

# ẢNH HƯỞNG CỦA LẠM PHÁT ĐẾN ĐỘ BIẾN ĐỘNG GIÁ CỔ PHIẾU: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

**Võ Quốc Anh**

*Trường Đại học Kiên Giang  
Email: voquocanh01@gmail.com*

**Trương Đông Lộc**

*Trường Đại học Cần Thơ  
Email: tdloc@ctu.edu.vn*

Ngày nhận: 17/3/2017

Ngày nhận bản sửa: 28/5/2017

Ngày duyệt đăng: 25/10/2017

## **Tóm tắt:**

*Mục tiêu của bài viết này là nghiên cứu ảnh hưởng của yếu tố lạm phát đến mức độ biến động giá của các cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE). Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm chuỗi chỉ số VN-Index và chỉ số giá tiêu dùng (CPI) theo tần suất tháng trong giai đoạn từ 7/2000 đến 01/2017. Kết quả ước lượng bằng mô hình GARCH cho thấy lạm phát có tác động nghịch biến đến mức độ biến động giá của cổ phiếu với một độ trễ thời gian. Tuy nhiên, kết quả ước lượng bằng mô hình EGARCH lại cho thấy lạm phát lại không có tác động đến độ biến động giá của cổ phiếu niêm yết trên HOSE.*

**Từ khóa:** Biến động giá cổ phiếu, lạm phát, GARCH, EGARCH, HOSE

## **The effect of inflation on stock price volatility: Empirical evidence from Ho Chi Minh Stock Exchange**

### *Abstract:*

*The objective of this study is to investigate the effect of inflation on stock price volatility on Ho Chi Minh Stock Exchange (HOSE). The data used in this study is monthly series of the VN-Index and the consumer price index (CPI) over the period from July 2000 to January 2017. The results derived from the GARCH model show that inflation has a negative effect on stock price volatility with given time lags. However, by using EGARCH model, it is found that inflation does not have any significant effects on price volatility of stocks listed on the HOSE.*

*Keywords: Stock price volatility; inflation; GARCH; EGARCH; HOSE.*

## **1. Giới thiệu**

Độ biến động giá là một thước đo vô cùng quan trọng trong hoạt động đầu tư chứng khoán bởi lẽ nó cho biết mức độ rủi ro mà các nhà đầu tư có thể phải gánh chịu. Về phương diện lý thuyết, có rất nhiều yếu tố vĩ mô có thể ảnh hưởng đến độ biến động của cổ phiếu (Schwert, 1989; Kearney & Daly, 1998; Kearney, 2000; Morelli, 2002), trong đó có cả yếu tố lạm phát. Các nghiên cứu thực nghiệm ở ngoài

nước (ví dụ như Hoa Kỳ, Úc, Thổ Nhĩ Kỳ, Nigeria, Ghana...) về ảnh hưởng của lạm phát đến độ biến động giá của cổ phiếu có thể được phân chia làm hai trường phái. Trường phái thứ nhất xem xét ảnh hưởng của độ biến động lạm phát đến độ biến động cổ phiếu (Schwert, 1989; Kearney & Daly, 1998; Kearney, 2000; Morelli, 2002; Liljebloom & Stenius, 1997), trong khi đó, nghiên cứu ảnh hưởng của tỷ lệ lạm phát đến độ biến động cổ phiếu là mối quan tâm

của trường phái thứ hai (Davis & Kutan, 2003; Aliyu, 2012). Kết quả của các nghiên cứu thực nghiệm về chủ đề trên cho đến nay vẫn còn chưa thống nhất với nhau. Một số tác giả đã tìm thấy mối quan hệ giữa lạm phát và độ biến động giá của cổ phiếu (Kearney & Daly, 1998; Aliyu, 2012), trong khi có tác giả lại không tìm thấy mối quan hệ này (Morelli, 2002). Hơn thế nữa, chiều hướng ảnh hưởng của lạm phát đến độ biến động cổ phiếu cũng là một vấn đề hiện còn đang tranh cãi. Kearney (2000) cho rằng lạm phát có tác động nghịch chiều đến độ biến động giá của cổ phiếu, trong khi Kearney & Daly (1998), Liljeblom & Stenius (1997), Aliyu (2012) lại tìm thấy cả hai dạng: ảnh hưởng đồng biến và ảnh hưởng nghịch biến trong nghiên cứu của mình.

Trên thị trường chứng khoán Việt Nam, một vài nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến mối quan hệ giữa lạm phát và giá cổ phiếu đã được công bố (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Trương Đông Lộc, 2014; Thân Thị Thu Thủy & Võ Thị Thủy Dương, 2015). Tuy nhiên, các nghiên cứu này đều phân tích cổ phiếu ở khía cạnh thay đổi giá mà không phải là độ biến động giá. Mục tiêu của nghiên cứu này là bổ sung các bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của lạm phát đến mức độ biến động giá cổ phiếu trên HOSE. Đây là một khía cạnh mà theo sự hiểu biết tốt nhất của nhóm nghiên cứu hiện vẫn còn là một khoảng trống. Ngoài ra, kết quả của nghiên cứu này sẽ là một nguồn thông tin vô cùng quan trọng đối với các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách. Về phương diện đầu tư, nếu lạm phát có ảnh hưởng đến độ biến động thì trong quá trình ước lượng lợi nhuận kỳ vọng, các nhà đầu tư cần cân nhắc đến lạm phát như là một yếu tố rủi ro. Ở góc nhìn điều hành vĩ mô, các nhà hoạch định chính sách có lẽ cần thi hành các chính sách phù hợp để kiểm chế lạm phát nếu như tồn tại mối quan hệ đồng biến giữa lạm phát và độ biến động của thị trường cổ phiếu nhằm mục tiêu bảo vệ tính ổn định của thị trường chứng khoán nói chung.

Phần còn lại của bài viết này được cấu trúc như sau: Mục 2 giới thiệu cơ sở lý thuyết; Mục 3 mô tả số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu; Mục 4 tóm tắt các kết quả nghiên cứu; và cuối cùng kết luận và khuyến nghị của bài viết sẽ được trình bày ở Mục 5.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Mối quan hệ giữa lạm phát và độ biến động giá cổ phiếu có thể được giải thích thông qua mô hình lý

thuyết của Schwert (1989). Mô hình này được xây dựng dựa trên một lập luận hết sức phổ biến trong tài chính, đó là giá cổ phiếu bằng tổng các giá trị hiện tại (*present value*) của những dòng tiền mà nhà đầu tư nhận được từ cổ phiếu trong tương lai. Phương trình biểu diễn giá cổ phiếu có thể được viết như là:

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{D_{t+k}}{(1 + R_{t+k})^k}$$

Trong đó,  $E_{t-1}$  là toán tử kỳ vọng có điều kiện dựa trên thông tin ở thời điểm  $t-1$ ;  $P_t$  là giá cổ phiếu ở thời điểm  $t$ ;  $D_{t+k}$  là lãi vốn cộng cổ tức của cổ phiếu ở thời điểm  $t+k$ ;  $R_{t+k}$  là tỷ suất chiết khấu ở thời điểm  $t+k$ . Như vậy, giá cổ phiếu kỳ vọng dựa trên thông tin đã có ở thời điểm  $t-1$  sẽ là kỳ vọng của tổng các giá trị hiện tại của những dòng tiền dành cho nhà đầu tư. Sự thay đổi của các yếu tố vĩ mô có thể kéo theo sự biến động của các yếu tố  $D_{t+k}$  và  $R_{t+k}$ , từ đó làm ảnh hưởng đến độ biến động của giá cổ phiếu.

Trong bài viết này, chúng tôi sử dụng yếu tố lạm phát như là một biến số vĩ mô để nghiên cứu ảnh hưởng của nó đến độ biến động giá của các cổ phiếu (chỉ số VN-Index). Ảnh hưởng của thông tin về lạm phát đến độ biến động giá cổ phiếu có thể được lý giải thông qua 2 con đường. Thứ nhất, khi lạm phát thay đổi, chi phí và doanh thu của các công ty sẽ thay đổi. Điều này có thể làm thay đổi lãi vốn (do giá cổ phiếu thay đổi) và cổ tức mà các cổ đông được hưởng hay nói khác đi, lạm phát ảnh hưởng đến dòng tiền. Thứ hai, nếu lạm phát tăng, rất có thể các nhà đầu tư sẽ yêu cầu một tỷ suất chiết khấu lớn hơn và ngược lại. Điều này khiến cho  $R_{t+k}$  cũng có khả năng bị tác động bởi yếu tố lạm phát. Nói tóm lại, sự thay đổi của lạm phát có thể sẽ làm độ biến động giá cổ phiếu thay đổi do nó ảnh hưởng đến cả 2 biến số  $D_{t+k}$  và  $R_{t+k}$  trong mô hình của Schwert (1989).

## 3. Số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu

### 3.1. Phương pháp thu thập số liệu

Nghiên cứu này được thực hiện dựa trên dữ liệu giá đóng cửa của chỉ số VN-Index và chỉ số giá tiêu dùng (CPI) theo tần suất tháng trong giai đoạn từ 7/2000 đến 01/2017. Trong đó, chỉ số VN-Index được dùng để tính toán tỷ suất lợi nhuận và ước lượng độ biến động giá của cổ phiếu. Dữ liệu CPI (thường được dùng để đo lường mức độ lạm phát) được thu thập từ website của Tổng cục Thống kê ([www.gso.gov.vn](http://www.gso.gov.vn)). Giá đóng cửa của chỉ số VN-Index được thu thập vào ngày giao dịch cuối cùng trong tháng tại website của HOSE ([www.hsx.vn](http://www.hsx.vn)).

Các mô hình định lượng được sử dụng trong nghiên cứu này đòi hỏi dữ liệu phải có tính dừng (*stationary*). Vì lý do này, giá đóng cửa của chỉ số VN-Index sẽ được biến đổi sang dạng tỷ suất lợi nhuận kép liên tục (*continuously compounded return*) của chính nó. Tỷ suất lợi nhuận sẽ cho biết tốc độ thay đổi của chỉ số giá chứng khoán bằng bao nhiêu và tỷ suất này cũng chính là đầu vào của các mô hình đo lường độ biến động. Cách thức đo lường tỷ suất lợi nhuận được biểu diễn bằng công thức:

$$r_t = \log(Close_t) - \log(Close_{t-1})$$

$r_t$  là tỷ suất lợi nhuận của chỉ số VN-Index ở thời điểm  $t$ .

$Close_t$  và  $Close_{t-1}$  lần lượt là giá đóng cửa của chỉ số VN-Index ở thời điểm  $t$  và thời điểm  $t-1$ .

### 3.2. Phương pháp nghiên cứu

Trong bài viết này, độ biến động giá của cổ phiếu được ước lượng bằng mô hình GARCH (1,1) do Bollerslev (1986) đề xuất. Một cách cụ thể, mô hình này có dạng như sau:

$$r_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p r_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

$r_t$  là tỷ suất lợi nhuận thị trường ở thời điểm  $t$ ; Phương trình (1) và (2) lần lượt là phương trình trung bình và phương trình phương sai có điều kiện của mô hình. Phương trình trung bình được ước lượng bằng mô hình tự hồi quy (bậc  $m$ ) kết hợp trung bình trượt (bậc  $n$ ), ký hiệu là ARMA ( $m, n$ ). Giá trị  $m$  và  $n$  được chuẩn đoán dựa trên phương pháp Box-Jenkins.

$\varepsilon_t$  là sai số nhiễu trắng ở thời điểm  $t$ ;  $h_t$  là phương sai có điều kiện ở thời điểm  $t$ ;  $\mu, \varphi_p, \theta_q$  và  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  là các tham số của phương trình trung bình và phương trình phương sai có điều kiện. Các tham số của mô hình GARCH (1,1) phải thỏa mãn:  $\alpha_0 > 0$ ;  $\alpha_1 > 0$ ;  $\alpha_2 > 0$ ;  $\alpha_0 + \alpha_2 < 1$ .

Trong thống kê, phương sai được biết đến như là một công cụ dùng để đo lường độ biến động. Vì vậy, ảnh hưởng của lạm phát đến động biến động của cổ phiếu có thể được khám phá một cách dễ dàng bằng cách tích hợp thông tin về lạm phát vào phương trình phương sai có điều kiện  $h_t$ :

$$r_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p r_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \gamma CPI_{t-1} \quad (4)$$

Nghiên cứu này sử dụng chỉ số giá tiêu dùng như

là một biến số đại diện cho yếu tố lạm phát và ký hiệu  $CPI_{t-1}$  là độ trễ một giai đoạn của chỉ số giá tiêu dùng. Nhiều nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Việt Nam cho thấy, thị trường không hiệu quả ngay cả ở mức độ yếu (Truong & cộng sự, 2010; Do & cộng sự, 2015).<sup>1</sup> Vì lý do này, thông tin về lạm phát ở tháng  $t$  nào đó có thể sẽ không lập tức phản ánh vào giá cổ phiếu ở tháng  $t$ . Sử dụng  $CPI_{t-1}$  để nghiên cứu thay vì  $CPI_t$  sẽ phù hợp hơn trong bối cảnh không hiệu quả của thị trường.

$\gamma$  là tham số liên quan đến lạm phát. Để biết lạm phát có tác động đến độ biến động giá cổ phiếu hay không, cần phải xem xét tính phù hợp (về mặt thống kê) của giả thuyết liên quan đến tham số này. Cặp giả thuyết về tham số  $\gamma$  như sau:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma \neq 0$$

Nếu giả thuyết  $H_0$  bị bác bỏ về mặt thống kê, lạm phát được cho là có ảnh hưởng đến độ biến động giá của cổ phiếu và ngược lại.

Tương tự với phương pháp của Aliyu (2012), độ trễ một giai đoạn của lạm phát bình quân cũng được sử dụng để nghiên cứu ảnh hưởng của lạm phát lên độ biến động của cổ phiếu:<sup>2</sup>

$$r_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p r_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \lambda ACPI_{t-1} \quad (6)$$

Với  $ACPI_{t-1}$  là độ trễ một giai đoạn của chỉ số giá tiêu dùng bình quân.

$$ACPI_t = \frac{CPI_t + CPI_{t-1} + CPI_{t-2}}{3}$$

$\lambda$  là tham số đo lường ảnh hưởng của lạm phát bình quân (dạng độ trễ một giai đoạn) đến độ biến động giá cổ phiếu. Giả thuyết về tham số này như sau:

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

Nếu giả thuyết  $H_0$  bị bác bỏ về mặt thống kê, độ trễ của lạm phát bình quân được cho là có ảnh hưởng đến độ biến động giá của cổ phiếu và ngược lại.

Lạm phát được cho là có ảnh hưởng đến độ biến động cổ phiếu nếu hệ số  $\lambda$  của phương trình (6) có ý nghĩa về mặt thống kê và ngược lại. ACPI ưu việt hơn so với CPI bởi vì nó không chỉ sử dụng thông tin về lạm phát của một tháng liền trước mà bao hàm thông tin của cả 3 tháng liền kề. Nhà đầu tư rất có khả năng sẽ sử dụng thông tin về lạm phát ở một thời

gian đủ dài để ra quyết định giao dịch chứ không chỉ là một tháng gần nhất. Vì vậy, độ biến động của cổ phiếu rất có khả năng bị ảnh hưởng bởi độ trễ của ACPI.

Bên cạnh việc sử dụng mô hình GARCH, nhóm nghiên cứu còn sử dụng thêm mô hình EGARCH (Nelson, 1991) để ước lượng độ biến động giá của cổ phiếu. Ưu điểm của EGARCH so với GARCH nằm ở chỗ phương sai có điều kiện được logarit hóa để bảo đảm rằng phương sai không thể nhận giá trị âm. Mặt khác, EGARCH còn cho phép cú sốc âm và cú sốc dương có tác động khác nhau đến độ biến động của cổ phiếu.<sup>3</sup> Mô hình EGARCH có dạng:

$$r_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p r_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\log(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \omega_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \omega_3 \log(h_{t-1}) \quad (8)$$

Phương trình (8) là phương trình phương sai có điều kiện của mô hình EGARCH và  $\omega_0, \omega_1, \omega_2, \omega_3$  là các tham số của mô hình.

Tương tự với trường hợp của mô hình GARCH, các biến số  $CPI_{t-1}$  và  $ACPI_{t-1}$  được thêm vào phương trình phương sai có điều kiện để kiểm định ảnh hưởng của lạm phát lên độ biến động của cổ phiếu:

Mô hình với  $CPI_{t-1}$ :

$$r_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p r_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\log(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \omega_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \omega_3 \log(h_{t-1}) + \gamma CPI_{t-1} \quad (10)$$

Mô hình với  $ACPI_{t-1}$ :

$$r_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p r_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\log(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \omega_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \omega_3 \log(h_{t-1}) + \gamma ACPI_{t-1} \quad (12)$$

Các tham số  $\gamma$  và  $\lambda$  vẫn là các tham số đo lường tác động của lạm phát và độ trễ lạm phát bình quân lên độ biến động giá của cổ phiếu và chúng được kỳ vọng có ý nghĩa về mặt thống kê.

#### 4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 trình bày các kết quả thống kê của tỷ suất lợi nhuận thị trường (tỷ suất lợi nhuận của VN-Index), chỉ số giá tiêu dùng và chỉ số giá tiêu dùng bình quân 3 tháng liền kề. Nhìn chung, độ lệch chuẩn của tỷ suất lợi nhuận cho thấy tỷ suất lợi nhuận biến động mạnh so với trung bình của nó. Trong khi đó, chỉ số giá tiêu dùng và chỉ số giá tiêu dùng bình quân 3 tháng có độ lệch chuẩn khá nhỏ so với trung bình của chúng.

Skewness của tỷ suất lợi nhuận âm và Kurtosis của tỷ suất lợi nhuận lớn hơn 4 cho thấy tỷ suất lợi nhuận có phân phối lệch trái (*left-tailed*) và đuôi dày (*leptokurtic*) so với phân phối chuẩn.<sup>4</sup>

Kết quả của kiểm định ADF cho thấy giả thuyết  $H_0$  có thể bị bác bỏ ở cả 3 chuỗi dữ liệu với: mức

**Bảng 1: Một số thông tin thống kê cơ bản của với dữ liệu**

	$r_t$	$CPI_t$	$ACPI_t$
Trung bình	0,0097	100,5890	100,5949
Trung vị	0,0030	100,4000	100,4433
Giá trị lớn nhất	0,3258	103,9100	103,0333
Giá trị nhỏ nhất	-0,4206	99,2000	99,4567
Độ lệch chuẩn	0,1025	0,8133	0,6791
Skewness	-0,1884	1,4866	1,5340
Kurtosis	4,8760	5,6189	5,6589
Kiểm định Jarque-Bera	30,2068*	130,1679*	135,2869*
Kiểm định ADF	-9,4145*	-3,2826***	-3,2858***
Số quan sát	198	199	197

Ký hiệu \* và \*\*\* lần lượt là bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ở mức ý nghĩa 1% và 10%. Giả thuyết  $H_0$  của kiểm định Jarque-Bera là dữ liệu có phân phối chuẩn; giả thuyết  $H_0$  của Kiểm định ADF là dữ liệu có nghiệm đơn vị (*unit root*).

**Bảng 2: Kết quả phân tích bằng mô hình ARMA và kiểm định ARCH-LM**

	Hệ số	Sai số chuẩn	Thông kê t
$\mu$	0,007157	0,011106	0,644452
$\varphi_1$	0,649350*	0,111543	5,821532
$\varphi_9$	0,138958*	0,049749	2,793180
$\varphi_{12}$	-0,115696**	0,048479	-2,386490
$\theta_1$	-0,457906*	0,139084	-3,292288
ARCH-LM (5):	26,658908*		
ARCH-LM (10):	40,192297*		
ARCH-LM (15):	42,106611*		

Ký hiệu \* và \*\* lần lượt là bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ở mức ý nghĩa 1% và 5%. Giả thuyết  $H_0$  đối với các hệ số ước lượng là hệ số bằng 0. ARCH-LM (5); ARCH-LM (10) và ARCH-LM (15) lần lượt là giá trị thống kê của kiểm định ARCH-LM ở các độ trễ 5; 10 và 15. Giả thuyết  $H_0$  của kiểm định ARCH-LM là mô hình không có hiệu ứng ARCH (*ARCH effects*).

ý nghĩa 1% (trường hợp tỷ suất lợi nhuận) và 10% (trường hợp chỉ số giá tiêu dùng và chỉ số giá tiêu dùng bình quân). Như vậy, về mặt thống kê, không có nghiệm đơn vị trong dữ liệu hay nói khác đi, dữ liệu thỏa mãn tính dừng.

Phương pháp Box-Jenkins được sử dụng để xác định bậc của thành phần tự hồi quy và thành phần trung bình trượt trong mô hình ARMA. Kết quả chuẩn đoán ở độ trễ bằng 12 đối với dữ liệu tỷ suất lợi nhuận cho thấy mô hình tự hồi quy kết hợp với trung bình trượt có thể là dạng ARMA với  $p = 1; 4; 9; 12$  và  $q = 1$ . Tuy nhiên, khi thực hiện mô hình ở dạng nói trên, độ trễ 4 giai đoạn của tỷ suất lợi nhuận ( $p = 4$ ) không có ý nghĩa về mặt thống kê. Vì vậy, nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình ARMA với  $p = 1; 9; 12$  và  $q = 1$  như là phương trình trung bình trong phân tích của mình. Kết quả ước lượng mô hình ARMA và kiểm định ARCH-LM (Engle, 1982) đối với mô hình này được trình bày ở Bảng 2.

Thông tin về kiểm định ARCH-LM ở các độ trễ 5; 10 và 15 cho thấy giả thuyết mô hình không có hiệu ứng ARCH bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%. Như vậy, việc ứng dụng mô hình GARCH (được mở rộng từ mô hình ARCH) để mô tả độ biến động là phù hợp. Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng mô hình GARCH với sự có mặt của độ trễ CPI và độ trễ ACPI trong phương trình phương sai có điều kiện.

Kết quả ước lượng cho thấy các giả định của mô hình GARCH chỉ thỏa mãn trong trường hợp phân tích với độ trễ của bình quân chỉ số giá tiêu dùng. Mô hình GARCH với độ trễ của chỉ số giá tiêu dùng

bị vi phạm giả định  $\alpha_0 > 0$ . Giá trị của tham số  $\lambda$  mang dấu âm và có ý nghĩa về mặt thống kê ở mức 1%. Như vậy, nếu độ trễ của lạm phát bình quân tăng, độ biến động của thị trường cổ phiếu sẽ giảm và ngược lại. Kết luận này trái ngược với những bằng chứng được Aliyu (2012) tìm thấy ở Nigeria và Ghana khi dùng độ trễ của lạm phát bình quân. Điều này có thể là do trong điều kiện lạm phát tăng, nhà đầu tư sẽ hạn chế thực hiện giao dịch để chờ đợi thêm các thông tin mới về điều hành chính sách. Nếu giao dịch giảm đi, chỉ số giá cổ phiếu sẽ giảm bớt độ biến động của nó. Các kiểm định ARCH-LM với độ trễ 5; 10 và 15 cho thấy cả 2 mô hình phân tích đều không còn tồn tại hiệu ứng ARCH.

Như được giới thiệu ở phần phương pháp xử lý số liệu, quá trình phân tích được lặp lại lần nữa với mô hình EGARCH (xem kết quả ở Bảng 4). Tương tự với kết quả kiểm định ARCH-LM ở mô hình GARCH, hiệu ứng ARCH không có dấu hiệu xuất hiện ở mô hình EGARCH. Tuy nhiên, các tham số đo lường ảnh hưởng của lạm phát đến độ biến động ( $\gamma$  và  $\lambda$ ) đều không có ý nghĩa về mặt thống kê ngay cả ở mức ý nghĩa 10%. Mô hình EGARCH đã thất bại trong việc giải thích tác động của lạm phát lên độ biến động của thị trường cổ phiếu ở Việt Nam. Như vậy, các kết quả từ nghiên cứu này cho thấy ảnh hưởng của lạm phát đến độ biến động của cổ phiếu là không vững. Sự biến động của cổ phiếu bị chi phối bởi độ trễ của lạm phát bình quân xuất hiện ở mô hình GARCH nhưng lại không hiện diện ở mô hình EGARCH.

**Bảng 3: Kết quả phân tích bằng mô hình GARCH**

	Mô hình với độ trễ của CPI	Mô hình với độ trễ của ACPI
$\mu$	0,005443	0,002468
$\varphi_1$	0,459174***	0,385857
$\varphi_9$	0,094204	0,112929***
$\varphi_{12}$	-0,000775	0,001407
$\theta_1$	-0,268993	-0,179394
$\alpha_0$	-0,004081*	0,013389*
$\alpha_1$	0,187879**	0,230693**
$\alpha_2$	0,702368*	0,632412*
$\gamma$	0,000047*	
$\lambda$		-0,000125*
ARCH-LM (5):	5,523737	4,865963
ARCH-LM (10):	8,330829	7,325259
ARCH-LM (15):	8,530919	8,125878

Ký hiệu \*, \*\* và \*\*\* lần lượt là bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ở mức ý nghĩa 1%; 5% và 10%. Giả thuyết  $H_0$  đối với các hệ số ước lượng là hệ số bằng 0. ARCH-LM (5); ARCH-LM (10) và ARCH-LM (15) lần lượt là giá trị thống kê của kiểm định ARCH-LM ở các độ trễ 5; 10 và 15. Giả thuyết  $H_0$  của kiểm định ARCH-LM là mô hình không có hiệu ứng ARCH.

**Bảng 4: Kết quả phân tích bằng mô hình EGARCH**

	Mô hình với độ trễ của CPI	Mô hình với độ trễ của ACPI
$\mu$	0,015066	0,014221
$\varphi_1$	0,425896	0,428994
$\varphi_9$	0,102934	0,101097
$\varphi_{12}$	-0,009435	-0,007486
$\theta_1$	-0,221284	-0,220554
$\omega_0$	-9,328953***	-7,877303
$\omega_1$	0,351142*	0,364267*
$\omega_2$	0,106387***	0,096573
$\omega_3$	0,866459*	0,862864*
$\gamma$	0,083259	
$\lambda$		0,068558
ARCH-LM (5):	4,724953	5,032805
ARCH-LM (10):	7,723612	8,241563
ARCH-LM (15):	8,408787	8,810911

Ký hiệu \* và \*\*\* lần lượt là bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ở mức 1% và 10%. Giả thuyết  $H_0$  đối với các hệ số ước lượng là hệ số bằng 0. ARCH-LM (5); ARCH-LM (10) và ARCH-LM (15) lần lượt là giá trị thống kê của kiểm định ARCH-LM ở các độ trễ 5; 10 và 15. Giả thuyết  $H_0$  của kiểm định ARCH-LM là mô hình không có hiệu ứng ARCH.

### 5. Kết luận và khuyến nghị

Ảnh hưởng của thông tin về lạm phát đến độ biến động giá cổ phiếu là một chủ đề được nghiên cứu

ở rất nhiều thị trường nước ngoài. Mặc dù vậy, vẫn chưa có một kết luận thống nhất về việc liệu ảnh hưởng này có tồn tại hay không; và nếu tồn tại, ảnh

hường sẽ xuất hiện dưới dạng đồng biến hay nghịch biến. Bài viết này được thực hiện nhằm xem xét tác động của yếu tố lạm phát đến mức độ biến động giá của thị trường cổ phiếu ở Việt Nam. Dữ liệu giá đóng cửa của chỉ số VNINDEX và chỉ số giá tiêu dùng CPI theo tần suất tháng trong giai đoạn từ 7/2000 đến 01/2017 được sử dụng để tham gia vào quá trình phân tích với mô hình GARCH và mô hình EGARCH.

Kết quả phân tích bằng mô hình GARCH cho thấy, chỉ có mô hình với độ trễ của lạm phát bình quân là thỏa mãn điều kiện toán học được đặt ra và trong đó, lạm phát có tác động nghịch biến lên độ biến động của cổ phiếu. Các kết quả phân tích bằng mô hình EGARCH cho thấy, độ biến động của cổ

phiếu không bị ảnh hưởng độ trễ của lạm phát và độ trễ của lạm phát bình quân. Bởi vì kết quả nghiên cứu không nhất quán với nhau, chúng tôi khuyến nghị rằng các nhà đầu tư và các nhà hoạch định cần phải hết sức thận trọng khi sử dụng thông tin về lạm phát để dự báo độ biến động giá cổ phiếu. Để làm rõ hơn mối quan hệ giữa hai biến số này, có lẽ cần phải thực hiện thêm một số nghiên cứu khác trong tương lai. Các nghiên cứu tiếp theo về chủ đề này trong tương lai có thể được mở rộng bằng cách sử dụng độ biến động của lạm phát thay vì lạm phát và lạm phát bình quân để tiến hành phân tích. Các yếu tố vĩ mô khác ngoài lạm phát như tỷ giá, lãi suất, cung tiền... cũng cần được xem xét như là một biến số trong mô hình giải thích độ biến động giá cổ phiếu.

### Ghi chú:

1. Một thị trường được xem là hiệu quả nếu như tất cả các thông tin được phản ánh một cách đầy đủ vào trong giá. Điều này hàm ý rằng, sử dụng thông tin ở quá khứ sẽ không thể giúp ích gì cho việc giải thích sự thay đổi của mức giá hiện tại. Theo Fama (1970), thị trường hiệu quả có 3 mức độ: mức độ yếu (*weak form*), mức độ trung bình (*semi-strong form*) và mức độ mạnh (*strong form*).
2. Chỉ số giá tiêu dùng trong nghiên cứu của Aliyu (2012) đã được biến đổi bằng công cụ logarit. Trong bài viết này, CPI không trải qua biến đổi logarit trước khi tính ACPI. Dữ liệu CPI và ACPI tuân tủy đều thỏa mãn tính dừng để tiến hành phân tích.
3. Cú sốc được đại diện bởi sai số của mô hình. Một trong những lý do khiến cho cú sốc âm và cú sốc dương có ảnh hưởng khác nhau đến độ biến động của cổ phiếu là do hiệu ứng đòn bẩy (*leverage effect*) (Black, 1976). Theo hiệu ứng này, giá cổ phiếu tăng làm gia tăng vốn chủ sở hữu và ngược lại. Vì vậy, so với trường hợp giá cổ phiếu tăng, giá cổ phiếu giảm làm gia tăng đòn bẩy tài chính và cuối cùng khiến cho mức độ biến động giá của cổ phiếu lớn hơn.
4. Engle (2004) cho rằng mô hình ARCH (dạng thu gọn của GARCH) được thiết kế để mô tả các đặc trưng: không thể tiên đoán (*unpredictability*), đuôi dày (*fat tails*) và phân cụm độ biến động (*volatility clustering*) của dữ liệu tài chính.

### Tài liệu tham khảo

- Aliyu, S.U.R. (2012), 'Does inflation have an impact on stock returns and volatility? Evidence from Nigeria and Ghana', *Applied Financial Economics*, 22(6), 427-435.
- Black, F. (1976), 'Studies of stock price volatility changes', *Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association*, 171-181.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- 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.
- Do, T.T.N, Le, T.B. & Nguyen, T.T. (2015), 'Stock-market efficiency in emerging market: Evidence from Vietnamese stock market', *Proceeding of International Conference - Finance and Performance of Firms in Science, Education and Practice*, 204-216.
- Engle, R. (2004), 'Risk and volatility: Econometric models and financial practice', *The American Economic Review*, 94(3), 405-420.
- Engle, R.F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom

- inflation', *Econometric*, 50(4), 987-1007.
- Fama, E.F. (1970), 'Efficient capital markets: A review of theory and empirical work', *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Kearney, C. (2000), 'The determination and international transmission of stock market volatility', *Global Finance Journal*, 11(1-2), 31-52.
- Kearney, C. & Daly, K. (1998), 'The causes of stock market volatility in Australia', *Applied Financial Economics*, 8(6), 597-605.
- Liljeblom, E. & Stenius, M. (1997), 'Macroeconomic volatility and stock market volatility: Empirical evidence on Finnish data', *Applied Financial Economics*, 7(4), 419-426.
- Morelli, D. (2002), 'The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data', *International Review of Financial Analysis*, 11(1), 101-110.
- Nelson, D.B. (1991), 'Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach', *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo (2013), 'Phân tích tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán VN', *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 2(31), 34-39.
- Schwert, G.W. (1989), 'Why does stock market volatility change over time?', *The Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153.
- 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 & Hội nhập*, 24(34), 59-67.
- 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.
- Trương Đông Lộc (2014), 'Các nhân tố ảnh hưởng đến sự thay đổi 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*, 3, 72-78.