

Tác động của lạm phát đến hoạt động của thị trường chứng khoán ở Việt Nam: Kiểm chứng bằng mô hình GARCH

Lê Việt Long

Kinh tế và Dự báo



(Jan. 6, 2022)

Tóm tắt

Bài viết nghiên cứu tác động của lạm phát đến thị trường chứng khoán Việt Nam bằng mô hình GARCH. Kết quả cho thấy, các chỉ số chứng khoán thường đồng biến với chỉ số lạm phát. Tỷ lệ lạm phát càng cao, kéo theo chỉ số thị trường chứng khoán càng lớn. Bên cạnh đó, nhà đầu tư chứng khoán Việt Nam thường đầu tư bằng các khoản vay tín dụng ngắn hạn và sử dụng đòn bẩy tài chính, dẫn đến nguy cơ thị trường và toàn bộ nền kinh tế thiếu ổn định.

<https://kinhtevadubao.vn/tac-dong-cua-lam-phat-den-hoat-dong-cua-thi-truong-chung-khoan-o-viet-nam-kiem-chung-bang-mo-hinh-garch-20903.html>

Tác động của lạm phát đến hoạt động của thị trường chứng khoán ở Việt Nam: Kiểm chứng bằng mô hình GARCH

LÊ VIỆT LONG*

Tóm tắt

Bài viết nghiên cứu tác động của lạm phát đến thị trường chứng khoán Việt Nam bằng mô hình GARCH. Kết quả cho thấy, các chỉ số chứng khoán thường đồng biến với chỉ số lạm phát. Tỷ lệ lạm phát càng cao, kéo theo chỉ số thị trường chứng khoán càng lớn. Bên cạnh đó, nhà đầu tư chứng khoán Việt Nam thường đầu tư bằng các khoản vay tín dụng ngắn hạn và sử dụng đòn bẩy tài chính, dẫn đến nguy cơ thị trường và toàn bộ nền kinh tế thiếu ổn định.

Từ khóa: lạm phát, thị trường chứng khoán Việt Nam, sự biến động lợi nhuận của cổ phiếu

Summary

Employing GARCH model, this article studies the impact of inflation on Vietnam's stock market. Research results show that VN-Index is often positive with inflation. The higher the inflation rate, the bigger the VN-Index. Besides, Vietnamese securities investors often invest with short-term loans and use financial leverage, triggering the risk of instability to the market and the whole economy.

Keywords: inflation, Vietnam's stock market, the volatility of stock returns

GIỚI THIỆU

Hoạt động của thị trường chứng khoán cho biết sức khỏe của toàn bộ nền kinh tế. Ở mức độ nào đó, các chỉ số của thị trường chứng khoán là yếu tố quan trọng thể hiện tình hình hoạt động kinh tế và thường bị ảnh hưởng bởi các yếu tố kinh tế vĩ mô. Trong các yếu tố kinh tế vĩ mô, một trong những yếu tố quan trọng nhất, được biểu thị bằng chỉ số tài chính tiền tệ, là tỷ lệ lạm phát. Do đó, Chính phủ thường đặt mục tiêu vào cả tỷ lệ lạm phát và tốc độ tăng trưởng cho nền kinh tế. Tuy nhiên, trong thời kỳ nhiều động, nền kinh tế kém hiệu quả hơn và thị trường chứng khoán biến động nhiều hơn, khó quản lý hơn. Các nhà hoạch định chính sách thường sử dụng ước tính biến động như một công cụ để đo lường mức độ dễ bị tổn thương của thị trường chứng khoán và các nhà đầu tư coi sự biến động này như một thước đo rủi ro. Vì thế, bản chất của sự biến động thị trường chứng khoán có ý nghĩa quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách lẫn nhà đầu tư.

Thị trường chứng khoán Việt Nam hoạt động và phát triển hơn 21 năm, song vẫn còn nhỏ và chưa hoàn thiện so với các thị trường chứng khoán khác trong khu vực và trên thế giới. Trong quá trình vận hành, thị trường chứng khoán Việt Nam luôn có những biến động song hành với quá trình chuyển đổi của nền kinh tế. Hai câu hỏi thường khiến các nhà hoạch định chính sách và nhà đầu tư quan tâm, đó là: Lạm phát có tác động đến thị trường chứng khoán không? Chúng ta có thể đo lường tác động này không? Bài viết này sẽ nghiên cứu tác động của lạm phát đến hoạt động của thị trường chứng khoán. Các phát hiện sẽ cung cấp cái nhìn sâu sắc về nguyên nhân và hướng khả thi để cải thiện hoạt động của thị trường chứng khoán Việt Nam trong tương lai.

CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Cơ sở lý thuyết

Tác động của sức khỏe nền kinh tế đối với sự biến động của sàn giao dịch chứng khoán và mức độ rủi ro mà lạm phát có thể gây ra cho các nhà đầu tư đã được ghi nhận ở nhiều quốc gia. Engle và Rangel (2005) đã phát hiện ra rằng, lạm phát có khả năng dự báo cao ở các thị trường mới nổi hơn là đối với các quốc gia phát triển như Canada. Một số nhà nghiên cứu khác như Saryal (2007) đã sử dụng mô hình ARCH tổng

* Trưởng phòng Đầu tư - Công ty Thuốc lá Thăng Long

Ngày nhận bài: 15/8/2021; Ngày phản biện: 10/9/2021; Ngày duyệt đăng: 15/9/2021

quát (GARCH) để ước tính biến động thị trường chứng khoán có điều kiện bằng cách sử dụng dữ liệu hàng tháng của Thổ Nhĩ Kỳ từ tháng 01/1986 đến tháng 9/2005. Kết quả cho thấy, tỷ lệ lạm phát có khả năng dự đoán cao để giải thích sự biến động của thị trường chứng khoán ở Thổ Nhĩ Kỳ.

Tại Việt Nam, Nguyễn Thị Thu Hiền và Đinh Thị Hồng Loan (2009) đã nghiên cứu ảnh hưởng của lạm phát đến thị trường chứng khoán bằng cách sử dụng hồi quy OLS với dữ liệu của VN-Index và từng ngành. Kết quả chỉ ra rằng, lạm phát là một yếu tố rủi ro hệ thống tác động đến thị trường chứng khoán nói chung. Lạm phát có ảnh hưởng tiêu cực đáng kể đến lợi tức cổ phiếu. Điều này cũng ngụ ý rằng, đầu tư vào thị trường chứng khoán không phải luôn an toàn trước lạm phát.

Tuy nhiên, mô hình OLS thường bị chỉ trích vì sức mạnh yếu của nó trong ước lượng chuỗi thời gian, do đó những phát hiện của Nguyễn Thị Thu Hiền và Đinh Thị Hồng Loan (2009) có thể còn có sự ngờ vực nhất định. Mô hình GARCH có thể là một lựa chọn tốt hơn để điều tra tác động của lạm phát trên thị trường chứng khoán, bởi vì mô hình này đã được chứng minh là đủ để nắm bắt các tính chất của biến động lợi nhuận cổ phiếu thay đổi theo thời gian. Mô hình GARCH đã được phát triển từ mô hình ARCH (phương sai thay đổi có điều kiện tự hồi quy). Ban đầu, mô hình ARCH được đề xuất bởi Engle (1982) và được tổng quát hóa bởi Bollerslev (1986). Trong phân tích dữ liệu kinh tế vĩ mô, Engle (1982) đã tìm thấy bằng chứng cho thấy các phương sai nhiễu trong các mô hình chuỗi thời gian kém ổn định hơn so với giả định thường thấy. Ví dụ, sự không chắc chắn của lợi nhuận thị trường chứng khoán, được đo lường bằng phương sai và hiệp phương sai, thay đổi theo thời gian. Do đó, chúng ta nên chú ý nhiều hơn đến phương sai thay đổi khi thực hiện phân tích chuỗi thời gian. Đối với bài toán này, cần xác định rõ phương sai động lực học (độ biến động, tính bằng %). Engle (1982) đề xuất mô hình ARCH như một phương án thay thế cho các phương pháp xử lý theo chuỗi thời gian tiêu chuẩn. Thực tế cho thấy, giai đoạn biến động cao tiếp tục diễn ra trong một thời gian sau giai đoạn biến động gia tăng, hiện tượng này được gọi là phân cụm biến động. Mô hình ARCH xem xét tính bền bỉ cao của sự biến động và do đó, đã trở thành một trong những công cụ phổ biến nhất để mô tả phương sai và độ biến động đang thay đổi. Mô hình ARCH (q) hình thành sự biến động như sau:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2$$

Trong đó:

- u_t : Hàng tử sai lệch (phần dư) tại thời điểm t ;
- σ_t^2 : Phương sai có điều kiện cho thời điểm hiện tại t ;
- u_{t-j}^2 : Phản hồi về sự biến động từ giai đoạn trước, được đo bằng bình phương độ trễ của phần dư từ phương trình.

Sự biến động thay đổi theo thời gian được ghi lại bằng cách cho phép giả định sự biến động phụ thuộc

vào các giá trị trễ của u_t và q , được chọn sao cho phần dư của phương trình phương sai là nhiễu trắng. Tất cả các hệ số trong phương trình phương sai có điều kiện bắt buộc phải không âm. Tuy nhiên, vấn đề phân tích cú pháp trong mô hình ARCH, như cách xác định giá trị của q và vi phạm các ràng buộc tích cực đã khiến Bollerslev (1986) mở rộng mô hình ARCH thành mô hình GARCH. Ưu điểm của mô hình GARCH là một số hạng tử nhỏ dường như hoạt động tốt bằng hoặc tốt hơn so với mô hình ARCH có nhiều hạng tử. Phương trình cho GARCH (p, q) như sau:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2$$

Mô hình GARCH linh hoạt hơn và phản ánh tốt hơn hiện tượng phân cụm biến động trong những thay đổi của chuỗi thời gian tài chính. Bằng cách thêm các biến tử trễ có điều kiện (hạng tử GARCH) của p giai đoạn trước trong chuỗi, GARCH đã chứng minh sự phù hợp tốt nhất với dữ liệu chuỗi thay đổi theo thời gian. Nói chung, GARCH (p, q) tương đương với ARCH ($p + q$) khi áp dụng cho cùng một dữ liệu chuỗi thời gian, nhưng các mô hình GARCH có thể mô tả dữ liệu chuỗi tốt hơn so với ARCH vì ARCH phải sử dụng quá nhiều số hạng dư bình phương có độ trễ. Vì vậy, các mô hình GARCH thực sự mạnh mẽ và tiên tiến cho các chuỗi thời gian tài chính. Một số sự phát triển tiếp theo của mô hình GARCH bao gồm: GARCH (1,1) của Engle (1993); mô hình thay đổi có điều kiện tổng quát tích hợp (IGARCH) của Nelson (1991); mô hình GARCH bậc hai (QGARCH) của Sentana (1995); ngưỡng mô hình GARCH (TGARCH) của Zakoian (1994).

Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng mô hình GARCH (1,1) mở rộng để ước lượng tác động của lạm phát đến hoạt động của thị trường chứng khoán ở Việt Nam, được trình bày như sau:

$$R_t = \beta_1 + \beta_2 R_{t-1} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \alpha_1 CPI_t$$

Điều kiện của mô hình: $\delta_1 + \gamma_1 < 1$

Trong đó, CPI_t là chỉ số giá tiêu dùng, biểu thị thực tế của lạm phát.

Dữ liệu nghiên cứu

Tác giả sử dụng dữ liệu thứ cấp lấy từ Tổng cục Thống kê và từ Sở Giao dịch

Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HoSE). Trong đó, dữ liệu lạm phát được lấy vào cuối mỗi tháng từ tháng 8/2000 đến tháng 7/2021. Tần suất dữ liệu là hàng tháng để đảm bảo đủ số lượng quan sát. Chỉ số lạm phát được thể hiện bằng sự biến động của chỉ số giá tiêu dùng hàng tháng. Chuỗi dữ liệu chỉ số giá tiêu dùng là sự so sánh mức tăng/giảm (%) của tháng t với tháng t-1. Giá trị VN-Index được lấy vào phiên giao dịch cuối cùng của mỗi tháng từ HoSE.

Lợi tức thị trường chứng khoán được tính theo công thức sau:

$$R_t (\%) = 100 \times \frac{VNI_t - VNI_{t-1}}{VNI_{t-1}}$$

Trong đó: R_t là lợi nhuận thị trường tại thời điểm t; VNI_t là VN-Index tại tháng thứ t; $VNI_{(t-1)}$ là VN-Index tại tháng t-1. Như vậy, hai biến R và CPI có ý nghĩa quan sát tương đương nhau, là giá trị chỉ số của tháng t so với tháng t-1, được biểu thị bằng tốc độ thay đổi (%). Chỉ số tháng sau > 100% so với tháng trước thể hiện sự gia tăng; ngược lại, chỉ số tháng sau < 100% so với tháng trước thể hiện mức giảm tương đối. Các thông tin, như: số lượng mã niêm yết, nhóm ngành niêm yết và giá trị vốn hóa thị trường tại HoSE phản ánh đầy đủ bản chất của thị trường chứng khoán Việt Nam. Do đó, dữ liệu có thể giúp đảm bảo rằng các kết quả nghiên cứu là đáng tin cậy, khách quan và phản ánh sát thực tế hoạt động của thị trường.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Thống kê mô tả

Thống kê mô tả dữ liệu được thể hiện trong Bảng 1. Theo đó, cả hai biến R và CPI đều bị lệch về phía bên phải (có hệ số lệch dương là 0,289 và 1,515). Hệ số độ nhọn của hai biến vượt quá 3, cho thấy cả hai chuỗi đều có phân phối có đuôi rộng hơn và có giá trị cao nhất ở mức trung bình hơn so với phân phối chuẩn. Điều này có nghĩa là chúng ta cần kiểm định nghiệm đơn vị.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Phương pháp Augmented Dickey - Fuller (ADF) được sử dụng để kiểm định nghiệm đơn vị xem R_t và CPI_t có phải là các chuỗi không dừng. Bảng 2 cho thấy, các giá trị tới hạn ở mức 1% và 5% lần lượt là -3,456 và -2,872, do đó R_t và CPI_t đều được xác định là chuỗi không dừng. Kết quả này cho phép phân tích sâu hơn

BẢNG 1: THỐNG KÊ MÔ TẢ DỮ LIỆU

| Các biến | R | CPI |
|--------------------------|----------|----------|
| Trung bình | 101,4841 | 100,5172 |
| Trung vị | 100,8154 | 100,3550 |
| Lớn nhất | 138,5171 | 103,9100 |
| Nhỏ nhất | 65,66302 | 98,46000 |
| Độ lệch chuẩn | 9,716498 | 0,769575 |
| Hệ số bất đối xứng | 0,289238 | 1,515395 |
| Hệ số độ nhọn | 4,849501 | 6,372016 |
| Kiểm định Jarque-Bera | 39,43052 | 215,8399 |
| Với xác suất | 0,000000 | 0,000000 |
| Tổng | 25573,99 | 25330,33 |
| Tổng bình phương độ lệch | 23697,00 | 148,6537 |
| Số quan sát | 252 | 252 |

BẢNG 2: KIỂM ĐỊNH ADF

| Đối với biến R_t : | | | |
|--|------------|--------------|--|
| Giả thiết vô hiệu: R có nghiệm đơn vị | | | |
| Biến ngoại sinh: Hằng số | | | |
| Độ trễ: 0 (Tự động - dựa vào SIC, trễ lớn nhất = 15) | | | |
| | Thống kê-t | Với xác suất | |
| Thống kê phép thử Augmented Dickey-Fuller | -10,93574 | 0,0000 | |
| Mức tới hạn: | Mức 1% | -3,456302 | |
| | Mức 5% | -2,872857 | |
| | Mức 10% | -2,572875 | |
| Đối với biến CPI_t : | | | |
| Giả thiết vô hiệu: CPI có nghiệm đơn vị | | | |
| Biến ngoại sinh: Hằng số | | | |
| Độ trễ: 0 (Tự động - dựa vào SIC, trễ lớn nhất = 15) | | | |
| | Thống kê-t | Với xác suất | |
| Thống kê phép thử Augmented Dickey-Fuller | -8,051721 | 0,0000 | |
| Mức tới hạn: | Mức 1% | -3,456302 | |
| | Mức 5% | -2,872857 | |
| | Mức 10% | -2,572875 | |

Nguồn: Tính toán của tác giả

mối quan hệ giữa lạm phát và chỉ số chứng khoán bằng cách sử dụng mô hình GARCH(1,1).

Kết quả phân tích

Tác động của lạm phát đối với sự biến động của chỉ số chứng khoán được kiểm chứng thông qua mô hình GARCH(1,1), được mở rộng với biến độc lập (ở đây là CPI_t).

Phương trình ước lượng:

$$R = C(1) + C(2)*R(-1)$$

$$GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*CPI$$

BẢNG 3: KẾT QUẢ HỒI QUY CỦA MÔ HÌNH GARCH(1,1) MỞ RỘNG

| | | | | | |
|---|-------------|-----------|------------------------------|------------|--------------|
| Biến phụ thuộc: R | | | | | |
| Phương pháp: ML ARCH - Normal distribution (Bước BFGS/Marquardt) | | | | | |
| Ngày: 08/19/21 Giờ: 21:34 | | | | | |
| Mẫu (điều chỉnh): 9/29/2000-7/30/2021 | | | | | |
| Bao gồm các quan sát: 251 sau khi hiệu chỉnh | | | | | |
| Cấu hình ước lượng: tol = 0,00010, dẫn xuất = số học (tuyến tính) | | | | | |
| Giá trị ban đầu: C(1) = 65,6432, C(2) = 0,35258, C(3) = 82,1422, C(4) = 0,15000, C(5) = 0,60000, C(6) = 0,00000 | | | | | |
| Cải thiện sự hợp lý đã chấm dứt (số ít hessian) sau 50 vòng lặp | | | | | |
| Phương sai hệ số được tính toán sử dụng từ yếu tố bên ngoài đường độ dốc | | | | | |
| Phương sai mẫu cho trước: dự báo ngược lại (tham số = 0,7) | | | | | |
| GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*CPI | | | | | |
| | Biến | Hệ số | Sai số chuẩn | Thống kê-z | Với xác suất |
| | C | 79,19218 | 7,620809 | 10,39157 | 0,0000 |
| | R(-1) | 0,216486 | 0,075308 | 2,874669 | 0,0040 |
| Phương trình phương sai | | | | | |
| | C | -661,9713 | 294,4567 | -2,248111 | 0,0246 |
| | RESID(-1)^2 | 0,274304 | 0,096711 | 2,836310 | 0,0046 |
| | GARCH(-1) | 0,597505 | 0,108799 | 5,491836 | 0,0000 |
| | CPI | 6,692404 | 2,950267 | 2,268406 | 0,0233 |
| R ² | | 0,105347 | Trung bình biến phụ thuộc | | 101,4366 |
| R ² hiệu chỉnh | | 0,101754 | Độ lệch chuẩn biến phụ thuộc | | 9,706621 |
| Sai lệch chuẩn của hồi quy | | 9,199534 | Tiêu chuẩn thông tin Akaike | | 7,045838 |
| Tổng bình phương phần dư | | 21073,22 | Tiêu chuẩn Schwarz | | 7,130111 |
| Logarite hàm hợp lý | | -878,2526 | Tiêu chuẩn Hannan-Quinn | | 7,079751 |
| Thống kê Durbin-Watson | | 1,677912 | | | |

Nguồn: Tính toán của tác giả

Thay thế các hệ số, ta có phương trình ước lượng cụ thể như sau:

$$R = 79,1921762286 + 0,216485941518 * R(-1)$$

$$GARCH = -661,97133415 + 0,274303602489 * RESID(-1)^2 + 0,59750538778 * GARCH(-1) + 6,69240350809 * CPI$$

Bảng 3 cho thấy, tổng hệ số của RESID(-1)² và GARCH(-1) (của bình phương phần dư trễ và phương sai trễ 1 bước) trong phương trình phương sai là 0,274304 + 0,597505 = 0,8718 < 1 và khá sát với 1, cho thấy sự thích hợp đáng kể của mô hình so với thực tế. Hệ số của CPI có xác suất bằng 0,0233 nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$, do đó, hệ số này có ý nghĩa thống kê. Hệ số ước lượng của biến CPI là 6,6924, nghĩa giá trị CPI tăng 1% có thể làm VN-Index tăng tới 6,69%. Nói cách khác, tỷ lệ lạm phát càng cao, thì chỉ số chứng khoán càng lớn. Biến động của VN-Index so với CPI, hay dao động của R_t so với CPI gần như khớp nhau về tần số và bước sóng, hơn nữa thường cùng chiều. Lạm phát có tác động tương đối mạnh đến sự biến động của chỉ số chứng khoán do thị trường chứng khoán Việt Nam

đang trong giai đoạn đầu phát triển, bao gồm những đặc điểm sau:

- Tâm lý bầy đàn hay tâm lý đám đông của người chơi chứng khoán là rất phổ biến và tác động rất lớn đến sự biến động của thị trường. Đây là một hiện tượng không tác động tích cực đến các thị trường mới nổi. Nó làm suy yếu thị trường, dẫn đến bất ổn do giá cổ phiếu bị thổi lên quá cao hoặc giảm xuống quá thấp, thậm chí nó còn là nguyên nhân dẫn đến bong bóng chứng khoán. Tâm lý bầy đàn tạo điều kiện cho nạn làm giá, thao túng giá cổ phiếu và thúc đẩy đầu cơ. Thực tế, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trải qua những thời kỳ như thế, điển hình là giai đoạn 2006 đến đầu năm 2007. Khi nhu cầu vốn đổ vào thị trường thứ cấp tăng đột biến đã dẫn đến lượng tiền lưu thông lớn. Điều này gây ra lạm phát cao (theo cùng một hướng và cùng

một nhịp độ hoặc tốc độ). Một nguyên nhân quan trọng khác là do lượng vốn lớn như vậy không chảy trực tiếp (đầu tư dài hạn) vào nhu cầu sản xuất và dịch vụ của nền kinh tế. Hệ quả là nó gây ra vỡ bong bóng chứng khoán trong giai đoạn tiếp theo.

- Mức độ quốc tế hóa của các hoạt động giao dịch và thị trường chung còn khá thấp. Số lượng nhà đầu tư nước ngoài và danh mục đầu tư nước ngoài chiếm tỷ trọng tương đối thấp (khoảng 20% tổng vốn hóa thị trường).

- Các nhà đầu tư chứng khoán Việt Nam thường đầu tư bằng các khoản vay tín dụng ngắn hạn và sử dụng đòn bẩy tài chính dẫn đến thị trường và toàn bộ nền kinh tế không ổn định.

- Khi lạm phát gia tăng, một lượng vốn khổng lồ trong dân chúng đã chuyển từ tích trữ trong ngân hàng sang đầu tư vào chứng khoán để chống lại sự trượt giá.

- Khi lạm phát cao, các công ty Việt Nam thường chuyển sang huy động vốn thông qua thị trường chứng khoán. Tất cả những đặc điểm này giải thích tại sao tỷ

lệ lạm phát có tác động tương đối mạnh đến tốc độ thay đổi của chỉ số chứng khoán. Trong 21 năm qua, có những giai đoạn thị trường chứng khoán rất nhạy cảm với các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô và đã có những xáo trộn mạnh. Theo kết quả ước lượng, thị trường chứng khoán bị ảnh hưởng mạnh do sự bất ổn (giai đoạn 2000-2002); hay do tính chất đầu cơ, tạo bong bóng (giai đoạn 2006-2007); do trải qua thời kỳ khủng hoảng (2008-2009); hoặc do ảnh hưởng của đợt dịch Covid-19 (tháng 3, tháng 4 năm 2020), ảnh hưởng đến tính đều đặn trong hoạt động của thị trường.

KẾT LUẬN

Bài viết xem xét tác động của lạm phát đến thị trường chứng khoán Việt Nam thông qua sử dụng mô hình GARCH (1,1) với biến độc lập. Kết quả cho thấy, chỉ số chứng khoán thường đồng biến (tăng/giảm) với chỉ số lạm phát. Các nhà đầu tư chứng khoán Việt Nam thường đầu tư bằng các khoản vay tín dụng ngắn hạn và sử dụng đòn bẩy tài chính dẫn đến thị trường và toàn bộ nền kinh tế bị ảnh hưởng. Bản chất của các hình thức đầu tư ngắn hạn hoặc đầu cơ (lướt sóng) là rất phổ biến, do đó, Chính phủ cần đặt mục tiêu không chỉ là hạn chế lạm phát, mà còn phải cải thiện các quy định quản lý và giám sát thị trường chứng khoán Việt Nam. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Nguyễn Thu Hiền, Đinh Thị Hồng Loan (2009). Tác động của lạm phát lên suất sinh lợi đầu tư cổ phiếu - Nhận định từ nghiên cứu dữ liệu thị trường chứng khoán Việt Nam, *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 224, 11-18
2. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of econometrics*, 3(3), 307-327
3. Chou, R. Y., Chou, H. C., Liu, N. (2009). *Range Volatility Models and Their Applications in Finance*, The Handbook of Quantitative Finance and Risk Management, Published by Springer
4. Davis, N., Kutun, A. M. (2003). Inflation and output as predictors of stock returns and volatility: international evidence, *Applied Financial Economics*, 13(9), 693-700
5. Engle, R. (1993). *An Introduction to the Use of ARCH/GARCH models in Applied Econometrics*, Stern School of Business, New York University, New York, New York, and Chancellor's
6. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007
7. Engle, R. F., Rangel, J. G. (2005). *The spline garch model for unconditional volatility and its global macroeconomic causes*, SC-CFE-04-05
8. Gujarati (2004). *Basic Econometrics* (4th Edition), The McGraw-Hill Companies
9. Hoang, V. Q. (2002). Empirical Evidence of Conditional Heteroskedasticity in Vietnam's Stock Returns Time Series, *Banking*, 32(10), 1-7
10. Kutun, A. M., Aksoy, T. (2003). Public information arrival and the Fisher effect in Emerging Markets: Evidence from stock and bond Markets in Turkey, *Journal of Financial Services Research*, 23(3), 225-239
11. Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59(2), 347-370
12. Pindyck R. (1984). Risk, Inflation and the Stock Market, *American Economic Review*, 74, 335-351
13. Saryal, F. S. (2007). Does Inflation Have an Impact on Conditional Stock Market Volatility? Evidence from Turkey and Canada, *Finance and Economics*, 11(11)

Kinh tế và Dự báo

Online
CƠ QUAN CỦA BỘ KẾ HOẠCH VÀ ĐẦU TƯ

<https://kinhtevadubao.vn/tac-dong-cua-lam-phat-den-hoat-dong-cua-thi-truong-chung-khoan-o-viet-nam-kiem-chung-bang-mo-hinh-garch-20903.html>