



Working Paper 2021.1.4.05
- Vol 1, No 4

PHÂN TÍCH ẢNH HƯỞNG CỦA COVID-19 ĐẾN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

**Nông Thị Quỳnh Thu¹, Hoàng Quỳnh Anh, Ngô Thu Hiền, Kiều Thị Thảo,
Nguyễn Trà My**

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

Kim Hương Trang

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

Tóm tắt

Mục đích của bài nghiên cứu là đánh giá tác động của đại dịch COVID-19 đến các ngành trên TTCK Việt Nam thông qua các biến số: tỷ giá hối đoái, giá dầu, giá vàng, vốn hoá thị trường, số ca nhiễm và số ca hồi phục COVID-19 trong giai đoạn từ tháng 3/2020 đến tháng 3/2021. Sử dụng mô hình ARDL và VECM kết quả nghiên cứu lần lượt cho thấy ảnh hưởng ngắn hạn và dài hạn của các yếu tố vĩ mô như tỷ giá, giá dầu, giá vàng và các biến đại diện cho tác động của đại dịch COVID-19 như số ca mắc mới, số ca hồi phục hay số ca tử vong đến TTCK Việt Nam. Từ đó, tác giả kiến nghị những chính sách nhằm kịp thời kiểm soát và bảo vệ TTCK Việt Nam trước những sự kiện biến động bất thường như đại dịch COVID-19, đồng thời giúp nhà đầu tư nhận định được xu hướng biến động của TTCK Việt Nam và đưa ra quyết định đầu tư đúng đắn.

Từ khóa: COVID-19; TTCK; Chỉ số ngành; Tác động; Việt Nam; ARDL

IMPACTS OF COVID-19 PANDEMIC ON VIETNAM STOCK MARKET

Abstract

The objective of this research paper is to assess the impact of the COVID-19 pandemic on sectors of the Vietnamese stock market through variables: exchange rate, oil price, gold price, market capitalization, number COVID-19 cases and recoveries in the period from March 2020 to March 2021. Using ARDL and VECM models, the research results show the short-term and long-term effects of macro factors such as exchange rate, oil price, gold price, and variables representing the impact of the COVID-19 pandemic such as the number of

¹ Tác giả liên hệ, Email: thuquynhnt@ftu.edu.vn

new cases, the number of recoveries or the number of deaths to the Vietnamese stock market. Based on the results, the authors recommend policies to promptly control and protect the Vietnamese stock market against unusually volatile events such as the COVID-19 pandemic, and at the same time help investors identify understand the volatility trend of Vietnam's stock market and make the right investment decision.

Keywords: COVID-19; Stock Market; Industry Index; Impact; Vietnam; ARDL Model.

1. Giới thiệu

Việt Nam là một trong những quốc gia có thị trường chứng khoán (TTCK) đang trong thời kỳ phát triển nhanh chóng trên thế giới (Nguyễn và cộng sự, 2017) với số lượng cổ phiếu được niêm yết trên TTCK Việt Nam đã tăng từ 2 đến 749 trong khoảng thời gian 2000-2018 (Ngân hàng Thế giới, 2020).

Tuy nhiên, sự lan rộng nhanh chóng của đại dịch COVID-19 trên toàn cầu đã gây ra những thiệt hại nghiêm trọng đối với hệ thống tài chính và nền kinh tế toàn thế giới (Bakas và Triantafyllou, 2020; Goodell, 2020; Ma và cộng sự, 2020). Ở Hoa Kỳ (US), chỉ số S&P 500, DJI Average và Nasdaq đã giảm đáng kể cho đến khi Chính phủ phát hành Đạo luật Viện trợ, Cứu trợ và An ninh Kinh tế Coronavirus liên bang (CARES), ba chỉ số này đã tăng lần lượt là 7,3%; 7,73%, và 7,33%. Tại TTCK Việt Nam, theo thống kê của công ty chứng khoán VNDirect, chỉ số chứng khoán Việt Nam giảm mạnh trên thế giới với VN-Index lao dốc 73,23 điểm (-6,67%), lùi về mốc 1.023,94 điểm, là phiên có tỉ lệ giảm mạnh nhất trong 20 năm TTCK. Với mức tăng trưởng gần 60%, TTCK Việt Nam đã có sự phục hồi với tốc độ nhanh chóng trong nửa cuối năm 2020, nhưng đến năm 2021, đại dịch vẫn chưa được dập tắt triệt để trên khắp thế giới, cùng với dự báo lạm phát có thể tăng cao trong Quý 2/2021, nhà đầu tư phải đối diện với khả năng đại dịch COVID-19 tiếp tục quay trở lại và gây ra những tác động không lường trước được đến TTCK.

Hiện nay, trên thế giới đã có nhiều công trình nghiên cứu về tác động của đại dịch COVID-19 đến TTCK, tiêu biểu như: Ashraf (2020), Goodell (2020), Al-Awadhi và cộng sự (2020). Tính đến thời điểm hiện tại, Việt Nam đã trải qua ba đợt sóng COVID-19 gây ảnh hưởng mạnh mẽ đến tình hình hoạt động của từng ngành trên TTCK trong nước, tuy nhiên vẫn chưa có một nghiên cứu nào được thực hiện tại Việt Nam về vấn đề này.

Với nghiên cứu này, các tác giả đánh giá tác động của đại dịch COVID-19 đến các ngành trên TTCK Việt Nam thông qua các biến số: tỷ giá hối đoái, giá dầu, giá vàng, vốn hoá thị trường, số ca nhiễm và số ca hồi phục COVID-19 trong giai đoạn từ tháng 3/2020 đến tháng 3/2021. Kết quả của nghiên cứu là cơ sở đưa ra đề xuất các chính sách nhằm nâng cao khả năng chịu đựng rủi ro và phục hồi của TTCK Việt Nam. Phần tiếp theo của bài viết sẽ trình bày tổng quan nghiên cứu, phần 3 là phương pháp, mô hình và dữ liệu nghiên cứu, phần 4 là thảo luận kết quả nghiên cứu và phần 5 là kết luận và khuyến nghị một số chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

• Tỷ giá hối đoái

Rittenberg (1993) sử dụng phép thử nhân quả Granger tại thị trường Thổ Nhĩ Kỳ và kết luận tác động của sự thay đổi mức giá đến sự thay đổi tỷ giá hối đoái nhưng không đúng với trường hợp ngược lại. Tại Việt Nam, Nguyễn và cộng sự (2020) tiếp tục chỉ ra kết quả không nhất quán, trong đó, tỷ giá hối đoái có ảnh hưởng tiêu cực đến chỉ số chứng khoán và tích cực đến sự thay đổi của chỉ số VN và lợi nhuận của chỉ số HNX.

• **Giá dầu**

Các nghiên cứu về mối quan hệ của giá dầu và TTCK chỉ ra kết luận chung cho các quốc gia nhập khẩu dầu rằng khi giá dầu tăng cao sẽ ảnh hưởng đáng kể đến tỷ giá và tỷ lệ lạm phát trong nước, từ đó sẽ gây tác động tiêu cực đến TTCK (Ciner, 2001; Basher và cộng sự, 2012; Giri và Joshi, 2017). Kết quả tương tự được đưa ra trong nghiên cứu của Huỳnh & Nguyễn (2012) và Trần (2017) thực hiện trên TTCK Việt Nam. Trong khi đó, Narayan và Narayan (2010), Sahu và cộng sự (2014) nhận thấy giá dầu có tác động tích cực trong dài hạn đến sự chuyển động của các chỉ số TTCK.

• **Giá vàng**

Garefalakis và cộng sự (2011), Samontaray và Alanuzi (2014), Raza và cộng sự (2016) và Tursoy & Faisal (2018) đều đưa ra bằng chứng cho thấy mối tương quan ngược chiều giữa mức độ biến động giá vàng tới chỉ số trên TTCK. Cùng kết quả với các nghiên cứu nước ngoài kể trên, Trương (2014) cũng chứng minh được biến động của giá vàng có tương quan nghịch biến với tỷ suất sinh lợi của các cổ phiếu được niêm yết trên sàn giao dịch HOSE. Ngược lại, Trần và Trịnh (2019) đưa ra kết luận giá vàng thế giới có mối tương quan cùng chiều và giá vàng trong nước có mối tương quan ngược chiều với chỉ số trên TTCK Việt Nam.

• **Vốn hóa thị trường**

Dmitry và Kaspar (2020) đã nghiên cứu các xu hướng trong dài hạn của vốn hóa TTCK với dữ liệu hàng năm mới của 17 nền kinh tế tiên tiến. Kết quả kiểm định cho thấy rằng tỷ lệ vốn hóa TTCK trên GDP gần như không đổi vào những năm 1870 đến 1980, sau đó, tỷ lệ này đã tăng gấp ba lần do có sự xuất hiện của “Vụ nổ lớn” vào những năm 1980 và 1990. Từ đó, tỷ lệ này vẫn duy trì ở mức cao cho đến ngày nay. Halbleib và Pohlmeier (2012) tiến hành nghiên cứu thực nghiệm về vốn hóa thị trường sử dụng phương pháp VaR và đưa ra các bằng chứng chứng minh rằng vốn hóa thị trường là quan trọng đối với ước tính VaR.

• **Các nghiên cứu về tác động của COVID-19 tới TTCK**

Sự bùng phát của đại dịch COVID-19 gây ảnh hưởng đến TTCK trên toàn thế giới đã được ghi nhận trong nhiều nghiên cứu khác nhau: Ashraf (2020), Al-Awadhi và cộng sự (2020), He và cộng sự (2020), Bahrini và Filfilan (2020)... đã chỉ ra mối tương quan ngược chiều giữa lợi nhuận cổ phiếu và số lượng ca nhiễm, ca tử vong mới tăng lên do COVID-19. Nghiên cứu của Dao và Gan (2020) chỉ ra kết quả tương tự với thị trường Việt Nam giai đoạn trước phong tỏa.

Đại dịch COVID-19 cũng đã gây ảnh hưởng đáng kể đến mức độ biến động trên TTCK của các quốc gia, được chứng minh qua nhiều nghiên cứu của Baig và cộng sự (2020), Apergis và Apergis (2020), Onali (2020),... Không chỉ vậy, các cú sốc kinh tế và tài chính

do đại dịch còn lây lan nhanh chóng do mức độ kết nối cao của các thị trường (Liu và cộng sự, 2020). Zhang và cộng sự (2020), Eleftheriou và Patsoulis (2020), Sharma (2020),... đã chứng minh tác động lan tỏa của đại dịch COVID-19 giữa các quốc gia châu Á, châu Mỹ và châu Âu.

Ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 đối với TTCK lại khác nhau giữa các lĩnh vực và ngành công nghiệp khác nhau. Goodell (2020), Dao và Gan (2020) chỉ ra ảnh hưởng mạnh mẽ của đại dịch COVID-19 tới lĩnh vực tài chính. Nghiên cứu của Al-Awadhi và cộng sự (2020), He và cộng sự (2020), Schoenfeld (2020) đưa ra kết luận cho rằng đại dịch đã gây tác động tiêu cực đến các ngành giao thông vận tải, nhiên liệu; và tác động tích cực đến ngành y tế và công nghệ thông tin.

Dựa trên cơ sở các nghiên cứu trên, chúng tôi đề xuất các giả thuyết nghiên cứu như sau:

Giả thuyết 1: Khi số ca mắc nhiễm COVID-19 mới tăng sẽ tác động âm đến chỉ số chứng khoán VNI.

Giả thuyết 2: Khi số ca hồi phục tăng sẽ tác động dương đến chỉ số chứng khoán VNI

Giả thuyết 3: Khi số ca tử vong do COVID-19 tăng sẽ tác động âm đến chỉ số chứng khoán VNI

Giả thuyết 4: Giá vàng tác động ngược chiều đến chỉ số chứng khoán VNI

3. Phương pháp nghiên cứu

Kế thừa các nghiên cứu đi trước, chúng tôi đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$\begin{aligned} \Delta VNI_t = & \alpha + y_1 newc_{t-1} + y_2 death_{t-1} + y_3 recocase_{t-1} + y_4 rate_{t-1} + y_5 goldb_{t-1} \\ & + y_6 oil_{t-1} + y_7 ADX_{t-1} + y_8 vnicap_{t-1} \\ & + \sum_{t=1}^{\rho 1} \beta_{j0} \Delta newc_{t-1} + \sum_{t=1}^{\rho 2} \beta_{m0} death_{t-1} + \sum_{t=1}^{\rho 3} \beta_{n0} recocase_{t-1} \\ & + \sum_{t=1}^{\rho 4} \beta_{k0} rate_{t-1} + \sum_{t=1}^{\rho 5} \beta_{q0} goldb_{t-1} \\ & + \sum_{t=1}^{\rho 6} \beta_{p0} oil_{t-1} + \sum_{t=1}^{\rho 7} \beta_{g0} ADX_{t-1} + \sum_{t=1}^{\rho 8} \beta_{h0} vnicap_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \end{aligned}$$

Trong đó

α là hệ số chặn

ε là sai số

y_1 đến y_8 là các hệ số tương quan trong dài hạn

$\beta_{j0}, \beta_{m0}, \beta_{n0}, \beta_{q0}, \beta_{p0}, \beta_{g0}, \beta_{h0}$ là các hệ số tương quan ngắn hạn.

$\rho 1$ đến $\rho 8$ là độ trễ tương ứng với các biến

newc, death, recovecase lần lượt là đại diện các ca nhiễm, ca tử vong và số ca hồi phục sau khi mắc COVID-19 theo ngày

rate, goldb, oil lần lượt là tỷ giá VND/USD, giá vàng, giá dầu thực theo ngày

atr chỉ số biến động theo ngày

vnicap vốn hóa TTCK Việt Nam theo ngày

- Mô hình (2) OLS có độ trễ

$$Y_t = \alpha + \beta_1 newc_t + \beta_2 death_t + \beta_3 recocase_t + \beta_4 rate_t + \beta_5 goldb_t + \beta_6 oil_t$$

Trong đó:

Y_t : Vốn hóa các ngành trên Sàn giao dịch chứng khoán HOSE theo ngày

Bảng 1. Bảng mô tả biến

BIẾN	Giải thích biến	Nguồn
<i>Biến phụ thuộc</i>		
VNI	Chỉ số VNINDEX là biến phụ thuộc, phản ánh chỉ số chứng khoán Việt Nam theo ngày.	HOSE
Vốn hóa ngành	Giá trị vốn hóa ngành ở đây lần lượt là giá trị vốn hóa của 10 ngành trên TTCK Việt Nam là dịch vụ tiện ích, năng lượng, nguyên vật liệu, chăm sóc sức khỏe, tài chính, hàng tiêu dùng thiết yếu, công nghệ thông tin, công nghiệp, bất động sản và hàng tiêu dùng theo Chuẩn Phân ngành Toàn cầu (GICS®). Mức độ biến động vốn hóa ngành là thước đo quy mô ngành trong mỗi phiên giao dịch.	HOSE
<i>Biến độc lập</i>		
Newc	Số ca mắc COVID-19 mới tại Việt Nam	WHO và Worldometers
Death	Số ca tử vong do COVID-19 tại Việt Nam	WHO và Worldometers
Recovecase	Số ca hồi phục sau khi mắc COVID-19 tại Việt Nam	WHO và Worldometers
Rate	Tỷ giá USD/VND là biến độc lập, phản ánh tỷ giá thực của Việt Nam.	Ngân hàng nhà nước SBV và tính toán của tác giả

Về nguyên tắc, tỷ giá thực được tính dựa theo công thức tỷ giá thực song phương trạng thái tĩnh.

Công thức tính: Tỷ giá thực = Tỷ giá danh nghĩa * $\frac{CPI_{US}}{CPI_{VN}}$

Số liệu CPI của Mỹ và Việt Nam nhóm tác giả tổng hợp từ trang Statista đại diện cho tương quan sức mua giữa đồng ngoại tệ và nội tệ.

Gold	Giá vàng là biến độc lập, phản ánh giá vàng thực sau khi điều chỉnh giá vàng danh nghĩa theo mức độ lạm phát Công thức tính: Giá dầu thực = Giá dầu danh nghĩa * $\frac{CPI_{US}}{CPI_{VN}}$	Techcombank và tính toán của tác giả
Oil	Giá dầu là biến độc lập, phản ánh giá dầu WTI thực sau khi điều chỉnh giá dầu danh nghĩa theo tỷ giá hối đoái danh nghĩa và mức độ lạm phát Công thức tính: Giá dầu thực = Giá dầu danh nghĩa * $\frac{CPI_{US}}{CPI_{VN}}$	Bloomberg và tính toán của tác giả
ATR	Phạm vi thực được tìm thấy bằng cách sử dụng giá trị cao nhất được tạo bởi một trong ba phương trình: Phạm vi thực = Mức cao nhất của ngày hiện tại trừ mức thấp nhất của ngày hiện tại Phạm vi thực = Mức cao nhất của ngày hiện tại trừ mức đóng cửa của ngày trước đó Phạm vi thực = Giá đóng cửa của ngày trước trừ mức thấp nhất của ngày hiện tại Sau đó, ATR được tạo dưới dạng EMA (được tính bằng cách sử dụng giá trị cao nhất được tìm thấy khi ba phương trình được giải).	Tính toán của tác giả

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp

Bảng 2. Bảng thống kê biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch	Độ nhọn
VNI	273	938,803	1200,940	659,210	0,398	2,167
VNICAP	273	8,79	22,7	3,20	0,751	2,253
ATR	273	15,791	33,130	1,662	0,890	3,383
NEWC	396	6,533	110	0	4,216	27,582
DEATH	396	0,088	4	0	6,111	45,567
RECOCASE	396	5,917	84	-42	2,755	14,406
GOLDB	326	8036719	9200498	6839037	- 0,558429	1,679950
OIL	262	4,99	25,4	-20,7	0,973	2,864
RATE	276	35571,80	36253,79	35222,57	1,301	4,640

Chú ý: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, và *** $p < 0.01$.

Bảng 2 cho thấy:

- Chỉ số VNI trong giai đoạn 01/03/2020 đạt giá trị trung bình 938,80 điểm, cao nhất 1200.940 và thấp nhất 659.2100. Giai đoạn này TTCK trải qua nhiều biến động do các yếu tố ngoại sinh cũng như nội sinh do COVID-19.
- Death: Khoảng giao động 0.088384, đạt giá trị cao nhất là 4 ca/ngày và thấp nhất là 0, và chỉ bắt đầu xuất hiện ca nhiễm từ 31/07/2020.
- Newc: Số ca nhiễm trung bình của Việt Nam là 6,53 ca, số ca mắc cao nhất là 110 ca/ngày, khoảng tháng 3-4/2021.
- Số ca hồi phục do COVID-19 trung bình là 5,9 ca/ngày. Số ca hồi phục tối đa là 84, và tối thiểu là -42, nghĩa là có sự tái lây nhiễm sau khi hồi phục.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kiểm định tính dừng

Các tác giả sử dụng một phương pháp khá phổ biến đó là kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) để kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu.

Bảng 3. Kết quả kiểm định tính dừng

Z(t)	Kiểm định T	1%	5%	10%	Giá trị P-value	Kết luận
vni	-0.775	-3.472	-2.882	-2.572	0.8263	Không dừng
d_vni	-11.990	-3.491	-2.886	-2.576	0.0000	Dừng
oil	-3.866	-3.475	-2.883	-2.573	0.0023	Dừng
newc	-11.833	-3.448	-2.874	-2.570	0.0000	Dừng
death	-14.175	-3.448	-2.874	-2.570	0.0000	Dừng
atr	-3.489	-3.472	-2.882	-2.572	0.0083	Dừng
rate	-0.435	-3.471	-3.471	-2.572	0.9041	Không dừng
d_rate	-10.616	-3.490	-2.886	-2.576	0.0000	Dừng
gold	-1.292	-3.459	-2.879	-2.570	0.6329	Không dừng
d_goldb	-20.626	-3.474	-2.883	-2.573	0.0000	Dừng

Như vậy, biến phụ thuộc VNI có tính dừng I(1), biến độc lập có tính dừng I(0) là newc, death, recover, tính dừng I(1) là biến oil và atr. Như vậy, tính dừng của các biến rất phù hợp với kỹ thuật đồng liên kết mô hình độ trễ phân tán tự động hồi phục (ARDL) được đề xuất bởi Pesran (2001).

4.2. Kiểm định độ trễ

Đối với kiểm định xác định đồng liên kết, việc lựa chọn độ dài trễ tối đa là rất quan trọng. Với một nguồn dữ liệu gồm 2503 quan sát và 8 biến độc lập, nhóm tác giả sử dụng ước lượng mô hình Var để xác định độ trễ tối ưu dựa trên tiêu chuẩn AIC, FPE và tiêu chuẩn HQ.

Bảng 4. Kết quả kiểm định độ trễ tối ưu mô hình dựa vào mô hình Var

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3758.306	NA	0,002	171.241	171.606	171.377
1	-3448.315	479.077	0,00614	160.833	164.482*	162.186
2	-3328.386	136.283*	0,002*	159.063	165.997	161.635*
3	-3225.177	75.061	0,003	158.054*	168.272	161.843

Như vậy, độ trễ tối ưu của mô hình là 2, trùng với đề xuất của đề xuất của Pesaran và cộng sự. (2001) về độ trễ tối ưu của mô hình có số mẫu quan sát không quá lớn. Thêm đó, Khi kiểm định Johansen, nhóm tác giả thấy rằng có tồn tại mối liên hệ dài hạn giữa chỉ số chứng khoán và các biến độc lập trong mô hình.

Bảng 5. Kiểm định đồng liên kết Johansen-Juselius (Trace)

Bậc đồng liên kết	Giá trị riêng	Kiểm định vết	Giá trị tới hạn 0,05	Giá trị P**
0 *	0.683	360.400	197.371	0.0000
1*	0.657	257.063	159.530	0.0000
2 *	0.609	160.747	125.615	0.0001

4.3. Kết quả mô hình VECM**Bảng 6.** Phương trình đồng liên kết VECM

Đồng liên kết	Đồng liên kết 1	P-value
D_VNI(-1)	1.000000	
ATR(-1)	2.695*	(0.70965)
D_GOLDB(-1)	0.000100	(0,00058)
D_RATE(-1)	0.365***	(0.19528)
DEATH(-1)	-5.760*	(104.288)
NEWC(-1)	-6.819*	(0.46873)
OIL(-1)	-0,000581	(0,0000039)
RECOCASE(-1)	-2.704*	(0.71352)
VNICAP(-1)	0,0000349*	(0,000073)
C	76.70911	
R bình phương	0.909563	
R bình phương hiệu chỉnh	0.837968	
Sai số tiêu chuẩn	8.481917	
Thống kê F	12.70419	

4.4. Kết quả mô hình ARDL

Sau khi ước tính các hệ số dài hạn, bước cuối cùng trong cách tiếp cận ARDL là phân tích sửa lỗi và ước lượng hệ số chạy ngắn hạn. Trong mô hình, chỉ cần một biến ở một độ trễ hoặc tất cả các biến ở các độ trễ có ý nghĩa thống kê, chúng ta có thể kết luận biến đó có thể giải thích cho biến phụ thuộc.

Bảng 7. Kết quả ARDL

Biến	Ước lượng hệ số	Giá trị P*
D_VNI(-1)	0.032	(0.709)
D_GOLDB	-0,0027*	(0.099)
D_GOLDB(-1)	-0,0000125	(0.4342)

Biến	Ước lượng hệ số	Giá trị P*
D_GOLDB(-2)	0,000254	(0.1553)
ATR	-0.912**	(0.0435)
ATR(-1)	0.674	(0.1882)
ATR(-2)	0.198	(0.6048)
D_RATE	-0.144***	(0.0011)
DEATH	5.894	(0.1019)
NEWC	-0.486***	(0.0000)
NEWC(-1)	0.224**	(0.0264)
OIL	0,000445**	(0.0409)
OIL(-1)	-0,000462**	(0.0321)
RECOCASE	0.195455	(0.2109)
VNICAP	-0,0000029***	(0.0021)
VNICAP(-1)	0,000000129	(0.120)
VNICAP(-2)	0,000000148	(0.058)
C	3.742744	(0.387)
R bình phương	0.501243	
R bình phương hiệu chỉnh	0.385095	
Thống kê F	4.315527	
Durbin-Watson stat	2.480343	

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả cho thấy trong phương trình đồng liên kết chỉ có biến OIL và GOLDB là không có sự hiệu chỉnh trong dài hạn mà chỉ có sự hiệu chỉnh trong ngắn hạn. Ở mức ý nghĩa 5%, trong ngắn hạn, tác động của giá dầu đến thị trường là không đáng kể. Còn ở mức ý nghĩa 1%, giá dầu có tác động ngược chiều ở mức 0,44% đến chỉ số chứng khoán.

Tốc độ điều chỉnh của ATR, RATE, DEATH, NEWC, OIL RECOCASE, VNICAP về cân bằng lần lượt là 269,5% (2.694923), 36,53 % (0.365344), 576% (-5.760.636), 689,1% (-6.819.152), 270% (-2.705) và 0,00349%. Như vậy, tốc độ hiệu chỉnh của các biến liên quan đến COVID-19 có mức độ hiệu chỉnh trong dài hạn rất cao.

Xét các biến liên quan đến VNI

ATR cho thấy tác động cùng chiều và đáng kể đến chỉ số chứng khoán Việt Nam. Bên cạnh đó, VNicap cũng có tác động tương tự đến chỉ số VNI nhưng mức tác động rất nhỏ và không đáng kể.

Xét các biến vĩ mô

Tỷ giá hối đoái cũng là mối quan hệ tích cực nhưng không đáng kể. Tỷ giá hối đoái của Việt Nam là tỷ giá thả nổi có điều tiết và được điều tiết bởi tỷ giá trung tâm. Do vậy, so với những cặp tỷ giá khác, tỷ giá hối đoái của Việt Nam biến động khá ổn định. Trong dài hạn, biến động tỷ giá ảnh hưởng không đáng kể lên TTCK Việt Nam. Tuy nhiên, trong ngắn hạn, tỷ giá lại có mối quan hệ ngược chiều ở mức 14,4% do có sự dịch chuyển nhẹ dòng vốn đầu tư ra khỏi TTCK.

Giá dầu và giá vàng lại không có ý nghĩa trong mối quan hệ dài hạn với TTCK Việt Nam. Tuy nhiên, trong ngắn hạn, nhóm tác giả chưa thể kết luận được tác động của giá dầu còn với mức ý nghĩa 10%, giá vàng lại tác động rất nhỏ và không đáng kể đến TTCK. Điều này có thể được lý giải bởi giá vàng, giá dầu hay tỷ giá cũng đang được áp dụng phương pháp quản lý thả nổi có điều tiết tạo nên sự ổn định giá nhất định.

Xét các biến liên quan đến Covid 19

Trong dài hạn, ca nhiễm Covid mới có tác động ngược chiều và đáng kể đến VNI ở mức tác động 6,819%. Với 1 ca nhiễm mới tăng thêm, chỉ số VNI giảm 6,819%, ca tử vong do Covid cũng có tác động ngược chiều nhưng không đáng kể lên VNI ở mức tác động 0,365%, còn số ca mắc Covid hồi phục lại có tác động ngược chiều và đáng kể lên VNI ở mức tác động 2,705%.

Trong ngắn hạn, mỗi ca nhiễm Covid 19 mới tác động tiêu cực ngay đến VNI ở mức 0,48%, sau đó, thị trường đã có sự hồi phục về ngưỡng cân bằng với mức tăng 0,22%. Lý giải cho điều này, ngay từ khi Covid xuất hiện, chính phủ đã có những biện pháp, chính sách kịp thời về cả kinh tế, xã hội. Vì vậy, ngay cả trong ngắn hạn, thị trường vẫn có nhịp hồi phục tích cực và trở lại trạng thái cân bằng. Ngoài ra, xét kết quả nghiên cứu, ta chưa thể kết luận ảnh hưởng của biến DEATH và RECOCASE với chỉ số thị trường trong ngắn hạn.

Kiểm định khuyết tật của mô hình

(1) Kiểm định Durbin – Watson

$$\text{Durbin-Watson } d\text{-statistic}(8, 201) = 1.266537$$

Như vậy, tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, với giá trị $p\text{-value} = 1,266537 > \alpha$, mô hình không có hiện tượng đa cộng tuyến.

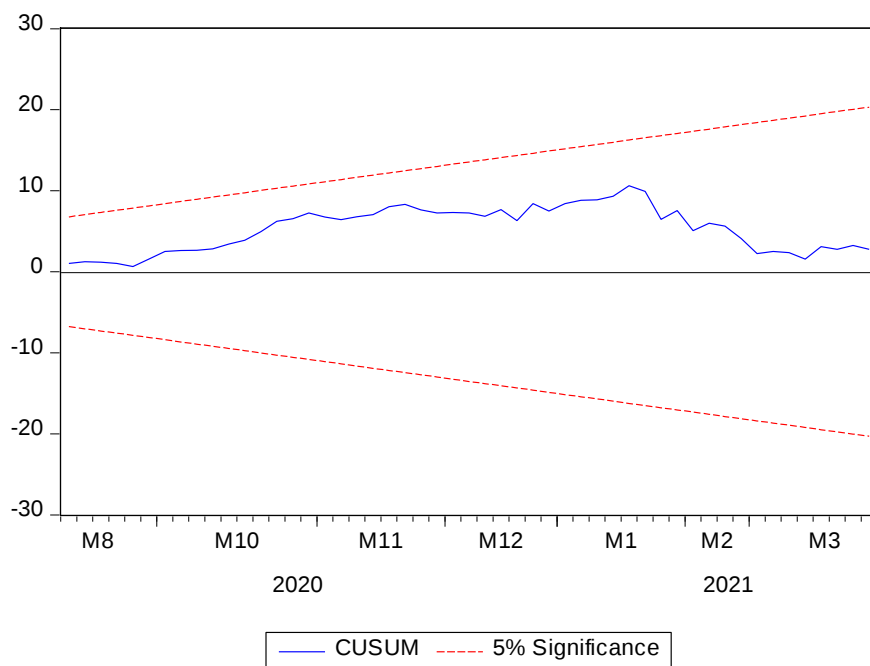
(2) Kiểm định White

$$\text{chi2}(34) = 97.12$$

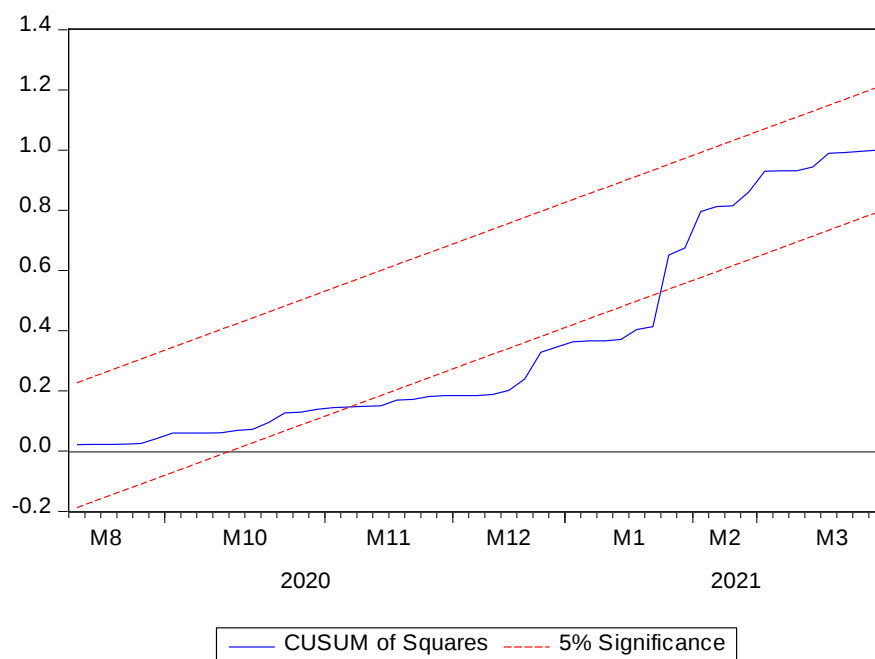
$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$$

Tại mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, với giá trị $p\text{-value} = 0,3995 > \alpha$, mô hình không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

(3) Kiểm định phân dư



Hình 1. Mô hình tổng tích lũy phần dư



Hình 2. Mô hình tổng tích lũy hiệu chỉnh phần dư

Nhìn trên mô hình tổng tích lũy của phần dư (CUSUM: Cumulative Sum of Recursive Residuals) và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư (CUSUMSQ: Cumulative Sum of Square of Recursive Residuals), hệ số tương quan đều nằm trong dải tiêu chuẩn ứng với mức ý nghĩa 5% (Hình 1 và 2) nên có thể kết luận phần dư của mô hình có tính ổn định.

Với mục tiêu kiểm tra rõ hơn tác động của COVID-19 trên TTCK, cụ thể là tác động của COVID-19 đến các ngành của TTCK, nhóm tác giả sử dụng mô hình hồi quy ước lượng nhỏ nhất (OLS) sau đó kiểm định phương sai sai số để kiểm tra khuyết tật của mô hình. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng ngày của Việt Nam bao gồm chỉ số VN Index và số vốn

hóa của các ngành trên Sàn giao dịch chứng khoán TP HCM (HOSE) từ 01/3/2020 đến 31/3/2021.

Bảng 8. Thống kê mô tả vốn hóa các ngành trong TTCK

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
vnfin	268	2031.339	1285.207	121.59	5759.51
vnmat	268	1114.161	6344.844	63.31	3043.21
vnind	268	1225.356	711.7682	12.38	5129.44
vncons	268	809.6653	507.5482	239.32	5780.04
vncond	268	368.6514	165.4494	140.15	1536.23
vnheal	268	509.3143	7814.742	1.18	127963.3
vnene	268	214.0335	165.7373	28.67	931.31
vnuti	268	1225.356	711.7682	12.38	5129.44
vnreal	268	211.5173	136.8571	45.42	804.8
vnit	268	1550.6	1314.776	403.78	16858,54

Kết quả hồi quy

Từ bảng 9 ta thấy rằng R-square của hầu hết các mô hình đều trên 0.5, ngoại trừ mô hình vncons, vncond, vnheal, nghĩa là sự thay đổi của các biến phụ thuộc có thể được giải thích bởi hơn 50% các biến độc lập.

Tổng số ca mắc COVID-19 trên toàn quốc tác động tích cực tới tất cả các ngành trên TTCK. Bên cạnh đó, ca mắc mới được công bố có ảnh hưởng tích cực đến ngành công nghệ thông tin, tiêu dùng nhanh và ảnh hưởng tiêu cực đến ngành công nghiệp. Ngoài ra cũng có thể kết luận, số ca phục hồi ảnh hưởng tiêu cực đến ngành vật liệu xây dựng còn số ca tử vong ảnh hưởng rất tiêu cực đến ngành tiêu dùng nhanh, vật liệu xây dựng, tài chính và cả dịch vụ tiện ích.

Bảng 9. Kết quả phân tích với các ngành

Biến	vnfin	vnmat	vnind	vncons	vncond	vnheal	vnene	vnuti	vnreal	vnit
totalcase	1.59748*	0.71494*	0.80226*	0.35445*	0.07913	0.00996	0.20948*	0.13515*	1.05270*	0.07785*
newc	-1.39026	3.44456	-5.95991	2.83719	3.10885	-0.06547	-0.22321	-0.69122	1.14811	2.29871*
recocase	-7.19736	-6.56448	-4.82400	-2.61486	0.19518	-0.00955	0.19736	-0.26858	-6.37980	0.29107
death	-4.57420	-1.83020	-7.96261	-1.17440	-6.74073	0.27023	2.35599	-3.34117	-1.92170	-2.24125
oil	0.03900	0.64800	0.99500	0.97900	0.17100	0.30100	0.00000	0.49700	0.01800	0.38900
d_rate	-0.47925	-0.00012	-0.57386	0.72611	-0.53007	-0.03694	0.09530	0.00006	-1.29262	0.14719
d_goldb	3.80700*	-1.29881*	-0.00001*	-0.00012	-0.00012	0.00002	-0.00009	0.07456	-0.00025	0.00008
Intercept	4.6658**	4.4335**	4.3649**	6.4700**	2.0580**	2.9235**	-3.8958***	8.3318**	4.9460**	7.0477**
R-Square	0.69420	0.68290	0.60500	0.23940	0.16220	0.07160	0.61270	0.50420	0.51340	0.32540
VIF	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000	1.39000
Durbin Watson	0.58584	0.93979	0.94931	1.39876	0.72747	1.17978	0.48751	1.047394	1.02853	1.37326
Cook-Weisberg	25.19000	32.66000	24.37000	2.49000	25.96000	29.19000	73.87000	23.23000	2.94000	12.16000

Chú thích: *p < 0.01, ** p < 0.05, *** p < 0.10

6. Hàm ý chính sách

Đối với Chính Phủ

Một là, triển khai kế hoạch hỗ trợ tổng thể, theo dõi kỹ lưỡng diễn biến của TTCK nhằm phân tích thông tin và đưa ra những chế tài xử lý với những hành vi thao túng, trục lợi. Hai là, tiếp tục quá trình hoàn thiện cơ sở hạ tầng kỹ thuật và khuôn khổ pháp luật điều chỉnh. Ba là, cân nhắc việc gia tăng dòng vốn tín dụng từ ngân hàng vào TTCK, đồng thời góp phần cải thiện sức mua, ổn định TTCK. Bốn là, luôn chủ động kịp thời trong việc kiểm chế sự bùng phát của virus, phối hợp cùng với các cơ quan chức năng và đưa ra các giải pháp đồng bộ giúp trấn an nhà đầu tư trên thị trường.

Đối với Nhà Đầu tư

Các nhà đầu tư nên chọn cổ phiếu của các công ty tài chính thể hiện hiệu quả và quản trị công ty tốt trong dài hạn, cũng như đa dạng hóa danh mục đầu tư trên cả lĩnh vực tài chính và phi tài chính. Quan trọng hơn, cả nhà đầu tư và cơ quan quản lý nên thận trọng hơn đối với rủi ro sụp đổ của thị trường chứng khoán khi số trường hợp mắc (hoặc tử vong) tăng lên đáng kể.

Đối với Doanh nghiệp

Một là, các công ty nên có nguồn dự trữ lợi nhuận để tồn tại trong giai đoạn khủng hoảng. Hai là, các doanh nghiệp cần phải cung cấp đầy đủ thông tin tới nhà đầu tư về toàn cảnh rủi ro và kế hoạch nhằm ứng phó trong hoạt động kinh doanh. Ba là, các doanh nghiệp cần phải xem xét việc áp dụng giao dịch tần số cao và thuật toán. Bốn là, các nguyên tắc FSB/IOSCO cần phải được doanh nghiệp thực hiện nhằm quản lý tính thanh khoản và các công cụ khác trong quản lý tài sản.

Tài liệu tham khảo

- Al-Awadhi, A., Alsaifi, K., Al-Awadhi, A. & Alhammadi, S. (2020), “Death and contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market returns, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, No. 27, p.100326.
- Anh, D. & Gan, C. (2020), “The impact of the COVID-19 lockdown on stock market performance: evidence from Vietnam”, *Journal of Economic Studies*, Vol. 48 No. 4, pp. 836 - 851.
- Apergis, N. & Apergis, E. (2020), “The role of Covid-19 for Chinese stock returns: evidence from a GARCHX model”, *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, pp. 1 - 9.
- Ashraf, B. (2020), “Stock markets’ reaction to COVID-19: Cases or fatalities?”, *Research in International Business and Finance*, No. 54, p. 101249.
- Bahrini, R. & Filfilan, A. (2020), “Impact of the novel coronavirus on stock market returns: evidence from GCC countries”, *Quantitative Finance and Economics*, Vol. 4 No. 4, pp. 640 - 652.
- Baig, A., Butt, H., Haroon, O. & Rizvi, S. (2021), “Deaths, panic, lockdowns and US equity markets: The case of COVID-19 pandemic”, *Finance Research Letters*, No. 38, p. 101701.
- Baig, H., K. Hou, H. Kung, E. X. N. Li & L. Zhang. (2020), “The CAPM strikes back? An equilibrium model with disasters”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 131 No. 2, pp. 269 – 98.
- Bakas, D., & Triantafyllou, A. (2020), “Commodity price volatility and the economic uncertainty of pandemics”, *Economics Letters*, p. 109283.
- Basher, S.A., Haug, A.A. & Sadorsky, P. (2012), “Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, *Energy Economics*”, Vol. 34 No. 1, pp. 227 - 240.
- Ciner, C. (2001), “Energy shocks and financial markets: Nonlinear linkages”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 5 No. 3.
- Fama, E.F., Fisher, L. & Jensen, M. (1970), “The adjustment of stock price to new information”, *International Economic Review*, No. 10, pp. 1 – 21.
- Ferson, W.E. & Harvey, C.R. (1994), “Sources of risk & expected returns in global equity markets”, *Journal of Banking & Finance*, Iss. 8, pp. 775 - 803.
- Garefalakis. E.A., Dimitras, A., Koemtzopoulos, K. & Spinthiropoulos. K. (2011), “Determinant Factors of Hong Kong Stock Market”, *International Research Journal of Finance and Economics ISSN 1450-2887*, Iss. 62.
- Giri, A.K. & Joshi, P. (2017), “The Impact of Macroeconomic Indicators on Indian Stock Prices: An Empirical Analysis”, *Studies in Business and Economics*, Vol. 12 No. 1, pp. 61 - 78.
- Goodell, J. (2020), “COVID-19 and finance: Agendas for future research”, *Finance Research Letters*, No. 35, p. 101512.

Halbleib, R., & Pohlmeier, W. (2012), “Improving the value at risk forecasts: Theory and evidence from the financial crisis”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 36 No. 8, pp. 1212 – 1228.

He, Q., Liu, J., Wang, S. & Yu, J. (2020), “The impact of COVID-19 on stock markets”, *Economic and Political Studies*, Vol. 8 No. 3, pp. 275 - 288.

Humpe, A. & Macmilan, P. (2009), “Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US & Japan”, *CDMA Working Paper*, No.07

Huỳnh, T.B. & Nguyễn, M.H. (2012), “Tác động của giá vàng, giá dầu và các chỉ số chứng khoán lớn thế giới đến chỉ số chứng khoán VN – INDEX”, *Những vấn đề Kinh tế và chính trị thế giới*, Số 4 (192).

Johansen, S. & Juselius, K. (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Vol. 52 No. 2, pp. 169 - 210.

Dmitry & Kaspar (2020), “The Big Bang: Stock Market Capitalization in the Long Run”, *CEPR Discussion Paper*.

Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L. & Manzoor, Z. (2020), “The COVID-19 Outbreak and Affected Countries Stock Markets Response”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, Vol. 17 No. 8, p. 2800.

Mohamed. (2009), “Effects of macroeconomic variables on stock prices in Malaysia: an approach of error correction model”, *MPRA Paper*, No. 20970.

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2010), “Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices”, *Applied Energy*, Vol. 87 No. 1, pp. 356 - 361.

Nath Sahu, T., Bandopadhyay, K., & Mondal, D. (2014), “An empirical study on the dynamic relationship between oil prices and Indian stock market”, *Managerial Finance*, Vol. 40 No. 2, pp. 200 – 215.

Nelson, C. (1976), “Inflation & Rates of Return on Common Stocks”, *Journal of Finance*, No. 31, pp. 471 - 483.

Onali, E. (2020), “COVID-19 and Stock Market Volatility”, *SSRN Electronic Journal*.

Raza, N., Jawad Hussain Shahzad, S., Tiwari, A.K. & Shahbaz, M. (2016), “Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets”, *Resources Policy*, No. 49, pp. 290 – 301.

Rittenberg, L. (1993), “Exchange rate policy and price level changes: Casualty tests for Turkey in the post-liberalisation period”, *The Journal of Development Studies*, Vol. 29 No. 2, pp. 245 - 259.

Samontaray, D.P. & Alanuzi, A.A. (2014), “The Impact of Gold Price Changes on Saudi Stock Market”, *Springer Proceedings in Business and Economics*, pp. 461 – 471.

Schoenfeld, J. (2020), “The invisible business risk of the COVID-19 pandemic”, Available at: <https://voxeu.org/article/invisible-business-risk-covid-19-pandemic> (Accessed 1 Jun, 2021)

Sharma, S. (2020), “A Note on the Asian Market Volatility During the COVID-19 Pandemic”, *Asian Economics Letters*.

Tra, N.N., Dat, T.N. & Vu, N.N. (2020), “The Impacts of Oil Price and Exchange Rate on Vietnamese Stock Market”, *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, Vol. 7 No. 8 (2020), pp. 143 – 150.

Trần, H.H. (2017), “Tác động của giá dầu thế giới đến TTCK và các biến vĩ mô trong nền kinh tế: trường hợp Việt Nam”, *Các kết quả nghiên cứu khoa học và ứng dụng công nghệ*, Số 10(9/2017).

Trần, H.H. & Trịnh, H.H. (2019), “Tác động của giá vàng đến TTCK Việt Nam”, *Tạp chí phát triển và hội nhập*, Số 46(56).

Tran, Q.H. (2016), “The linkage between exchange rates and stock prices: evidence from Vietnam”, *Asian Economic and Financial Review*.

Trương, Đ.L. (2014), “Các nhân tố ảnh hưởng đến sự thay đổi của giá của cổ phiếu: Các bằng chứng từ Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh”, *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*.

Tursoy, T. & Faisal, F. (2018), “The impact of gold and crude oil prices on stock market in Turkey: Empirical evidence from ARDL bounds test and combined cointegration”, *Resources Policy*, No. 55, pp. 49 – 54.

Zhang, D., Hu, M. & Ji, Q. (2020), “Financial markets under the global pandemic of COVID-19”, *Finance Research Letters*.