

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Nguyễn Hoàng** - Đổi mới sáng tạo và tác động đến hiệu quả xuất khẩu: Nghiên cứu thực nghiệm tại các doanh nghiệp Việt Nam. *Mã số: 187.IIEM.11* 3

Innovation and its Impact on Export Performance: An Experimental Study in Vietnamese Enterprises

- 2. Lại Cao Mai Phương, Nguyễn Huỳnh Thanh Trúc, Nguyễn Thị Bích Trâm và Huỳnh Thị Tuyết Trinh** - Tác động của chính sách tiền tệ đến chỉ số giá chứng khoán VN-index. *Mã số: 187.1FiBa.11* 17

Impact of Monetary Policy on Stock Price in Vietnam Stock Market

- 3. Nguyễn Thị Thu Hiền, Hà Thị Cẩm Vân và Trần Kim Anh** - Tác động của chất lượng thể chế đến năng suất yếu tố tổng hợp của các doanh nghiệp ở Việt Nam. *Mã số: 187.ISMET.11* 33

The impact of institutional quality on total factor productivity of enterprises in Vietnam

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 4. Phạm Đức Hiếu** - Ảnh hưởng của công bố thông tin nguồn nhân lực tới kết quả tài chính của các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam. *Mã số: 187.2FiBa.21* 48

Impact of Human Resource Information Disclosures on Financial Performance of Listed Companies in Vietnam

- 5. Lê Thị Nhung** - Công bố thông tin trách nhiệm xã hội và chi phí vốn cổ phần: bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp Việt Nam. *Mã số: 187.2FiBa.21* 61
Corporate Social Responsibility Disclosure and Cost of Equity Capital: Empirical Evidence from Vietnamese Enterprises
- 6. Trần Thị Tuyết** - Ảnh hưởng của yếu tố giá trị tiêu dùng đến ý định tiêu dùng ẩm thực đường phố của khách du lịch quốc tế tại Việt Nam. *Mã số: 187.2TRMg.21* 72
Effect of consumption values on international tourists' intention to purchase street food in Vietnam
- 7. Đinh Thị Phương Anh, Đặng Thị Minh Nguyệt và Nguyễn Trần Việt** - Thực trạng hoạt động đầu tư trái phiếu của các ngân hàng thương mại Việt Nam. *Mã số: 187.2FiBa.21* 89
Bond Investment Activities of Commercial Banks in Vietnam

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 8. Mai Thanh Lan và Tạ Huy Hùng** - Nghiên cứu ảnh hưởng của môi trường đại học, động lực khởi nghiệp tới ý định và hành vi khởi nghiệp của sinh viên Việt Nam. *Mã số: 187.3OMIs.31* 103
Impact of Entrepreneurial Motivation, University Environment on Entrepreneurial Intention and Entrepreneurial Behavior

TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ ĐẾN CHỈ SỐ GIÁ CHỨNG KHOÁN VN-INDEX

Lại Cao Mai Phương*

Email: laicaomaiphuong@iuh.edu.vn

Nguyễn Huỳnh Thanh Trúc*

Email: 19488931.truc@student.iuh.edu.vn

Nguyễn Thị Bích Trâm*

Email: 19492581.tram@student.iuh.edu.vn

Huỳnh Thị Tuyết Trinh*

Email: 19495521.trinh@student.iuh.edu.vn

*Trường Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh

Ngày nhận: 26/11/2023

Ngày nhận lại: 19/01/2024

Ngày duyệt đăng: 22/02/2024

Bài viết nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ (CSTT) đến chỉ số VN-Index trên thị trường Chứng khoán (TTCK) Việt Nam giai đoạn 2009 - 2022 bằng mô hình VAR dạng cấu trúc (Structural VAR - SVAR). Thông qua 7 yếu tố tác động bao gồm: cung tiền (M2), lãi suất (IR), lãi suất Liên bang Mỹ (FED), giá dầu WTI (OILWTI), chỉ số sản xuất công nghiệp (IPI), chỉ số giá tiêu dùng (CPI), tỷ giá (EX) đến TTCK Việt Nam (VNI). Kết quả nghiên cứu cho thấy tăng M2 hỗ trợ làm tăng giá chứng khoán trong khi tăng IR lại có tác động xấu đáng kể đến TTCK. Bên cạnh đó, IPI, CPI và EX có tác động ngược chiều đến TTCK Việt Nam. Kết quả này hàm ý rằng các nhà hoạch định chính sách cần vận dụng CSTT linh hoạt ứng với mục tiêu kinh tế của từng thời kì khác nhau nhằm hỗ trợ phát triển TTCK. Các nhà đầu tư nên quan tâm sự thay đổi của CSTT để đầu tư hiệu quả hơn.

Từ khóa: Lãi suất, cung tiền, giá dầu, lạm phát, tỷ giá, SVAR.

JEL Classifications: E44, G14, O16.

DOI: 10.54404/JTS.2024.187V.02

1. Giới thiệu

Năm 1998, TTCK Việt Nam được ra mắt chính thức theo Nghị định Số 48/CP của Chính phủ. Đến nay, với tuổi đời hơn 20 năm thành lập và phát triển, tháng 12/2022, TTCK Việt Nam có tổng giá trị vốn hóa là 6,969,237 tỷ đồng với 744 doanh nghiệp đã được niêm yết (Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, 2023). Mặc dù được nhận định còn “non trẻ” so với các TTCK lâu đời và lớn nhất thế giới như Trung Quốc, Mỹ,... tuy vậy TTCK

Việt Nam đã trải qua nhiều thăng trầm trong quá khứ (Trịnh Thị Hoa Mai, 2003). Gần đây là tác động tiêu cực của dịch bệnh Covid-19 bùng phát từ Vũ Hán, Trung Quốc vào năm 2019 (Trang, Trang, Binh, & Anh, 2017). Trong cả hai giai đoạn này, nhiều nhà đầu tư tổ chức (đặc biệt là doanh nghiệp) và nhà đầu tư cá nhân đã chịu tổn thất trên TTCK (Phạm Minh Chính & Vương Quân Hoàng, 2009) khi thị trường liên tục rơi vào trạng thái tiêu cực trong các phiên giao dịch, hầu

hết những chỉ số trên TTCK đều giảm điểm liên tục, trong đó có chỉ số VN-Index, tác động không nhỏ tới toàn bộ hệ thống thanh khoản của TTCK (Trang, Trang, Binh, & Anh, 2017). Bên cạnh đó, CSTT trong các giai đoạn này cũng thay đổi trong cách thức điều hành với mục tiêu hàng đầu là ổn định lạm phát và tăng trưởng GDP (Đặng Thị Quỳnh Anh, 2018). Các biện pháp như tăng mạnh lãi suất giai đoạn 2009 - 2011 từ 7% lên 14%, giai đoạn 2020 - 2022 là 6% xuống 4% điều này cho thấy các nhà quản lý chính sách đã hành động cẩn trọng hơn trong việc điều chỉnh lãi suất nhằm hỗ trợ nền kinh tế khỏi tình trạng khủng hoảng (Nguyen, Le, Thalassinou, & Trieu, 2022). Vì vậy, câu hỏi đặt ra là “CSTT có thực sự tác động tới TTCK?”. Trên thực tế, có nhiều nghiên cứu trên thế giới cho thấy các yếu tố vĩ mô và công cụ CSTT tác động đến thị trường chứng khoán (Bissoon, Seetana, Bhattu-Babajee, Gopy-Ramdhany, & Seeta, 2016); (Eita, 2012). Với mong muốn mang lại cái nhìn tổng quát hơn về chính sách tiền tệ và thị trường chứng khoán, bài viết này nghiên cứu tác động của CSTT đến TTCK Việt Nam trong giai đoạn 2009 - 2022.

Bố cục bài viết gồm năm phần. Phần tiếp theo là phần 2 sẽ trình bày về cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm. Các giả thuyết, mô hình và dữ liệu nghiên cứu được trình bày trong phần 3 “Phương pháp nghiên cứu”. Phần 4 trình bày kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu. Kết luận và các khuyến nghị được trình bày ở phần 5 của bài báo.

2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu

- Lý thuyết thị trường hiệu quả

Theo (Fama, 1970), những thông tin có sẵn sẽ được phản ánh trực tiếp lên giá cổ phiếu, bao gồm cả thông tin riêng tư và công khai, do đó TTCK được coi là hiệu quả, không có cơ hội kiếm lời vượt mức từ việc tìm ra những cổ phiếu bị định

giá sai lệch (Đặng Thị Quỳnh Anh, 2018). Một thị trường được cho là hiệu quả nếu giá cả điều chỉnh nhanh chóng và ở mức trung bình, không thiên lệch với thông tin mới (Clarke, Jandik, & Mandelker, 2001). Với lý thuyết này thì các mã chứng khoán sẽ được mua bán trao đổi ngang giá trên các sàn giao dịch chứng khoán và do đó nhà đầu tư sẽ không có cơ hội để mua ép giá hoặc thổi phồng mức giá khi bán (Vũ Thị Minh Luận, 2010). Bên cạnh đó, theo (Tien, Jose, Ullah, & Thang, 2021), lý thuyết thị trường hiệu quả của Fama (1997) cho rằng các nhà hoạch định chính sách có thể chủ động thực hiện các chính sách vĩ mô quốc gia bởi vì các chính sách này đều nhanh chóng phản ánh vào giá trên thị trường chứng khoán.

- Lý thuyết số lượng tiền tệ:

Dựa trên lý thuyết số lượng tiền tệ của (Brunner, 1961), (Friedman & Schwartz, Money and Business Cycles, 1965) cho rằng một hoặc nhiều danh mục đầu tư sẽ chịu tác động của CSTT thông qua sự thay đổi giá cổ phiếu, từ đó nhà đầu tư có thể lựa chọn được danh mục tiềm năng mang lại suất sinh lời mong đợi. Bởi ảnh hưởng của hiệu ứng của cải, khi NHNN nới lỏng CSTT (mở rộng cung tiền), các nhà đầu tư đang nắm giữ các tài sản khác nhau trong danh mục sẽ chuyển mục tiêu sang nắm giữ các tài sản có mức lợi nhuận tương lai cao hơn (bao gồm cổ phiếu) thay vì nắm giữ tiền, nhu cầu cổ phiếu từ phản ứng trên của nhà đầu tư sẽ đẩy giá cổ phiếu lên (Đặng Thị Quỳnh Anh, 2018).

Cung tiền \uparrow \rightarrow do tác động của hiệu ứng của cải \rightarrow cầu cổ phiếu \uparrow \rightarrow giá cổ phiếu \uparrow

Công cụ cung tiền là lượng tiền được đưa vào nền kinh tế nhằm cung ứng các nhu cầu như phương tiện thanh toán, nhu cầu cất trữ (Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy Dương, 2015). Thông thường, các nhà nghiên cứu cho rằng cung tiền tương quan thuận với giá cổ phiếu trên TTCK, (Bùi Kim Yến & Nguyễn Thái Sơn, 2014) lập

luận rằng khi NHNN áp dụng nới lỏng cung tiền tạo điều kiện kích thích nền kinh tế kéo theo TTCK có thể tăng trong tương lai.

Chính sách tiền tệ (CSTT): là công cụ đặc lực của NHTW với những tác động nhất định đến tình hình hoạt động sản xuất, tiêu dùng, lưu thông tiền tệ trong nền kinh tế, đặc biệt là tăng trưởng của thị trường tài chính (Trần Phương Thảo & Phan Chung Thủy, 2020). Theo (Micossi, 2015), NHNN sử dụng những công cụ như là lãi suất và cung tiền để điều chỉnh CSTT với mục tiêu chính là duy trì sức mạnh cạnh tranh của đồng nội tệ và đó là nền tảng xây dựng một nền kinh tế bền vững (Benigno & Woodford, 2003).

Chỉ số giá chứng khoán: Tại hầu hết mọi TTCK, thị giá cổ phiếu thường được sử dụng làm thước đo cho sự vận động của TTCK (Robiyanto, 2018) và TTCK Việt Nam cũng không ngoại lệ. Những biến động của thị giá có liên kết chặt chẽ tới bối cảnh nền kinh tế chung. Điều ấy được phác họa qua tình hình kết quả hoạt động kinh doanh của các DN được niêm yết và chính sách điều tiết vĩ mô của Nhà nước, từ đó, nhận ra một quy luật rằng: giá chứng khoán tăng đều là dấu hiệu tốt của nền kinh tế, ngược lại, sự chao đảo của thị trường và các biến động mạnh của chỉ số chứng khoán theo hướng xấu là biểu hiện của một thời kỳ suy thoái (Trịnh Thị Hoa Mai, 2003).

2.2. Phát triển các giả thuyết nghiên cứu

Cung tiền: Cung tiền và giá cổ phiếu có mối quan hệ cùng chiều (Bissoo, Seetana, Bhattu-Babajee, Gopy-Ramdhany, & Seetah, 2016) hay cung tiền tác động tích cực đến thị trường chứng khoán (Hussain, Aamir, Rasool, Fayyaz, & Mumtaz, 2012). Bằng phương pháp VECM, (Eita, 2012) xác nhận được kết quả về mối tương quan thuận của hai biến này được tìm thấy trên thị trường chứng khoán Namibia. Tuy nhiên, nghiên cứu của (Oluseyi, 2015) trong giai đoạn 1/1990 đến tháng 12/2014 tại Nigeria với mô hình VAR-Granger Causality lại cho rằng cung tiền không

liên quan đáng kể đến giá TTCK. (Nguyễn Thị Như Quỳnh & Võ Thị Hương Linh, 2019) đưa ra kết quả rằng có mối quan hệ cùng chiều giữa cung tiền và VN-Index. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy trong các nghiên cứu, gồm: (Lê Hồ An Châu & cộng sự, 2018), (Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy Dương, 2015). Dựa trên những nghiên cứu trong nước và nước ngoài, bài viết đưa ra giả thuyết H₁ như sau:

H₁: Cung tiền tác động tích cực đến giá cổ phiếu trên TTCK

Lãi suất: Sử dụng phương pháp VECM đã khẳng định lãi suất tác động ngược chiều đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu cả trong ngắn hạn và dài hạn tại thị trường chứng khoán Mauritius (Bissoo, Seetana, Bhattu-Babajee, Gopy-Ramdhany, & Seetah, 2016). Nghiên cứu TTCK Pakistan, (Chang, Meo, Syed, & Abro, 2019) cũng cho kết luận tương tự. Đồng tình với kết quả trên, (Eita, 2012) và (Ioannidis & Kontonikas, 2006) cũng tìm thấy mối quan hệ nghịch biến giữa hai biến này trên TTCK Namibia và Mỹ. Tuy nhiên, lãi suất tác động tích cực đến TTCK được tìm thấy trong một số nghiên cứu (Oluseyi, 2015); (Hussain, Aamir, Rasool, Fayyaz, & Mumtaz, 2012). Tại Việt Nam, nhìn chung, lãi suất có tương quan âm với VN-Index (Duy, 2016) nhưng tác động của nó đến TTCK trong ngắn hạn và dài hạn hoàn toàn khác nhau (Thanh, Thuy, Anh, Thi, & Trung, 2017). Nếu trong ngắn hạn, mối quan hệ ấy là tích cực thì dài hạn lại là tiêu cực. Ngoài ra, (Nguyễn Thị Như Quỳnh & Võ Thị Hương Linh, 2019), (Duy, 2016) cũng khẳng định lãi suất cao làm giảm hiệu quả của TTCK Việt Nam. Do đó, bài viết đề xuất giả thuyết H₂ như sau:

H₂: Lãi suất tác động tiêu cực đến giá cổ phiếu trên TTCK

Chỉ số sản xuất công nghiệp (IPI): Nghiên cứu của (Chang, Meo, Syed, & Abro, 2019) tại Pakistan bằng mô hình ARDL, phản ánh sản lượng công nghiệp - IPI ảnh hưởng tích cực đến

giá chứng khoán. Cùng quan điểm với (Chang, Meo, Syed, & Abro, 2019), còn có (Hsing, 2013). Trái lại nhận định trên, theo (Hussain, Aamir, Rasool, Fayyaz, & Mumtaz, 2012), dùng dữ liệu từ 1/2001 - 12/2010, (Hasan & Nasir, 2008) với dữ liệu nghiên cứu từ tháng 6/1998 - 6/2008 và (Brahmasrene & Jiranyakul, 2007) cho thấy IPI ảnh hưởng không đáng kể đến giá cổ phiếu. Tại Việt Nam, nghiên cứu của (Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy Dương, 2015), (Duong Ngọc Mai Phương & cộng sự, 2015), (Duy, 2016) phản ánh chỉ số IPI và giá chứng khoán tác động cùng chiều với nhau. Do đó, bài viết đưa ra giả thuyết H3 như sau:

H₃: Chỉ số sản xuất công nghiệp tác động tích cực đến giá cổ phiếu trên TTCK

Lạm phát/Chỉ số giá tiêu dùng (CPI): Theo bài báo đánh giá CSTT ở TTCK Ba Lan của (Hsing, 2013), lạm phát (CPI) tác động tiêu cực đến chỉ số TTCK của Ba Lan. Nghiên cứu của (Eita, 2012) cũng chứng minh lạm phát tăng gây ra tác động xấu đến TTCK. Nhận định giống với các bài báo trên còn có (Inegbedion, 2012) với bài nghiên cứu tại Nigeria bằng phương pháp OLS, nghiên cứu của (Hsing, 2013) tại Hoa Kỳ, nghiên cứu của (Brahmasrene & Jiranyakul, 2007) với phép thử Phillips & Perron (PP) tại Thái Lan. Khác với quan điểm trên, (Chang, Meo, Syed, & Abro, 2019) với mô hình ARDL cho rằng CPI là tích cực. Bên cạnh đó, với mô hình VAR-Granger và được nghiên cứu tại TTCK Nigeria, nghiên cứu của (Oluseyi, 2015) lại cho rằng CPI không tác động nhiều đến sự biến động chỉ số chứng khoán và (Hasan & Nasir, 2008) cũng đồng ý kiến với kết luận trên qua phương pháp ARDL. Bài nghiên cứu của (Duong Ngọc Mai Phương & cộng sự, 2015) đã phân tích tác động của CSTT đến TTCK dựa trên phương pháp SVAR, chỉ ra CPI và giá chứng khoán có quan hệ ngược chiều nhau. Nghiên cứu tại sàn HoSE thực hiện bằng phương pháp ADF, (Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy

Duong, 2015) đưa ra kết quả tương đồng. Ngoài ra, nghiên cứu của (Thanh, Thuy, Anh, Thi, & Trương, 2017), (Duy, 2016) cũng chứng minh CPI có tác động xấu tới TTCK. Dựa trên cơ sở các nghiên cứu trước, giả thuyết H₄ được đề ra như sau:

H₄: Chỉ số giá tiêu dùng tác động tiêu cực đến giá cổ phiếu trên TTCK

Tỷ giá: Bài báo đánh giá CSTT ở TTCK Ba Lan của (Hsing, 2013) kết luận rằng chỉ số TTCK của Ba Lan bị ảnh hưởng tiêu cực bởi tỷ giá. Cùng quan điểm với (Hsing, 2013) còn có (Inegbedion, 2012), (Chang, Meo, Syed, & Abro, 2019) và (Brahmasrene & Jiranyakul, 2007). Tuy nhiên, bài báo của (Oluseyi, 2015) thấy được tỷ giá hối đoái hỗ trợ cho sự phát triển TTCK. Tỷ giá có thể tác động cùng chiều đến TTCK Việt Nam (Lê Hồ An Châu & cộng sự, 2018) nhưng nó cũng có thể có mối tương quan âm với TTCK (Nguyễn Thị Như Quỳnh & Võ Thị Hương Linh, 2019); (Duy, 2016). Từ đó, giả thuyết H₅ về tỷ giá được đưa ra như sau:

H₅: Tỷ giá tác động tiêu cực đến giá cổ phiếu trên TTCK

Giá dầu và lãi suất của cục dự trữ liên bang Mỹ (FED): Nghiên cứu của (Li, İscan, & Xu, 2010) đã chứng tỏ tác động tiêu cực của giá dầu đến thị trường ở Hoa Kỳ và Canada. Cùng quan điểm trên, nghiên cứu của (Brahmasrene & Jiranyakul, 2007) tại TTCK Thái Lan cho rằng giá dầu thế giới tăng dẫn đến TTCK giảm. Ngược lại, (Tien, Jose, Ullah, & Thang, 2021) bằng phương pháp ADLR, kết quả được đưa ra là giá dầu có tác động dương đến TTCK Việt Nam giai đoạn Covid-19. Khác với kết luận trên, (Hasan & Nasir, 2008) bằng phương pháp ARDL tại TTCK Pakistan lại cho rằng giá dầu không tác động đến TTCK. Giá dầu tác động đến TTCK có sự khác biệt qua các thời kỳ nhưng hầu hết là tác động tiêu cực (Thanh, Thuy, Anh, Thi, & Trương, 2017). (Tang, Luo, Xiong, Zhao, & Zhang, 2013) đã

phân tích tất cả 50 thay đổi CSTT từ ngày 10/08/2006 đến 05/11/2012 tại Trung Quốc, kết quả chỉ ra giá cổ phiếu giảm sau khi tăng lãi suất quỹ của FED, nghĩa là lãi suất tại Hoa Kỳ tác động tiêu cực đến thị trường chứng khoán Trung Quốc. Có thể thấy giá dầu và lãi suất liên bang tại Hoa Kỳ là những yếu tố quan trọng đến thị trường chứng khoán toàn cầu. Do đó, bài viết này sử dụng hai biến này đại diện cho các cú sốc ngoại sinh.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình Structural Vector Autoregression (SVAR) là một mô hình dự báo thống kê nhiều biến, phản ánh mối quan hệ của biến độc lập với các biến phụ thuộc. Mô hình SVAR ban đầu được giới thiệu bởi (Lütkepohl, 2005). Công thức tổng quát mô hình SVAR với biến ngoại sinh là:

Trong đó: Y_t là vector ($n \times 1$) biến nội sinh; A là ma trận ($n \times n$) hệ số tác động cùng thời điểm của các biến nội sinh; β_0 là vector ($n \times 1$) của hệ số chặn; $\beta_i (i = 1, 2, 3 \dots p)$ là ma trận ($n \times n$) hệ số tác động của các biến nội sinh trễ; Y_{t-1} : ma

$$AY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \Psi X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

trận ($n \times n$) các biến nội sinh trễ; X_t là vector biến ngoại sinh; Ψ là vector hệ số của các biến ngoại sinh; ε_t là vector ($n \times 1$) sai số (hay còn gọi là nhiễu trắng).

Lấy hai vế của (1) nhân với A^{-1} :

Với $C = A^{-1}\beta_0$ là vector hằng số; $\Gamma_i = A^{-1}\beta_i$; và $\mu_t = A^{-1}\varepsilon_t$ là vector ($n \times 1$) của sai số có trung bình bằng không, phương sai

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{41} & \Phi_{42} & \Phi_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{51} & \Phi_{52} & \Phi_{53} & \Phi_{54} & 1 & \Phi_{55} & 0 & 0 & 0 \\ \Phi_{61} & 0 & 0 & \Phi_{64} & \Phi_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Phi_{72} & 0 & 0 & \Phi_{75} & \Phi_{76} & 1 & 0 & 0 \\ \Phi_{81} & \Phi_{82} & \Phi_{83} & \Phi_{84} & \Phi_{85} & \Phi_{86} & \Phi_{87} & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{66} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{77} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{88} & 0 \end{pmatrix}$$

không đổi và không tương quan chuỗi với tất cả các biến số ở vế phải mô hình.

$$Y_{ijt} = K_{ijt}^\alpha (A_{ijt}L_{ijt})^{(1-\alpha)} \quad (2)$$

- Định dạng cú sốc theo mô hình SVAR: Mô hình SVAR cho phép các nhà nghiên cứu đo lường ảnh hưởng của các cú sốc đến giá cổ phiếu bằng cách xác định các mức độ thay đổi và tương quan giữa các yếu tố tác động trong TTCK. Từ đó, mô hình SVAR mang tính thực tiễn cao và có thể áp dụng vào thực tế cũng như đưa ra các kết luận quan trọng trong lĩnh vực tài chính và kinh tế (Kim & Roubini, 2000). Dựa theo nghiên cứu của (Li, İşcan, & Xu, 2010); (Đặng Thị Quỳnh Anh, 2018); (Lê Hồ An Châu & cộng sự, 2018) thiết lập mô hình tiêu chuẩn được viết dưới dạng (công thức 3 và 4):

Dựa vào kết quả chạy mô hình SVAR, có 8 biến phụ thuộc bao gồm: Lãi suất Liên bang Mỹ (FED) và giá dầu thế giới (OILWTI) đại diện cho cú sốc ngoại sinh; CSTT gồm cung tiền (M2) và lãi suất (IR); các biến vĩ mô gồm CPI, IPI và EX; biến chỉ số giá cổ phiếu - đại diện là VN-Index (VNI). Thứ tự các biến dựa trên bài nghiên cứu

$$\mu_t = \begin{pmatrix} \mu_t^{FED} \\ \mu_t^{OILWTI} \\ \mu_t^{IPI} \\ \mu_t^{CPI} \\ \mu_t^{M2} \\ \mu_t^{IR} \\ \mu_t^{EX} \\ \mu_t^{VNI} \end{pmatrix} \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{FED} \\ \mu_t^{OILWTI} \\ \varepsilon_t^{IPI} \\ \varepsilon_t^{CPI} \\ \varepsilon_t^{M2} \\ \varepsilon_t^{IR} \\ \varepsilon_t^{EX} \\ \varepsilon_t^{VNI} \end{pmatrix} \quad (4)$$

của (Đặng Thị Quỳnh Anh, 2018); (Lê Hồ An Châu & cộng sự, 2018); (Dương Ngọc Mai Phương & cộng sự, 2015), ta được: FED ® OILWTI ® IPI ® CPI ® M2 ® IR ® EX ® VNI.

Mô hình hồi quy VAR cấu trúc (SVAR) được vận dụng để trình bày kết quả nghiên cứu, phân tích các cú sốc tác động tới các yếu tố CSTT và từ đó ảnh hưởng đến giá cổ phiếu trên TTCK Việt Nam (Kilian & Park, 2009). Nhằm đảm bảo tính hiệu quả cũng như tính chính xác của mô hình và bộ dữ liệu đầu vào, sử dụng kiểm định Dickey-Fuller (ADF) và Phillips-Perrons (PP). Ngoài ra, thực hiện mô tả dữ liệu, lựa chọn độ trễ, kiểm tra

tự tương quan phần dư cũng như kiểm tra sự phù hợp của mô hình nhằm đem lại độ tin cậy và chính xác cao.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Bộ dữ liệu được thu thập từ tháng 1/2009 đến tháng 12/2022 với các thông tin chi tiết được trình bày ở bảng 1. Đây là giai đoạn nền kinh tế nước nhà phải trải qua tác động tiêu cực từ cuộc khủng hoảng kinh tế giai đoạn 2009 - 2011 và ảnh hưởng dịch bệnh Covid-19 tới gánh nặng y tế, xã hội, sản xuất. Bài viết được hồi quy bằng phần mềm Eview10.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bảng 1: Tổng hợp các biến số được sử dụng trong mô hình nguồn dữ liệu

| Ký hiệu | Cách tính | Nguồn |
|------------------------|---|---|
| Biến phụ thuộc | | |
| VNI | Logarit tự nhiên của giá trị trung bình chỉ số VN - Index các ngày có phiên giao dịch trong tháng | HoSE (Sở Giao dịch Chứng khoán TP. HCM) |
| Biến độc lập | | |
| M2 | Logarit tự nhiên của tăng trưởng cung tiền theo tháng | Vietstock.vn |
| IR | Logarit tự nhiên của trần lãi suất huy động công bố của ngân hàng nhà nước được tính trung bình các ngày trong tháng. | Tradingview.com |
| EX | Logarit tự nhiên của tỷ giá theo tháng | NHNN |
| CPI | Chỉ số tiêu dùng theo tháng | ARIC |
| IPI | Logarit tự nhiên của chỉ số sản xuất công nghiệp theo tháng | ARIC |
| Biến ngoại sinh | | |
| OILWTI | Logarit tự nhiên của giá dầu thế giới theo tháng | Tradingview.com |
| FED | Logarit tự nhiên của lãi suất vốn liên bang Mỹ theo tháng | Macrotrends.com |

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp)

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan biến này.

Bảng 3 cho thấy tương quan giữa các cặp biến độc lập đều nằm trong khoảng từ -0,6 đến +0,6 do đó không có hiện tượng đa cộng tuyến giữa các

4.2. Tính dừng và sai phân của các biến số

Theo kết quả của bảng 4, các chuỗi gồm logIPI, logEX có tính dừng ở bậc gốc, trừ chuỗi

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến trong mô hình SVAR

| | FED | OIL WTI | IPI | CPI | M2 | IR | EX | VNI |
|---------------------------|--------|------------|---------|---------|--------|--------|----------|----------|
| Trung bình | 0.5957 | 70.7258 | 0.0810 | 0.0544 | 0.1064 | 0.0711 | 21473.02 | 732.564 |
| Lớn nhất | 4.33 | 115.26 | 0.27935 | 0.23015 | 0.4037 | 0.15 | 23695 | 1499.541 |
| Nhỏ nhất | 0.04 | 19.045 | -0.101 | -0.0098 | 0.0025 | 0.04 | 16937 | 253.251 |
| Độ lệch chuẩn | 0.8718 | 22.1945 | 0.0555 | 0.0496 | 0.0902 | 0.0261 | 1760.208 | 306.4393 |
| Hệ số bất đối xứng | 1.8157 | 0.0343 | -0.1052 | 1.8452 | 1.3467 | 1.5238 | -1.1376 | 0.7910 |
| Độ nhọn | 5.6921 | 1.9050 | 6.0029 | 6.0877 | 4.2705 | 5.1881 | 3.6042 | 2.6235 |
| P-value | 0.0000 | 0.0148 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.000096 |
| Số quan sát | 168 | 168 | 168 | 168 | 168 | 168 | 168 | 168 |

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Bảng 3: Ma trận tương quan của các biến

| | VNI | M2 | R | FED | IPI | CPI | EX | OILWTI |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|--------|
| VNI | 1 | | | | | | | |
| M2 | -0.4792 | 1 | | | | | | |
| R | -0.0358 | 0.0199 | 1 | | | | | |
| FED | 0.4517 | -0.2604 | -0.0787 | 1 | | | | |
| IPI | 0.0133 | 0.0677 | 0.0351 | 0.0872 | 1 | | | |
| CPI | 0.149 | 0.0679 | -0.0505 | 0.3514 | 0.1052 | 1 | | |
| EX | 0.7227 | -0.5979 | 0.0163 | 0.4439 | 0.1114 | 0.0309 | 1 | |
| OILWTI | -0.1785 | 0.094 | -0.0854 | -0.1375 | -0.1218 | 0.433 | -0.2505 | 1 |

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

logVNI, logIR, logM2, logCPI, logFED là bộ dữ liệu không có tính dừng nên tiếp tục tiến hành kiểm định sai phân bậc 1. Sau khi kết thúc kiểm

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu
4.4.1. Phản ứng của VNI trước các cú sốc CSTT, CPI, IPI và EX

Bảng 4: Kết quả kiểm định ADF và PP

| Biến số | Chuỗi gốc | | Chuỗi sai phân bậc 1 | |
|-----------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | Trị thống kê t (ADF) | Trị thống kê t (PP) | Trị thống kê t (ADF) | Trị thống kê t (PP) |
| LogVNI | -1.389576 | -1.06511 | -9.435005* | -9.07351* |
| LogEX | -3.177074** | -3.61252* | | |
| LogIR | -1.225602 | -1.37998 | -9.550822* | -9.78858* |
| LogM2 | -2.114700 | -5.19565* | -4.291286* | |
| LogIPI | -3.969119* | -8.2248* | | |
| LogCPI | -1.349402 | -2.47935 | -6.459917* | -5.74859* |
| LogOILWTI | -6.454617* | -2.56521 | | -11.0748* |
| LogFED | -1.680577 | -1.36774 | -6.034945* | -13.9322* |

(Ghi chú: *, ** tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5%)
 (Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

định, các chuỗi logVNI, logIR, logM2, logCPI, logFED có tính dừng, phản ánh bộ dữ liệu ổn định và đáng tin cậy.

4.3. Các kiểm định

Sử dụng các tiêu chí khác nhau phụ thuộc vào từng đặc điểm riêng biệt như FPE, AIC, SC và HQ để lựa chọn độ trễ tối ưu. Trong Bảng 5, tiêu chí SC và HQ đều đề nghị sử dụng độ trễ là 1 cho mô hình VAR. Bên cạnh đó, Bảng 6 cho thấy sự tăng giảm thất thường của giá trị p-value hay nói cách khác là không có một xu hướng rõ ràng về sự thay đổi p-value tương ứng ý nghĩa là không có sự tự tương quan giữa các phần dư trong mô hình với độ trễ 1. Đồng thời, Hình 1 cho thấy các biến (biểu thị bằng các dấu chấm) đều nằm trong vòng tròn đơn vị. Điều đó khẳng định mô hình phù hợp cũng như đảm bảo được sự ổn định cần thiết cho các biến số trong cú sốc.

Theo cú sốc từ hình 2a, khi chịu tác động tăng một đơn vị độ lệch chuẩn của M2, VNI phản ứng tăng mạnh 5.12% sau 2 kỳ và sau 8 kỳ giảm 5.11% về mức cân bằng. Điều này chứng tỏ rằng khi NHNN nới lỏng CSTT thì TTCK tăng bởi chính sách này có thể tăng cung tiền, từ đó có thể giảm lãi suất hoặc cả hai. Chính sách này dẫn tới giảm chi phí sử dụng vốn vay, tạo thuận lợi gia tăng lợi nhuận, từ đó kích thích hoạt động đầu tư, qua đó làm VNI tăng trưởng. Kết quả này ủng hộ cho nghiên cứu của (Bùi Kim Yên & Nguyễn Thái Sơn, 2014). Cú sốc này cũng phù hợp với lý thuyết số lượng tiền tệ, khi nhà đầu tư nhận thức được mức sinh lời cao hơn sẽ chuyển từ nắm giữ tiền sang nắm giữ các tài sản tài chính như cổ phiếu, do đó thúc đẩy tăng giá cổ phiếu trên TTCK. Kết luận này ứng với giả thuyết H₁ và tương tự (Hussain, Aamir, Rasool, Fayyaz, &

Bảng 5: Xác định độ trễ tối ưu của mô hình SVAR

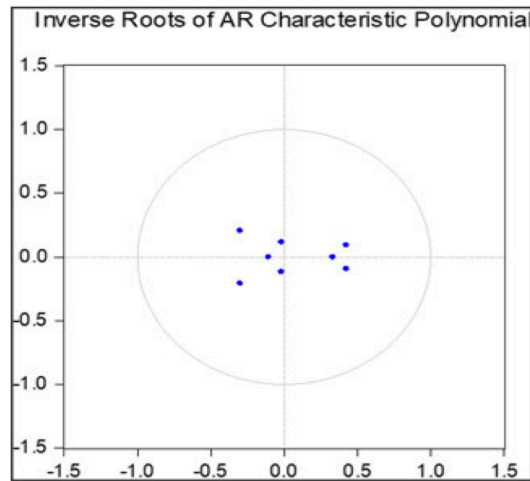
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 403.2276 | NA | 1.56E-14 | -9.085691 | -8.858941* | -8.994386 |
| 1 | 509.5365 | 190.6229 | 5.95e-15* | -10.05831 | -8.01756 | -9.236563* |
| 2 | 567.9704 | 94.03158 | 7.00E-15 | -9.930354 | -6.0756 | -8.378164 |
| 3 | 630.3425 | 88.89814* | 7.97E-15 | -9.892931 | -4.22418 | -7.610298 |
| 4 | 677.743 | 58.84205 | 1.41E-14 | -9.511334 | -2.02858 | -6.498259 |
| 5 | 755.4183 | 82.13939 | 1.43E-14 | -9.825708 | -0.52895 | -6.082191 |
| 6 | 819.6424 | 56.10383 | 2.44E-14 | -9.830861 | 1.279898 | -5.356901 |
| 7 | 894.4514 | 51.59238 | 4.57E-14 | -10.07934 | 2.845418 | -4.87494 |
| 8 | 1013.082 | 59.99704 | 5.51E-14 | -11.33522* | 3.403545 | -5.400371 |

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Bảng 6: Kiểm định tự tương quan chuỗi phần dư

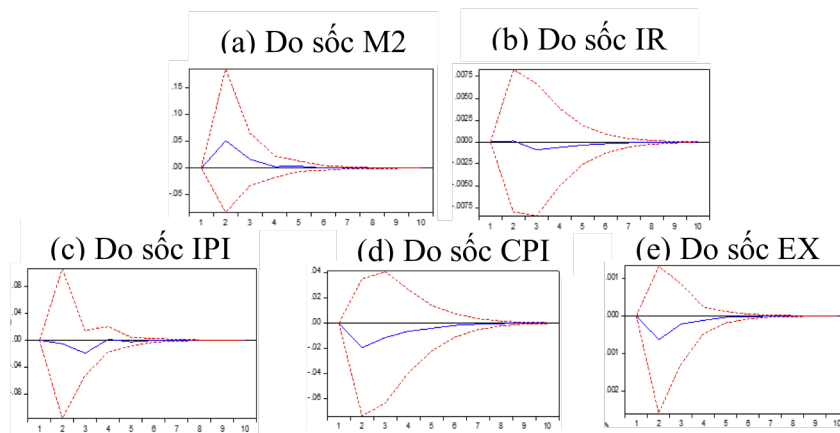
| Lag | LRE* stat | Df | Prob. |
|-----|-----------|----|--------|
| 1 | 74.98707 | 64 | 0.1639 |
| 2 | 67.21496 | 64 | 0.3676 |
| 3 | 96.33286 | 64 | 0.0056 |
| 4 | 54.95935 | 64 | 0.7824 |
| 5 | 43.58383 | 64 | 0.9763 |
| 6 | 94.99464 | 64 | 0.0072 |
| 7 | 50.1020 | 64 | 0.8981 |
| 8 | 75.2048 | 64 | 0.1596 |
| 9 | 82.3622 | 64 | 0.0609 |
| 10 | 77.6164 | 64 | 0.1179 |
| 11 | 42.53482 | 64 | 0.9823 |
| 12 | 175.8021 | 64 | 0.0000 |

(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)



(Nguồn: Nhóm tác giả tính toán)

Hình 1: Tính ổn định của mô hình



Hình 2: Phản ứng tích lũy của VNI trước cú sốc của các biên số trong mô hình

Mumtaz, 2012).

Hình 2b cho thấy khi có cú sốc IR làm VNI giảm chậm với mức tích lũy 0.09% sau 3 kỳ. Nếu CSTT thắt chặt bằng cách tăng lãi suất thì lãi suất cho vay của các NHTM tăng từ đó làm hạn chế hoạt động tín dụng của ngân hàng (cung nguồn tiền ra thị trường thông qua hoạt động cho vay). Nguồn vốn đầu tư hạn chế dẫn tới hoạt động đầu tư gặp nhiều khó khăn. Kết hợp với bối cảnh kinh tế tiêu cực (thường xảy ra khi CSTT thắt chặt) dẫn tới TTCK giảm điểm. Mặt khác, trước áp lực về vốn, nhà đầu tư trở nên e ngại hơn và có kỳ

vọng không khả quan về lợi nhuận của DN trong tương lai. Đồng thời, khi lãi suất tăng sẽ làm chuyển dịch nguồn vốn từ TTCK đầy rủi ro sang kênh đầu tư khác rủi ro thấp hơn là gửi tiền tiết kiệm vào ngân hàng, từ đó làm giá chứng khoán giảm. Kết quả này tương ứng giả thuyết H_2 và giống với phát hiện của (Chang, Meo, Syed, & Abro, 2019); (Eita, 2012); (Duy, 2016). Cú sốc hình 2b phù hợp với TTCK giai đoạn hậu khủng hoảng giai đoạn 2009-2011, NHNN liên tục tăng lãi suất (trong đó lãi suất tái cấp vốn tăng từ 7% lên 12%) để kiềm hãm lạm phát khiến các DN

gặp khó khăn (Ha & Pham, 2013) và làm TTCK Việt Nam giảm sâu, trở thành một trong những thị trường giảm điểm nhất thế giới vào năm 2011 (Bùi Kim Yên & Nguyễn Thái Sơn, 2014).

Cú sốc từ IPI (hình 2c), VNI không tăng ngay tháng đầu mà giảm trong 1 kỳ với mức giảm 1.41% rồi tăng dần và đạt mức cân bằng ở những kỳ sau đó. Tức là trong ngắn hạn, VNI phản ứng ngược chiều, nhưng trong dài hạn tác động IPI đến VNI là không đáng kể. Kết quả phù hợp với (Hussain, Aamir, Rasool, Fayyaz, & Mumtaz, 2012); (Brahmasrene & Jiranyakul, 2007) cho rằng cú sốc sản lượng ảnh hưởng tiêu cực và phù hợp với giả thuyết H₃. Tuy vậy, phản ứng này có điểm bất đồng với lý thuyết thông thường khi IPI tăng sẽ làm giá cổ phiếu tăng và có sự khác biệt với nghiên cứu của (Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy Dương, 2015), (Đặng Thị Quỳnh Anh, 2018), (Hsing, 2013). Điều này được giải thích bởi việc cung ứng hàng hóa duy trì ổn định hay có mức tăng trưởng nhưng tình hình kinh tế không lạc quan trong ngắn hạn có thể làm sản phẩm khó tiêu thụ được dẫn tới kiệt quệ tài chính. Lúc này, DN loại bỏ ý định mở rộng sản xuất bởi duy trì sự tồn tại của DN đã là một thách thức lớn (Hussain, Aamir, Rasool, Fayyaz, & Mumtaz, 2012), từ đó dẫn đến nguồn doanh thu khó khăn gián tiếp làm suy giảm giá chứng khoán. Bên cạnh đó trong dài hạn, tác động của sốc sản lượng đối với VNI là không đáng kể, giống với mức cân bằng mới phù hợp với kết quả của (Hasan & Nasir, 2008).

Cú sốc lạm phát đóng vai trò là nhân tố quan trọng trong việc hình thành giá trị của VNI trên TTCK. Theo hình 2d khi có cú sốc CPI xảy ra, VNI đã phản ứng giảm từ kỳ 2 là 1.94% và sau 6 kỳ là 1.75%. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H₄. Do khi lạm phát tăng sẽ làm tăng giá nguyên vật liệu, chi phí đầu vào tăng khiến lợi nhuận của DN xu hướng giảm. Nhà đầu tư sẽ thường nhìn nhận lợi nhuận thấp do DN chưa hoạt động hiệu quả. Từ đó bàng quan với việc trở thành cổ đông

công ty và kết quả giá cổ phiếu của công ty giảm. Bên cạnh đó, thị trường hấp thụ những thông tin vĩ mô thay đổi nhưng không phản ứng ngay mà có độ trễ nhất định, cho thấy đối với CPI - đại diện lạm phát không hoàn toàn phản ứng theo lý thuyết thị trường hiệu quả, nơi mà các thông tin được phản ánh ngay lập tức và chính xác. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu của (Dương Ngọc Mai Phương & cộng sự, 2015); (Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy Dương, 2015); (Eita, 2012).

Theo hình 2e, khi tỷ giá sốc VNI đã làm VNI có phản ứng giảm sau 2 kỳ và 4 kỳ với mức tích lũy lần lượt là 0.06% và 0.05%, trùng với kết quả nghiên cứu của (Duy, 2016), (Hsing, 2013), (Inegbedion, 2012), (Brahmasrene & Jiranyakul, 2007) và phù hợp với giả thuyết H₅. Tức là tỷ giá (VND/USD) tăng biểu thị đồng USD tăng giá trong khi đồng VND giảm giá, qua đó, cơ hội giao dịch của nhà đầu tư ở thị trường ngoại hối cao hơn là TTCK trong nước bởi khi có lợi ở thị trường nước ngoài, nhà đầu tư có thể đổi ra nhiều đồng VND hơn.

4.4.2. Phân rã phương sai

Kết quả phân rã phương sai biến VNI phản ánh VNI chịu cú sốc từ chính nó 92.15% và các biến CSTT ảnh hưởng ngay lập tức đến chỉ số giá chứng khoán ở kỳ đầu tiên đạt mức độ 3.81%. Song song đó, biến ngoại sinh và vĩ mô cũng tác động lần lượt là 1.92% và 2.12%. Điều này cho thấy rằng tình hình quốc tế rất quan trọng và đóng góp vào sự phát triển của chứng khoán Việt Nam. Các kỳ sau, biến đại diện cho CSTT tác động rõ ràng hơn đến TTCK Việt Nam khi được giải thích ở mức 8.5% trên tổng mức độ biến động của VNI chứng tỏ thị giá của chứng khoán không chỉ theo xu hướng toàn cầu mà còn phụ thuộc rất nhiều vào khả năng điều tiết cung-cầu thị trường của Nhà nước. Tiếp theo là biến ngoại sinh với mức tích lũy đạt mức 5.41% bởi Việt Nam là một trong những thị trường chứng khoán còn non trẻ và

Bảng 7: Phân rã phương sai giai đoạn tháng 1/2009 đến tháng 12/2019

| Pe. | S.E. | FED | OILWTI | IPI | CPI | M2 | IR | EX | VNI |
|-----|------|------|--------|------|------|------|------|------|-------|
| 1 | 0.07 | 0.01 | 1.91 | 1.79 | 0.09 | 3.75 | 0.06 | 0.24 | 92.15 |
| 12 | 0.08 | 2.45 | 1.96 | 1.29 | 4.55 | 3.95 | 2.39 | 1.08 | 82.33 |
| 24 | 0.08 | 2.45 | 1.96 | 1.29 | 4.55 | 3.95 | 2.39 | 1.08 | 82.33 |
| 48 | 0.08 | 2.45 | 1.96 | 1.29 | 4.55 | 3.95 | 2.39 | 1.08 | 82.33 |
| 96 | 0.08 | 2.45 | 1.96 | 1.29 | 4.55 | 3.95 | 2.39 | 1.08 | 82.33 |
| 132 | 0.08 | 2.45 | 1.96 | 1.29 | 4.55 | 3.95 | 2.39 | 1.08 | 82.33 |

(Nguồn: Phần mềm Eview10)

đang trong quá trình đi lên, việc phụ thuộc vào các biến động trên thế giới là điều khó tránh khỏi (Trịnh Thị Hoa Mai, 2003). Cùng với đó, tác động từ vĩ mô đạt giá trị là 6.92%. Tuy nhiên bắt đầu từ tháng 12 tác động này là không thay đổi quá lớn.

Phân rã phương sai biến VNI cho thấy, ở tháng đầu tiên VNI tự sức chính nó 12.77%. Cùng với đó, tác động từ các biến ngoại sinh là 28.67%, từ biến CSTT là 25.05% và từ biến vĩ mô là 33.49%. Bởi tình hình dịch bệnh đã ảnh hưởng đến các doanh nghiệp và các rủi ro từ môi trường vĩ mô trong nước và thế giới, từ đó khiến cho giá trị cổ phiếu liên tục có những biến động

thê, biên vĩ mô giải thích cú sốc ở mức 81.72%, do đó có thể nói nền kinh tế chung cả quốc gia giữ vai trò chủ chốt trong quá trình hình thành giá cổ phiếu và chỉ số chứng khoán tại Việt Nam. Tiếp theo, tác động của biến ngoại sinh là 10.19% chứng tỏ TTCK Việt Nam có sự liên quan đến tình hình thế giới bởi Việt Nam là nước có thặng dư thương mại lớn (Bùi Kim Yến & Nguyễn Thái Sơn, 2014) chính vì thế các doanh nghiệp xuất nhập khẩu sẽ phụ thuộc khá nhiều vào tình hình kinh tế thế giới (cụ thể là lãi suất của Mỹ) qua đó tác động đến giá cổ phiếu trên sàn chứng khoán.

Bảng 8: Phân rã phương sai CSTT, tỷ giá và chỉ số giá chứng khoán giai đoạn 1/2020-12/2022

| Pe. | S.E. | FED | OILWTI | IPI | CPI | M2 | IR | EX | VNI |
|-----|-------|-------|--------|-------|-------|------|-------|-------|-------|
| 1 | 0.07 | 22.53 | 6.14 | 1.49 | 4.29 | 2.36 | 22.69 | 27.71 | 12.77 |
| 12 | 1.09 | 0.78 | 11.41 | 54.53 | 20.55 | 8.88 | 1.34 | 2.43 | 0.08 |
| 24 | 3.05 | 0.67 | 10.11 | 60.55 | 17.65 | 7.43 | 1.07 | 2.49 | 0.03 |
| 36 | 10.99 | 0.34 | 9.85 | 62.06 | 17.14 | 7.13 | 0.95 | 2.52 | 0.02 |

(Nguồn: Phần mềm Eview10)

không ổn định (Anh & Gan, 2021). Đến giai đoạn 2022, VNI chịu sự tác động từ nội sinh ngày càng giảm và ngược lại, ảnh hưởng của các biến trong mô hình tới VN-Index tăng cao. Cụ

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Bằng mô hình SVAR cho ra phản ứng đầy, dễ dàng nhận thấy TTCK Việt Nam và CSTT có mối

liên hệ chặt chẽ với nhau, tuy nhiên những yếu tố đầu vào có tầm ảnh hưởng riêng biệt đến TTCK. Trong đó biến M2 và giá cổ phiếu có quan hệ cùng chiều. Đồng thời VNI phản ứng tăng trước một cú sốc một độ lệch chuẩn M2 đã trực tiếp ủng hộ lý thuyết số lượng tiền tệ của (Brunner, 1961) thông qua đó khi CSTT nới lỏng sẽ giúp cho giá cổ phiếu tăng trong tương lai theo sự kỳ vọng suất sinh lời của nhà đầu tư. IR có quan hệ ngược chiều với chỉ số giá cổ phiếu chứng tỏ NHNN thực hiện CSTT thắt chặt làm cho các TTCK trở nên tiêu cực hơn vì giá chứng khoán giảm bởi việc lợi nhuận công ty giảm sút khiến các nhà đầu tư trở nên e dè hơn trước các quyết định.

Phân rã phương sai ở giai đoạn 1 từ 2009 - 2019 biểu hiện rằng CSTT tác động đến VNI (6.34%) và giai đoạn 2 từ 2020 - 2022 (8.08%). Giai đoạn 1 tác động của CSTT đến TTCK khá lớn khi phải trải qua khủng hoảng tài chính bắt nguồn từ Mỹ vào giai đoạn năm 2008-2011, NHNN thực hiện lãi suất tăng đột biến từ 7% lên 14% để kiềm chế lạm phát đang tăng mạnh. Giai đoạn 2 từ 2020-2022 phải chịu ảnh hưởng của tình hình Covid-19 trên phạm vi toàn cầu khiến tất cả hoạt động đều phải đóng băng, không tạo ra được nguồn tiền cung ứng cho mọi nhu cầu, chính vì thế hiệu quả từ việc điều hành CSTT là hết sức quan trọng. Tại thời điểm dịch bệnh, NHTW áp dụng chính sách giảm lãi suất, tăng cung tiền để thúc đẩy nguồn cung - cầu của thị trường.

Đồng thời, giá cổ phiếu trên TTCK cũng có những phản ứng riêng biệt trước các yếu tố vĩ mô tương tự. Từ cú sốc sản lượng (IPI) đến VNI cho thấy trong ngắn hạn, IPI làm sụt giảm TTCK nhưng không đáng kể trong dài hạn. Đối với cú sốc CPI kết quả cho thấy tác động ngược chiều đến TTCK, ngụ ý lạm phát tăng làm tăng chi phí đầu vào dẫn đến DN gặp nhiều rủi ro trong quá trình đạt lợi nhuận kỳ vọng, giá cổ phiếu giảm. Tỷ giá có tác động âm đến TTCK. Các tác động vĩ mô (bao gồm CPI và EX đối với VNI) có độ trễ

với phản ứng là 2 tháng chứng tỏ thông tin vĩ mô không phản ứng tức thời vào giá chứng khoán như vậy lý thuyết thị trường hiệu quả về mặt thông tin chưa được ủng hộ trong trường hợp này. Đồng thời, TTCK Việt Nam được cho là thị trường mới nổi thuộc nhóm các thị trường mới thành lập (quy mô nhỏ, giao dịch thấp) sẽ khó khăn hơn cho việc đạt được sự hiệu quả này.

5.2. Khuyến nghị

5.2.1. Đối với nhà điều hành

Lạm phát là một dạng rủi ro hệ thống rất khó loại trừ. Do vậy cần xây dựng các biện pháp kiềm chế và kiểm soát lạm phát một cách chủ động thông qua CSTT đặt vào từng thời điểm kinh tế khác nhau nhằm giữ vững sự ổn định, bền vững và phát triển của TTCK cũng như toàn bộ nền kinh tế. Dựa trên kết quả nghiên cứu này, khi lạm phát tăng, NHNN tăng lãi suất nhằm đối phó lạm phát. Bởi vậy, cần điều hành lãi suất tương ứng theo từng thời kỳ kinh tế nhằm mục tiêu hạn chế lạm phát thông qua thu hồi dòng tiền lưu thông trên thị trường hoặc hỗ trợ nền kinh tế phát triển bằng cách giảm lãi suất, cung ứng dòng tiền (M2) đẩy mạnh thanh khoản dòng tiền. Ngoài ra, TTCK chịu tác động từ giá dầu thế giới (WTI), lãi suất Liên bang Mỹ (FED) và tỷ giá hối đoái, do đó các nhà điều hành CSTT cần chú ý đến tình hình thế giới để kịp thời hỗ trợ cho nền kinh tế và TTCK. Đồng thời, hỗ trợ phát triển TTCK nhằm mục tiêu cải thiện và khắc phục hạn chế để thị trường ngày càng trở nên hiệu quả hơn.

5.2.2. Đối với nhà đầu tư

Nhà đầu tư cần củng cố kiến thức chuyên môn, nghiên cứu kỹ về bức tranh vĩ mô trước khi tìm hiểu vi mô. Cụ thể hiểu rõ về cơ chế hoạt động của CSTT, các yếu tố góp phần hình thành mức giá cổ phiếu. Đặc biệt, nhà đầu tư cần theo dõi diễn biến tình hình kinh tế trong và ngoài nước một cách sát sao bởi TTCK Việt Nam còn non trẻ sẽ bị tác động nhiều bởi những luồng thông tin hay hành động của các NHTW các nước lớn trên thế giới. Nhà

đầu tư nên cập nhật thông tin về các quyết định và biện pháp của NHNN cùng với các cơ quan nhà nước liên quan đến CSTT và đánh giá tác động của CSTT lên từng loại chứng khoán để đưa ra quyết định hành động.

5.2.3. Hạn chế

Hạn chế của nghiên cứu là chưa thực hiện nghiên cứu chi tiết đến từng công ty, hoặc ngành tại Việt Nam. Đây là cũng là gợi ý và là một chủ đề nghiên cứu hấp dẫn trong thời gian tới. ♦

Tài liệu tham khảo:

Anh, D. L., & Gan, C. (2021). The impact of the COVID-19 lockdown on stock market performance: evidence from Vietnam. *Journal of Economic Studies*, 48(4), 836-851. <https://doi.org/10.1108/JES-06-2020-0312>

Benigno, P., & Woodford, M. (2003). Optimal Monetary and Fiscal Policy: A Linear-Quadratic Approach. *NBER Macroeconomics Annual*, 18, 271-333.

Bissoon, R., Seetanah, B., Bhattu-Babajee, R., Gopy-Ramdhany, N., & Seetah, K. (2016). Monetary Policy Impact on Stock Return: Evidence from Growing Stock Markets. *Theoretical Economics Letters*, 06(5), 1186-1195. https://www.scirp.org/html/25-1500975_71380.htm

Brahmasrene, T., & Jiranyakul, K. (2007). Cointegration and causality between stock index and macroeconomic variables in an emerging market. *Academy of accounting and financial studies Journal*, 11(3), 17-30.

Brunner, K. (1961). Some Major Problems in Monetary Theory. *The American Economic Review*, 51(2), 47-56. https://cooperative-individualism.org/brunner-karl_some-major-problems-in-monetary-theory-1961-may.pdf.

Bùi Kim Yên & Nguyễn Thái Sơn. (2014). Sự phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam dưới ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô.

Tạp chí Phát triển và Hội nhập, 16(26), 03-10.

Clarke, J., Jandik, T., & Mandelker, G. (2001). The Efficient Markets Hypothesis. *Expert financial planning: Advice from industry leaders*, 7(3/4), 126-141.

Chang, B. H., Meo, M. S., Syed, Q. R., & Abro, Z. (2019). Dynamic analysis of the relationship between stock prices and macroeconomic variables: An empirical study of Pakistan stock exchange. *South Asian Journal of Business Studies*, 8(3), 229-245. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-06-2018-0062>

Duy, V. Q. (2016). The Impact of Macroeconomic Factors on Stock Price Index, VN-Index. *International Journal of Innovative Science, Engineering & Technology*, 3(7), 69-84.

Dương Ngọc Mai Phương & cộng sự. (2015). Tác động của chính sách tiền tệ đến thị trường chứng khoán: Bằng chứng tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 25(35), 03-13.

Đặng Thị Quỳnh Anh. (2018). *Tác động của chính sách tiền tệ đến thị trường chứng khoán Việt Nam*. Thành phố Hồ Chí Minh: Luận án Tiến sĩ, Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh.

Eita, J. H. (2012). Modelling Macroeconomic Determinants Of Stock Market Prices: Evidence From Namibia. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, 28(5), 871-884. <https://doi.org/10.19030/jabr.v28i5.7230>

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>

Friedman, M. (2005). A Natural Experiment in Monetary Policy Covering Three Episodes of Growth and Decline in the Economy and the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 145-150. <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdf/10.1257%2F089533005775196787>

Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1965). Money and Business Cycles. *The state of monetary eco-*

nomics, 32-78. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c5179/c5179.pdf>

Ha, . T., & Pham, T. T. (2013). Vietnam's macroeconomic instability from monetary policy perpective. *VNUHCM Journal of Science and Technology Development*, 16(1), 68-80. <https://doi.org/10.32508/stdj.v16i1.1410>

Hasan, A., & Nasir, Z. M. (2008). Macroeconomic Factors and Equity Prices: An Empirical Investigation by Using ARDL Approach. *The Pakistan Development Review*, 47(4), 501-513. <https://www.jstor.org/stable/41261237>

Hsing, Y. (2013). Effects of Fiscal Policy and Monetary Policy on the Stock Market in Poland. *Economies*, 1(3), 19-25. <https://doi.org/10.3390/economies1030019>

Hussain, M. M., Aamir, M., Rasool, N., Fayyaz, M., & Mumtaz, M. (2012). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: An Empirical Analysis of Karachi Stock Exchange. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 3(3), 295-312.

Inegbedion, H. E. (2012). Macroeconomic determinants of stock price changes: Empirical evidence from Nigeria. *Indian Journal of Finance*, 6(2), 19-23.

Ioannidis, C., & Kontonikas, A. (2006). Monetary Policy and the Stock Market: Some International evidence . *University of Glasgow, Department of Economics.*, 1-25.

Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International economic review*, 50(4), 1267-1287.

Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 561-586. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00010-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00010-6)

Lê Hồ An Châu & cộng sự. (2018). Phản ứng của giá cổ phiếu đối với biến động chính sách kinh tế thế giới và chính sách tiền tệ tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu*

Á, 29(3), 05-22.

Li, Y. D., Işcan, T. B., & Xu, K. (2010). The impact of monetary policy shocks on stock prices: Evidence from Canada and the United States. *Journal of International Money and Finance*, 29(5), 876-896. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.03.008>

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer Science & Business Media.

Micossi, S. (2015). The Monetary Policy of the European Central Bank (2002-2015). *CEPS Special Report*, 109, 1-36.

Nguyen, T. D., Le, A. H., Thalassinou, E. I., & Trieu, L. K. (2022). The Impact of the COVID-19 Pandemic on Economic Growth and Monetary Policy: An Analysis from the DSGE Model in Vietnam. *Economies*, 10(7), 159. <https://doi.org/10.3390/economies10070159>

Nguyễn Huỳnh Đoàn Trang. (2021). *Tác động của chính sách tiền tệ đến thị trường chứng khoán Việt Nam trước và trong giai đoạn dịch COVID-19*. Thành phố Hồ Chí Minh: Luận văn Thạc sĩ, Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh.

Nguyễn Thị Như Quỳnh & 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 Tp. Hồ Chí Minh - Kinh tế và Quản trị kinh doanh*, 14(3), 47-63.

Oluseyi, A. S. (2015). An empirical investigation of the relationship between stock market prices volatility and macroeconomic variables' volatility in Nigeria. *European Journal of Academic Essays*, 2(11), 1-12.

Phạm Minh Chính & Vương Quân Hoàng. (2009). *Kinh tế Việt Nam: Thăng trầm và đột phá*. Nhà xuất bản Chính trị - Sự thật, Hà Nội.

Robiyanto, R. (2018). Performance evaluation of stock price indexes in the Indonesia Stock Exchange. *International Research Journal of Business Studies*, 10(3), 173-182.

Tang, Y., Luo, Y., Xiong, J., Zhao, F., &

Zhang, Y.-C. (2013). Impact of monetary policy changes on the Chinese monetary and stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392(19), 4435-4449. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2013.05.023>

Tien, N. H., Jose, R. J., Ullah, S. E., & Thang, H. V. (2021). The Impact of World Market on Ho Chi Minh City Stock Exchange in Context of Covid-19 Pandemic. *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education (TURCOMAT)*, 12(14), 4252-4264.

Thanh, T. T., Thuy, L. P., Anh, T. N., Thi, T. D., & Truong, T. T. (2017). Empirical Test on Impact of Monetary Policy and Fiscal Policy on Vietnam Stock Market. *International Journal of Financial Research*, 8(2), 135-144. <https://ideas.repec.org/a/jfr/ijfr11/v8y2017i2p135-144.html>

Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thùy Dương. (2015). Sự tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến các chỉ số giá cổ phiếu tại HOSE. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 24(43), 59-67.

Trang, H. B., Trang, N. H., Binh, N. T., & Anh, N. T. (2017). The Relationship Between Monetary Policy and Stock Market: Evidence in Vietnam. *In Vietnam Economist Annual Meeting*, 2-18. <http://veam.org/wp-content/uploads/2017/12/127.-Nguyen-Huynh-Doan-Trang.pdf>

Trần Phương Thảo & Phan Chung Thủy. (2020). Mối quan hệ giữa độ bất ổn của thị trường chứng khoán và độ bất ổn của các công cụ điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 19-37.

Trịnh Thị Hoa Mai. (2003). Những biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam qua chỉ số VN-INDEX. *VNU Journal of Science: Legal Studies*, 19(3), 1-5.

Ủy ban Chứng khoán Nhà nước. (2023, 26 5). *Thống kê thị trường*. Được truy lục từ Ủy ban Chứng khoán Nhà nước: https://ssc.gov.vn/web-center/portal/ubck/pages_r/m/thngtinhttrng/thngkthtrng

Vũ Thị Minh Luận. (2010). *Ứng dụng lý thuyết thị trường hiệu quả trong phân tích thị*

trường chứng khoán Việt Nam. Hà Nội: Luận án Tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.

Summary

The article studies the impact of monetary policy on VN-Index on Vietnam's stock market in the period of 2009 - 2022 using a Structural VAR (SVAR) model. Through 7 influencing factors including: money supply (M2), interest rate (IR), US Federal interest rate (FED), WTI oil price (OILWTI), industrial production index (IPI), index consumer price (CPI), exchange rate (EX) to Vietnam stock market (VNI). Research results show that increasing M2 helps increase stock prices while increasing IR has a significant negative impact on the stock market. Besides, IPI, CPI and EX have opposite effects on Vietnam stock market. This result implies that policy makers need to apply monetary policy flexibly to the economic goals of different periods to support the development of the stock market. Investors should pay attention to the change of monetary policy to invest more effectively.