

ẢNH HƯỞNG CỦA PHẦN BÙ ĐỘ TRỄ THANH TOÁN ĐẾN LỢI NHUẬN VÀ ĐỘ BIẾN ĐỘNG LỢI NHUẬN CỦA CỔ PHIẾU: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

Trương Đông Lộc

Đại học Cần Thơ

Email: tdloc@ctu.edu.vn

Võ Quốc Anh

Đại học Kiên Giang

Email: voquocanh01@gmail.com

Ngày nhận: 30/5/2017

Ngày nhận bản sửa: 21/8/2017

Ngày duyệt đăng: 15/02/2018

Tóm tắt:

Mục tiêu của bài viết này là kiểm định ảnh hưởng của phần bù độ trễ thanh toán đến lợi nhuận và độ biến động lợi nhuận của các cổ phiếu niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE). Sử dụng phần bù độ trễ thanh toán được tính toán từ dữ liệu lãi suất liên ngân hàng (kỳ hạn một tuần), kết quả nghiên cứu cho thấy phần bù độ trễ thanh toán không ảnh hưởng đến lợi nhuận các cổ phiếu trong cả hai mô hình GARCH-M và TGARCH-M. Bên cạnh đó, có một mối quan hệ đồng biến và có ý nghĩa thống kê giữa độ biến động lợi nhuận của các cổ phiếu và mức độ thay đổi tuyệt đối của phần bù độ trễ thanh toán trong trường hợp của mô hình TGARCH-M.

Từ khóa: Phần bù độ trễ thanh toán, HOSE, lợi nhuận của các cổ phiếu, độ biến động.

The Impacts of Compensation for Payment Delays on Stock Returns and Volatility: Empirical Evidences from the Ho Chi Minh Stock Exchange

Abstract:

This paper is to test the effect of compensation for payment delays on stock returns and return volatility on the Ho Chi Minh Stock Exchange (HOSE). By using daily compensation for payment delays calculated from the interbank interest rate (maturity of one week), the results find that compensation for payment delays does not affect on stock returns in both GARCH-M and TGARCH-M models. Moreover, there is a statistically significant and positive relationship between stock return volatility and absolute change in the compensation for payment delays in the case of TGARCH-M model.

Keywords: Compensation for payment delays, HOSE, stock returns, volatility.

1. Giới thiệu

Định giá tài sản vốn là một trong những nội dung cốt lõi của kinh tế học về tài chính. Nhiều lý thuyết liên quan đến chủ đề này đã được xây dựng. Tuy

nhiên, mô hình định giá tài sản vốn (CAPM) do Sharpe (1964), Lintner (1965) và Black (1972) phát triển có lẽ có ý nghĩa quan trọng nhất về mặt lý thuyết cũng như về mặt thực tiễn. Bắt nguồn từ mô hình lựa

chọn danh mục (Markowitz, 1952), CAPM giả định rằng trong điều kiện thị trường hoàn hảo, tất cả các nhà đầu tư đều lựa chọn cùng một danh mục đầu tư gọi là danh mục thị trường và lợi nhuận kỳ vọng của tài sản vốn được cho là phụ thuộc vào một yếu tố duy nhất đó là rủi ro thị trường (hệ số Beta). Đối với trường hợp của cổ phiếu, các nghiên cứu thực nghiệm thường xem Beta như là biến số thể hiện mức độ nhạy cảm của lợi nhuận cổ phiếu so với lợi nhuận chung của chỉ số thị trường. Tuy rằng CAPM được thừa nhận một cách phổ biến, nhưng Fama & French (2004) lưu ý rằng đây là một mô hình gặp vấn đề trong thực nghiệm bởi vì những giả định đơn giản của chính nó. Một dạng mô hình định giá tài sản vốn khác mang tính tổng quát hơn CAPM là ICAPM (Merton, 1973). Trong khuôn khổ của ICAPM, các nhà đầu tư được giả định không chỉ quan tâm đến độ nhạy cảm của lợi nhuận cổ phiếu so với lợi nhuận của danh mục thị trường, mà họ còn quan tâm đến một vài biến số trạng thái (*state variables*). Khác với các trường phái nêu trên, Baillie & DeGennaro (1990) cho rằng lợi nhuận của cổ phiếu còn bị chi phối bởi một yếu tố liên quan đến cơ chế giao dịch của thị trường. Trong một thị trường mà quá trình thanh toán diễn ra sau một khoảng thời gian so với ngày cổ phiếu được bán, thì các nhà đầu tư bán cổ phiếu phải được hưởng phần bù cho những ngày mà họ chờ đợi nhận được dòng tiền. Phần bù này có thể được gọi là phần bù độ trễ thanh toán.

Các công trình thực nghiệm về ảnh hưởng của phần bù độ trễ thanh toán đã được nghiên cứu tại Mỹ (Baillie & DeGennaro, 1989; 1990), Pháp và Đức (Mougoué & Whyte, 1996). Trong bài viết này, chúng tôi sẽ khám phá tác động của phần bù đến lợi nhuận và độ biến động lợi nhuận của cổ phiếu đối với trường hợp Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam. Phương pháp thực nghiệm được sử dụng trong bài viết này khác biệt với phương pháp của Baillie & DeGennaro (1990), Mougoué & Whyte (1996) ở 2 điểm chủ yếu. Thứ nhất, các biến giả được tích hợp vào mô hình để kiểm soát hiệu ứng ngày trong tuần (*the day of the week effect*). Thứ hai, mô hình TGARCH-M (*Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean*) được sử dụng bên cạnh mô hình GARCH-M (*Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity in Mean*) để xem xét tính bất cân xứng của độ biến động. Chúng tôi tìm thấy rằng khi phân tích với mô hình TGARCH-M, độ biến động của thị trường cổ phiếu

chịu ảnh hưởng đồng biến từ độ xung động của phần bù độ trễ thanh toán. Kết quả này ngụ ý rằng quá trình điều hành lãi suất và thay đổi chu kỳ thanh toán nên được diễn ra ở mức độ vừa phải để hạn chế mức độ xung động quá lớn của phần bù độ trễ thanh toán và gây ra biến động mạnh ở thị trường giao dịch cổ phiếu.

Nội dung còn lại của bài viết được kết cấu như sau: Phần 2 lược khảo lại các nghiên cứu có liên quan trước khi cơ sở lý thuyết về tác động của phần bù độ trễ thanh toán được trình bày ở phần 3. Cách thu thập số liệu và phương pháp nghiên cứu được mô tả ở phần 4; phần 5 tóm tắt các kết quả nghiên cứu; và cuối cùng là kết luận và khuyến nghị của bài viết được trình bày ở phần 6.

2. Tổng quan về các nghiên cứu có liên quan

Sự tồn tại của phần bù độ trễ thanh toán trong giao dịch cổ phiếu xuất phát từ chi phí cơ hội của tiền do nhà đầu tư không lập tức nhận được tiền sau khi bán cổ phiếu. Lakonishok & Levi (1982) chỉ ra sự hiện diện của phần bù bằng cách so sánh hành vi bán cổ phiếu ở ngày giao dịch cuối tuần và hành vi bán cổ phiếu ở các ngày giao dịch khác. Một cách cụ thể, bán cổ phiếu ở ngày cuối tuần thường sẽ mất thêm hai ngày (thứ bảy và chủ nhật) để chờ đợi hoàn thành quy trình thanh toán. Vì vậy, nhà đầu tư mua thường sẽ phải trả mức giá cao hơn cho nhà đầu tư bán trong trường hợp muốn mua cổ phiếu vào ngày cuối tuần. Như vậy, kéo dài thời gian thanh toán đồng nghĩa với việc phải bù đắp thêm lợi nhuận cho nhà đầu tư.

Baillie & DeGennaro (1989; 1990) đã xây dựng mô hình tương đối toàn diện để phản ánh vấn đề ảnh hưởng của phần bù đến lợi nhuận cổ phiếu. Theo đó, các tác giả thiết lập mô hình của họ dựa trên giả định tồn tại hai mức giá cổ phiếu: mức giá trong trường hợp không có độ trễ thanh toán (không quan sát được) và mức giá trong trường hợp có độ trễ thanh toán (có thể quan sát được). Do sự trì hoãn thanh toán, lợi nhuận cổ phiếu được cho là sẽ bao gồm trong đó mức lãi suất với kỳ hạn bằng số ngày trì hoãn thanh toán. Nhận định này tương đồng với lập luận trước đó của Gibbons & Hess (1981). Theo Gibbons & Hess (1981), do quá trình thanh toán cổ phiếu chỉ diễn ra sau một vài ngày so với ngày giao dịch, giá cổ phiếu thực chất là giá kỳ hạn thay vì giá giao ngay. Giá kỳ hạn được tính như là giá giao ngay cộng lãi suất phi rủi ro dành cho kỳ hạn thanh toán.

Baillie & DeGennaro (1989) tiến hành nghiên

cứ thực nghiệm về chủ đề này đối với thị trường Mỹ bằng cách sử dụng dữ liệu của chỉ số tổng hợp Standard & Poor's (S&P) giai đoạn từ ngày 01 tháng 01 năm 1970 đến ngày 31 tháng 12 năm 1986. Khi phân tích bằng phương pháp GARCH với rất nhiều dạng mô hình khác nhau, các tác giả tìm thấy ảnh hưởng đồng biến của phần bù đến lợi nhuận trong một số dạng mô hình. Độ biến động lợi nhuận cổ phiếu cũng bị chi phối theo dạng đồng biến bởi phần bù (ở dạng thay đổi tuyệt đối) trong tất cả các trường hợp phân tích. Mặc dù phương pháp GARCH có ưu điểm là cho phép quan sát đồng thời hai ảnh hưởng: ảnh hưởng lên lợi nhuận và ảnh hưởng lên độ biến động lợi nhuận, nhưng nó lại bỏ qua yếu tố rủi ro trong phương trình lợi nhuận của cổ phiếu.

Bằng cách sử dụng mô hình GARCH-M, một dạng cải tiến của mô hình GARCH, Baillie & DeGennaro (1990), Mougoué & Whyte (1996) thực hiện các kiểm định khác về tác động của phần bù độ trễ thanh toán. So với mô hình GARCH, mô hình GARCH-Mưu thể hơn ở việc nó tích hợp yếu tố rủi ro (do lường bằng độ biến động lợi nhuận) như là một biến số giải thích sự thay đổi của lợi nhuận cổ phiếu. Các bằng chứng ở Mỹ trong giai đoạn từ ngày 01 tháng 01 năm 1970 đến ngày 22 tháng 12 năm 1987 (Baillie & DeGennaro, 1990), Pháp và Đức trong giai đoạn từ ngày 31 tháng 12 năm 1979 đến ngày 7 tháng 7 năm 1991 (Mougoué & Whyte, 1996) cho thấy yếu tố phần bù độ trễ thanh toán có tác động đồng biến đến cả lợi nhuận và độ biến động của lợi nhuận cổ phiếu.

Nói tóm lại, ảnh hưởng phần bù của độ trễ thanh toán có thể được lý giải thông qua chi phí cơ hội bù đắp cho các nhà đầu tư khi họ phải chờ đợi đến ngày thanh toán. Các bằng chứng thực nghiệm về chủ đề này đã được phát hiện ở một vài thị trường phát triển. Tuy nhiên, chưa có một kiểm định chính thức nào về tác động của phần bù đối với thị trường Việt Nam.

3. Cơ sở lý thuyết

Trong một giao dịch cổ phiếu mà quá trình thanh toán diễn ra sau d ngày, nhà đầu tư bán cổ phiếu ở ngày T sẽ phải mất thêm một khoảng thời gian là d ngày để có thể nhận được khoản tiền thanh toán. Điều này hàm ý rằng, bên bán cổ phiếu chỉ có thể sử dụng tiền bán chứng khoán sau d ngày. Trong khi đó, bên mua không thực sự chi trả số tiền thanh toán ngay lập tức mà phải đến d ngày sau, số tiền này mới thực sự được chi ra. Vì lý do này, giá bán

cổ phiếu có lẽ nên bao hàm trong nó một phần bù đại diện cho độ trễ d ngày. Phần bù này là khoản bù đắp của người mua dành cho người bán do sự tồn tại chi phí cơ hội của tiền và sự trì hoãn trong hoạt động thanh toán. Baillie & DeGennaro (1990) xây dựng lý thuyết về ảnh hưởng của độ trễ thanh toán lên sự thay đổi lợi nhuận cổ phiếu dựa trên giả định về 2 mức giá cổ phiếu khác nhau: giá cổ phiếu khi không có độ trễ thanh toán s'_t (không thể quan sát được) và giá cổ phiếu khi có độ trễ thanh toán s_t (có thể quan sát được). s'_t được giả định tuân theo quy luật:

$$s'_t = s'_{t-1} \exp(R'_t - Y_t) \quad (1)$$

R'_t là tỷ suất lợi nhuận theo ngày và ở dạng kép liên tục (*continuously compounded daily return*) trong khoảng thời gian từ ngày $t-1$ đến ngày t của cổ phiếu trong trường hợp không có độ trễ thanh toán; Y_t là tỷ lệ cổ tức ở ngày t . Nếu nhà đầu tư nhận được phần bù độ trễ thanh toán, giá cổ phiếu s_t sẽ bao gồm phần bù này và có thể được biểu diễn như là:

$$s_t = s'_t \exp(C_t) \quad (2)$$

C_t là biến số đại diện cho phần bù ở ngày t . Bởi vì C_t không thể quan sát, Baillie & DeGennaro (1990) sử dụng lãi suất liên bang ở Mỹ - (*federal funds rate* - *FFR*) để đại diện cho C_t . Lúc này, phương trình (2) có thể viết lại như là:

$$\Delta \log(s_t) = \Delta \log(s'_t) + \Delta FFR_t \quad (3)$$

Δ là ký hiệu của sự thay đổi. Sử dụng thông tin từ phương trình (1), phương trình (3) được biến đổi trở thành:

$$\Delta \log(s_t) = (R'_t - Y_t) + \Delta FFR_t \quad (4)$$

$\Delta \log(s_t) + Y_t$ là tỷ suất lợi nhuận có thể quan sát (trong trường hợp có sự xuất hiện của sự trì hoãn thanh toán) của cổ phiếu và phương trình (4) được viết:

$$R_t = R'_t + \Delta FFR_t \quad (5)$$

R_t là tỷ suất lợi nhuận trong trường hợp có độ trễ thanh toán. Phương trình này cho thấy tỷ suất lợi nhuận của cổ phiếu đang giao dịch trên thị trường bao gồm 2 thành phần: tỷ suất lợi nhuận trong trường hợp không có sự trì hoãn thanh toán và sự thay đổi của phần bù được đại diện bằng ΔFFR_t . Như vậy, sự thay đổi của phần bù sẽ có tác động đến sự thay đổi lợi nhuận của cổ phiếu.

4. Số liệu sử dụng và phương pháp nghiên cứu

4.1. Số liệu sử dụng

Số liệu sử dụng trong nghiên cứu này là chuỗi chỉ số VN-Index theo thời gian với tần suất ngày (*daily*

series). Trước tiên, số liệu được thu thập cho khoảng thời gian từ ngày 16 tháng 02 năm 2016 đến ngày 09 tháng 3 năm 2017 trên website của Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (www.hsx.vn). Chỉ số VN-Index được sử dụng trong nghiên cứu này là chỉ số đóng cửa thị trường hàng ngày. Trên cơ sở chỉ số đóng cửa của VN-Index, tỷ suất lợi nhuận thị trường được tính như sau:

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

Trong đó:

R_t : Tỷ suất lợi nhuận thị trường ở ngày t .

p_t : Chỉ số VN-Index đóng cửa ở ngày t .

p_{t-1} : Chỉ số VN-Index đóng cửa ở ngày $t-1$.

Phần bù độ trễ thanh toán thực chất là lãi suất dành cho ngày t và d ngày trì hoãn thanh toán. Baillie & DeGennaro (1990) dùng lãi suất FFR ở Mỹ để ước lượng phần bù độ trễ thanh toán. Trong khi đó, Mougoué & Whyte (1996) tính toán phần bù bằng lãi suất ngắn hạn liên ngân hàng ở thị trường Pháp và Đức. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng dữ liệu lãi suất liên ngân hàng kỳ hạn 1 tuần (%/năm) ở thị trường Việt Nam để ước lượng phần bù độ trễ thanh toán. Dữ liệu lãi suất được thu thập theo tần suất ngày trong giai đoạn từ ngày 16 tháng 02 năm 2016 đến ngày 13 tháng 3 năm 2017 tại websitefinance.vietstock.vn.

Kể từ ngày 01 tháng 01 năm 2016, chu kỳ thanh toán trong giao dịch cổ phiếu ở Sở giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh là T+2. Điều này hàm ý rằng nhà đầu tư bán cổ phiếu ở ngày t sẽ phải chờ đợi thêm 2 ngày làm việc để có thể nhận được tiền thanh toán. Đối với các ngày giao dịch từ thứ 2 đến thứ 4, phần bù độ trễ thanh toán sẽ là tổng lãi suất của: ngày t , ngày $t+1$ và ngày $t+2$.

Nếu giao dịch rơi vào ngày thứ 5, nhà đầu tư phải được bù đắp lãi suất dành cho ngày: thứ 5, thứ 6, thứ 7, chủ nhật và thứ 2. Cũng theo quy tắc này, phần bù dành cho giao dịch ở ngày thứ 6 sẽ là tổng lãi suất của các ngày: thứ 6, thứ 7, chủ nhật, thứ 2 và thứ 3. Trong 2 tình huống này, lãi suất dành cho ngày thứ 7 cũng như ngày chủ nhật được giả định bằng lãi suất của ngày thứ 6 (tương tự như phương pháp của Baillie & DeGennaro, 1990). Trường hợp quy trình thanh toán bao hàm trong đó các ngày nghỉ lễ thì lãi suất của các ngày nghỉ lễ cũng được cộng vào khi tính phần bù và lãi suất của từng ngày nghỉ lễ được giả định bằng lãi suất của ngày giao dịch liền kề trước kỳ nghỉ lễ.

Một cách tổng quát, nếu giao dịch diễn ra ở ngày t và mất d ngày (kể cả những ngày không làm việc) để chờ đợi thanh toán thì phần bù độ trễ thanh toán ở ngày t (ký hiệu là $COMP_t$) được tính toán:

$$COMP_t = \sum_{k=t}^{t+d} i_k$$

Trong đó i_k là lãi suất liên ngân hàng kỳ hạn 1 ngày ở dạng kép liên tục (*continuously compounded daily return*) ở ngày k . Tương tự cách tính của Mougoué & Whyte (1996), nếu giả định một năm có 365 ngày và gọi i_k^* là lãi suất liên ngân hàng kỳ hạn 1 tuần (%/năm) thì:

$$i_k = \log(1 + i_k^*/365)$$

Trong trường hợp dữ liệu giá đóng cửa của chỉ số VN-Index, lãi suất liên ngân hàng bị khuyết, dữ liệu trung bình cộng giản đơn của 5 ngày giao dịch liền kề phía trước sẽ được sử dụng để dự báo cho giá trị bị khuyết đó.

4.2. Phương pháp nghiên cứu

Tương tự với các nghiên cứu của Baillie & DeGennaro (1990), Mougoué & Whyte (1996), mô hình GARCH-M do Engle & cộng sự (1987) đề xuất được sử dụng để đo lường mối quan hệ giữa độ biến động lợi nhuận, phần bù độ trễ thanh toán và lợi nhuận của các cổ phiếu. Tuy nhiên, mô hình chúng tôi sử dụng không phải là mô hình GARCH-M thuần túy mà có tích hợp thêm các biến giả để kiểm soát hiệu ứng ngày trong tuần có thể xảy ra trên lợi nhuận và độ biến động lợi nhuận của cổ phiếu. Phương trình của mô hình GARCH-M kèm theo các biến giả có dạng như sau:

$$R_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p R_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \sum_{j=3}^6 \partial_j D_j + \lambda_1 \sqrt{h_t} + \lambda_2 \Delta COMP_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} + \sum_{j=3}^6 \delta_j D_j +$$

$$\gamma |\Delta COMP_t| \quad (7)$$

Phương trình (6) và (7) lần lượt là phương trình trung bình và phương trình phương sai có điều kiện của mô hình.

R_t là tỷ suất lợi nhuận của các cổ phiếu (VN-Index) ở thời điểm t ; ε_t là sai số nhiễu trắng ở thời điểm t ; h_t là phương sai có điều kiện được dùng để đại diện cho độ biến động ở thời điểm t ; $\Delta COMP_t$ là sự thay đổi ở ngày t của biến số đại diện cho phần

bù độ trễ thanh toán.

D_j là biến giả đại diện cho ngày thứ j trong tuần. Nếu ngày giao dịch là ngày thứ j trong tuần, D_j sẽ bằng 1. Ngược lại, nếu ngày giao dịch không phải là ngày thứ j trong tuần, D_j sẽ bằng 0.¹

$\mu, \varphi_p, \theta_q, \partial_j, \lambda_1, \lambda_2$ và $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \delta_j, \gamma$ là các tham số của phương trình trung bình và phương trình phương sai có điều kiện. Phương trình trung bình của tỷ suất lợi nhuận 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.

Tham số λ_1 là tham số phần bù liên quan đến độ biến động của cổ phiếu. Nếu độ biến động càng lớn, rủi ro của hoạt động đầu tư càng cao và lợi nhuận kỳ vọng phải càng nhiều như là phần bù rủi ro cho các nhà đầu tư và ngược lại. Vì vậy, λ_1 được kỳ vọng mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê.

Trong bài viết này, λ_2 và γ là các tham số quan trọng nhất vì chúng lần lượt cho biết ảnh hưởng của phần bù độ trễ thanh toán lên lợi nhuận và độ biến động cổ phiếu. Đặt giả thuyết H_0 liên quan đến hai tham số này như sau:

$$\lambda_2=0; \gamma=0$$

Về mặt thống kê, nếu giả thuyết H_0 đối với hai tham số λ_2, γ bị bác bỏ thì có đủ bằng chứng (thống kê) để kết luận lợi nhuận, độ biến động lợi nhuận của cổ phiếu bị ảnh hưởng bởi phần bù độ trễ thanh toán.

Bên cạnh việc sử dụng mô hình GARCH-M, chúng tôi còn mở rộng phương pháp nghiên cứu của Baillie & DeGennaro (1990), Mougoué &

Whyte (1996) bằng cách sử dụng thêm mô hình TGARCH-M để phân tích ảnh hưởng của phần bù độ trễ thanh toán đến lợi nhuận và độ biến động của các cổ phiếu. Điểm khác biệt giữa TGARCH-M và GARCH-M là TGARCH-M cho phép cú sốc âm và cú sốc dương có tác động khác nhau đến độ biến động của cổ phiếu². Mô hình TGARCH-M có dạng:

$$R_t = \mu + \sum_{p=1}^m \varphi_p R_{t-p} + \sum_{q=1}^n \theta_q \varepsilon_{t-q} + \sum_{j=3}^6 \partial_j D_j + \lambda_1 \sqrt{h_t} + \lambda_2 \Delta COMP_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} + \alpha_3 I_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 +$$

$$\sum_{j=3}^6 \delta_j D_j + \gamma |\Delta COMP_t| \quad (9)$$

Phương trình (9) là phương trình phương sai có điều kiện của mô hình TGARCH-M và $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ là các tham số của mô hình. I_{t-1} là biến giả. Nếu $\alpha_{t-1} < 0$ thì I_{t-1} sẽ bằng 1. Ngược lại, I_{t-1} sẽ bằng 0. Nếu $\alpha_3 > 0$, cú sốc âm sẽ có tác động với hệ số là $(\alpha_1 + \alpha_3)$; trong khi α_1 là hệ số tác động của cú sốc dương.

Tương tự với tình huống của mô hình GARCH-M, các tham số λ_1, λ_2 và γ được kỳ vọng có ý nghĩa thống kê.

5. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 trình bày một số chỉ tiêu thống kê của 3 chuỗi dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này: tỷ suất lợi nhuận của các cổ phiếu R_p , sự thay đổi của phần bù độ trễ thanh toán và giá trị tuyệt đối của nó $|\Delta COMP_t|$.

Độ lệch chuẩn của các chỉ tiêu được trình bày ở Bảng 1 cho thấy cả 3 chỉ tiêu này đều có sự biến động tương đối mạnh so với trung bình của chúng.

Bảng 1: Một số thông tin thống kê cơ bản liên quan đến dữ liệu nghiên cứu

	R_t	$\Delta COMP_t$	$ \Delta COMP_t $
Trung bình	0,001000	$1,54.10^{-5}$	0,002017
Trung vị	0,001016	0,000000	0,000785
Giá trị lớn nhất	0,028678	0,039390	0,039390
Giá trị nhỏ nhất	-0,020172	-0,038303	0,000000
Độ lệch chuẩn	0,007618	0,005865	0,005505
Kiểm định Jarque-Bera	3,074237	12975,98*	15424,84*
Kiểm định ADF	-15,67581*	-15,50925*	-3,316930***
Số quan sát	267	267	267

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 Augmented Dickey-Fuller (ADF) là dữ liệu có nghiệm đơn vị (unit root).

Bảng 2: Kết quả ước lượng mô hình ARMA

	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t
μ	0,000895**	0,000443	2,018707
φ_{10}	-0,205701*	0,054818	-3,752419
φ_{14}	0,102516***	0,055502	1,847081
φ_{22}	-0,495508*	0,052904	-9,366183
θ_{10}	0,444002*	0,036470	12,17442
θ_{14}	-0,310237*	0,035122	-8,833066
θ_{22}	0,476661*	0,032282	14,76573

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.

Kết quả từ kiểm định ADF hàm ý rằng giả thuyết dữ liệu có nghiệm đơn vị bị bác bỏ ở cả 3 chuỗi dữ liệu. Như vậy, dữ liệu thỏa mãn tính dừng (*stationary*) và có thể sử dụng để tiến hành các phân tích.

Dựa trên phương pháp Box-Jenkins, mô hình tự hồi quy kết hợp trung bình trượt (Autoregressive moving average - ARMA) đối với tỷ suất lợi nhuận

được lựa chọn là mô hình ARMA với $p = 10; 14; 22$ và $q = 10; 14; 22$. Kết quả ước lượng ở Bảng 2 cho thấy tất cả các hệ số đều có ý nghĩa về mặt thống kê.

Tiếp theo, mô hình GARCH-M và TGARCH-M với phương trình trung bình ARMA ($p = 10; 14; 22$ và $q = 10; 14; 22$) được ước lượng với kết quả được trình bày ở Bảng 3. Hệ số α_3 ở mô hình TGARCH-M

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M và TGARCH-M

	GARCH-M	TGARCH-M
μ	-0,003664	-0,004645
φ_{10}	-0,378820*	-0,456105*
φ_{14}	0,310846*	0,217881*
φ_{22}	-0,237613*	-0,182940*
θ_{10}	0,534423*	0,620623*
θ_{14}	-0,447176*	-0,366540*
θ_{22}	0,202906*	0,136891*
∂_3	0,002623	0,003353***
∂_4	0,003321***	0,003493***
∂_5	0,001115	0,001549
∂_6	0,001888	0,002725
λ_1	0,401850	0,450197
λ_2	-0,029586	-0,029826
α_0	0,0000231***	0,0000273**
α_1	0,090851**	0,043261
α_2	0,869181*	0,856040*
α_3		0,109553
δ_3	-0,0000387	-0,0000437***
δ_4	-0,0000116	-0,0000129
δ_5	-0,0000239	-0,0000312
δ_6	-0,0000328**	-0,0000391**
γ	0,000404	0,000534***

Ký hiệu *, ** và *** có ý nghĩa thống kê lần lượt ở mức 1%; 5% và 10%.

dương (0,109553) nhưng lại không có ý nghĩa về mặt thống kê. Như vậy, không đủ bằng chứng để kết luận cú sốc âm và cú sốc dương có tác động khác nhau lên độ biến động thị trường.

Hiệu ứng ngày trong tuần xuất hiện ở cả 2 mô hình: GARCH-M và TGARCH-M nhưng kết quả lại không đồng nhất. Trong mô hình GARCH-M, biến số ∂_4 (mang giá trị dương) và δ_6 (mang giá trị âm) có ý nghĩa thống kê. Điều này ngụ ý rằng so với ngày thứ 2, lợi nhuận ở ngày thứ 4 tăng nhưng độ biến động ở ngày thứ 6 lại giảm. Vẫn là sự gia tăng lợi nhuận ở ngày thứ 2 và giảm thiểu độ biến động ở ngày thứ 6, tuy nhiên mô hình TGARCH-M còn cho ra thêm những phát hiện khác. Các hệ số ∂_3 (0,003353) và δ_3 (-0,0000437) là những tham số có ý nghĩa thống kê và mang dấu ngược chiều nhau. Như vậy, so với ngày thứ 2, ngày thứ 3 có lợi nhuận gia tăng nhưng độ biến động lại giảm. Đây là một hiện tượng bất bình thường nếu so sánh với lý thuyết về mối quan hệ giữa lợi nhuận và rủi ro.

Ở một góc nhìn khác trong nghiên cứu này, khi nhà đầu tư gánh chịu rủi ro (đo lường bằng độ biến động) nhiều hơn, cũng không có cơ sở để tin rằng họ sẽ được hưởng nhiều hơn lợi nhuận kỳ vọng và ngược lại. Các tham số λ_1 ở cả 2 mô hình đều không có ý nghĩa về mặt thống kê chính là minh chứng thực nghiệm cho nhận xét vừa nêu. Kết quả này phù hợp với bằng chứng từ mô hình GARCH-M nhưng trái ngược với bằng chứng từ mô hình EGARCH-M của Trương Đông Lộc & cộng sự (2015). Sự khác biệt trong kết quả nghiên cứu có thể là do mô hình TGARCH-M và mô hình EGARCH-M có những tính chất khác biệt, nhưng cũng có thể bởi vì thời gian thu thập dữ liệu của 2 nghiên cứu này là khác nhau.

Biến số ΔCOMP_t mang dấu âm và không có ý nghĩa thống kê trong cả 2 trường hợp phân tích. Trong khi đó, biến số $|\Delta \text{COMP}_t|$ tác động đồng biến đến độ biến động của cổ phiếu chỉ trong trường hợp mô hình TGARCH-M (hệ số γ ở mô hình TGARCH-M dương và có ý nghĩa thống kê). Những kết quả này chỉ ủng hộ một phần các phát hiện của Baillie & DeGennaro (1990), Mougoué & Whyte (1996).

6. Kết luận và khuyến nghị

Lý thuyết lựa chọn danh mục đầu tư của Markowitz (1952) đã đặt một nền móng quan trọng cho các mô hình định giá tài sản vốn ra đời sau đó. Khác với nội dung của các mô hình CAPM và ICAPM, Baillie &

DeGennaro (1990) cho rằng lợi nhuận của cổ phiếu nên bao gồm trong nó một phần bù đại diện cho độ trễ của quá trình thanh toán. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm tìm hiểu xem liệu giả thuyết về phần bù độ trễ thanh toán có phù hợp với trường hợp của Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh hay không. Sử dụng mô hình GARCH-M và TGARCH-M có sự kiểm soát hiệu ứng ngày trong tuần, nghiên cứu phát hiện phần bù không tác động đến lợi nhuận của các cổ phiếu. Độ biến động của lợi nhuận cổ phiếu chịu ảnh hưởng đồng biến từ phần bù độ trễ thanh toán chỉ trong trường hợp phân tích với mô hình TGARCH-M.

Mặc dù kết quả nghiên cứu thực nghiệm tương đối “nghèo nàn” so với nội dung của mô hình lý thuyết, nó vẫn đưa ra một số gợi ý đáng lưu tâm trong công tác điều hành vĩ mô. Phần bù độ trễ thanh toán phụ thuộc vào hai yếu tố: lãi suất từng ngày và số ngày trì hoãn thanh toán. Giả định các yếu tố khác không đổi, nếu lãi suất theo ngày hoặc (và) số ngày trì hoãn thanh toán biến động (tăng hoặc giảm) càng mạnh, $|\Delta \text{COMP}_t|$ sẽ càng cao và kéo theo độ biến động của thị trường cổ phiếu sẽ càng lớn (ước lượng mô hình TGARCH-M cho ra kết quả $|\Delta \text{COMP}_t|$ tác động đồng biến lên độ biến động của thị trường cổ phiếu). Như vậy, lãi suất nên được điều hành ở mức độ vừa phải nếu muốn tránh gây ra xung động mạnh cho thị trường cổ phiếu. Thêm vào đó, quyết định rút ngắn hoặc kéo dài thời gian thanh toán (nếu có) trong quá trình giao dịch cổ phiếu cũng nên được thực hiện ở mức độ vừa phải để tránh gây ra: sự biến động mạnh của phần bù và mất ổn định giá cả trên thị trường cổ phiếu. Nghiên cứu này chứa đựng một hạn chế rất đáng chú ý liên quan đến cách ước lượng biến số đại diện cho yếu tố phần bù. COMP_t là biến số được tính toán từ lãi suất ở ngày t và d ngày sau đó. Trong khi đó, ở ngày giao dịch t , lãi suất của d ngày sau ngày t hầu như không thể được biết trước. Vì vậy, sẽ rất khó thuyết phục nếu cho rằng lợi nhuận và độ biến động giá của cổ phiếu ở ngày t bị ảnh hưởng bởi COMP_t , một biến số chứa đựng thông tin mà ở ngày t thị trường hầu như không thể biết trước. Các nghiên cứu trong tương lai có thể sử dụng phương pháp khắc phục của Baillie & DeGennaro (1990) đối với vấn đề này: hồi quy phần bù độ trễ thanh toán theo thông tin được biết ở ngày t , sau đó sử dụng phần bù dự báo từ mô hình hồi quy thay vì phần bù thực tế để tiến hành các phân tích.

Ghi chú:

1. Bởi vì mô hình có chứa hệ số chặn, biến giả đại diện cho ngày thứ 2 ($j = 2$) sẽ không được đưa vào xử lý nhằm tránh hiện tượng đa cộng tuyến hoàn hảo (*Perfect multicollinearity*).
2. Cú sốc được đại diện bởi các sai số của mô hình. Hiệu ứng đòn bẩy (*leverage effect*) (Black, 1976) là một trong những lý do khiến cho cú sốc âm và cú sốc dương có ảnh hưởng khác nhau đến độ biến động giá của cổ phiếu. 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.

Tài liệu tham khảo

- Baillie, R.T. & DeGennaro, R.P. (1989), 'The impact of delivery terms on stock return volatility', *Journal of Financial Services Research*, 3(1), 55-76.
- Baillie, R.T. & DeGennaro, R.P. (1990), 'Stock returns and volatility', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), 203-214.
- Black, F. (1972), 'Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing', *Journal of Business*, 45(3), 444-54.
- Black, F. (1976), 'Studies of stock price volatility changes', *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section*, American Association, 177-181.
- Engle, R.F., Lilien, D.M. & Robins, R.P. (1987), 'Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 391-407.
- Fama, E.F. & French, K.R. (2004), 'The capital asset pricing model: Theory and evidence', *The Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46.
- Gibbons, M.R. & Hess, P. (1981), 'Day of the week effects and asset returns', *Journal of Business*, 54(4), 579-596.
- Lakonishok, J. & Levi, M. (1982), 'Weekend effects on stock returns: a note', *The Journal of Finance*, 37(3), 883-889.
- Lintner, J. (1965), 'The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets', *The review of economics and statistics*, 47(1), 13-37.
- Markowitz, H. (1952), 'Portfolio selection', *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Merton, R.C. (1973), 'An intertemporal capital asset pricing model', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 41(5), 867-887.
- Mougoué, M. & Whyte, A.M. (1996), 'Stock returns and volatility: an empirical investigation of the German and French equity markets', *Global Finance Journal*, 7(2), 253-263.
- Sharpe, W.F. (1964), 'Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk', *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Trương Đông Lộc, Võ Quốc Anh & Võ Văn Dứt (2015), 'Mối quan hệ giữa biến động giá và lợi nhuận chứng khoán: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam', *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 106 & 107, 55-63.