điều này được thực hiện, các nhà hoạch định chính sách có thể tăng lãi suất để thu hút các nhà đầu tư nước ngoài, đồng thời, sự sẵn có của các nguồn tài chính thay thế sẽ tăng cường sự tham gia của các nhà đầu tư trong nước vào thị trường chứng khoán. Việc tỷ giá hối đoái và lạm phát có ảnh hưởng tới thị trường chứng khoán Singapore cũng khuyến nghị đến các nhà làm chính sách cần có những điều chỉnh hợp lý với hai yếu tố kinh tế vĩ mô này.

Thái Lan

Kết quả nghiên cứu cho thấy các yếu tố toàn cầu và yếu tố trong nước là yếu tố quyết định sự thay đổi của chỉ số thị trường chứng khoán Thái Lan. Điều cần thiết là các nhà làm chính sách cũng nên lưu tâm theo dõi biến động của các yếu tố toàn cầu như giá cả hàng hóa toàn cầu hay chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI bởi sự ảnh hưởng của các yếu tố này đến chỉ số thị trường chứng khoán Thái Lan.

Đối với các biến vĩ mô trong nước, tỷ giá hối đoái cũng là một trong những yếu tố ảnh hưởng đáng kể đến chỉ số thị trường chứng khoán, điều này có thể do Mỹ là một trong những đối tác thương mại lớn của Thái Lan. Dựa trên kết quả của luận án này, các nhà đầu tư phải cảnh giác với biến động tỷ giá hối đoái khi đưa ra quyết định, còn các nhà hoạch định chính sách cần phải giám sát biến động tỷ giá hối đoái. Tỷ giá cần được điều tiết để thuận lợi cho các doanh nghiệp xuất nhập khẩu, thu hút thêm các dòng vốn đầu tư trực tiếp và gián tiếp nước ngoài, đồng thời han chế tới mức tối thiểu tình trạng đô la hóa nền kinh tế.

Kết quả cũng cho thấy có tác động từ lãi suất đến thị trường chứng khoán, bất cứ khi nào lãi suất được sử dụng như một công cụ để tiết giảm lượng tiền trong lưu thông, sẽ có sự giảm sút chỉ số giá chứng khoán. Chính vì vậy, các chính sách đưa ra cần hướng tới việc điều tiết lãi suất hợp lý, nhằm hạn chế những ảnh hưởng tiêu cực đến thị trường chứng khoán. Lạm phát là nguyên nhân gây ra bất ổn kinh tế vĩ mô và ảnh hưởng đến niềm tin của nhà đầu tư. Vì vậy, các nhà hoạch định chính sách cần kiểm soát lạm phát trong giới hạn hợp lý, kiên định với mục tiêu lạm phát.

Việt Nam

Trong tiến trình cải cách, đổi mới nền kinh tế, TTCK đóng một vai trò hết sức quan trọng. TTCK góp phần tạo ra một kênh huy động vốn đầu tư trung và dài hạn từ các thành phần kinh tế, người dân và xã hội, trong nước và ngoài nước, cùng với nguồn vốn tín dụng ngân hàng sẽ tạo động lực thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và nâng cao đời sống người dân. Trải qua hơn 25 năm xây dựng và trưởng thành, TTCK Việt Nam đã phát triển mạnh mẽ. Quy mô TTCK chiếm khoảng 80% GDP, vốn huy động qua TTCK đã đáp ứng khoảng 23% tổng vốn đầu tư toàn xã hội, cho thấy sự tăng trưởng nhanh của TTCK, góp phần hình thành một hệ thống tài chính hiện đại trên nền tảng hài hòa giữa TTCK và thị trường tiền tệ - tín dụng. Điều này giải thích vì sao phát triển và ổn định TTCK là một trong những mối quan tâm hàng đầu trong phát triển kinh tế và ổn định vĩ mô.

Kết quả nghiên cứu cho thấy thị trường chứng khoán Việt Nam khá nhạy cảm đối với giá cả hàng hóa toàn cầu. Sự gia tăng của giá cả hàng hóa thế giới đã phần nào tạo động lực cho hoạt động của công ty, dẫn đến phản ứng tích cực của giá cổ phiếu nói riêng và chỉ số giá chứng khoán nói chung. Ngày nay, sự vận động của thị trường vốn không thể tách rời sự biến động của giá cả hàng hóa và các biến số kinh tế vĩ mô toàn cầu. Việc hiểu được tầm quan trọng của mối quan hệ giữa các giá cả hàng hóa toàn cầu với thị trường chứng khoán được kỳ vọng sẽ là thông tin quan trọng cho các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách. Các chính sách có thể ảnh hưởng đến tăng trưởng kinh tế, đặc biệt trong việc đa dạng hóa rủi ro tài sản tài chính và thực hiện các bước trung gian để giảm thiểu thiệt hại do biến động của giá hàng hóa thế giới.

Chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI có mối quan hệ tích cực với thị trường chứng khoán, đã cho thấy bước tiến của thị trường chứng khoán Việt Nam trong quá trình hội nhập với nền kinh tế và thị trường chứng khoán toàn cầu. Vấn đề đặt ra là các nhà làm chính sách cần theo dõi các biến vĩ mô thế giới như giá cả hàng hóa hay chỉ sốc chứng khoán toàn cầu để có những hướng điều chỉnh phù hợp cho nền kinh tế và thị trường chứng khoán trong nước.

Bên cạnh đó, chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam cũng có phản ứng đối với sự thay đổi của giá hàng hóa trong nước. Nghĩa là khi có sự gia tăng từ CPI sẽ làm chỉ số chứng khoán phản ứng giảm. Đây là bằng chứng thực nghiệm làm cơ sở tham khảo cho các nhà hoạch định chính sách trong việc duy trì một tỷ lệ lạm phát vừa phải cho nền kinh tế để không những giúp ổn định kinh tế vĩ mô, kích thích doanh nghiệp mở rộng sản xuất, gia tăng việc làm mà còn thúc đẩy sự phát triển ổn định của thị trường chứng khoán. Cụ thể, trong điều hành kinh tế vĩ mô nhà hoạch định chính sách cần phải kiềm chế và kiểm soát lạm phát trong giới hạn hợp lý bằng các biện pháp thắt chặt cung tiền tệ và mở rộng cầu tiền tệ; Kiểm soát chặt chẽ phương án giá và mức giá đối với các hàng hóa, dịch vụ do Nhà nước định giá; Giám sát chặt chẽ kê khai giá của doanh nghiệp đối với mặt hàng bình ổn, mặt hàng kê khai giá; … Tất cả những mặt hàng, dịch vụ mà Nhà nước định giá thì cần điều chỉnh cho phù hợp, theo từng thời điểm, tránh hiện tượng tăng giá ồ ạt. Tiếp tục hoàn thiện hệ thống pháp luật về giá, trong đó có việc hoàn thiện các định mức kinh tế - kỹ thuật làm cơ sở xác định giá dịch vụ theo lộ trình bảo đảm tính đúng, tính đủ chi phí thực hiện dịch vụ vào giá. Trường hợp mức giá cao hơn mức phí hiện hành thì cần có lộ trình điều hành phù hợp bảo đảm mục tiêu kiểm soát lạm phát. Ngoài ra, các bộ, ngành cần thực hiện tổ chức và quản lý tốt thị trường trong nước, ổn định tâm lý thị trường. Mặt khác, một trong những nguyên nhân dẫn đến lạm phát là niềm tin của người dân vào các chính sách vĩ mô. Nếu người dân còn quan ngại về những bất ổn trong chính sách, luôn kỳ vọng vào sự mất giá của đồng tiền thì lạm phát cũng bị đẩy lên cao. Vì thế, việc khắc phục vấn đề này cần một sự nhất quán và minh bạch trong điều hành chính sách, tránh tạo ra các cú sốc, đồng thời thông tin kịp thời việc thay đổi chính sách đến người dân,

chú ý đến định hướng dư luận xã hội, ngăn chặn kịp thời các tin đồn trên thị trường tiền tệ. Đây là những việc làm rất cần thiết để tạo niềm tin cho từng doanh nghiệp và cho các tầng lớp dân cư trong điều kiện hiện nay.

Thị trường chứng khoán Việt Nam cũng phản ứng với lãi suất. Cho nên, các nhà làm chính sách có thể sử dụng lãi suất nhằm ít nhiều tạo ra những điều tiết lên giá cổ phiếu, từ đó làm giảm nguy cơ hình thành bong bóng giá chứng khoán, ngăn ngừa khủng hoảng xảy ra. Để thực hiện được điều này, cần có sự phối hợp giữa các chính sách kinh tế vĩ mô. Theo IMF (2017) khi có sự phối hợp giữa chính sách tiền tệ và chính sách tài khóa sẽ giúp hỗ trợ cho mục tiêu ổn định giá cả, ổn định tài chính. Do lãi suất tác động tiêu cực đến chỉ số giá chứng khoán trong dài hạn, tác giả kiến nghị điều hành lãi suất ổn định lãi suất theo hướng giảm dần, qua đó góp phần hỗ trợ cung cấp vốn cho các hoạt động sản xuất kinh doanh của các chủ thể trong nền kinh tế góp phần hỗ trợ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế vĩ mô, ổn định thị trường. Tuy nhiên, khi theo đuổi mục tiêu lãi suất thấp nhằm kích thích sự phát triển của nền kinh tế cùng thị trường chứng khoán, tạo công ăn việc làm thì có thể gây ra tăng trưởng tín dụng quá mức, hình thành nên các bong bóng giá tài tài sản không mong muốn và tạo ra bất ổn tài chính.

Ngoài ra, để thị trường chứng khoán Việt nam phát triển bền vững, trở thành kênh huy động vốn hiệu quả, phát huy tăng trưởng kinh tế, luận án xin đề xuất một số gợi ý cho các nhà hoạch định chính sách như sau:

- *Phát triển thị trường trái phiếu trong nước*. Thực tế cho thấy, đối với mỗi quốc gia, thị trường trái phiếu là cơ sở hạ tầng quan trọng cho việc quản lý nợ công. Thị trường trái phiếu có phát triển thì tính thanh khoản của trái phiếu chính phủ mới cao, qua đó thu hút được các nguồn vốn nhàn rỗi của các khu vực khác trong nền kinh tế. Đồng thời, thị trường trái phiếu chính phủ là cơ sở để xác định đường cong lãi suất chuẩn cho thị trường tài chính, vì mức lãi suất này không chứa đựng những yếu tố rủi ro. Trái phiếu chính phủ là một phương tiện quan trọng để NHNN thực thi CSTT, thông qua việc mua bán trái phiếu chính phủ mà NHNN tác động mạnh, thậm chí chi phối giá cả trái phiếu trên thị trường. Các tín hiệu thắt chặt hay nới lỏng của CSTT cũng tác động mạnh đến giá trái phiếu chính phủ. Tại Quyết định số 1191/QĐ-TTg

của Thủ tướng Chính phủ phê duyệt Lộ trình phát triển thị trường trái phiếu giai đoạn 2017-2020, tầm nhìn đến năm 2030 với mục tiêu phát triển thị trường trái phiếu ổn định, cấu trúc hoàn chỉnh, đồng bộ về các yếu tố cung - cầu[13]; tăng quy mô và chất lượng hoạt động, bảo đảm thị trường hoạt động công khai, minh bạch, hiệu quả và chủ động hội nhập, từng bước tiệm cận các chuẩn mực, thông lệ quốc tế. Phấn đấu đưa dư nợ thị trường trái phiếu đạt khoảng 45% GDP vào năm 2020 và khoảng 65% GDP vào năm 2030. Trong đó, dư nợ thị trường trái phiếu chính phủ, trái phiếu chính phủ bảo lãnh và trái phiếu chính quyền địa phương đạt khoảng 38% GDP vào năm 2020 và khoảng 45% GDP vào năm 2030; dư nợ thị trường trái phiếu doanh nghiệp đạt khoảng 7% GDP vào năm 2020 và khoảng 20% GDP vào năm 2030. Lộ trình này được kỳ vọng thúc đẩy quá trình tái cấu trúc thị trường tài chính Việt Nam, giảm sự phụ thuộc của nền kinh tế vào tín dụng ngân hàng và chủ động tăng nguồn vốn trung, dài hạn phục vụ tăng trưởng cao và bền vững của nền kinh tế.

Bên cạnh trái phiếu chính phủ, thị trường trái phiếu doanh nghiệp cũng ngày càng lớn mạnh. Trong giai đoạn 2015-2020, theo thống kê của Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, tổng giá trị trái phiếu doanh nghiệp phát hành trên thị trường đạt hơn 1.100 nghìn tỷ đồng. Quy mô thị trường trái phiếu doanh nghiệp ngày càng chiếm tỷ trọng lớn trong tổng quy mô dư nợ tín dụng của nền kinh tế. Nhờ sự đa dạng kỳ hạn, nhà đầu tư có nhiều lựa chọn hơn trên thị trường này và ở góc độ quản lý điều này cũng giúp giảm áp lực trả nợ trong thời gian ngắn và làm tăng hiệu quả cho đầu tư phát triển của toàn xã hội. Bản thân các NHTM cũng tích cực trong cân đối nguồn vốn và sử dụng vốn để đảm bảo tỷ lệ vốn ngắn hạn cho vay trung dài hạn, trong đó có việc mua trái phiếu chính phủ, góp phần kéo dài kỳ hạn trái phiếu.

Ngày 10/11/2021, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã ban hành Thông tư 16/2021/TT-NHNN thay thế Thông tư số 22/2016/TT-NHNN và Thông tư số 15/2018/TT-NHNN quy định việc tổ chức tín dụng, chi nhánh ngân hàng nước ngoài mua trái phiếu doanh nghiệp. Cụ thể, Thông tư 16/2021/TT- NHNN yêu cầu các tổ chức tín dụng chú trọng việc xây dựng các quy định nội bộ nhằm giám sát và đánh giá định kỳ, cũng như quy định rõ trách nhiệm và nghĩa vụ của từng bộ phận, cá nhân,

quản lý rủi ro hoạt động giao dịch trái phiếu. Ngoài ra, quy định cụ thể các trường hợp tổ chức tín dụng không được mua trái phiếu doanh nghiệp có mục đích phát hành để: cơ cấu lại các khoản nợ của chính doanh nghiệp phát hành; góp vốn, mua cổ phần tại doanh nghiệp khác; tăng quy mô vốn hoạt động. Về cơ bản, những quy định tương đối chặt chẽ của Thông tư 16/2021/TT- NHNN cơ bản có thể kiểm soát việc đầu tư trái phiếu doanh nghiệp trong hệ thống các tổ chức tín dụng nhưng sự lỏng lẻo trong kiểm soát các hoạt động liên quan trái phiếu doanh nghiệp tại các công ty chứng khoán hay việc các ngân hàng một lúc diễn hai vai đã vô hình trung đẩy toàn bộ rủi ro về phía nhà đầu tư cá nhân. Trong khi đó, thị trường trái phiếu doanh nghiệp đã xuất hiện một số hiện tượng chào bán, phân phối, chuyển quyền sở hữu chưa phù hợp quy định của pháp luật tại các công ty chứng khoán, trong đó, có việc cung cấp dịch vụ liên quan trái phiếu doanh nghiệp của các doanh nghiệp nhỏ lẻ, mới thành lập, hoạt động trong các lĩnh vực có tính rủi ro cao, có kết quả kinh doanh không rõ ràng, thực chất. Vấn đề cấp bách là các cơ quan quản lý nhà nước, đặc biệt là Bộ Tài chính và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam cần đánh giá thực trạng của thị trường trái phiếu doanh nghiệp để có sự phối hợp chặt chẽ trong việc kiểm soát rủi ro, minh bạch thông tin, để thị trường trái phiếu - kênh huy động vốn hiệu quả cho nền kinh tế và quyền lợi của nhà đầu tư được bảo đảm.

- *Quản lý dòng vốn nước ngoài trên thị trường chứng khoán.* Với sự phát triển vượt bậc trong những năm qua, TTCK Việt Nam ngày càng thu hút sự quan tâm của các nhà đầu tư nước ngoài (ĐTNN). Nhà ĐTNN hầu hết mua ròng trên TTCK Việt Nam qua các năm, đặc biệt là 3 năm gần đây. Trong giai đoạn 2017-2019, giá trị mua ròng của nhà ĐTNN trên TTCK Việt Nam đạt hơn 110 nghìn tỷ đồng, trong đó nhiều phiên có giá trị mua ròng đạt hơn 100 triệu USD và đặc biệt có 1 phiên giá trị mua ròng đạt mức kỷ lục hơn 1,25 tỷ USD. Với việc các nhà ĐTNN đang nắm giữ khoảng 25% tổng vốn hóa thị trường, tỷ lệ sở hữu nước ngoài của TTCK Việt Nam hiện cũng đang ở mức cao so với các nước trong khu vực (Singapore 23,8%, Thái Lan 13,4%, Philippines 4,1%, Indonesia 16,3%, Malaysia 42,4%).

Nhà ĐTNN đã và đang trở thành một nhân tố ảnh hưởng quan trọng đến diễn biến hàng ngày của TTCK Việt Nam. Mức độ sở hữu nước ngoài cao trên TTCK thể hiện niềm tin của các nhà ĐTNN vào nền kinh tế và TTCK Việt Nam, tuy nhiên mức độ phụ thuộc vào nguồn vốn gián tiếp cũng tiềm ẩn rủi ro dòng vốn đảo chiều. Kinh nghiệm từ các cuộc khủng hoảng tài chính đối với các thị trường mới nổi cho thấy, rủi ro đảo chiều dòng vốn nước ngoài luôn thường trực, ngay cả đối với các quốc gia duy trì được các chỉ số kinh tế vĩ mô ổn định. Rủi ro hệ thống dưới tác động của luồng vốn đầu tư gián tiếp có khả năng đưa nguy cơ khủng hoảng tài chính trở thành khủng hoảng của nền kinh tế. Bên cạnh đó, gia tăng các dòng vốn sẽ thúc đẩy tăng trưởng tín dụng, tăng tỷ giá hối đoái thực, tạo áp lực lạm phát, mở rộng nhu cầu nội địa và ảnh hưởng đến các biến số vĩ mô theo cách không phù hợp với các mục tiêu chính sách quốc gia. Gia tăng các dòng vốn cũng có thể đẩy giá cổ phiếu, bất động sản và các tài sản khác lên cao, gây "bong bóng" tài sản như đã từng xảy ra trong các năm 2006-2007, khi dòng vốn nước ngoài ồ ạt chảy vào TTCK Việt Nam sau thời điểm Việt Nam gia nhập Tổ chức Thương mại thế giới.

Những rủi ro tiềm ẩn của dòng vốn ĐTNN đặt ra thách thức cho công tác phối hợp giữa NHNN, Bộ Tài chính (Ủy ban Cổ phiếu Nhà nước), Bộ Kế hoạch và Đầu tư, Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia, các cơ quan quản lý nhà nước trong công tác quản lý và giám sát dòng lưu chuyển vốn gián tiếp nước ngoài, vốn đầu tư trực tiếp và các khoản vay. Trong việc huy động các nguồn vốn đầu tư cho nền kinh tế, đặc biệt là các nguồn vốn nước ngoài, cần duy trì và cân bằng hợp lý giữa tín dụng quốc tế, vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài và dự trữ ngoại hối. Việc điều hành các chính sách tín dụng và chính sách tỷ giá cần được xem xét trong các kịch bản khác nhau về dòng vốn đầu tư nước ngoài nhằm đạt được các mục tiêu vĩ mô cuối cùng.

Đẩy mạnh các hoạt động quảng bá và kêu gọi đầu tư nước ngoài vào Việt Nam giúp tạo ra kênh thông tin chính thức quảng bá về thị trường vốn Việt Nam với các doanh nghiệp và cộng đồng đầu tư quốc tế, đưa TTCK Việt Nam trở thành điểm đến hấp dẫn cho các nhà đầu tư nước ngoài. Thời gian qua việc tổ chức những hoạt động xúc tiến đầu tư gián tiếp hiệu quả tại các thị trường trọng điểm ở nước ngoài như Hoa

Kỳ, Anh, Nhật Bản, Hàn Quốc đã được UBCKNN tích cực thực hiện, thì cần được tiếp tục phát huy trong thời gian tới.

Trong bối cảnh cạnh tranh gay gắt giữa các thị trường mới nổi nhằm thu hút, thì cần hoàn thiện hệ thống cơ chế, chính sách quản lý nhằm tăng cường thu hút và khai thác nguồn vốn nước ngoài hiệu quả, phù hợp với yêu cầu phát triển đất nước trong từng giai đoạn. Để giữ chân dòng vốn đầu tư nước ngoài, thì UBCKNN cần chủ động đưa ra những thay đổi mang tính chiến lược trong quá trình triển khai các chương trình xúc tiến đầu tư. Một chiến lược dài hạn và kế hoạch tổng thể về vấn đề này đã được xây dựng, với từng chủ đề phù hợp với từng giai đoạn và nhu cầu của thị trường, đồng thời chuyển từ hình thức đối thoại trong nước sang đối thoại kết hợp gặp gỡ trực tiếp với nhà đầu tư nước ngoài tại các thị trường trọng điểm được lựa chọn, tạo sự liên kết giữa chính sách và thực tiễn thông qua sự tương tác và trao đổi trực tiếp giữa cơ quan quản lý, doanh nghiệp Việt Nam và cộng đồng đầu tư nước ngoài.

- *Đẩy mạnh nâng hạng thị trường chứng khoán Việt Nam.* Việc nâng hạng lên thị trường mới nổi. sẽ tạp cơ hội rất lớn cho cả doanh nghiệp, nhà đầu tư cùng triển vọng phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam. Theo bộ tiêu chí FTSE Russell (cập nhật tháng 9/2020), thị trường chứng khoán Việt Nam thỏa mãn 7/9 tiêu chí nâng hạng. Các tiêu chí mà Việt Nam cần cải thiện gồm: giới hạn sở hữu nước ngoài tại lĩnh vực có điều kiện; thị trường chứng khoán Việt Nam bị ảnh hưởng đáng kể bởi room khối ngoại; quyền bình đẳng đầu tư nước ngoài liên quan thông tin tiếng Anh và room sở hữu; mức độ tự do hóa thị trường ngoại hối; đăng ký mở tài khoản phải có chấp thuận VSD; quy định thị trường và dòng thông tin bằng tiếng Anh; thanh toán bù trừ không có thấu chi và ứng trước tiền. Một trong những động lực nâng hạng thị trường chính là các doanh nghiệp đại chúng. Chỉ khi doanh nghiệp minh bạch, tuân thủ kỷ luật công bố thông tin; quen và thực thi chuẩn mực kế toán quốc tế (IFRS), phát triển bền vững, sẽ là hạt nhân để phát triển nội lực thị trường chứng khoán, là cái gốc của nâng hạng. Bên cạnh đó, còn nhiều yếu tố khác cần cải thiện để phục vụ cho mục tiêu nâng hạng thị trường như mức độ tự do trên thị trường ngoại hối, giảm thiểu sự can thiệp hành chính của nhà nước vào hoạt động doanh nghiệp; cải thiện độ

mở của thị trường đối với các nhà đầu tư nước ngoài; tạo môi trường đầu tư kinh doanh thuận lợi cho doanh nghiệp... Đây là những công việc cần sự nỗ lực và đòi hỏi sự phối hợp đồng bộ giữa các Bộ, ngành có liên quan. Đồng thời, tập trung rà soát, hoàn thiện khuôn khổ pháp lý, có các cơ chế, chính sách hỗ trợ, tạo điều kiện để phát triển thị trường chứng khoán bền vững hơn, nâng cao chất lượng và đa dạng nhiều hơn về sản phẩm và cơ sở nhà đầu tư, tạo môi trường thông thoáng, công khai, minh bạch, hiệu quả hơn nữa, làm sao để thị trường hoạt động an toàn và hiệu quả, đủ sức chống chịu những cú sốc của nền kinh tế; Tăng cường công tác quản lý, giám sát và cưỡng chế thực thi pháp luật, đảm bảo tính công bằng, công khai, minh bạch, bảo vệ tốt nhất quyền và lợi ích hợp pháp của các nhà đầu tư; Hiện đại hóa hạ tầng công nghệ, làm chủ và tăng cường ứng dụng khoa học công nghệ, chuyển đổi số để thúc đẩy sự phát triển thị trường kết hợp với việc quản lý rủi ro, bảo đảm an toàn cho thị trường chứng khoán; Đẩy mạnh tái cấu trúc toàn diện thị trường chứng khoán, trong đó tập trung cơ cấu lại các tổ chức kinh doanh chứng khoán, không những về số lượng mà cả mô hình, chức năng hoạt động của tổ chức này, nhằm tạo ra các tổ chức có quy mô lớn hơn, có sức cạnh tranh và sự chuyên nghiệp hơn, có năng lực chuyên môn, năng lực tài chính tốt hơn, kiểm soát được các xung đột lợi ích và có đạo đức nghề nghiệp để giúp thị trường phát triển bền vững; phát triển và đa dạng quỹ đầu tư để mở rộng cơ sở nhà đầu tư chuyên nghiệp để dẫn dắt thị trường đầu tư theo giá trị.

- *Tiếp tục tham gia chương trình phát triển thị trường vốn ASEAN*. Diễn đàn thị trường vốn ASEAN năm 2009 (gọi tắt là ACMF 2009) cho thấy sự đồng thuận của các nước thành viên ASEAN về lộ trình với các sáng kiến chiến lược về tạo môi trường hội nhập cho khu vực tập trung vào phát triển cơ sở hạ tầng, các sản phẩm và trung gian tài chính trong khu vực và cuối cùng là củng cố quá trình thực hiện. Vào cuối năm 2015, các cột mốc quan trọng đã đạt được. Để thúc đẩy hội nhập khu vực hơn nữa, ACMF đã thiết lập chương trình hành động tầm nhìn 2025 (gọi tắt là ACMF 2025) với mục tiêu là một thị trường vốn ASEAN liên kết, toàn diện và kiên cường, bao gồm hai kế hoạch hành động trong thời gian 10 năm với một số mục tiêu ưu tiên chính như: Cải thiện cơ sở hạ tầng và kết nối khu vực, tăng cường sự gắn kết trong

các quy định và thực tiễn; tăng cường sự tham gia của nhà đầu tư, thúc đẩy sự tương tác, hợp tác và phối hợp giữa các nước trong khu vực và các bên liên quan. Trước ảnh hưởng Covid 19, AFMGM lần thứ 7 ghi nhận tác động tiêu cực của đại dịch Covid-19 vào năm 2020 đã thu hẹp các hoạt động kinh tế của ASEAN. Trong khi cuộc sống vẫn chưa trở lại bình thường sau hơn một năm kể từ trường hợp Covid-19 đầu tiên được báo cáo ở ASEAN, những tín hiệu phục hồi đang bắt đầu xuất hiện, tăng trưởng kinh tế ASEAN được dự báo sẽ tăng 5,2% vào năm 2021, áp dụng biện pháp chính sách mà ASEAN triển khai, thông qua các phương thức điện tử cũng đã giúp thúc đẩy quá trình chuyển đổi số trong ASEAN. Việc thông qua ACRF là một bước quan trọng trong việc thực hiện mục tiêu cuối cùng của ASEAN là tăng cường khả năng bền vững dài hạn.

- *Thúc đẩy thị trường chứng khoán Việt Nam hợp tác và hội nhập quốc tế.* Hội nhập quốc tế của TTCK là một phần không thể thiếu, góp phần quan trọng nâng cao vị thế của Việt Nam tại các diễn đàn, tổ chức quốc tế, nâng cao mức độ tín nhiệm quốc gia, thu hút sự quan tâm của cộng đồng đầu tư quốc tế, đồng thời củng cố và mở rộng quan hệ hợp tác với cơ quan quản lý TTCK các nước.

Giai đoạn 2000-2010, Các văn bản pháp quy lần lượt ra đời mà điển hình là Nghị định 144/2013/NĐ-CP ngày 28/11/2003 về chứng khoán và TTCK, Luật Chứng khoán 70/2006/QH11 ngày 29/6/2006 hay Luật Chứng khoán sửa đổi số 62/2010/QH12 ngày 24/11/2010 tạo nền tảng pháp lý cho hoạt động của TTCK, trong đó có sự đóng góp công sức, tư vấn không nhỏ của các chuyên gia quốc tế. Cũng trong giai đoạn này, hoạt động hợp tác quốc tế trong lĩnh vực chứng khoán được đẩy mạnh với các hoạt động hợp tác cụ thể và thực chất, tập trung vào nghiên cứu và xây dựng các sản phẩm mang tính kỹ thuật, hỗ trợ cho sự phát triển thị trường, tăng cường năng lực cho cán bộ làm công tác quản lý. Từ giai đoạn 2010 đến nay, cùng với sự phát triển mạnh mẽ của thị trường, sự đa dạng của các sản phẩm dịch vụ được cung cấp trên thị trường, hoạt động hợp tác quốc tế của UBCKNN cũng không ngừng được triển khai và mở rộng với các cơ quan quản lý các nước như Cơ quan Hợp tác Quốc tế Nhật Bản (JICA), Cơ quan Giám sát Tài chính Hàn Quốc (FSS), Cơ quan Dịch vụ Tài chính Nhật Bản (JFSA), Cơ

quan hợp tác phát triển Luxembourg, Tổ chức Hợp tác Kỹ thuật Đức (GIZ), tận dụng ưu thế về chuyên môn kinh nghiệm phát triển thị trường của đối tác nhằm thu hút nguồn tài trợ, hỗ trợ và tư vấn của quốc tế cho TTCK Việt Nam.

Thông qua các hoạt động hợp tác song phương, UBCKNN đã hoàn thiện hệ thống công nghệ thông tin phục vụ công tác quản lý, giám sát của mình trên TTCK theo hướng hiện đại hóa, trong đó có hệ thống công bố thông tin (IDS) giúp giảm thiểu thủ tục hành chính cho doanh nghiệp, và hệ thống giám sát thị trường (MSS) sử dụng bộ tiêu chí cảnh báo cho việc tự động hóa các cảnh báo giám sát thị trường đối với các giao dịch chứng khoán. Cùng với đó, các hoạt động hợp tác quốc tế cũng tập trung vào đào tạo cho nhân lực ngành chứng khoán. Các chương trình đào tạo đa dạng về hình thức và đối tượng đào tạo do các chuyên gia quốc tế giảng dạy, bên cạnh đào tạo chuyên sâu về các hoạt động trên TTCK còn được cập nhật những nội dung kiến thức về các xu hướng hiện hành như fintech, tài chính xanh… hướng tới xây dựng một TTCK phát triển hiện đại, công khai, minh bạch và bảo vệ hiệu quả nhà đầu tư.

Hợp tác quốc tế đa phương cũng được UBCKNN tích cực đẩy mạnh, thông qua việc chủ động tham gia và hội nhập vào các cơ chế hợp tác khu vực và toàn cầu. Sự kiện ghi dấu mốc quan trọng thể hiện vị thế và trách nhiệm của Việt Nam là việc UBCKNN trở thành thành viên đầy đủ của Phụ lục A Biên bản Ghi nhớ Hợp tác đa phương của Tổ chức Quốc tế các Ủy ban Chứng khoán (MMoU IOSCO) năm 2013. Việc là thành viên chính thức từ năm 2001 và trở thành thành viên đầy đủ ở cấp độ cao nhất của IOSCO – tổ chức lớn nhất của các cơ quan quản lý chứng khoán thế giới – là một thành công lớn của UBCKNN, góp phần vào việc hội nhập sâu thị trường vốn quốc tế. Sự kiện này một mặt cho thấy các nỗ lực của UBCKNN trong công tác xây dựng và quản lý TTCK tiếp cận các chuẩn mực quốc tế, mặt khác nâng cao vị thế và hình ảnh của UBCKNN nói riêng và TTCK Việt Nam nói chung, góp phần không nhỏ trong việc thúc đẩy tiến trình hội nhập kinh tế quốc tế của đất nước.

Có thể nói, hoạt động hợp tác đa phương trong những năm qua đã hỗ trợ không nhỏ cho UBCKNN trong công tác xây dựng khung pháp lý, sản phẩm và dịch vụ trên thị trường, đào tạo và nâng cao năng lực cho cơ quan quản lý và thành viên thị trường.

Nhiều văn bản mới đã ra đời đáp ứng nhu cầu phát triển của thị trường và phù hợp với thông lệ quốc tế như văn bản hướng dẫn hoạt động các loại hình quỹ trên TTCK, thị trường chứng khoán phái sinh, điều chỉnh các dịch vụ do các tổ chức trung gian cung cấp, ban hành Bộ Quy tắc về quản trị công ty… góp phần hoàn thiện hành lang pháp lý và mang lại động lực cho sự phát triển bền vững của thị trường.

Hòa cùng tiến trình hội nhập kinh tế quốc tế của đất nước, ngành chứng khoán đã tham gia tích cực, hiệu quả vào quá trình đàm phán và thực thi các các thỏa thuận hội nhập quốc tế, từ hiệp định nền tảng như các cam kết tự do hóa thương mại của Việt Nam trong Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) năm 2007 đến bước tiến xa hơn là các hiệp định thương mại tự do thế hệ mới được ký kết gần đây như Hiệp định Đối tác Toàn diện và Tiến bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP) năm 2018, FTA Việt Nam – Liên minh châu Âu (EVFTA) năm 2020, hay Hiệp định Đối tác Toàn diện Kinh tế Khu vực (RCEP) sẽ chính thức có hiệu lực từ ngày 1/1/2022.

Tăng cường hợp tác và mở cửa hội nhập quốc tế là yêu cầu bắt buộc để một TTCK có thể phát triển và khẳng định vị trí của mình trên bản đồ thị trường vốn quốc tế. Tại Chiến lược tổng thể hội nhập quốc tế đến năm 2020, tầm nhìn đến năm 2030 đã được Thủ tướng Chính phủ phê duyệt tại Quyết định 40/QĐ-TTg ngày 07/01/2016, hội nhập kinh tế quốc tế được coi là một trụ cột quan trọng trong tiến trình hội nhập quốc tế của Việt Nam. Để công tác hợp tác và hội nhập quốc tế tiếp tục hỗ trợ hiệu quả các mục tiêu phát triển TTCK Việt Nam trong thời gian tới, UBCKNN tập trung vào các giải pháp nhằm: (1) Tiếp tục thực hiện mở cửa và hội nhập TTCK, liên kết với các thị trường khu vực và thế giới phù hợp với các cam kết, nguyên tắc, chuẩn mực, thông lệ quốc tế và điều kiện thực tiễn của Việt Nam, xây dựng chính sách hội nhập hiệu quả, nhất quán cũng như tăng cường theo dõi, giám sát thực hiện quá trình hội nhập, kịp thời điều chỉnh hợp lý, hạn chế tối đa các tác động tiêu cực của quá trình này; (2) Mở cửa và hội nhập TTCK hướng tới xây dựng TTCK xanh và bền vững, phù hợp với chiến lược phát triển tổng thể của nền kinh tế, chủ động ứng dụng thành tựu công nghệ của cách mạng công nghiệp 4.0 vào lĩnh vực chứng khoán, hướng tới xây dựng nền tài chính số trong lĩnh vực chứng khoán; (3) Cần hướng tới

tăng cường hợp tác song phương trong quan hệ với các đối tác quan trọng, nâng cao vị thế quốc gia trong các diễn đàn hợp tác đa phương, là thành viên tích cực, có trách nhiệm, thúc đẩy sự phát triển thị trường vốn trong khu vực và trên thế giới như ACMF và IOSCO. Rà soát các đối tác song phương để đẩy mạnh và làm sâu sắc hơn quan hệ với các đối tác truyền thống, đối tác trọng tâm trong từng giai đoạn theo đúng chủ trương định hướng của Đảng và Nhà nước, Gắn với từng chủ đề, lĩnh vực hợp tác cụ thể, xây dựng kế hoạch phát triển quan hệ với từng đối tác, nhằm hỗ trợ tốt nhất cho các mục tiêu phát triển TTCK Việt Nam; (4) Thực hiện có trách nhiệm các cam kết hội nhập trong lĩnh vực tài chính và dịch vụ chứng khoán mà Việt Nam đã đưa ra. Rà soát tổng thể các văn bản quy phạm pháp luật áp dụng đối với thị trường chứng khoán, các cam kết quốc tế, hiệp định, các thỏa thuận song và đa phương có liên quan đến lĩnh vực chứng khoán để chủ động thực thi một cách hiệu quả các cam kết. (5) Khai thác có hiệu quả các hoạt động hỗ trợ kỹ thuật, nâng cao năng lực trong lĩnh vực TTCK, góp phần tích cực vào công tác xây dựng và thực thi chính sách phát triển TTCK. Tăng cường sự phối hợp gắn kết, nâng cao sự hỗ trợ của các quốc gia phát triển, các thể chế tài chính có kinh nghiệm và tiềm lực tài chính để góp phần củng cố bền vững tài chính, theo đó đóng góp vào sự phát triển bao trùm và bền bỉ của nền kinh tế.

Các nhà hoạch định chính sách khi đưa ra những chiến lược ngắn, trung và dài hạn thì thông tin từ các chiến lược này sẽ được các nhà đầu tư tiếp nhận, phân tích và đánh giá để đưa vào dự báo giá chứng khoán trên thị trường và xây dựng chiến lược đầu tư. Độ chính xác, minh bạch và kịp thời của thông tin sẽ có những tác động lên thị trường và hành vi của các nhà đầu tư. Do đó, việc công bố thông tin cần được thực hiện chuyên nghiệp và được kiểm soát bởi hành lang pháp lý để tránh tình trạng kinh doanh nội gián, lợi ích nhóm làm bóp méo và rối loạn thị trường. Ngoài ra, vì hoạt động của thị trường chứng khoán trong môi trường kinh tế vĩ mô và phụ thuộc vào niềm tin của nhà đầu tư trên thị trường. Vì vậy, các nhà hoạch định chính sách cần tạo ra một môi trường vĩ mô trong nước ổn định để có được sự tin tưởng của nhà đầu tư, từ đó mới có thể phát triển thị trường chứng khoán.

Nghiên cứu này không chỉ có ý nghĩa đối với các nhà đầu tư nước ngoài và trong nước về đa dạng hóa danh mục đầu tư, quản lý rủi ro, mà còn góp phần tranh luận về vấn đề hội nhập và phân khúc thị trường. Nghiên cứu được thực hiện bằng phương pháp hồi quy đa biến được áp dụng từ các nghiên cứu trong quá khứ để làm rõ kết quả mâu thuẫn trong loại hình đầu tư này và đưa ra gợi ý về thay đổi đến những thị trường chứng khoán như thế nào mỗi khi có tin tức về việc sự biến động của giá cả hàng hóa toàn cầu và yếu tố kinh tế vĩ mô được công bố. Khuyến nghị cho các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán nên trang bị cho mình những kiến thức nền tảng vững chắc thay vì giao dịch mù quáng. Như chúng ta đã biết được thị trường chứng khoán chịu ảnh hưởng như thế nào bởi các biến số kinh tế vĩ mô được sử dụng trong nghiên cứu này, điều quan trọng là phải theo dõi những thay đổi của các biến số này và xử lý những thông tin này một cách chính xác để có lợi thế riêng.

5.3 Hạn chế nghiên cứu và hướng nghiên cứu tiếp theo

Các kết quả nghiên cứu cho thấy các thị trường chứng khoán đang phát triển cũng nhạy cảm biến động của giá cả hàng hóa thế giới. Do thời gian nghiên cứu hạn chế nên chưa đề cập đến ảnh hưởng của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán trước và sau khủng hoảng tài chính. Bên cạnh đó, thị trường hàng hóa toàn cầu cùng thị trường chứng khoán vừa trải qua biến động do dịch Covid-19, các nghiên cứu kế tiếp có thể bổ sung đánh giá tác động của giá cả hàng hóa đến thị trường chứng khoán trong bối cảnh đại dịch.

Trong phạm vi nghiên cứu, luận án thực hiện đánh giá tác động của gồm giá cả hàng hóa toàn cầu, các yếu tố thành phần chỉ số chứng khoán toàn cầu của MSCI cùng các yếu tố nội địa như tỷ giá hối đoái, chỉ số giá tiêu dùng và lãi suất đến chỉ số thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á mà chưa mà chưa đánh giá tác động riêng từng nhóm ngành. Vì vậy, các nghiên cứu tiếp theo có thể thu thập dữ liệu của từng nhóm ngành cụ thể trên thị trường chứng khoán từng quốc gia Đông Nam Á, thực hiện hồi qui dữ liệu bảng nhằm đánh giá mức độ tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô cả trong nước và toàn cầu đến chỉ số thị trường từng nhóm ngành cụ thể.

Việc sử dụng dữ liệu hàng tháng thay vì dữ liệu ngày của các biến cũng là một hạn chế, bởi hạn chế trong việc thu thập dữ liệu theo ngày của các biến kiểm soát là các yếu tố vĩ mô các nước. Với việc sử dụng mức hàng tháng, thì không thể quan sát được các biến động hàng ngày. Các công ty và nhà đầu cơ sẽ phản ứng ngay lập tức khi một cú sốc xảy ra, vì việc sử dụng hàng ngày có thể dẫn đến sự biến động dễ quan sát hơn và các mối quan hệ đáng kể hơn so với dữ liệu tháng.

Các nghiên cứu trong tương lai cũng có thể thay đổi bằng cách sử dụng thêm các biến số toàn cầu khác, như sản xuất công nghiệp toàn cầu, lợi nhuận thị trường chứng khoán thế giới, rủi ro toàn cầu, ... Việc thêm các biến số khác có thể giúp đánh giá rõ hơn ảnh hưởng của các biến vĩ mô toàn cầu đến thị trường chứng khoán các nước Đông Nam Á. Các nghiên cứu cũng nên thực hiện cho các ngành riêng lẻ ở các quốc gia Đông Nam Á, bởi lẽ giá cả hàng hóa toàn cầu cùng các yếu tố thành phần và các yếu tố kinh tế vĩ mô sẽ có những tác động với mức độ riêng biệt đối với từng ngành khác nhau.

Cũng nên làm một cuộc điều tra về vấn đề này bằng cách chọn các quốc gia khác nhau hoặc các địa phương khác nhau để so sánh mức độ tác động đến từng nhóm, ví dụ như nhóm các nước thị trường mới nổi ở Châu Âu với nhóm các nước thị trường mới nổi ở Châu Mỹ hay nhóm các nước thị trường mới nổi Châu Á. Điều này là do các vùng khác nhau cung cấp mức độ nền kinh tế khác nhau cho một quốc gia và kết quả có thể thay đổi cho các vùng khác nhau. Để từ đó so sánh phản ứng của các thị trường chứng khoán nhóm các nước đang phát triển ở các châu lục khác nhau đối với các yếu tố kinh tế vĩ mô toàn cầu cũng như trong nước.

Hơn nữa, trong tương lai có thể mở rộng nghiên cứu này bằng cách bao gồm tất cả các nước ASEAN, cũng như tìm kiếm mối quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô trong và ngoài nước với thị trường chứng khoán.

Cuối cùng, loại nghiên cứu này có thể được thực hiện bằng các phương pháp kinh tế lượng khác, chẳng hạn như vừa có thể dùng phân tích chuỗi thời gian và vừa sử dụng phân tích dữ liệu bảng để từ đó có thể được so sánh các kết quả từ các ước lượng trong nghiên cứu.

Kết luận chương 5

Từ kết quả nghiên cứu ở chương trước, chương này đưa ra kết luận về các mục tiêu đã đề ra và cung cấp một lời giải thích lý thuyết về một số tương tác có thể được đề xuất trong kết quả. Chương này cũng đưa ra những gợi ý chính sách từ kết quả được trình bày trong chương trước gồm gợi ý chung cho nhóm các nước Đông Nam Á cùng gợi ý riêng cho từng quốc gia được lựa chọn và Việt Nam. Hàm ý chính sách từ nghiên cứu này các nhà hoạch định chính sách cần chú ý đến sự biến đổi của giá cả hàng hóa toàn cầu và các yếu tố vĩ mô trong việc hoạch định chính sách.

Những phát hiện giúp góp phần đưa ra các quyết định cho các nhà đầu tư. Kết quả chứng minh rằng sự chuyển động của thị trường chứng khoán không chỉ phụ thuộc vào những thay đổi trong các biến trong nước mà còn giá cả hàng hóa toàn cầu, chỉ số chứng khoán toàn cầu; có nghĩa là bất cứ khi nào một nghiên cứu về loại này được thực hiện, các tác giả không nên chỉ lựa chọn biến đối với nền kinh tế địa phương mà nên xem xét bao gồm các yếu tố thế giới. Những điều này cũng sẽ đóng vai trò là quan trọng cho các nhà đầu tư trong việc họ nên theo dõi chặt chẽ những gì xảy ra trong cả môi trường quốc gia và quốc tế.

Bên cạnh những hàm ý về cho vấn để giá cà hàng hóa toàn cầu, kiểm soát lạm phát, chính sách lãi suất thì để thị trường chứng khoán Việt Nam phát triển bền vững cần phát triển thị trường trái phiếu trong nước; Quản lý dòng vốn nước ngoài trên thị trường chứng khoán; Tiếp tục tham gia chương trình phát triển thị trường vốn ASEAN; Đẩy mạnh nâng hạng thị trường chứng khoán Việt Nam.

Cuối cùng, chương này đề cập các hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo.

DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH CỦA TÁC GIẢ ĐÃ CÔNG BỐ

Tạp chí khoa học

- Bùi Đỗ Phúc Quyên (2021). Kiểm định ảnh hưởng của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á trong dài hạn. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ, Đại học Đà Nẵng,* Số 19(2), 22-25.
- Bùi Đỗ Phúc Quyên (2020). Tác động của giá cả hàng hóa toàn cầu đến thị trường chứng khoán Đông Nam Á. *Tạp chí Khoa học Yersin,* Số 8(3), 31-39.

Kỷ yếu hội thảo quốc tế

- Bùi Đỗ Phúc Quyên (2021). The role of world stock market index and domestic macroeconomic on Asean's stock prices. Kỷ yếu hội thảo quốc tế "The International Conference on Business based on Digital Platform - BDP2021". Finance Publishing House, 67-76. ISBN: 978-604-79-2936-8.
- Bùi Đỗ Phúc Quyên, Bùi Hữu Phước (2020). Impact of Global Commodity Prices on the ASEAN stock markets: A dynamic heterogenerous panel analysis. *Hội thảo khoa học quốc tế lần thứ 2. Finance – Accounting For Promoting Sustainable Development In Private Sector (FASPS 2020)*. Trường Đại học Tài chính – Marketing. Financial Publicshing House, 667-676. ISBN: 978-604-79-2601-5.

Kỷ yếu hội thảo trong nước

- Bùi Đỗ Phúc Quyên, Nguyễn Văn Quý (2021). Các yếu tố kinh tế vĩ mô ảnh hưởng đến chỉ số chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010 – 2019. *Hội thảo Khoa học Quốc Gia "Kế toán - Kiểm toán - Tài chính Việt Nam đổi mới và hội nhập"*, 4/2021, 790-798. ISBN: 987-604-331-114-3.

Đề tài nghiên cứu khoa học

- Bùi Đỗ Phúc Quyên (2020). *Ảnh hưởng một số yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2010 – 2018*. Đề tài nghiên cứu khoa học cấp trường, Trường Đại học Lao động – Xã hội (CS2).

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tiếng Việt

Lý Hoàng Ánh và Đoàn Thanh Hà (2005), *Thị trường chứng khoán*, NXB Thống Kê Hà Nội.

Huỳnh Thanh Bình và Nguyễn Minh Hà (2012). "Tác động của giá vàng, giá dầu và các chỉ số chứng khoán lớn thế giới đến chỉ số chứng khoán VN-index". *Tạp chí Những vấn đề Kinh tế và Chính trị thế giới*, 4(2), 67-73.

Huỳnh Thị Cẩm Hà, Lê Thị Lanh, Lê Thị Hồng Minh và Hoàng Thị Phương Anh (2014). Kiểm định các nhân tố vĩ mô tác động đến thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Khoa học*, 3(2), 70 - 78

Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Văn Điệp (2013). Quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và biến động thị trường chứng khoán: Bằng chứng nghiên cứu từ thị trường VN. *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*, 6(3), 86 –100.

Đào Lê Minh (2012), *Những vấn đề cơ bản về chứng khoán và thị trường chứng khoán*, NXB Chính trị quốc gia Hà Nội.

Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Phương Thảo (2012). Phân tích tác động của các nhân tố vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 8(18), 34-41.

Nguyễn Thị Thanh Phương, Vũ Thị Thanh Xuân, Nguyễn Thị Hoàng Anh (2021). Ảnh hưởng các nhân tố vĩ mô đến thị trường cổ phiếu các nước Đông Nam Á. *Tạp chí khoa học chính trị*, 6(4), 21-32.

Lê Hoàng Phong và Đăng 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.

Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh (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 Thành phố Hồ Chí Minh*, 14(3), 47-63.

Thân Thị Thu Thủy và Võ Thị Thùy Dương (2016). 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*, 24 (34), 59-67.

Bùi Kim Yến và Nguyễn Thái Sơn (2014). Sự phát triển của TTCK VN dưới ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 16(26), 3 -10.

Bộ Công Thương (2018). Báo cáo xuất nhập khẩu Việt Nam 2018. Nhà xuất bản Công Thương, Hà Nội.

Tiếng Anh

Abbas, G., McMillan, D., & Wang, S. (2018). Conditional Volatility Nexus between Stock Markets and Macroeconomic Variables: Empirical Evidence of G-7 Countries. *Journal of Economic Studies*, 45 (1), 77-99.

Abugri, B. A. (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(2), 396–410.

Acquah, B. (2016). An Empirical Analysis of Macroeconomic Variability on the Ghanaian Stock Market: A Vector Autoregression Approach. International Finance and Banking, 3(2), 49. doi:10.5296/ifb.v3i2.9821

Adam, A. M., & Tweneboah, G. (2008). Macroeconomic Factors and Stock Market Movement: Evidence from Ghana. *Journal of Financial Research*, 24(3),7-12.

Adaramola, O. A. (2011). The impact of macroeconomic indicators on stock prices in Nigeria. *Developing Country studies*, 1(2), 1 – 15.

Addo, A., & Sunzuoye, F. (2013). The impact of treasury bill rate and interest rate on the stock market returns: case of Ghana stock exchange. *European Journal of Business and Economics*, 8(2), 15 – 24.

Adel, A. S. & Marwan, A. (2011). Stock Prices and Inflation: Evidence from Jordan, Saudi Arabia, Kuwait, and Morocco. *Economic Research Forum.* http://bit.ly/2n3fFm8

Aduda, J., Masila, J. & Onsongo, E. (2012). The determinants of stock market development: The case for Nairobi Stock Exchange. *International Journal of Humanities and Social Science*, 2(9), 214 –230.

Agarwal, P., (2017). *Theory of Storage*. Accessed 5 September 2021. *https://www.intelligenteconomist.com/theory-of-storage/*

Ahmad, A., & Ghazi, I. (2014). Long run and short run relationship between stock market index and main macroeconomic variables performance in Jordan. *European Scientific Journal*, 10(10), 156 -171.

Ahmed, B., & Hasan, A. (2010). The causal relationship between stock prices and macroeconomic variables: a case study of Turkey. *International Journal of Economic Perspectives*, 4(4), 601 - 610.

Ahmed, M. Y., & Sarkodie, S. A. (2021). Counterfactual shock in energy commodities affects stock market dynamics: Evidence from the United States. Resources Policy, 72, 102083. doi:10.1016/j.resourpol.2021.1020.

Ahn, S. C., & Schmidt, P. (1995). Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, 68(1), 5–27.

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6), 716–723

Akbar, M., Ali, S., & Khan, M. F. (2012). The relationship of stock prices and macroeconomic variables revisited: evidence from Karachi stock exchange. *Journal of Business Management*, 6(4), 1315 - 1323.

Alam, M., & Uddin, S. (2009). Relatiosnhip between interest rate and stock price: empirical evidence from developed and developing countries. *International Journal of Business and Management*, 4(3), 43 - 51.

Ali, I., Rehman, K., Yilmaz, A. K., Khan, M. K. (2010). Causal relationship between macroeconomic indicators and stock exchange prices in Pakistan. *African Journal of Business Management*, 4(3), 312–319.

Allen, F., Brealey, R., & Myers, S. (2011). Principles of Corporate Finance. *New York: McGraw Hill/Irwin*, 10th, 175 -182.

Allen, O. (1984). Marx's Critique of Political Economy: 1844 to 1860. *Routledge*, 1, 20-51.

Al-Mamun, M. (2013). The effect of macroeconomic & market specific dynamics on stock market development in global growth generator countries. *Asian Economic and Financial Review*, 2013, 3(9),1152-1169.

Amado, P. (2016). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence. *International Review of Economics & Finance*, 41 (C), 287-294.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specication for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Axel, J. & Stefan, R. (2014). The Impact of Global Factors on Stock Market Movements in Emerging Market Economies. *Intereconomics*, 5(3), 268-271

Azar, S. A., & Chopurian, N. A. (2018). Commodity indexes and the stock markets of the GCC countries. *Arab Economic and Business Journal*, 13(2), 134-142.

Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multi Structural Changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1 - 22.

Baker, H.K. & John R.N. (2010). *Behavioral Finance: Investor, Corporations, and Market*, John Wiley & Sons, Inc.

Balasubramanyan, L. (2005). *Do Time-Varying Covariances, Volatility Comovement and Spillover Matter?.* Munich Personal RePEc Archive.

Baldi, L., Massimo, P., Daniela, V. (2016). Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. *Research in International Business and Finance*, 38(6), 277–285.

Baldi, L., Massimo, P., & Daniela, V. (2016). Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. *Research in International Business and Finance*, 38(6), 277–285.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 2nd ed. New York: Wiley.

Baltagi, B. H., Griffin, J. M., & Xiong, W. (2000). To pool or not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand. *Review of Economics and Statistics*, 82(4), 117-126.

Baroian, E. (2014). Can macroeconomic volatility affect stock market volatility? The case of 5 central and eastern European countries. *Romanian Journal of Fiscal Policy* 5(2), 41-55.

Basher, S., & Sadorsky, P. (2006). Oil prices risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, 17, 224 - 251.

Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2019). The impact of economic policy uncertainty and commodity prices on CARB country stock market volatility. *MPRA Paper* No. 96577, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/96577/

Bastianin, A., Conti, F., & Manera, M. (2016). The impacts of oil price shocks on stock market volatility: Evidence from the G7 countries. Energy Policy, 98, 160–169. doi:10.1016/j.enpol.2016.08.020

Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal*, 3(5), 1-31.

Beber, A. & Brandt, M. W. (2010). When It Cannot Get Better or Worse: The Asymmetric Impact of Good and Bad News on Bond Returns in Expansions and Recessions. *Review of Finance*, 14, 119-155.

Beck, T. & Levine, R. (2004). Stock Markets, Banks and Growth: Correlation or Causality. *World Bank Working Paper*.

Beja, A. (1977). *The Limits of Price Information in Market Processes*. Research Program in Finance, University of California, Berkeley.

Benjamin, A. A. (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(2), 396-410.

Berens, M. 2010. *The Asymmetry of Market Efficiency for Positive and Negative Earnings Surprises*. Retrieved from: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1569619.

Bhunia, A. (2013). Co-integration and causal relationship among crude oil price, domestic gold price and financial variables-an evidence of BSE and NSE. *Journal of Contemporary Issues in Business Research*, 2(1), 1 - 10.

Bilson, C. M., Brailsford, T. J., & Hooper, V. J. (2001). Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9(4), 401–426.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

Boako, G. & Alagidede P. (2016). Global commodities and African stocks: a market of one?. *International Review of Financial Analysis*, 44, 226 - 237.

Bodie, Z. (2013). Investments, *McGraw-Hill*.

Bond, S. (2002). Dynamic Panel Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice. *Institute for Fiscal Studies, Department of Economics, UCL, CEMMAP (Centre for Microdata Methods and practice)*. Available online: http://cemmap.ifs.org.uk/wps/cwp0209.pdf.

Boon, L. M., Ameen, A. T. (2017). A Singaporean Study on Macroeconomic Variables Impacting Stock Returns. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 9(2), 219-237.

Boonyanam, N. (2014). Relationship of stock price and monetary variables of Asian small open emerging economy: Evidence from Thailand. *International Journal of Financial Research*, 5(1), 52-63.

Boucher, C. (2006). Stock prices-inflation puzzle and the predictability of stock market returns. Economics Letters, 90(2), 205-212.

Breitung, J. & Mayer, W. (1994). Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?. *Applied Economics*, 26, 353-361.

Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in: B. Baltagi (ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels. *Advances in Econometrics*, 15, 161-178.

Breitung, J., & Pesaran, H. (2008). Unit Roots and Cointegration in Panels. Book *The econometrics of panel data, Fundamental and recent developments in theory and practice*, 3, 279-322.

Brigham, E., & Gapenski, L. (1996). *Intermediate Financial Management*, Fifth Edition, New York: The Dryden Press.

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. (1975). Techniques for testing constancy of regression relationship over time. *Journal of Royal Statistical Society*, 37, 149 - 163.

Brown, S. J., & Otsuki, T. (1993). Risk premia in Pacific-Basin capital markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 1(3), 235–261.

Buckberg, E. (1995). Emerging stock markets and international asset pricing. *The World Bank Economic Review*, 9(1), 51–74. doi:10.1093/wber/9.1.51

Buckberg, E. (1995). Emerging stock markets and international asset pricing. *The World Bank Economic Review*, 9(1), 51–74.

Carmona, R. (2015). Financialisation of Commodities Markets: A non-technical Introduction. Commodities, Energy and Environmental Finance, 74, 3-37.

Caporale, G., Spagnolo F., & Spagnolo, N. (2016). Macro news and stock returns in the Euro area: A VAR-GARCH-in-mean analysis. *International Review of Financial Ananlysis*, 45, 180 - 188.

Carpantier, J. & Dufays, A. (2012). Commodities Volatility and the theory of storage. *International association for research and teaching*, 1-33.

Carow, K.A., Erwin, G. R., & McConnell, J. J. (1999). A Survey of U.S. Corporate Financing Innovations. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(1). 55-69.

Catherine, S.F. (2011). Domestic Macroeconomic Fundamentals and World Stock Market Effects on ASEAN Emerging Markets. *Int. Journal of Economics and Management*, 5(1), 1 – 18.

Cecchetti, S.G., Schoenholtz, K.L. & Fackler, J. (2015). Money, banking, and financial markets. *McGraw-Hill/Irwin*.

Chan, K., & Chung, P. (1995). Vector autoregression or simultaneous equations model? the intraday relationship between index arbitrage and market volatilit. *Journal of Banking and Finance,* 19(1), 173 - 179.

Charles, A. Y. (2010). The institutional and macroeconomic determinants of stock market development in emerging economies. *Applied Financial Economics*, 20(21), 1615-1625.

Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59, 383 - 403.

Chen, S., & Chen, T. (2012). Untagling the non-linear causal nexus between exchange rates and stock prices: new evidence from the OECD countries. *Journal of economic Studies*, 39(4), 231 - 259.

Chen, S., & Jordan, B. (1993). Some Empirical Tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macro-variables. *Journal of Banking and Finance*, 17(1), 65 - 89.

Cheung Y.L.& Mak S. C. (1992). The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian—Pacific markets. Applied Financial Economics, 2(1), 43 - 47.

Chkili, W. & Nguyen, D. K. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime switching environment: evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, 31(3), 46 - 56.

Choi, I. (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.

Choi, K., & Hammoudeh, S. (2010). Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment. *Energy Policy*, 38(8), 4388-4399.

Christopher, M. B., Timothy, J. B., & Vincent, J. H. (2001). Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9(4), 401-426.

Christopoulos, D. K., & Tsionas, E. G. (2004). Financial development and economic growth: Evidence from panel unit root and cointegration tests. *Journal of Development Economics*, 73(1), 55–74.

Chuang, Y. L. et al. (2007). On Stock Market and Macroeconomic Variables: Evidences from Four Asian Tigers. *Second International Conference on Innovative Computing, Informatio and Control* , IEEE, Doi: 10.1109/ICICIC.2007.419.

Cong, R. G. & Shen, S. (2013). Relationships among Energy Price Shocks, Stock Market, and the Macroeconomy: Evidence from China. *The Scientific World Journal*. http://dx.doi.org/10.1155/2013/171868.

Creti, A., Joets, A. & Mignon, V. (2013). On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics*, 37(1), 16 - 28.

Damodaran, A., (1999). Financing Innovations and Capital Structure Choices. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(3), 28-39.

Darko, L., Emilija, M., & Krume N. (2016). An Empirical analysis of stock market developmenr and economic growth. *South East European Journal of Economics and Business,* 11(2), 71-81.

David, G. K., Lawrence, L. K, & Keith E. M. (1988). Applied regression analysis and other multivariable methods**.** *Duxbury Press*, 3, 112-113.

Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(3), 427 - 431.

Dornbusch, R. & Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review,* 70(2), 960 - 971.

Drechsel, T. &Tenreyro, S. (2018). Commodity booms and busts in emerging economies. *Journal of International Economics*, 112, 200-218.

Dwyer, A., Holloway, J., & Wright, M. (2012). Commodity Market Financialisation: A Closer Look at the Evidence. *Bulletin*, March Quarter 2012, Reserve Bank of Australia.

Eakins, S. G. & Mishkin, F. S. (2012). *Financial Markets and Institutions.* Boston: Prentice Hall.

Edwards, S. (2010). The international transmission of interest rate shocks; the Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia. *Journal of International Money and Finance,* 29(3), 685 - 703.

Ehsan, H., Hawati, J., Masoud, Y., Hafizi, A., M. (2013). Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets among ASEAN Countries. *Persidangan Kebangsaan Ekonomi Malaysia ke VIII*, 8, 1402 – 1412.

Ekaterini, T. (2009). Stock returns and economic activity in mature and emerging markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 668-685.

Elena, F., Julie, S., & Anna, Z. (2014). Consumer confidence indices and stock markets' meltdowns. *Journal of Finance*, 7(5), 1-18.

Elly, O., & Oriwo, A. (2012). The relationship between macroeconomic variables and stock market performance in Kenya. *DBA Africa Management Review,* 3(1), 38 - 49.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Engle, R. F. & Rangel G. (2008). The Spline-GARCH Model for Low-Frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes. *The Review of Financial Studies*, 21(3), 1187–1222.

Ergun, U., & Ibrahim, A. (2013). Global Energy Prices and the Behavior of Energy Stock Price Fluctuations. *Asian Economic and Financial Review*, 3(11), 1460–1465.

Ericsson, N. R. & J. G. MacKinnon (2002). Distributions of error correction tests for cointegration. *Econometrics Journal*, 5, 285–318.

Erly, M.& Fajar A. (2019). The Effect of Macroeconomics and Global Commodity Prices on Mining Index on Indonesia Stock Exchange. *Business and Management, Accounting and Entrepreneurship* (PICEEBA), 3, 58-65.

Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105.

Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C. & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10(1), 23-35.

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25, 383-417.

Fama, E. F. (1975). Short-term interest rate as predictors of inflation. *The American Economic Review,* 65, 269 - 282.

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance,* 25(2), 383 - 417.

Fama, E.F.& French, K.R.(1987). Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage. *Journal of Business,* 60(1), 55–73.

Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *The American Economic Review,* 71(4), 455 - 565.

Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives,* 18(3), 25 - 46.

Fama, E. F., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance,* 67(2), 427 - 465.

Fang, C. R., & You, S. Y. (2014). The impact of oil prices shocks on the large emerging countries stock prices: evidence from China, India and Russia. *International Review of Economics and Finance,* 29, 330 - 338.

Fang, L., & Bessler, D. A. (2017). Stock returns and interest rates in China: the prequential approach. *Applied Economics*, 49(53), 5412-5425.

Fang, Y. (2011).Asymptotic equivalence between cross-validations and Akaike Information Criteria in mixed-effects models. *Journal of Data Science, 9,15-21.*

Farah, A.M.N., et al. (2017). Relation between Macroeconomic Variables and ASEAN Stock Index. *Terengganu International Finance and Economics Journal*, 5(1), 7-13.

Fatemeh, R., Azali, M. Lee C., Muzafar S. H. (2016). The role of monetary transmission channels in transmitting oil price shocks to prices in ASEAN-4 countries during pre- and post-global financial crisis. *Energy*, 101, 581 – 591.

Feldstein, M. (1980). Inflation and the Stock Market. *The American Economic Review*, 70(5), 839-847.

Felix, C. A., Victor O. O., Obiamaka, P. E, Hillary C. E. (2019). Energy Prices and the Nigerian Stock Market. International Journal of Energy Economics and Policy, 9(6), 33-37.

Phillips, P. C. B. & S. Ouliaris (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58, 165–193.

Fisher, I. (1907). *The Rate of Interest: Its Nature, Determination, and Relation to Economic Phenomena*, New York: MacMillan.

Fisher, I. (1930). *The theory of interest, as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. New York: The Macmillan Company.

Forson, J. A., Janrattanagul, J. (2014). Selected macroeconomic variables and stock market movements: Empirical evidence from Thailand. *Contemporary Econ*, 8(2), 154 – 162.

Frederick, S., & Gereffi, G. (2016). The Philippines in the electronics and electrical global value chain. Retrieved September 19, 2016, http://www.cggc.duke.edu/pdfs/2016.

Frankel, J. (1986). Expectations and commodity price dynamics: the over shooting model. *Am. J. Agric. Econom*., 68, 344–348.

Frankel, J. (2008). The effect of monetary policy on real commodity prices In: Campbell, J.Y.(Ed.), Asset Prices and Monetary Policy. *University of Chicago Press*, Chicago and London, 291–327.

French, K. R. (1986). Detecting spot price forecasts in futures prices. *Journal of Business*, 59 (2), 39-S54.

Froyen, R. (2013). *Macroeconomics theories and policies.* 10th ed. Essex: Pearson Education Limited.

Fuller, R.J., & Hsia, C. (1984). A Simplified Common Stock Valuation Model. *Financial Analysts Journal*, 40(7), 49-56.

Gagan, D. S., Mrinalini, S. & Mansi, J. (2018). Revisiting Macroeconomy-Stock Market Relationship During Times of Economic Crisis: A Study of Emerging Markets. *Asia-Pacific Journal of Management Research and Innovation*, 13(2), 1–18.

Gan, C., Lee, M., Au Yong, H. H., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations, 3*(4), 89 - 101.

Gavin, M.(1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance,* 8(5), 181 - 200.

Gay, J. & Robert, D. (2011). Effect of macroeconomic variables on stock market returns for four emerging economies: Brazil, Russia, India and China. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 7(3), 57-72.

Geetha, C., et al. (2011). The relationship between inflation and stock market: evidence from Malaysia, United States and China. *International Journal of Economics and Management Sciences,* 1(2), 1 - 16.

Geman, H. & Smith, W. O. (2013). Theory of storage, inventory and volatility in the LME base metals. *Resources Policy*, 38 (1), 18-28.

Ghaderi S. & Shahrazi M. (2020). The Impact Of World Commodity Price Index On Tehran Stock Exchange Returns: The Bayesian Approach Of Markov Switching Method. Finacial Research, 22(1), 90 - 109.

Ghosh, S., & Kanjilal, K. (2014). Oil price shocks on Indian economy: evidence from Toda Yamamoto and Markov regime-switching VAR. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 7(1), 122 - 139.

Girardi, D. (2015). Financialization of food - The determinants of the time-varying relation between agricultural prices and stock market dynamics. *International Review of Applied Economics,* DOI: 10.1080/02692171.2015.1016406.

Gisser, M. & Goodwin, T. H. (1985). Crude oil and the macroeconomy: Tests of some popular notions. *Journal of Money, Credit, and Banking,* 18(12), 95-103.

Giovannini, A. & Labadie, P.(1991). Asset Prices and Interest Rates in Cash-in-Advance Models. *Journal of Political Economy*, 99(6), 1215-1251.

Glenn, J. (1986). *Research Methodology for Economists: Philosophy and Practice*. Michigan: Macmillan.

Goh, J., Jiang, F., Tu, J., & Wang, Y. (2013). Can US economic variables predict the Chinese stock market?. *Pacific-Basin Finance Journal,* 22, 69 - 87.

Goss, B.A. (1983). The semi-strong form efficiency of the London Metal Exchange. *Applied Economics*, 15(5), 681-698.

Graham, M., Peltomaki, J., & Piljak, V. (2016). Global economic activity as an explicator of emerging market equity returns. *Research in International Business and Finance*, 36, 424 - 435.

Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica,* 37, 428 - 438.

Granger, C. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16, 121 - 130.

Granger, C. W. J., Huang, B. N., & Yang, C. W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance,* 40, 337 - 354.

Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111- 120.

Graziela, F., Nathalia, M., & Carlos, L. B. (2019). Global Economic Factors and the Latin American Stock Markets. *Latin American Business Review*, 21, 61 - 91.

Greene, W.H., Hensher, D.A. (2010). *Modelling Ordered Choice: A Primer*. United Kingdom: Cambridge University Press.

Guidi, F., & Gupta, R. (2013). Market efficiency in the ASEAN region: evidence from multivariate and cointegration tests. *Applied Financial Economics, Taylor & Francis Journals,* 23(4), 265 - 274.

Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics,* 2, 111- 120.

Gujarati, D.N., & Porter, D.C. (2009). *Basic Econometrics.* 5th Edition, McGraw Hill Inc., New York.

Guidi, F., & Gupta, R. (2013). Market efficiency in the ASEAN region: evidence from multivariate and cointegration tests. *Applied Financial Economics, Taylor & Francis Journals,* 23(4), 265 - 274.

Gujarati, N. D., & Porter, D. (2009). *Econometric analysis and applications.* SOAS University of London: Centre for Financial and Management Studies.

Gunasekarage, A., Pisedtasalasai, A., & Power, D. M. (2004). Macroeconomic Influence on the Stock Market: Evidence from an Emerging Market in South Asia. *Journal of Emerging Market Finance,* 3(3), 285–304.

Gunsel, N., & Cukur, S. (2007). The effect of macroeconomic factors on the London stock returns: a sectoral approach. *International Research Journal of Finance and Economics,* 10, 140 -152.

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3(2), 148–161. doi:10.1111/1368-423x.00043.

Hamilton, J.D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.

Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50 (4), 1029 -1054.

Hansen, L. P., Heaton, J., & Yaron, A. (1996). Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(3), 262-280.

Hegerty, S. W. (2015). Commodity-Price Volatility, Exchange Market Pressure, and Macroeconomic Linkages: Evidence from Latin America. *Bulletin of Applied Economics, Risk Market Journals,* 2(2), 11 - 21.

Hernandez, J. A., Kang, S. H., & Yoon, S.-M. (2020). Spillovers and portfolio optimization of agricultural commodity and global equity markets. *Applied Economics*, 1–16. doi:10.1080/00036846.2020.1830937

Hill, C., Griffiths, W. & Lim, G. (2008). *Principles of Econometrics.* 3rd ed. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.

Ho, Sin-Yu; Odhiambo, N.M.; McMillan, David (2018). Analysing the macroeconomic drivers of stock market development in the Philippines. *Cogent Economics & Finance*, 6(1). doi:10.1080/23322039.2018.1451265

Holbrook, W.(1933). Price Relations Between July And September Wheat Futures at Chicago Since 1885. *Wheat Studies*, 9(6): 187-240.

Holbrook, W. (1948). Theory of the inverse carrying charge in futures markets. *Journal of Farm Economics*. 30, 1-28.

Holbrook, W. (1949). The theory of the price of storage. American Economic Review, 39, 1254-1262.

Hooker, M.A. (1986). What happened to the oil price-macroeconomy relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38(23), 195-213.

Hooker, M.A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), 540-561.

Hooker, M. A. (2004). Macroeconomic Factors and Emerging Earket Equity returns: A Bayesian Model Selection Approach. *Emerging Markets Review*, 4(3), 379–387.

Hossain, D. M. (2012). Mixed method research: An overview. *Postmodern Openings*, 3(4), 137 -151.

Hossenidoust, E., Janor, H., Yusefi, M. ve Majid, H. A. (2013). Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets Among ASEAN Countries. *Prosiding Perkem*, 8(3) 1401-1412.

Hosseini, S. M., Ahmad, Z., Yew, W. L. (2011). The Role of Macroeconomic Variables on Stock Market Index in China and India. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 233 - 243.

Houthakker, H., & Williamson, P. (1996). *The economics of financial market.* New York: Oxford University Press.

Hsing, Y., Phillips, A., & Phillips, C. (2013). Effects of macroeconomic and global variables on stock market performance in Mexico and policy implication. *Research in Applied Economics,* 5(4), 107 –115.

Huang, B. N., Yang, C. W., & Granger, C. (2000). A bi-variate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance,* 40, 337 - 354.

Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets,* 16, 1 - 27.

Humpe, A. & Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.

Hur, S-K., Chung, C. Y., & Liu, C. (2018). Is Liquidity Risk Priced? Theory and Evidence, 10(2), 1-13.

Hussein, M., & Mgammal, H. (2012). Effect of Inflation, Interest Rates and Exchange Rates on Stock Prices: Comparative Study among Two GCC Countries. *International Journal of Finance and Accounting*, 11(1), 179-189

Hussainey, K. & Khanh Ngoc, L. (2009), The impact of macroeconomic indicators on Vietnamese stock prices. *Journal of Risk Finance*, 10(4), pp. 321–332.

Ibrahim, M. & Musah, A. (2014). An economic analysis of the impact of macroeconomic fundamentals on stock market returns in Ghana. *Research in Applied Economics,* 6(2), 47 - 72.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(8), 53-74.

IMF (2015), Managing global growth risks and commodity price shocks: vulnerabilities and policy challenges for low-income countries, *Strategy, Policy and Review Department, Internatinal Monetary Fund*, 45-50.

IMF (2016). World Economic Outlook (WEO), April 2015-Special Feature: Commodity Market Developments and Forecasts, with a Focus on Investment in an Era of Low Oil Prices, *Internatinal Monetary Fund*, 52-60.

IMF (2017). April 2017 World Economic Outlook, Special Feature: Commodity Market Developments and Forecasts, with a Focus on the Role of Technology and Unconventional Sources in the Global Oil Market, *Internatinal Monetary Fund*, 55-69.

IMF (2018). World Economic Outlook, October 2018: Special Feature: Commodity Market Developments and Forecasts with a Focus on Recent Trends in Energy Demand, *Internatinal Monetary Fund*, 54-62.

IMF (2019). World Economic Outlook, October 2019- Special Feature: Commodity Market Developments and Forecasts, *Internatinal Monetary Fund*, 45-56.

IMF (2020). World Economic Outlook, October 2020- Special Feature: Commodity Market Developments and Forecasts, *Internatinal Monetary Fund*, 43-54.

Irandoust, M. (2017). Metal prices and stock market performance: Is there an empirical link?. *Resources Policy*, 52(7), 389-392.

Iskenderoglu, O., Kandir, S., & Onal, Y. (2011). Investigating the relationship between stock market and real economic activity. *The Journal of Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 16(1), 333-348.

Ismail, M. T., Che, R. F. Z., Rosmanjawati, A. R. (2017). The dynamic relationship between selected asean stock markets and their macroeconomic variables. *Journal of Fundamental and Applied Sciences*, 9(5), 868-897.

Jaffe, A. (1989). Real Effects of Academic Research. *American Economic Review*, 79(5), 957-70.

Jiang, Y., Fu Y. and Ruan W. (2019). Risk spillovers and portfolio management between precious metal and BRICS stock markets. *Physica A*, 53(4), 1-18.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica,* 59, 1551 – 1580.

Johansen, S. (1995). The role of ancillarity in inference for nonstationary variables. *Economic Journal*, 13, 302 - 320.

Johansen, S. (2006). Statistical analysis of hypotheses on the cointegration relations in the I(2) model. *Journal of Econometrics*, 132, 81 -115.

Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics Letters,* 65(1), 9–15.

Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: Econometric methodology and macroeconomic applications*. Oxford University Press, Oxford.

Kadir, S. Y. (2008). Macroeconomic variables, firm characteristics and stock returns: evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, 16, 35 - 45.

Kahneman, D. & Tversky A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. Econometrica, 47(2), 263-291.

Kahneman, D. & Tversky A. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice", *Science*, (211), 453-458.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1982). The psychology of preferences. *Scientific American, 246*(1), 160–173.

Kahneman, D. & Tversky A. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297–323.

Kanas, A. (2002). Is Exchange Rate Volatility Influenced by Stock Return Volatility? Evidence from the US, the UK and Japan. *Applied Economics Letters*, 9(8), 501-503.

Kang, J.S., Hu J. L. & Chen C.W. (2013). Linkage between International Food Commodity Prices and the Chinese Stock Markets. *International Journal of Economics and Finance*, 5(10), 147-156.

Kang, W., Ratti, R.A., Vespignani, J.L. (2016). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market: a note on the roles of U.S. and non-U.S. oil production. *Economics Letters*, 145, 176-181.

Kang, W., Ratti, A.R, Vespignani, J. (2018). Global Commodity Prices and Global Stock Volatility Shocks. *Munich Personal RePEc Archive*, 25(5), 1-35.

Kang, W., Ratti, R.A., Vespignani, J.L., (2020). The impact of global uncertainty on the global economy, and large developed and developing economies. *Applied Economics*, 52, 2392–2407.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1 – 44.

Karim, B. A., Sea, L. P., & Karim, Z. A. (2014). The impact of macroeconomic volatility on the Indonesian stock market volatility. *International Journal of Business and Technopreneurship*, 4(3), 467 - 476.

Kendall, M. (1973). The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 116(1), 11 - 34.

Kennedy, P. (1992). *A guide to econometrics*, Oxford: blackwell.

Keynes, M. J. (1936). *The general theory of employment, interest and money*, London: Macmillan.

Khan, N. & Aziz, B. (2016). Impact of macroeconomic factors in Finance and Marketing. *International Journal of Research in Finance and Marketing*, 6(6), 122-137.

Khan, M. N., Tantisantiwong, N., Fifield, S. G. M., & Power, D. M. (2015). The relationship between South Asian stock returns and macroeconomic variables. *Applied Economics*, 47(13), 1298-1313, DOI: 10.1080/00036846.2014.995360.

Khatereh, S. (2018). The effects of microeconomic factors on the stock market: A panel for the stock exchange in ARDL analysis. *Theoretical and Applied Economics*, 31(6), 113-134

Khong, Y. L., Lee, S. Y., Mahendra, K. (2017). Relationship between Macroeconomics and Stock Market: Empirical Study in Malaysia, *Journal of Research in Business, Economics and Management (JRBEM)*, 8(1), 1344-1369.

Kiviet, (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 53-78.

Kling, J.L. (1985). Oil Price Shocks and Stock-Market Behavior. *Journal of Portfolio Management*, 12, 34-39.

Kordes, L. & Pritsker, M. (2002). A Rational Expectations Model of Financial Contagion. *Journal of Finance*, 57, 769-799.

Korkeamaki, T. (2011). Interest rate sensitivity of the European stock markets before and after the Euro introduction. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 21, 811 - 831.

Kothari, C. R. (2004). *Research methodology*, 2, New Delhi: New Age International.

Krugman, P. & Wells, R. (2013). *Macroeconomics.* 3, New York: Worth Publishers.

Kryzonowski, L., Simon, L., & Minh, C. (1994). Some tests of arbitrage mispricing using mimicking portfolios. *Financial Review*, 9(2), 153 - 164.

Kunst, R.M. (2010). *Econometric Method for Panel Data*. UK: University of Vienna.

Kurihara, Y. (2006). The relationship between exchange rate and stock prices during the quantitative easing policy in Japan. *International Journal of Business*, 11(4),1083 – 4346.

Kutty, G. (2010). The relationship between exchange rates and stock prices: the case of Mexico. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 1 - 12.

Kwon, C.S., Shin, T.S. (1999). Cointergration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns. *Global Finance Journal*, 10, 71-81, http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283(99)00006-X.

Lane, T., Atish, G., Javier, H., Steven P., Marianne, S. G., & Tsidi, T. (1999). *IMF-supported programs in Indonesia, Korea, and Thailand: A preliminary assessment.* Washington DC: International Monetary Fund.

Larsson, R., Lyhagen, J. & Löthgren M. (2001). Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *Econometrics Journal*, 4, 109 - 142.

Latter, T. (1996). *The choice of exchange rate regime*. London: Centre for Central Banking studies.

Lee, E. K. (2014), The relationships between metal prices and financial variables in Korea. Czech Republic.

Lee, J., & Lee, C. (2010). Stock prices and the efficient market hypothesis: evidence from a panel stationary test with structural breaks. *Japan and the World Economy,* 22, 49 - 58.

Lee, Y. & Wang, M. (2015). Dynamic heterogeneous panel analysis of the correlation between stock prices and exchange rates. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), 749–772.

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks and economic growth. *American Economic Review,* 88(3), pp. 537 - 558.

Levin, A. & Lin, C. F. (1992). *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*. University of California at San Diego, Discussion Paper No. 92-93

Levin, A., Lin, C.F., & Chu, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.

Liang, C. C, Jeng B. L. & Hao C. H. (2013). Reexamining the relationships between stock prices and exchange rates in ASEAN-5 using panel Granger causality approach. *Economic Modelling*, 32(3), 560–563.

Lida, N., & Abu H. S. (2016). Macroeconomic determinant of stock market volatility: An empirical study of Malaysia and Indonesia. *Asian Academy of Management Journal*, 21(1), 161–180.

Lo, W. A., & Mackinlay, C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: evidence from a sample specification test. *The Review of Financial studies*, 3(1), 41 - 66.

Lo, W. A., & Mackinlay, C. (1998). *A non-random walk down wall street.* New Jersey: Princeton University Press.

Long, S. et al. (2021). Do the RMB exchange rate and global commodity prices have asymmetric or symmetric effects on China's stock prices?. *Financial Innovation*, 48(7), 1-21. https://doi.org/10.1186/s40854-021-00262-0

Lukman, O. & Dauda, Y. (2019). Global Commodity Prices and Stock Market Nexus: Sub-Sahara African Perspective. *Acta Oeconomica,* 15(4), 244 – 258.

Mahmood, W. M., & Dinniah, N. M. (2009). Stock returns and macroeconomic variables: evidence from six Asian-Pacific countries. *International Research Journal of Finance and Economics,* 30, 154 - 164.

Mahmood, S., Oluwasey, M.H., Farooq, R.M.A., Dolapo, R.I. (2017). Stock market performance and macroeconomic fundamentals in the great nation: A study of pool mean group. *Journal of Applied Economic Sciences,* 12(5), 1399– 1408.

Maku, O. E. & Atanda, A. A. (2009). Does Macroeconomic Indicators exert shock on the Nigerian Capital Market?. Munich Personal RePEc Archive, https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/17917.

Malhotra, M. (2015). Evaluating the Hedging Performance of Oil and Oilseeds Futures in India', *Paradigm,* 19(2), 184-196.

Malik, M. (2004). The role of private sector. In: R. wilson. *Economic development in Saudi Arabia,* London: Routledge Curzon, 131 - 133.

Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of Economic Perspectives,* 17(1), 59 - 82.

Mahmudul, A. & Salah, U. (2009). Relationship between interest rate and stock price: Empirical evidence from developed and developing countries. *International Journal of Business and Management,* 4(3), 43 – 51.

Manal, A. & Tamat, S.(2020). The Inter-relationship between commodity energy prices and stock market volatility in Saudi-Arabia. Journal of Nusantara Studies, 5(1) 270-293.

Mark, G., Olsen, T., & Mysen, Y.(1994). Impact of oil price variation on the growth prospects of African economies. *African Economic Writer's Publication*, 2(5), 80-83

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance,* 7(1), pp. 77 - 91.

Markowitz H. (1990). Foundations of Portfolio Theory. *The Journal of Finance*, 46(2), 469-477.

Marling, H., & Emanuelsson, S. (2012). *The Markowitz Potfolio Theory. Survey.* [Online],http://www.math.chalmers.se/~rootzen/finrisk/gr1_HannesMarling_SaraEmanuelsson_MPT.pdf, 27 /11/2019.

Maurice, M. (1985). *Marketing (3nd Edition)*. Prentice Hall Publisher.

Maysami, C., Howe, L. C., & Hamaz, M. A. (2004). Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: co integration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. *Jurnal Penguruson,* 24, 47-77.

Maysami, C., Howe, L. & Mohamad, H. (2004). Relationship between macro-variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's all sector indices. *Jurnal Pengurusan,* Volume 24, pp. 47-77.

Maysami, C., & Koh, S. T. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics and Finance,* 9(1), 79 - 96.

McCown, J. R. & Zimmerman J. R. (2006). Is Gold a Zero-Beta Asset? Analysis of the Investment Potential of Precious Metals. *SSRN Electronic Journal*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.920496.

Megaravalli, A. V. & Sampagnaro G.(2018). Macroeconomic indicators and their impact on stock markets in ASIAN 3: A pooled mean group approach. *Cogent Economics & Finance* , 6. https://doi.org/10.1080/23322039.2018.1432450.

Mehmet, O.F. & Nadir O. (2016). The effects of domestic and international news and volatility on integration of Chinese stock markets with international stock markets. *Empirical Economics*, 50(2), 317–360.

Mensi, W., M. Beljid, A. Boubaker, & S. Managi. (2013). Correlations and Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold. *Economic Modelling*, 32, 15–22. doi:10.1016/j.econmod.2013.

Mensi, W., Khamis, H., Sang, H. K. (2017). Time-varying volatility spillovers between stock and precious metal markets with portfolio implications. *Resources Policy*, 53(7), 88–102.

Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J., & Nguyen, D. (2014). Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach. *Emerging Markets Review,* 19, 1-17.

Mensi, W., Shafiullah, M., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2021). Volatility spillovers between strategic commodity futures and stock markets and portfolio implications: Evidence from developed and emerging economies. *Resources Policy*, 71. doi:10.1016/j.resourpol.2021.1020.

Mensi, W., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2021). Precious metals, oil, and ASEAN stock markets: From global financial crisis to global health crisis. *Resources Policy,* 73. doi:10.1016/j.resourpol.2021.1022.

Michael J.B. (1958). The Supply of Storage. *American Economic Review,* 48, 50-72.

MSCI, (2020). MSCI Index Cacultion Methodology. *MSCI Inc. All rights reserved.* https://www.msci.com/index-regulation.

Mishra, A. K. (2005), Stock market and foreign exchange market in India: are they related. *South Asia Economic Journal,* 5(2), 209 - 232.

Mohamed, E. H.A., Amine, L., Nguyen, D. K (2013), World gold prices and stock returns in China: insights for hedging and diversification strategies. Economic Modelling, 44, 273-282. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.030.

Mohammed S., Naqvi S. & Zehra S. (2009), Impact of macroeconomic variables on stock prices: evidence in case of KSE (Karachi stock exchange), *European Journal of Scientific Research,* 38(1), 96 - 103.

Mohammad, Z. H. (2017). Tranmission of International energy price shocks to Australian stock market and its implications for porforlio formation. *Asian Economic and Financial Review*, 7(4), 393-412.

Mohd, R. M., Fathiyah, I., Wardiyah, A., Farazida, M. A., Rohana, M. & Wan M. W. M. (2013). The impact of macroeconomic forces on the ASEAN stock market movements. *World Applied Sciences Journal*, 23(23), 61-66.

Muazu, I., & Musah, A. (2014). An econometric analysis of the impact of macroeconomic fundamentals on stock market returns in Ghana. *Research in Applied Economics*, 6(2), 47 - 72.

Muhammad, N. R, Rashidah A. S., Roseziahazni A. G. (2017). Determinants of stock returns in BRICS countries. *Terengganu International Finance and Economics Journal*, 5(1), 14 - 24.

Mukhejee, K. & Naka A. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. *Journal of Financial Research***,** 18(2), 223-37.

Murphy, J. M. (1977). Efficient markets, index funds, illusion and reality. *Journal of Portfolio Management*, 4(1), 5 - 20.

Murzi, M. (2010). *Encyclopedia of Political Theory*. Mark Bevir (ed.), SAGE.

Musibau, H. O. (2017). Stock Market Performance and Macroeconomic Fundamentals in the Great Nation: A Study of Pool Mean Group. *Journal of Applied Economic Sciences*, 5(51), 1399 - 1408.

Nabila, N. (2015). Impact of Macroeconomic Variables on Stock Returns: Evidence from Bombay Stock Exchange (BSE). *Journal of Investment and Management*, 4(5), 162-170.

Nabila, N. (2016). Stock Market and Macroeconomic Behavior: Evidence from Karachi Stock Exchange (KSE). *International Journal of Applied Behavioral Economics*, 5(2), 12-30.

Nadeem, S. & Zakir H. (2009). Long-run and short-run relationship between macroeconomic variables and stock prices in pakistan: the case of Lahore stock exchange. *Pakistan Economic and Social Review,* 47(2), 183 -189.

Najafzadeh, B., Monjazed, M., & Mamipour, S. (2016). The analysis of real exchange rate volatility and stock exchange return with PANEL-GARCH Approach (Case study: D8 countries). *Iranian Economic Review*, 20(4), 525-550.

Naik, K., & Padhi, P. (2012). The impact of macroeconomic fundamentals on stock prices revisited: evidence from Indian data. *Eurasian Journal of Business and Economics,* 5(10), 22 - 44.

Nakhipbekova, S., Baibosynova G., Nazygul B., Aigerim K. (2020). Analysis of the Relationship between Energy Price Changes and Stock Market Indices in Developed Countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(6), 169-174.

Narayan, P. K. (2008). Do shocks to G7 stock prices have a permanent effect?: evidence from panel unit root tests with structural change. *Mathematics and Computers in Simulation,* 77, 369 - 373.

Narayan, P. K., Narayan, S., & Thuraisamy, K. S. (2014). Can institute and macroeconomic factors predict returns in emerging markets?. *Emerging Markets Review,* 19, 77 - 95.

Nasseh, A., & Strauss J. (2000). Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance,* 40(2), 229-245.

Nicholas, K. (1939). Speculation and economic stability. *Review of Economic Studies*, 7, 1-27

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica,* 49, 1417 - 1426.

Nguyen, T. T. & Kadom, S. (2018). VietNam's Stock market volatility under macroeconomic impacts. *Journal of Economics, Finance and Accounting – JEFA*, 5(1), 38-57.

Nikonenko, U., Solomiia, H., Galyna, B., Yuliia, A., & Vasyl, K. (2020). Influence of world commodity prices on the dynamics of incineoff exporting countries of natural resources under globalization. *Business: Theory and Practice*, 21(1), 440-451.

Nurasyikin, J., Shahnaz, I., Syamimi, A. M. (2017). Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Panel Analysis from Selected ASEAN Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), 37-45.

Okoli, N. M. (2012). X-raying the impact of domestic and global factors on stock return volatility in the Nigerian stock market. *European Scientific Journal*, 8(12), 235 - 250.

Okpara, G., & Odionye, J. (2012). Analysis of the relationship between exchange rate and stock prices: evidence from Nigeria. *International Journal of Current Research*, 4(3), 175 - 183.

Olson, E., Vivian, J., & Wohar, M. E. (2014). The relationship between energy and equity markets: evidence from volatility impulse response functions. *Energy Economics*, 43, 297 - 305.

Olukayode, E., & Atanda, A. (2010). Determinant of stock market performance in Nigeria: long-run analysis. *Journal of Management and Organizational Behaviour*, 1(3), 1 - 16.

Omondi, K., & Tobias, O. (2011). The effect of macro-economic factors on stock return volatility in the Nairobi stock exchange Kenya. *Economics and Finance Review*, 1(10), 34 - 48.

Omran, M. & John, P. (2001). Does the inflation rate affect the performance of the stock market? The case of Egypt. *Emerging Markets Review*, 2(3), 263-279.

Omran, M. (2003). Time series analysis of the impact of real interest rates on stock market activity and liquidity in Egypt: Cointegration and error correction model approach. *International Journal of Business*, 8(3), 359 - 374.

Osamwonyi, I., & Kasimu, A. (2013). Stock market and economic growth in Ghana, Kenya and Nigeria. *International Journal of Financial Research*, 4(2), 83 - 98.

Osamwonyi, O. I. & Osagie E. I. (2012). The relationship between macroeconomic variables and stock market index in Nigeria. *Journal of Economics,* 3(1), 55 - 63.

Ozdemir, A. Z. (2008). Efficient market hypothesis: evidence from a small open-economy. *Applied Economics,* 40(5), 663 - 641.

Ozlen, S., & Ergun, U. (2012). Macroeconomics factors and stock returns. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences,* 2(9), 315 - 343.

Padhi, P., & Naik, K. P. (2012). The impact of macroeconomic fundamentals on stock prices revisited: evidence from India data. *Eurasian Journal of Business and Economics,* 5(10), 25 - 44.

Parkin, M. (2014). *Macroeconomics*. Essex, England: Pearson Education Limited.

Partalidou, X. et al. (2016). The Impact of Gold, Bond, Currency, Metals and Oil Markets on the USA Stock Market. International Journal of Energy Economics and Policy, 6(1), 76-81.

Pearce, K. & Roley, V.(1985). Stock Prices and Economic News.*The Journal of Business,* 58(1), 49-67.

Peiro, A. (2016). Stock prices and macroeconomic factors: some European evidence. *International Review of Economic and Finance,* 41, 287 - 294.

Peng, D., Wang, J., & Rao, Y. (2014). Applications of nonferrous metal price volatility to prediction of China's stock market. *Transactions of Nonferrous Metals Society of China,* 24(2), 597–604.

Perron, P., (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica,* 57, 1361 - 1401.

Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics,* 10, 301 - 320.

Persyn, D., & Westerlund, J. (2008). Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data. *Stata Journal,* 8(2), 232-241.

Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(3), 79-113.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(6), 621-634.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics,* 16(3), 289 - 326.

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure, Econometrica,74(4), 967–1012.

Pesaran, M. H. (2007), A Simple Panel Unit Root Test in the Preference of Cross Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 265–312.

Pesaran, M. H. (2012). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *IZA Discussion paper,* No. 6432.

Peter, D. B. (1995). *AMA Dictionary of Marketing Terms*. McGraw-Hill.

Pedroni, P. (2000). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors.*Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,61,653-70.

Pedromi P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 597-325.

Phan, D. H. B., Sharma, S. S., & Narayan, P. K. (2015). Stock return forecasting: some new evidence. *International Review of Financial Analyses,* 40, 3 - 51.

Philip, K. (2001). Principles of Marketing. 3rd European Edition.

Phillips, P. & Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika,* 43, 335 - 346.

Philipp, K., Tsoyu C. L., &Shih H. H., (2014). Global commodity prices, economic activity and monetary policy: The relevance of China. *Resources Policy*, 42, 1-9. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2014.08.001.

Pilbeam, K. (2010). *Finance and Financial Markets.* Basingstoke, Hamsphire New York: Palgrave Macmillan.

Pimentel, R. C., & Choudhry, T. (2014). Stock Returns Under High Inflation and Interest Rates: Evidence from the Brazilian Market. *Emerging Markets Finance and Trade,* 50(1), 71 - 92.

Ping, L., Ziyi, Z., Tianna, Y., & Qingchao, Z. (2018). The relationship among China's fuel oil spot, futures and stock markets. *Finance Research Letters*, 24, 151–162.

Prabowo, D. S., & Asandimitra, N. (2019). Effects of Macroeconomic Variables, World Gold Prices, World Oil Prices, and Dow Jones Index on Japanese Stock Index Nikkei 225. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 8(3), 400-420.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Bahmani, S. (2015). Causal nexus between economic growth, inflation, and stock market development: The case of OECD countries. *Global Finance Journal*, 27, 98–111. doi:10.1016/j.gfj.2015.04.006.

Pradhan, R., Arvin, M., & Ghoshray, A. (2015). The dynamics of economic growth, oil prices, stock market depth, and other macroeconomic variables: evidence from the G-20 countries. *International Review of Financial Analysis,* 39, 84 - 95.

Pradhan, R., Arvin, M., Hall, J., & Bahmani, S. (2014), Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development and other macroeconomic variables: the case of ASEAN countries. *Review of Financial Economics,* 23, 155 - 173.

Pradita, N. & Sigit, S. W. (2020). Global and Local Commodity Prices: A Further Look at the Indonesian Agricultural Commodities. *Capital Markets Review,* 28(1), 65-76.

Prowanta, E., Moeljadi., S., & Ratnawati, K. (2017). The Impact of Macro Economy on Stock Price Index: An Empirical Study of Five ASEAN Countries. *Global Journal of Business and Social Science Review*, 5(2), 40 – 45.

Quah, D. (1992). *International Patterns of Growth I: Persistence in Cross-Country Disparities*, LSE Working Paper.

Quah, D. (1994). Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data. *Economics Letters*, 44, 9-19.

Rachael, N. & Moses W. (2017). Effect of interest rate control on the stock market performance, a case of Nairobi Securities Exchange Market. *International Journal of Current Aspects in Finance (IJCAF)*, 4(1), 48-54.

Rahman, A. A., Sidek, N. Z. M., & Tafri, F. H. (2009). Macroeconomic Determinants of Malaysian Stock Market. *African Journal of Business Management,* 3, 95-106.

Rajan, R. S. (2010). The evolution and impact of Asian exchange rate regimes. *ADB Economics Working Paper Series No. 208*, 14 /7, 1 - 41.

Ramirez, S. C., Arellano, P. L., & Rojas, O. (2015). Adaptive Market Efficiency of Agricultural Commodity Future Contracts. *Contraduria Administracion*, 60, 389-401.

Rashid, N. N., Assad, N. N., & Maryyam, A. (2019). Stock Market Returns Under Macroeconomic Conditions: An Empirical Evidence from BRIC Economies. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 10(1), 60-69.

Ravindra, N. P. (2016). The Causality Direction of the Stock Market–Growth Nexus: Application of GMM Dynamic Panel Data and the Panel Granger Non-causality Tests. *The Journal of Applied Economic Research*, 10(4), 446–464.

Ramin, C. M & Tiong S. K. (2000). A Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market. *International Review of Economics and Finance*, 9, 79 - 96

Reinert, K. A., Rajan, R. S. & Glass, A. J. (2009). *The Princeton Encyclopedia of the World Economy*. Princeton University Press.

Rimantas, R. & Roma, V. (2014). Econometric models of the impact of macroeconomic processes on the stock market in the Baltic countries. *Technological and Economic Development of Economy,* 20(4), 783-800.

Rizwan, M. F., & Khan, S. U. (2007). Stock return volatility in emerging equity market (KSE): The relative effects of country and global factors. *International Review of Business Research Papers*, 3(2), 362–375.

Rjoub, H., Tursoy, T. & Gunsel, N. (2009). The Effects of Macroeconomic Factors on Stock Returns: Instanbul Stock Market. *Studies in Economics and Finance*, 26(1), 36-45.

Robert, J. & Luc, S. (2009). Commodity Prices and Stock Market Behavior in South American Countries in the Short Run. *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(4), 69-82.

Robert J. Shiller (2005), *Irrational Exuberance*: (Second Edition), Princeton University Press

Roberts, H. (1967). Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market, Unpublished Manuscript, *Center for Research in Security Prices*, University of Chicago.

Robert, D. & Gay, Jr. (2016). Effect Of Macroeconomic Variables On Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China. *International Business & Economics Research Journal – May/June 2016,* 15(3), 119 -127.

Robiyanto, R. (2018). The Dynamic Correlation between ASEAN-5 Stock Markets and World Oil Prices. *Jurnal Keuangan dan Perbankan*, 22(2), 198–210.

Robson, C. (2002). *Real World research.* 2nd ed. London: Oxford Blackwell.

Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176.

Roll, R. & Ross, S. (1995). The arbitrage pricing theory approach to strategic portfolio planning. *Financial Analysts Journal,* 51, 133 - 138.

Roodman, D. (2009). How to Do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal (2009), 9(1),* 86-136.

Roohollah, Z., Azalib, M. & Habibullahc, M. S. (2013). Monetary Policy and Stock Market Volatility in the ASEAN5: Asymmetries over Bull and Bear Markets. *Procedia Economics and Finance*, 7(3), 18 – 27.

Rose, A. (2009). A framework for analyzing the total economic impacts of terrorist attacks and natural disasters. *Journal of Homeland Security and Emergency Management,* 6(1), 1 - 26.

Ross, S.A (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 1073.

Ross, S.A., (1989). Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy. *J. Finance.* 44, 1-7.http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02401.x

Rossi, B. (2012). The changing relationship between commodity prices and equity prices in commodity exporting countries. *IMF Economic Review*, 60, 533–569.

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics,* 21(5), 449 - 469.

Saghaian, S.H., Reed, M.R., Marchant, M.A.(2002). Monetary impact sand overshooting of agricultural prices in an open economy. *Am. J. Agric. Econom*, 84, 90–103.

Sahu, T., Bandopadhyay, K., & Mondal, D. (2014). Crude oil price, exchange rate and emerging stock market: Evidence from India. *Jurnal Pengurusan*, 42, 75 - 87.

Said, D., Muhammad, R. & Apollo (2018). Analysis of the Influence of Macro Economic Factors against JCI Return in Indonesia Stock Exchange. *International Journal of Inovative Reasearch & Development*, 7(2), 208-217.

Samuelson, P.A. (1952). Spatial price equilibrium and linear programming. *American Economic Review,* 42, 283 - 303.

Saleem, F., Zafar, L., & Rafique, B. (2013). Long run relationship between inflation and stock return: evidence from Pakistan. *Social Sciences and Humanities*, 4(2), 407-415.

Sallinen, L., Ahola T.& Ruuska I. (2011). Governmental Stakeholder and Project Owner's Views on the Regulative Framework in Nuclear Projects. *Project Management Journal*, 42(6), 33 - 47.

Saudi, S. (2012). When the US sneezes the world catches cold: are worldwide stock market stable?. *Applied Financial Economics,* 22, 1961-1978.

Saunders, A., & Cornett, M. M. (2015). *Financial markets and institutions*. New York: McGraw Hill Education, 6(3), 11/12/2018.

Schleifer, A., & Summers, L. (1988). *Breach of trust in hostile takeovers: causes and consequences,* Chicago: University of Chicago Press.

Schumkler, S. L. (2004). *Financial Globalization: Gain and Pain for Developing Countries*. Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review.

Schwartz, E. (1997). The stochastic behaviour of commodity prices: implications for valuation and hedging. *Journal of Finance*, 52, 923–973.

Schwandt, T. (2000). *Three epistemological stances for qualitative inquiry: Interpretivism, hermeneutics and social constructionism in N.K. Denzin and Y. S. Lincoln (Eds.).* Handbook of qualitative research, 2, London: Sage.

Serletis, A. & Scowcroft, D. (1991). Informational Efficiency of Commodity Futures Prices. *Applied Financial Economics,* 1(4),185-92.

Shanken, J. & Weinstein, M. (2006). Economic forces and the stock market revisited. *Journal of Empirical Finance,* 13(2), 129 - 144.

Sharma, P., & Vipul, S. (2016). Forecasting stock market volatility using realized GARCH model: International evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance,* 59, 222 - 230.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance,* 19(3), 425 - 442.

Shen, Y., Shi, X. & Variam, H.M.P., (2018). Risk transmission mechanism between energy markets: a VAR for VaR approach. *Energy Econ.* 75, 377–388.

Shittu, A. & Onanuga, A. (2010). Determinants of interest rates in Nigeria. *Journal of Economics and International Finance,* 2(12), 261 - 271.

Shleifer, A. (2000). *Inefficient markets: an introduction to behavioral finance*. Oxford: Oxford University Press.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometric*, 48, 1 - 48.

Singh, A. (1997). Stock markets, financial liberalization and economic development. *The Economic Journal*, 107(442), 771 - 782.

Singh, K., & Upadhyaya, S. (2012). Outlier detection: Application and Techniques. *International Journal of Computer Science Issues*, 9(1), 307 - 323.

Singh, R. (2008). CAPM Vs. APT with macroeconomic variables: Evidence from Indian stock exchange market. *Asia - Pacific Business Review*, 4(1), 76 - 92.

Soegiarto, E. K., Reza, F., & Nurqamarani, A. S. (2019). Long Run Cointegration In Asean-4 Stock Market: What We Learned? *Archives of Business Research*, 7(2), 82-94.

Sonmez, F. (2007). Does Inflation Have an Impact on Conditional Stock Market Volatility? Evidence from Turkey and Canada. *International Research Journal of Finance and Economics*, 11, 123 - 133.

Sugeng, W., Hersugondo, H., Rio, D. L., R. Rudy (2017). Macroeconomic Fundamental and Stock Price Index in Southeast Asia Countries: A Comparative Study. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 182-187.

Sudhamathi, R. K.&Ganeswari, M. (2019). Impact of Macroeconomic Forces on Indian Stock Market. *Asian Journal of Research in Business Economics and Management*, 9(4), 12-22.

Suliman, Z. S. A.(2013). Modelling the Impact of Oil Price Fluctuations on the Stock Returns in an Emerging Market: The Case of Saudi Arabia. *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, 2(10), 10- 20.

Surbakti, E. H., Achsani, N. A., & Maulana, I. A. (2016). The impact of macroeconomic variables on JCI's stock return voaltility in pre and post Global economic crisis. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 6(3), 213 - 220.

Tai, C. S. (2007). Market integration and contagion: evidence from Asian emerging stock and foreign exchange markets. *Emerging markets Review,* 8(4), 264 - 283.

Takuji, K., Takeshi, K., Kentaro, M., and Masato, H. (2011). What Has Caused the Surge in Global Commodity Prices and Strengthened Cross-Market Linkage?. Bank of Japan Working Paper Series.

Thi Minh Huong Le, Jian, Z., Zhican Z. (2019). Impact of Macroeconomic Variables on Stock Price Index: *Evidence from Vietnam Stock Market*. Research Journal of Finance and Accounting, 10(12), 28-29.

Thaler, R.H.(1985). *Advances in Behavioral Finance,* Volume II. Princeton University Press.

Thaler, R.H. (2005). *Advances in Behavioral Finance*, Volume II. Princeton University Press. The American Heritage Dictionary of The English Language (1971), https://ahdictionary.com/word/search.html?q=stock+market, 04/02/2022.

The Longman Dictionary of Contemporary English (1985), Available from: http*://www.ldoceonline.com/dictionary/stock-market,* truy cập 04/02/2022.

Tibebe, A. (2016). Stock Returns and Interest Rates around the World: A Panel Data Approach. *Journal of Economics and Business*, 8(9), 20-35.

Timmermann, A. & Granger, W. J. (2004). Efficient market hypothesis and forecasting. *International Journal of Forecasting,* 20, 15 - 27.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions worth possibly integrated processes, *Journal of Econometrics,* 66, 225 - 250.

Toyne, C. (2002). Inventories and Commodity Price Volatility: A Test of the Theory of Storage. *46th Annual Conference of AARES,* 13-15 Available from: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/125169/2/Toyne.pdf.

Treynor, J. L. (1962). Toward a Theory of Market Value of Risky Assets. *Robert A. Korajczyk (Editor) London: Risk Books*, 15-22.

Tursoy, T., Nil, G. & Rjoub, H. (2009). The effects of macroeconomic factors on stock returns: Istanbul stock market. *Studies in economics and Finance,* 26(1), 36 - 45.

Tversky, A. & Kahneman D. (1992) Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297-323.

Tversky, A. & Kahneman D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science,* 185, 1124-1131.

Ujunwa, A., Salami, O. P. & Umar, H. A. (2011). The global financial crisis: Realities and implications for Nigerian capital market. *American Journal of Social and Management Sciences,* 2(3), 341 - 347.

Ulrich, O. (2009). Energy prices,volatility and the stock market: Evidence from the Eurozone. *Energy Policy*, 37(9), 5787–5795.

UNCTAD (2011). United Nations Conferences on trade and development. Publishing Service, United Nations, Geneva.

UNCTAD (2012). United Nations Conferences on trade and development. *Publishing Service*, United Nations, Geneva.

Ushad, S. A., Fowdar, S., Sannassee, R., & Jowaheer, M. (2008). Return distributions: evidence from emerging African stock exchanges. *The Icfai University Journal of Financial Economics,* 6(3), 41 - 52.

Vo, D. H., Huynh, S. V., Vo A. T. & Ha D. T-T. (2019). The Importance of the Financial Derivatives Markets to Economic Development in the World's Four Major Economies. *Journal of Risk and Financial Management*, 12 (35), 1-18.

Waemustafa, W. & Sukri, S. (2016). Systematic and Unsystematic Risk Determinants of Liquidity Risk Between Islamic and Conventional Banks. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4), 1321-1327.

Wakilat, O. B., Jauhari B. D., Sallahuddin B. H. (2016). Long run impacts of interest rate liberalization on stock market development. Social and Behavioral Sciences, 21(6), 26-133.

Walter, R. et al.(2013). Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs). *Publications Office of the European Union*, 3, 64 - 79.

Wang, Y.M, Lin, C. F., and Li Y.H. (2013). The Correlation and Hedging Effects between Commodity and Stock Markets. *Journal of Applied Finance & Banking*, 3(5), 269-297

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709–748.

White, T. I. (1991). Discovering Philosophy. New Jersey: Prentice.

Williams, T. A. (2011). Stock market reaction to selected macroeconomic variables in Nigerian economy, *CBN Journal of Applied Statistics*, 2(1), 61 - 71.

Witt, S., & Dobbins, R. (1979). The markowitz contribution to portfolio theory. *Managerial Finance*, 5(1), 3 - 7.

Wongbangpo, P. & Sharma, S. C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, 13, 27 - 51.

Word Bank Indicators, *http://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.GD.ZS, ngày truy cập 22/02/2022.*

Wright, B. D. & Williams, J. C. (1991). Storage and commodity markets. *Cambridge University Press*, Cambridge.

Yartey, C. & Adjasi, C. (2007). *Stock market development in sub-saharan Africa: critical issues and challenges.* Washington D.C: International Monetary Fund Working Paper Series WP/07/209.

Yerdelen, D., & Perman, H. (2013). Relations of Gender and Socioeconomic Status to Physics Through Metacognition and Self-Efficacy. *The Journal of Educational Research*, 106(4), 280-289.

Youssef, M., & Mokni, K. (2019). Do Crude Oil Prices Drive the Relationship between Stock Markets of Oil- Importing and Oil-Exporting Countries?. *Economies*, 7(3), 70-92.

Yuan, M., & Kuan, M. (2015). Dynamic heterogeneous panel analysis of the correlation between stock prices and exchange rates. *Economic Research*, 28(1), 749-772,

Yuko, H., & Ito, T. (2004). *High frequency contagion between the exchange rate and stock prices.* Cambridge, MA, Working Paper Series, NBER.

Yusoff, M. B., & Febrina, I. (2014). Trade openness, real exchange rate, gross domestic investment and growth in Indonesia. *The Journal of Applied Economic Research,* 8(1), 1 - 13.

Zabid, I.& Bruce, A. (2016). Transmission of Global Commodity Prices to Domestic Producer Prices: A Comprehensive Analysis. *Economics Presentations, Posters and Proceedings*, 33, 1 - 20.

Zaremba, A. (2016). Strategies Based on Momentum and Term Structure in Financialised Commodity Markets. *Business and Economics Research Journal*, 7 (1), 31 - 46.

Zoran, B., Denis, A., & Velimir, S. (2012). The efficient market hypothesis problems with interpretation of empirical tests, *Financial Theory and Practice,* 36(1), 53 - 72.