



DOI:10.22144/ctu.jvn.2022.260

ẢNH HƯỞNG CỦA ĐẠI DỊCH COVID-19 ĐẾN HIỆU QUẢ THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Nguyễn Thị Huyền Mỹ^{1*} và Trương Đông Lộc²

¹Lớp cao học Tài chính - Ngân hàng, khóa 27, Trường Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

²Trường Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

*Người chịu trách nhiệm về bài viết: Nguyễn Thị Huyền Mỹ (email: nthmy186@gmail.com)

Thông tin chung:

Ngày nhận bài: 15/08/2022

Ngày nhận bài sửa: 30/09/2022

Ngày duyệt đăng: 09/10/2022

Title:

The impact of COVID-19 pandemic on the efficiency of Vietnam stock market

Từ khóa:

Chỉ số mũ Hurst, của số trượt, COVID-19, R/S, hiệu quả thị trường dạng yếu, Việt Nam

Keywords:

COVID-19, Hurst exponent, rolling window, R/S, Vietnam, weak form

ABSTRACT

The objective of this study is to measure the effect of the COVID-19 pandemic on the market efficiency of Ho Chi Minh Stock Exchange (HOSE). The data used in this study is the daily VN30-Index for the period from August 11th, 2017 to May 26th, 2022. Based on the collected data, the rolling window was applied to calculate the Hurst exponent. The results showed that the Hurst exponent value of both periods was larger than the efficiency Hurst exponent value ($H = 0.5$). In addition, the exponential value at the post-stage is larger than the Hurst exponent value pre-stage of the pandemic outbreak. Therefore, it can be concluded that the outbreak of the COVID-19 pandemic exacerbated market inefficiencies. Moreover, HOSE had a time-varying market inefficiency because Hurst's value increased as the rolling window length increased. In conclusion, the Vietnamese stock market in both the periods of before and after the outbreak of the pandemic did not have a weak form of market efficiency. Thus, investors could predict the price of the stock based on the information collected in the past and look for opportunities.

TÓM TẮT

Mục tiêu của nghiên cứu này là đo lường ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 đến hiệu quả thị trường của Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE). Dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này là dữ liệu thời gian theo tần suất ngày của chỉ số VN30-Index trong khoảng thời gian từ ngày 11 tháng 8 năm 2017 đến ngày 26 tháng 5 năm 2022. Dựa trên số liệu thu thập được, của số trượt được áp dụng để tính toán số mũ Hurst. Kết quả nghiên cứu cho thấy giá trị số mũ Hurst của cả hai giai đoạn đều lớn hơn giá trị số mũ Hurst của thị trường hiệu quả ($H = 0,5$). Ngoài ra, giá trị số mũ Hurst ở giai đoạn sau lớn hơn giá trị số mũ Hurst ở giai đoạn trước khi dịch bùng phát. Vì thế, có thể kết luận rằng sự bùng phát của đại dịch COVID-19 đã làm trầm trọng thêm tình trạng kém hiệu quả của thị trường. Hơn nữa, tính không hiệu quả của HOSE thay đổi theo thời gian, do giá trị của Hurst tăng lên khi độ dài cửa sổ trượt tăng. Tóm lại, thị trường chứng khoán Việt Nam trong cả hai giai đoạn trước và sau khi đại dịch bùng phát đều không đạt hiệu quả thị trường dạng yếu. Do đó, nhà đầu tư có thể dự đoán giá cổ phiếu dựa trên thông tin thu thập được trong quá khứ và tìm kiếm cơ hội sinh lời.

1. GIỚI THIỆU

Vào ngày 31 tháng 12 năm 2019, ca bệnh nhiễm hội chứng suy hô hấp cấp SARS – CoV – 2 được

xác nhận đầu tiên ở Trung Quốc. Sau đó, đến tháng 2 năm 2020, Tổ chức Y tế Thế giới đã chỉ định COVID-19 là tên viết tắt của là hội chứng hô hấp

cấp tính nặng SARS – CoV – 2, và tuyên bố cấp độ đại dịch trên toàn cầu vì tốc độ lây lan nhanh chóng, cùng với nhiều biến thể và tỷ lệ tử vong cao hơn của COVID-19 so với hai biến chủng trước đó của nó là hội chứng hô hấp cấp tính (SARS) vào năm 2003 và hội chứng hô hấp vùng Trung Đông (MERS-CoV) vào năm 2012 (Singh et al., 2020).

Sự bùng phát của đại dịch COVID-19 gây nên ảnh hưởng nghiêm trọng đến tình hình kinh tế thế giới nói chung, và thị trường chứng khoán nói riêng. Các ảnh hưởng này một phần nào đó đã tác động đến thị trường chứng khoán Việt Nam, khi thị trường chứng khoán nước ta ngày càng liên thông với thị trường thế giới và nền kinh tế của nước ta là nền kinh tế mở cửa (Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia, 2019).

Có nhiều nhận định rằng các ảnh hưởng do COVID-19 gây ra trên thị trường chứng khoán nghiêm trọng hơn ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính giai đoạn 2007 – 2008, mặc dù COVID-19 không bắt nguồn từ lĩnh vực tài chính. Nguyên nhân ảnh hưởng của COVID-19 xuất phát từ sự đứt gãy chuỗi cung ứng, dẫn đến sự sụt giảm trong tiêu thụ hàng hóa. Hơn nữa, các lệnh phong tỏa và cách ly, cũng là nguyên nhân làm sụt giảm nhu cầu đi lại và giao thông vận tải (Shehzad et al., 2020; Wójcik & Ioannou, 2020). Ngoài ra, cùng với sự bùng phát của đại dịch COVID-19, các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán có xu hướng chuyển sang nắm giữ các tài sản có tính thanh khoản cao hơn ví dụ như tiền mặt, hay vàng, vì họ cần dùng các tài sản này cho nhu cầu tiêu dùng (Chiah & Zhong, 2020). Cùng với các nghi ngại về sự sụt giảm giá trong tương lai của chứng khoán, các nhà đầu tư có xu hướng bán cổ phiếu trước khi đại dịch lan rộng (Broadstock et al., 2021). Các hoạt động mua bán chứng khoán của các nhà đầu tư dẫn đến thị trường chứng khoán Việt Nam trở nên kém ổn định hơn, cùng với sự sụt giảm trên một số thị trường khác. Ví dụ như thị trường chứng khoán Mỹ bị phá vỡ hai lần trong một tuần, thị trường Ấn Độ ghi nhận sự sụt giảm bắt đầu từ tháng 3 năm 2020 (Mishra et al., 2020), và thị trường chứng khoán Thái Lan giảm 15% so với giai đoạn trước khi đại dịch bùng phát (Sadiq et al., 2021).

Sự biến động này có thể là nguyên do gây mất hiệu quả thị trường. Kể từ khi đại dịch COVID-19 bùng phát ở Việt Nam, đã có nhiều nghiên cứu được thực hiện nhằm kiểm tra hiệu quả thị trường của thị trường chứng khoán Việt Nam bằng nhiều phương pháp khác nhau (Anh & Gan, 2020; Hung et al., 2021). Tuy nhiên, không có nghiên cứu nào sử dụng

số mũ Hurst. Do đó, nghiên cứu thực hiện kiểm tra tính hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam dưới ảnh hưởng của đại dịch bằng số mũ Hurst nhằm khắc phục khoảng trống nghiên cứu trên. Dựa trên kết quả ước tính và thảo luận về tác động của dịch COVID-19 đối với hiệu quả dạng yếu của thị trường chứng khoán Việt Nam, một số kết luận và hàm ý được đề xuất. Phần còn lại của bài viết được cấu trúc như sau: Mục 2 lược khảo các lý thuyết và nghiên cứu có liên quan đến vấn đề nghiên cứu; Mục 3 mô tả số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu; Mục 4 thảo luận các kết quả nghiên cứu; cuối cùng kết luận của bài được trình bày ở Mục 5.

2. LƯỢC KHẢO TÀI LIỆU NGHIÊN CỨU

2.1. Lý thuyết hiệu quả thị trường

Giả thuyết thị trường hiệu quả được đề xuất ban đầu bởi Fama (1970) dưới dạng ba hình thức, bao gồm (1) dạng mạnh (strong form), (2) dạng bán mạnh (semi – strong form), (3) dạng yếu (weak form). Giả thuyết thị trường hiệu quả dạng yếu (weak form) cho rằng giá chứng khoán phản ánh đầy đủ thông tin đã công bố trong quá khứ, do đó không tồn tại cơ hội kinh doanh chênh lệch giá cho các nhà đầu tư. Đây cũng là cơ sở cho giả thuyết thị trường hiệu quả dạng yếu sử dụng thông tin giá trong lịch sử để định giá chứng khoán và cũng là khái niệm cơ bản của lý thuyết bước đi ngẫu nhiên (random walk). Do đó, kiểm tra hiệu quả thị trường dạng yếu chính là kiểm tra bước đi ngẫu nhiên và tính độc lập trong biến động giá chứng khoán. Gần đây trong nghiên cứu của mình, Lo (2005) đề xuất giả thuyết thị trường thích ứng (Adaptive markets hypothesis – AMH) dựa trên giả thuyết thị trường hiệu quả ban đầu của Fama (1970). Giả thuyết này cho rằng thị trường có sự thay đổi hiệu quả theo thời gian và phụ thuộc vào các yếu tố đặc trưng của từng thị trường.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm về giả thuyết hiệu quả thị trường dạng yếu

Để kiểm tra giả thuyết thị trường hiệu quả dạng yếu, nhiều phương pháp kiểm định đã được sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm. Trong đó, phương pháp kiểm định được sử dụng phổ biến nhất là kiểm định nghiệm đơn vị (unit root test) ví dụ như kiểm định ADF (Fusthane & Kapingura, 2017; Kaushik, 2020). Thêm vào đó, một số nghiên cứu đã sử dụng kiểm định tương quan Ljung – Box (Q-test) (Bulla, 2015; Truong et al., 2010), hoặc mô hình GARCH (1,1) (Narayan et al., 2016; Nwosu et al., 2013).

Ngoài ra, một số nghiên cứu đã sử dụng chỉ số số mũ Hurst nhằm xác định hiệu quả thị trường dạng

yếu trong các lĩnh vực khác nhau trong như nghiên cứu về thị trường chứng khoán (Aloui & Hela, 2011), thị trường tiền ảo (Selmi et al., 2018), vàng (Wang et al., 2011), tỷ giá hối đoái (Cajueiro & Tabak, 2007) và cả thị trường chứng khoán phái sinh (Fei et al., 2019). Việc ứng dụng tỷ số mũ Hurst có rất nhiều ưu điểm, do chỉ số mũ Hurst được đánh giá là phương pháp ổn định, không chịu ảnh hưởng bởi dạng phân phối của dữ liệu và có thể dùng được với cả các chuỗi thời gian chứa lợi nhuận âm (Stan et al., 2014). Hơn nữa, sự xuất hiện của hiệu quả thị trường thay đổi theo thời gian dựa trên giả thuyết thị trường thích ứng (AMH) được đề xuất gần đây, phương pháp số mũ Hurst càng nên được áp dụng để kiểm tra giả thuyết thị trường hiệu quả dạng yếu. Nghiên cứu trước đó của Aloui & Hela (2011) và Cajueiro & Tabak (2005) cho thấy, việc xác định tính hiệu quả thị trường thay đổi theo thời gian mà Lo (2005) đề xuất bằng cách ước tính số mũ Hurst dựa trên cửa sổ trượt sẽ phù hợp hơn so với cách ước tính dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian thông thường.

Do đó, trong nghiên cứu này, chỉ số mũ Hurst được ước lượng thông qua phương pháp tỷ số R/S dựa trên cửa sổ trượt (rolling window). Tỷ số R/S dùng để ước tính số mũ Hurst được thực hiện theo hai phương pháp. Phương pháp thứ nhất là ước tính chỉ số mũ Hurst được đưa ra bởi Hurst năm 1951 dưới dạng tham số. Phương pháp thứ 2 là kiểm định R/S được cải tiến bởi Lo (1991) để xác định mối tương quan trong dài hạn của thị trường và kiểm tra lại kết quả ước tính số mũ Hurst trước đó (phương pháp này còn gọi là phương pháp phi tham số), từ đó xác định hiệu quả thị trường và sự phụ thuộc trong dài hạn của chứng khoán Việt Nam.

2.3. Chỉ số mũ Hurst và giả thuyết hiệu quả thị trường

Chỉ số mũ Hurst được đưa ra ban đầu bởi Hurst (1951) khi ông nghiên cứu về vấn đề lưu trữ nước ở sông Nile bằng tỷ số R/S. Sau đó, tỷ số này được cải tiến bởi Mandelbrot & Wallis (1969) và Lo (1991). Trên thực tế, có nhiều phương pháp được sử dụng để đo lường chỉ số mũ Hurst. Tuy nhiên, tỷ số R/S là phương pháp được sử dụng phổ biến do cách tính đơn giản, thích hợp cho việc lập trình và giải thích trực quan, và đây là cơ sở để ước tính số mũ Hurst cho phương pháp khác (Aloui & Hela, 2011). Ngoài ra, phương pháp tỷ số R/S còn được dùng dưới hai dạng khác nhau để xác định đặc tính của chuỗi thời gian bao gồm: ước tính số mũ Hurst và kiểm tra sự phụ thuộc trong dài hạn.

Tuy nhiên, cũng như các phương pháp dùng để ước lượng về sự phụ thuộc trong dài hạn (long –

memory) của chuỗi thời gian, tỷ số R/S được chứng minh là quá nhạy cảm đối với sự phụ thuộc trong phạm vi ngắn hạn. Từ đây, Lo (1991) đã sửa đổi phương pháp ước tính tỷ số R/S nhằm điều chỉnh ảnh hưởng của sự phụ thuộc trong phạm vi ngắn hạn bằng cách áp dụng hiệu chỉnh “Newey – West” (sử dụng cửa sổ Bartlett) để đưa ra ước tính nhất quán về phương sai trong phạm vi dài của các khoảng thời gian. Kiểm định này được đặt tên là Lo Modified R/S và phù hợp với tính không chuẩn của dữ liệu. Điều này dẫn đến việc xác định chính xác trạng thái thị trường không chỉ nên dựa trên kết quả ước lượng của mỗi chỉ số mũ Hurst mà nên kết hợp giữa kết quả ước lượng chỉ số mũ và kiểm định sự phụ thuộc trong dài hạn (long – memory).

2.4. Các nghiên cứu thực nghiệm về giả thuyết hiệu quả thị trường dạng yếu bằng chỉ số mũ Hurst

Cho đến nay đã có một số tác giả nghiên cứu về hiệu quả thị trường dạng yếu của Fama (1970) bằng chỉ số mũ Hurst. Phần lớn các nghiên cứu đi đến kết luận rằng thị trường chứng khoán của nhiều quốc gia là không hiệu quả ở dạng yếu. Cụ thể là Cajueiro & Tabak (2005) nghiên cứu thị trường chứng khoán của các quốc gia mới nổi ở khu vực châu Á (Ấn Độ, Indonesia, Malaysia, Philippines, Hàn Quốc, Đài Loan, Thái Lan và Nhật Bản), Mỹ Latinh (Argentina, Brazil, Chile và Mexico) và Mỹ trong giai đoạn từ năm 1991 – 2004 thông qua sự kết hợp giữa cửa sổ trượt và tỷ số R/S. Dựa trên các bằng chứng thực nghiệm các tác giả đã kết luận rằng thị trường chứng khoán ở các nước châu Á hoạt động hiệu quả hơn các nước Mỹ Latinh, ngoại trừ Mexico, và thị trường Mỹ là thị trường hiệu quả nhất. Tuy nhiên, thị trường chứng khoán cả hai khu vực châu Á và châu Mỹ Latinh tồn tại tương quan trong dài hạn nên cũng không đạt hiệu quả thị trường dạng yếu. Tiếp theo đó, Aloui & Hela (2011) kiểm định giả thuyết thị trường hiệu quả dạng yếu cho thị trường chứng khoán Tunisia (TSE) dựa trên việc ước tính số mũ Hurst bằng phương pháp R/S và cửa sổ trượt với giai đoạn nghiên cứu từ tháng 1 năm 1997 đến tháng 10 năm 2007. Kết quả nghiên cứu cho thấy thị trường chứng khoán Tunisia không đạt hiệu quả thị trường dạng yếu.

Ngoài ra, có nhiều nghiên cứu thực nghiệm được thực hiện trên nhiều thị trường nhằm quan sát hiệu quả thị trường chứng khoán thay đổi theo thời gian dựa trên giả thuyết thị trường thích ứng (AMH) bằng cách ứng dụng chỉ số mũ Hurst cùng với cửa sổ trượt. Đầu tiên là nghiên cứu của Todea et al. (2009) cho thị trường chứng khoán ở các nước Châu Á (Hong Kông, Ấn Độ, Malaysia, Singapore, Nhật

Bản) và Úc, trong giai đoạn 1997 – 2008. Các tác giả đã kết luận rằng lợi nhuận trung bình của các thị trường không cố định theo thời gian mà biến động theo từng giai đoạn khi các chu kỳ kinh tế xuất hiện. Do đó, nhóm tác giả đã kết luận rằng mức độ hiệu quả của thị trường thay đổi theo thời gian, và ủng hộ Giả thuyết Thị trường thích ứng (AMH) của Lo (2005). Kế tiếp, Sensoy & Tabak (2015) đã nghiên cứu về tính hiệu quả của các thị trường chứng khoán trong Liên minh Châu Âu từ năm 1999 – 2013. Kết quả cho thấy rằng các thị trường có mức độ hiệu quả khác nhau và thay đổi theo thời gian trong giai đoạn nghiên cứu. Bên cạnh đó, Rizvi et al. (2014) nghiên cứu tính hiệu quả của thị trường chứng khoán của các quốc gia Hồi giáo (Bahrain, Bangladesh, Ai Cập, Indonesia, Jordan, Kuwait, Malaysia, Oman, Pakistan, Ả Rập Xê Út và Thổ Nhĩ Kỳ) và các thị trường chứng khoán phát triển (Úc, Pháp, Đức, Nhật Bản, Hongkong, Hà Lan, Tây Ban Nha, Thụy Điển, Anh và Mỹ) trong giai đoạn từ 2001 – 2013. Kết quả nghiên cứu cho thấy các thị trường phát triển theo từng giai đoạn và hiệu quả thị trường có sự thay đổi theo thời gian.

Các nghiên cứu ở trên cho thấy chỉ số mũ Hurst bên cạnh dùng để ước tính hiệu quả thị trường dạng yếu mà Fama (1970) đề xuất, nó còn được sử dụng kết hợp với cửa sổ trượt (rolling window) để chỉ ra hiệu quả thị trường thay đổi theo thời gian.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Số liệu

Nghiên cứu này sử dụng chuỗi giá của chỉ số VN30 theo tần suất ngày được thu thập từ Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn trước đại dịch COVID-19 (11/08/2017 – 30/12/2019) và giai đoạn sau khi sau đại dịch COVID-19 (31/12/2019 – 26/05/2022) bùng phát, bao gồm 598 quan sát cho mỗi giai đoạn.

Từ đây, cửa sổ trượt (rolling window) có độ dài n, giá trị trung bình động sẽ được xác định cho n quan sát, và chỉ số R/S sẽ được tính cho n quan sát đầu tiên, bắt đầu từ ngày đầu tiên (t₀). Sau đó, chỉ số R/S sẽ được tính cho n quan sát tiếp theo, với quan sát đầu tiên là t₀+1. Quá trình này sẽ được lặp lại cho đến quan sát cuối cùng trong dữ liệu đủ n quan sát để tính chỉ số R/S.

Trên cơ sở dữ liệu thu thập được, lợi nhuận thị trường (sự thay đổi của chỉ số VN30) được xác định như sau:

$$R_t = \log(p_t) - \log(p_{t-1}) = \log(p_t/p_{t-1}).$$

Trong đó, R_t : lợi nhuận thị trường ở ngày thứ t; p_t là giá đóng cửa của chỉ số VN30 vào ngày thứ t, và p_{t-1} là giá đóng cửa của chỉ số VN30 vào ngày thứ t-1.

3.2. Ước tính chỉ số mũ Hurst theo phương pháp tỷ lệ R/S

Chỉ số mũ Hurst được xác định theo phương pháp tỷ số R/S là tổng từ phân độ lệch chuẩn của chuỗi thời gian. Phương pháp xác định như sau:

Gọi chuỗi lợi nhuận tài sản trong khoảng thời gian cụ thể là $r_1, r_2, r_3, \dots, r_\tau$:

$$\left(\frac{R}{S}\right)_\tau = \frac{1}{\sigma_\tau} [\max_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^\tau (r(t) - \bar{r}_\tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^\tau (r(t) - \bar{r}_\tau)] \quad [1]$$

Trong đó, \bar{r}_τ là giá trị trung bình của mẫu và σ_τ là độ lệch chuẩn mẫu.

Ta có công thức xác định giá trị trung bình mẫu như sau (xem Phương trình 2)

$$\bar{r}_\tau = \frac{1}{\tau} \times \sum_{t=1}^\tau r(t) \quad [2]$$

Công thức tính độ lệch chuẩn mẫu như sau (xem Phương trình 3)

$$\sigma_\tau = \left[\frac{1}{\tau} \times \sum_{t=1}^\tau (r(t) - \bar{r}_\tau)^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad [3]$$

Cuối cùng, số mũ Hurst được ước lượng bằng phương trình [4] dựa trên mối quan hệ như sau (xem Phương trình 4)

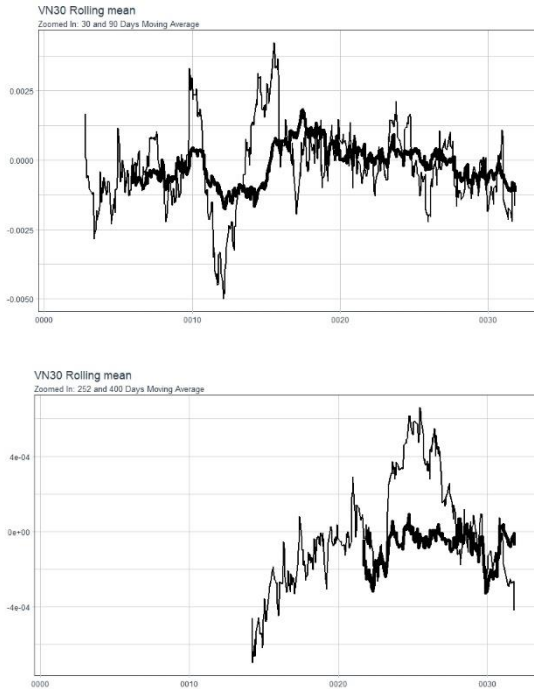
$$\left(\frac{R}{S}\right)_\tau = \left(\frac{\tau}{2}\right)^H \quad [4]$$

Chỉ số mũ Hurst có giá trị trong khoảng từ 0 đến 1 (Hurst, 1951). Đối với $H = 0,5$, quá trình là ngẫu nhiên hay thị trường đạt hiệu quả dạng yếu (Sánchez Granero et al., 2008). Giá trị càng lớn hơn 0,5 thì bộ nhớ dài hạn (long memory) càng dài hay tương quan lợi nhuận trong quá khứ càng cao. Do đó, các quá trình có bộ nhớ dài là các chuỗi có $H > 0,5$. Đối với $H < 0,5$ là các quá trình không bền, hay tương quan lợi nhuận tiêu cực và sự xuất hiện biến động tăng và giảm thường xuyên hơn so với quá trình ngẫu nhiên. Đối với các chuỗi có giá trị $H > 0,5$ và $H < 0,5$ thị trường không đạt hiệu quả dạng yếu (Kristoufek & Vosvrda, 2016).

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Lợi nhuận thị trường

Trong giai đoạn trước khi đại dịch COVID-19 bùng phát, đối với cửa sổ 30 ngày và 90 ngày, mức biến động lợi nhuận nằm trong khoảng từ -0,005 đến 0,0025. Đối với cửa sổ 252 và 400 ngày là -0,049 đến 0,0049 (xem Hình 1).



Hình 1. Lợi nhuận thị trường trước khi đại dịch COVID-19 bùng phát

Ghi chú: Giai đoạn trước đại dịch COVID-19 (11/08/2017 – 30/12/2019).

Đường nét mảnh biểu diễn mức độ biến động của lợi nhuận thị trường trong cửa sổ 30 ngày (hình trên) và 252 ngày (hình dưới). Đường nét đậm biểu diễn mức độ biến động của lợi nhuận thị trường trong cửa sổ 90 ngày (hình trên) và 400 ngày (hình dưới).

Các biến động giai đoạn này chủ yếu xuất phát từ chiến tranh thương mại giữa Mỹ và Trung Quốc, khi các quyết định áp đặt thuế lên hàng hóa nhập khẩu từ Trung Quốc của Mỹ có hiệu lực từ tháng 8/2018. Thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn này được đánh giá là nhận được nhiều nguồn vốn đầu tư từ các nhà đầu tư nước ngoài nên thị trường chứng khoán Việt Nam có mối liên hệ chặt chẽ với thị trường tài chính quốc tế. Do đó, những biến động do ảnh hưởng của chiến tranh thương mại trên thị trường tài chính quốc tế sẽ có tác động đáng kể đối

với thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn này (Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia, 2019).



Hình 2. Lợi nhuận thị trường sau khi đại dịch COVID-19 bùng phát

Ghi chú: Giai đoạn sau đại dịch COVID-19 (31/12/2019 – 26/05/2022).

Đường nét mảnh biểu diễn mức độ biến động của lợi nhuận thị trường trong cửa sổ 30 ngày (hình trên) và 252 ngày (hình dưới). Đường nét đậm biểu diễn mức độ biến động của lợi nhuận thị trường trong cửa sổ 90 ngày (hình trên) và 400 ngày (hình dưới).

Dưới ảnh hưởng của chiến tranh thương mại Mỹ - Trung, đến cuối năm 2019 là sự bùng phát của đại dịch COVID-19 với ca bệnh đầu tiên xuất hiện vào ngày 17 tháng 11 năm 2019, tuy nhiên đến ngày 31 tháng 12 năm 2019 ca nhiễm bệnh đầu tiên mới được xác nhận tại Vũ Hán, Trung Quốc. Thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn này ghi nhận biến động mạnh mẽ từ những đầu năm 2020, do các nhà đầu tư lo ngại sự lan truyền của đại dịch từ bên ngoài đến Việt Nam (xem Hình 2). Mức biến động lợi nhuận của cửa sổ 30 và 90 ngày từ -0,008 đến 0,008, và đối với cửa sổ 252 và 400 ngày từ -0,001 đến 0,002. Đến đầu năm 2020, Việt Nam ghi nhận ca bệnh đầu tiên, tuy nhiên chưa bùng phát thành dịch. Tiếp sau đó, là các đợt dịch liên tiếp bùng phát trong cả nước từ nửa cuối năm 2020 đến nay. Từ kết quả trên, có thể thấy rằng tỷ suất lợi nhuận xung quanh

giá trị trung bình rộng hơn và dao động lên xuống nhiều hơn trong cửa sổ nhỏ, nhưng ít hơn trong cửa sổ dài hạn. Kết quả này trùng khớp với nhận xét trước đó của Segovia et al. (2019), khi nhóm tác giả nhận thấy chiều dài cửa sổ càng lớn thì biến động trong chuỗi thời gian lợi nhuận càng mượt mà, tuy nhiên sự biến động về lợi nhuận vẫn tồn tại trong các cửa sổ nhỏ với thời hạn ngắn hơn.

Trên cơ sở số liệu thu thập được, một số giá trị thống kê liên quan đến lợi nhuận thị trường cho giai đoạn trước và sau dịch đã được tính toán và trình bày ở Bảng 1.

Bảng 1. Thống kê mô tả lợi nhuận thị trường

	Trước đại dịch COVID-19	Sau đại dịch COVID-19
Số quan sát	598	598
Trung bình	-0,0002	-0,0005
Độ lệch chuẩn	0,0110	0,0153
Giá trị nhỏ nhất	-0,0367	-0,0504
Giá trị lớn nhất	0,0535	0,0721

Nguồn: Kết quả xử lý của tác giả

Kết quả thống kê được trình bày ở bảng 1 cho thấy sau khi dịch bùng phát lợi nhuận thị trường tiếp tục giảm sâu so với giai đoạn trước dịch. Cụ thể là, lợi nhuận thị trường trung bình trong giai đoạn trước dịch là -0,0002 trong khi đó lợi nhuận thị trường trung bình trong giai đoạn dịch là -0,0005. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn cho thấy lợi nhuận thị trường sau khi dịch bùng phát biến động mạnh hơn so với giai đoạn trước dịch. Độ lệch chuẩn về lợi nhuận thị trường ở giai đoạn trước và sau khi dịch bùng phát lần lượt là 0,011 và 0,015. Tóm lại, trong giai đoạn dịch bùng phát lợi nhuận thị trường tiếp tục giảm và có mức độ biến động mạnh hơn so với giai đoạn trước dịch.

4.2. Ước tính số mũ Hurst

Kết quả ước tính số mũ Hurst được ghi nhận trong Bảng 2. Ở giai đoạn trước đại dịch, kết quả ước tính số mũ Hurst cho thấy chỉ số mũ Hurst đạt giá trị 0,5715 cho mẫu không dùng cửa sổ. Các giá trị số mũ Hurst tiếp tục tăng lên cho các mẫu cửa sổ 30, 90, 252 và 400 ngày với giá trị số mũ Hurst lần lượt là 0,7955; 0,8326 và 0,84. Các giá trị số mũ Hurst này đều lớn hơn giá trị hiệu quả ($H = 0,5$) và tiến gần về 1. Khi giá trị số mũ Hurst $> 0,5$ thị trường chứng khoán giai đoạn trước đại dịch thể hiện mối tương quan trong lợi nhuận thị trường. Do đó, thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn này không đạt hiệu quả dạng yếu.

Ở giai đoạn sau khi đại dịch bùng phát, kết quả ước tính chỉ số mũ Hurst đạt 0,6072 cho mẫu không dùng cửa sổ trượt. Giá trị này tăng lên so với giá trị số mũ Hurst ước tính trước đại dịch bùng phát là 0,5715. Giá trị số mũ Hurst ở cửa sổ 30, 90, 252 và 400 ngày cũng lần lượt tăng lên với các giá trị 0,8134; 0,857; 0,8567 và 0,8212. Các giá trị này vẫn lớn hơn rất nhiều so với giá trị hiệu quả ($H = 0,5$).

Bảng 2. Giá trị số mũ Hurst của thị trường chứng khoán Việt Nam theo từng giai đoạn

Mẫu	Trước đại dịch COVID-19		Sau đại dịch COVID-19	
	Không dùng cửa sổ trượt	0,5715	0,6072	
Cửa sổ 30 ngày	0,7955	0,8136		
Cửa sổ 90 ngày	0,8326	0,857		
Cửa sổ 252 ngày	0,8308	0,8567		
Cửa sổ 400 ngày	0,84	0,8212		

Nguồn: Kết quả xử lý của tác giả

Kết quả nghiên cứu ở trên cho thị trường chứng khoán Việt Nam ở giai đoạn trước và sau khi đại dịch bùng phát không đạt hiệu quả dạng yếu. Kết quả này tương tự như kết quả nghiên cứu trước đó của Aloui & Hela (2011) và Cajueiro & Tabak (2005) về thị trường chứng khoán Tunisia và các nước mới nổi. Hơn nữa, giá trị số mũ Hurst tăng lên qua các mẫu cửa sổ khác nhau, các giá trị này càng tiến dần về 1 và lệch khỏi giá trị hiệu quả 0,5, từ đó thị trường chứng khoán Việt Nam càng kém hiệu quả. Điều này còn có ý nghĩa là trạng thái của thị trường chứng khoán Việt Nam thay đổi theo thời gian và khi độ dài cửa sổ càng tăng thì thị trường càng mất hiệu quả. Dưới tác động của đại dịch, chỉ số mũ Hurst thu được ở giai đoạn sau lớn hơn giai đoạn trước, cho thấy sau đại dịch bùng phát, thị trường chứng khoán nước ta tồn tại tương quan trong lợi nhuận cao hơn. Hơn nữa, như kết quả của thống kê mô tả ban đầu đã chỉ ra giá trị độ lệch chuẩn ở giai đoạn sau lớn hơn giai đoạn trước, đồng nghĩa dưới ảnh hưởng của đại dịch, thị trường chứng khoán Việt Nam mất cân bằng nhiều hơn. Kết quả này nhận được sự ủng hộ trong nghiên cứu trước đó của Sensoy & Tabak (2015); Todea et al. (2009) về giả thuyết hiệu quả thị trường theo thời gian mà Lo (2005) đề xuất.

4.3. Kiểm tra tương quan lợi nhuận trong dài hạn (long memory) của thị trường chứng khoán Việt Nam

Bên cạnh việc sử dụng phương pháp R/S để ước tính số mũ Hurst, phương pháp R/S còn dùng để xác định tương quan lợi nhuận trong dài hạn, mà theo

Lo (1991) giá trị R/S rất dễ ảnh hưởng bởi tương quan trong ngắn hạn, từ đó làm sai lệch kết quả ước tính số mũ Hurst. Do đó, kiểm định Lo Modified R/S được sử dụng để (1) kiểm tra tương quan lợi nhuận trong dài hạn của thị trường chứng khoán Việt Nam và (2) xác nhận lại kết quả giá trị số mũ Hurst ước tính được ở phần 4.2 (xem Bảng 3).

Bảng 3. Kiểm tra tương quan lợi nhuận trong dài hạn của thị trường chứng khoán Việt Nam bằng kiểm định Lo Modified R/S

Mẫu	Giá trị t của kiểm định Lo R/S	
	Trước đại dịch COVID-19	Sau đại dịch COVID-19
Không dùng cửa sổ trượt	1,59	1,88
Cửa sổ 30 ngày	4,64	5,25
Cửa sổ 90 ngày	5,59	6,55
Cửa sổ 252 ngày	4,94	5,7
Cửa sổ 400 ngày	4,3	3,91
Giá trị tới hạn	90%	1,747
	95%	1,862
	99%	2,098

Nguồn: Kết quả xử lý của tác giả

Ở cả hai giai đoạn, giá trị t của kiểm định Lo Modified R/S cho mẫu cửa sổ 30, 90, 252 và 400 ngày đều nhận các giá trị lớn hơn giá trị tới hạn mà Lo (1991) đưa ra. Do đó, giả thuyết vô hiệu trong trường hợp này bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%. Điều này đồng nghĩa với thị trường chứng khoán Việt Nam tồn tại tương quan trong dài hạn. Kết quả này phù hợp với giá trị ước tính số mũ Hurst cho các mẫu cửa sổ. Khi đó, thị trường chứng khoán không hiệu quả, khi các nhà đầu tư có thể dự đoán giá cổ phiếu nhằm tìm kiếm lợi nhuận.

Tuy nhiên, ở mẫu không dùng cửa sổ ở giai đoạn trước và sau khi đại dịch bùng phát, giá trị t của kiểm định Lo Modified R/S nhỏ hơn giá trị tới hạn. Do đó nghiên cứu chấp nhận giả thuyết vô hiệu ở mức ý nghĩa 1%. So sánh giá trị ước tính số mũ Hurst và giá trị kiểm định Lo Modified R/S cho thấy thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn này không tồn tại tương quan trong dài hạn nhưng tồn tại tương quan trong ngắn hạn và không đạt hiệu quả dạng yếu. Sự khác biệt trong kết quả ước lượng giữa kiểm định Lo Modified R/S và chỉ số mũ Hurst chủ yếu xuất phát sự điều chỉnh cho sự phụ thuộc trong ngắn hạn trong kiểm định Lo Modified R/S. Do đó, rất cần thiết để thực hiện cùng lúc cả ước tính số mũ Hurst và kiểm tra sự tương quan lợi nhuận trong dài hạn nhằm đảm bảo tính chính xác của kết quả nghiên cứu.

5. KẾT LUẬN

Kết quả ước tính số mũ Hurst cho thị trường chứng khoán Việt Nam ở giai đoạn trước và sau khi đại dịch bùng phát đều lớn hơn giá trị hiệu quả ($H = 0,5$) và tiến gần về phía 1. Điều này có nghĩa là thị trường chứng khoán Việt Nam không đạt hiệu quả thị trường dạng yếu mà Fama (1970) đề xuất. Hơn nữa, thông qua ước tính chỉ số mũ Hurst dựa trên cửa sổ trượt, thị trường chứng khoán Việt Nam có hiệu quả càng kém khi độ dài cửa sổ càng tăng. Từ đây, nghiên cứu ủng hộ giả thuyết hiệu quả thị trường thay đổi theo thời gian mà Lo (2005) đề xuất.

Ngoài ra, giá trị số mũ Hurst ước tính ở giai đoạn sau lớn hơn giá trị số mũ Hurst ở giai đoạn trước khi đại dịch bùng phát. Do đó, sự bùng phát của đại dịch làm trầm trọng hơn tính không hiệu quả của thị trường. Kết quả kiểm tra sự phụ thuộc lợi nhuận trong dài hạn đã chỉ ra thị trường chứng khoán Việt Nam không tồn tại tương quan lợi nhuận trong dài hạn nhưng tồn tại tương quan lợi nhuận trong ngắn hạn. Việc tồn tại tương quan trong lợi nhuận thị trường cho thấy các nhà đầu tư có thể dùng giá chứng khoán trong quá khứ để dự đoán giá trong tương lai, từ đó tìm kiếm cơ hội sinh lời. Tuy nhiên, giá trị số mũ Hurst ở giai đoạn dịch bùng phát lớn hơn giai đoạn trước đó, do đó thị trường chứng khoán Việt Nam lúc này rủi ro hơn để định giá đúng với lợi nhuận thị trường phân tán rộng hơn (dựa theo độ lệch chuẩn).

Kết quả nghiên cứu này hàm ý rằng các nhà đầu tư có thể dự đoán được giá của chứng khoán dựa trên các thông tin thu thập trong quá khứ, qua đó có thể có được lợi nhuận vượt trội (abnormal returns) từ hoạt động đầu tư của mình. Sự không hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam có thể là do sự thiếu minh bạch trong công bố thông tin của các công ty niêm yết dẫn đến sự không chắc chắn và các nhà đầu tư nhỏ chiếm đa số trên thị trường (Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, 2022), các nhà đầu tư này dễ tổn thương khi các điều kiện thị trường thay đổi (Mateus & Hoang, 2021). Hơn nữa, các thị trường mới nổi được đánh giá là có tốc độ dẫn truyền thông tin yếu kém và khả năng nắm giữ thông tin không giống nhau giữa các nhà đầu tư (Ben Rejeb & Boughrara, 2014). Điều này có vẻ đúng với nước ta, khi Việt Nam được Ngân hàng Thế giới đánh giá là một trong những thị trường mới nổi của khu vực châu Á (World Bank, 2022). Vì vậy, để giúp cho thị trường chứng khoán Việt Nam phát triển một cách bền vững (hiệu quả về mặt thông tin), Ủy Ban chứng khoán nhà nước nên có hành lang pháp lý chặt chẽ và phù hợp hơn liên quan đến việc công bố thông tin của các công ty niêm yết.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Aloui, C., & Hela, B. hamida. (2011). Hurst's exponent behaviour, weak-form stock market efficiency and financial liberalization: The Tunisian case. *Economics Bulletin*, 31(1), 830–843.
- Anh, D. L. T., & Gan, C. (2020). 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>
- Ben Rejeb, A., & Boughrara, A. (2014). Financial liberalization and emerging stock market efficiency: An empirical analysis of structural changes. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 7(2), 230–245. <https://doi.org/10.1080/17520843.2014.889186>
- Broadstock, D. C., Chan, K., Cheng, L. T. W., & Wang, X. (2021). The role of ESG performance during times of financial crisis: Evidence from COVID-19 in China. *Finance Research Letters*, 38, 101716. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101716>
- Bulla, D. (2015). *Random Walk Hypothesis in Emerging Stock Market: Evidence from Nairobi Securities Exchange* (SSRN Scholarly Paper No. 2579070). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2579070>
- Cajueiro, D. O., & Tabak, B. M. (2005). Ranking efficiency for emerging equity markets II. *Chaos, Solitons & Fractals*, 23(2), 671–675. <https://doi.org/10.1016/j.chaos.2004.05.009>
- Cajueiro, D. O., & Tabak, B. M. (2007). Long-range dependence and multifractality in the term structure of LIBOR interest rates. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 373, 603–614. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2006.04.110>
- Chiah, M., & Zhong, A. (2020). Trading from home: The impact of COVID-19 on trading volume around the world. *Finance Research Letters*, 37, 101784. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101784>
- 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>
- Fei, Y., Shao, X., Wang, G., Zhou, L., Xia, X., & He, Y. (2019). *Effectiveness of Electricity Derivatives Market Based on Hurst Exponent*. 118, 02061. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/201911802061>
- Fusthane, O., & Kapingura, F. (2017). Weak Form Market Efficiency of the Johannesburg Stock Exchange: Pre, During and Post the 2008 Global Financial Crisis. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 9(5), 29–42.
- Hung, D. V., Hue, N. T. M., & Duong, V. T. (2021). The Impact of COVID-19 on Stock Market Returns in Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(9), 441. <https://doi.org/10.3390/jrfm14090441>
- Hurst, H. E. (1951). Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116(1), 770–799. <https://doi.org/10.1061/TACEAT.0006518>
- Kaushik, M. (2020). *Testing the degree of efficiency of Ireland Capital market with Efficient Market Hypothesis (EMH): A comparative analysis of Ireland Capital market efficiency with its neighbouring capital markets of the UK, Belgium and the Netherlands* [Masters, Dublin, National College of Ireland]. <http://norma.ncirl.ie/4569/>
- Kristoufek, L., & Vosvrda, M. (2016). Gold, currencies and market efficiency. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 449, 27–34. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.12.075>
- Lo, A. W. (1991). Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59(5), 1279–1313. <https://doi.org/10.2307/2938368>
- Lo, A. W. (2005). *Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis* (SSRN Scholarly Paper No. 1702447). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=1702447>
- Mandelbrot, B. B., & Wallis, J. R. (1969). Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long run statistical dependence. *Water Resources Research*, 5(5), 967–988. <https://doi.org/10.1029/WR005i005p00967>
- Mateus, C., & Hoang, B. T. (2021). Frontier Markets, Liberalization and Informational Efficiency: Evidence from Vietnam. *Asia-Pacific Financial Markets*, 28(4), 499–526. <https://doi.org/10.1007/s10690-021-09333-9>
- Mishra, A. K., Rath, B. N., & Dash, A. K. (2020). Does the Indian Financial Market Nosedive because of the COVID-19 Outbreak, in Comparison to after Demonetisation and the GST? *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2162–2180. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2020.1785425>
- Narayan, P. K., Liu, R., & Westerlund, J. (2016). A GARCH model for testing market efficiency. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 41, 121–138. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.12.008>

- Nwosu, E. O., Orji, A., & Anagwu, O. (2013). African Emerging Equity Markets Re-examined: Testing the Weak Form Efficiency Theory. *African Development Review*, 25(4), 485–498. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12044>
- Rizvi, S. A. R., Dewandaru, G., Bacha, O. I., & Masih, M. (2014). An analysis of stock market efficiency: Developed vs Islamic stock markets using MF-DFA. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 407, 86–99. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2014.03.091>
- Sadiq, M., Hsu, C.-C., Zhang, Y., & Chien, F. (2021). COVID-19 fear and volatility index movements: Empirical insights from ASEAN stock markets. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(47), 67167–67184. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-15064-1>
- Sánchez Granero, M. A., Trinidad Segovia, J. E., & García Pérez, J. (2008). Some comments on Hurst exponent and the long memory processes on capital markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 387(22), 5543–5551. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2008.05.053>
- Selmi, R., Tiwari, A., & Hammoudeh, S. (2018). Efficiency or speculation? A dynamic analysis of the Bitcoin market. *Economics Bulletin*, 38, 2037–2046.
- Sensoy, A., & Tabak, B. M. (2015). Time-varying long term memory in the European Union stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 436, 147–158. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.05.034>
- Shehzad, K., Xiaoxing, L., & Kazouz, H. (2020). COVID-19's disasters are perilous than Global Financial Crisis: A rumor or fact? *Finance Research Letters*, 36, 101669. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101669>
- Singh, B., Dhall, R., Narang, S., & Rawat, S. (2020). The Outbreak of COVID-19 and Stock Market Responses: An Event Study and Panel Data Analysis for G-20 Countries. *Global Business Review*, 0972150920957274. <https://doi.org/10.1177/0972150920957274>
- Stan, C., Cristescu, C.-M., & Cristescu, C. P. (2014). *Computation of Hurst Exponent of Time Series Using Delayed (Log-) Returns. Application to Estimating the Financial Volatility*. 10.
- Todea, A., Ciupac-Ulici, M., & Silaghi, S. (2009). Adaptive Markets Hypothesis—Evidence from Asia-Pacific Financial Markets. *The Review of Finance and Banking*, 01(1), 007–013.
- Truong, D. L., Lanjouw, G., & Lensink, R. (2010). Stock-market efficiency in thin-trading markets: The case of the Vietnamese stock market. *Applied Economics*, 42(27), 3519–3532. <https://doi.org/10.1080/00036840802167350>
- Ủy ban Chứng khoán Nhà nước. (2022, August). Thống kê thị trường chứng khoán. *Ủy Ban Chứng Khoán Nhà Nước*. http://www.ssc.gov.vn/ubck/faces/vi/vimenu/vip ages_vithongtinthitruong/thongkettck;jsessionid=yFtyj1LCgGvdfk9Gpym3LhpN0MBD2MdfxH HOHWnhRGJShJv8mD1h!-1770818526!1023975637?_afLoop=85896187011000&_afWindowMode=0&_afWindowId=null#%40%3F_afWindowId%3Dnull%26_afLoop%3D85896187011000%26_afWindowMode%3D0%26_adf.ctrl-state%3D16udt5exwp_4
- Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia. (2019, May 27). Chiến tranh thương mại Mỹ – Trung tác động thế nào đến thị trường tài chính, chứng khoán, tiền tệ Việt Nam? – NFSC. *Ủy Ban Giám Sát Tài Chính Quốc Gia*. <http://nfsc.gov.vn/vi/nghien-cuu-trao-doi/chien-tranh-thuong-mai-my-trung-tac-dong-the-nao-den-thi-truong-tai-chinh-chung-khoan-tien-te-viet-nam/>
- Wang, Y., Wei, Y., & Wu, C. (2011). Analysis of the efficiency and multifractality of gold markets based on multifractal detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 390(5), 817–827. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2010.11.002>
- Wójcik, D., & Ioannou, S. (2020). COVID-19 and Finance: Market Developments So Far and Potential Impacts on the Financial Sector and Centres. *Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie*, 111(3), 387–400. <https://doi.org/10.1111/tesg.12434>
- World Bank. (2022). Vietnam Overview [Text/HTML]. *World Bank*. <https://www.worldbank.org/en/country/vietnam/overview>