

TÍNH HIỆU QUẢ CỦA MÔ HÌNH CARHART CHO CÁC CỔ PHIẾU THUỘC NHÓM NGÀNH TÀI CHÍNH, BẢO HIỂM VÀ NGÂN HÀNG – TIẾP CẬN VỚI PHƯƠNG PHÁP HỒI QUY PHÂN VỊ

Phạm Lê Mỹ^{1*}, Phan Thị Thanh Thủy²

¹ Khoa Toán, Trường Đại học Khoa học, Đại học Huế, 77 Nguyễn Huệ, Huế, Việt Nam

² Khoa Kỹ thuật và Công nghệ, Trường Đại học Phú Yên, 1 Nguyễn Văn Huyền, Tp. Tuy Hòa, Phú Yên, Việt Nam

* Tác giả liên hệ Phạm Lê Mỹ <phamlemy2006@gmail.com>
(Ngày nhận bài: 01-08-2021; Ngày chấp nhận đăng: 21-09-2021)

Tóm tắt. Hồi quy phân vị là một công cụ hiệu quả trong nghiên cứu tài chính và phân tích rủi ro khi thị trường có các cú sốc. Nghiên cứu này đánh giá tác động của các nhân tố thị trường, quy mô, giá trị và xu hướng sinh lợi trong quá khứ (momentum) đến lợi suất của các cổ phiếu thuộc nhóm ngành tài chính, bảo hiểm và ngân hàng niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) khi thị trường có các cú sốc bằng phương pháp hồi quy phân vị. Kết quả cho thấy khi thị trường tài chính bất ổn chỉ có các nhân tố như chỉ số quy mô công ty, chỉ số giá trị của công ty và xu hướng sinh lợi trong quá khứ tác động tới lợi suất cổ phiếu.

Từ khóa: hồi quy phân vị, momentum, hồi quy OLS

The validity of Carhart model for shares in financial, banking and insurance businesses – A quantile regression approach

Pham Le My^{1*}, Phan Thi Thanh Thuy²

¹ Mathematics Department, University of Sciences, Hue University, 77 Nguyen Hue St., Hue, Vietnam

² Faculty of Engineering and Technology, Phu Yen University, 1 Nguyen Van Huyen St., Tuy Hoa City, Phu Yen, Vietnam

* Correspondence to Pham Le My <phamlemy2006@gmail.com>
(Received: 01 August 2021; Accepted: 21 September 2021)

Abstract. Quantile regression is a very powerful tool for financial research and risk analysis when a market encounters shocks. In this paper, we use the quantile regression method to assess the parameters of the Carhart model for four factors: market return, equity size, value size, and momentum and test the validity of this model for shares in the financial, banking and insurance businesses when shocking news appears in the financial market. The results show that when the financial market is unstable, the firm capitalization (size), the book-to-market ratio, and the momentum affect the stock returns.

Keywords: quantile regression, momentum, OLS regression

1 Đặt vấn đề

Thị trường chứng khoán luôn là một kênh hấp dẫn cho các nhà đầu tư. Việc chọn lựa được danh mục cổ phiếu để đạt được lợi suất ở mức kỳ vọng cùng với rủi ro ở mức độ chấp nhận trở thành vấn đề đáng quan tâm của bất kỳ nhà đầu tư nào. Chính vì thế, cùng với sự ra đời của các mô hình định giá tài sản là sự nghiên cứu và tính khả dụng của các mô hình này ở nhiều quốc gia. Theo nhiều nghiên cứu thực nghiệm, lợi suất chứng khoán chịu tác động của nhiều yếu tố. Sự tác động này khác nhau, phụ thuộc vào từng thị trường và từng giai đoạn nghiên cứu. Việc tìm ra các nhân tố tác động đến lợi suất chứng khoán được nghiên cứu từ rất sớm. Năm 1964, Sharpe lần đầu tiên đã giới thiệu mô hình định giá tài sản tài chính mà tác giả gọi là *Mô hình định giá tài sản vốn* – CAPM (Capital Asset Prices Model). Mô hình được xây dựng trên cơ sở áp dụng phương pháp “Phân tích trung bình – phương sai” của Markowitz, kết hợp với điều kiện cân bằng thị trường tài chính. Trong mô hình này, rủi ro thị trường là nhân tố duy nhất ảnh hưởng đến kỳ vọng lợi suất của các cổ phiếu. Tuy nhiên, một nghiên cứu thực nghiệm của Fama–French [1] đã chỉ ra rằng không chỉ rủi ro thị trường là biến giải thích đầy đủ cho sự thay đổi về lợi nhuận của các cổ phiếu và từ đó, Fama–French đã đề xuất mô hình ba nhân tố để bổ sung những khiếm khuyết của mô hình CAPM; đó là nhân tố thị trường, nhân tố quy mô công ty SMB (Small minus Big) và giá trị công ty HML (High minus Low). Mô hình này đã được kiểm chứng trên thị trường chứng khoán Mỹ và nhiều nước khác và đã giải thích biến động tỷ suất lợi nhuận của danh mục tốt hơn so với CAPM. Tuy vậy, nhược điểm của mô hình này là không giải thích được biến động lợi suất của cổ phiếu hoặc danh mục cổ phiếu theo xu hướng lợi nhuận thu được trong quá khứ (momentum). Để khắc phục nhược điểm mô hình Fama–French ba nhân tố, dựa trên nghiên cứu của Jegadeesh và Titman [2, 3] cho khuynh hướng hoạt

động các cổ phiếu trong quá khứ, Carhart [4] đã đưa nhân tố tăng trưởng trong quá khứ vào mô hình Fama–French ba nhân tố như là công cụ để đánh giá hoạt động của các quỹ tương hỗ. Kết quả cho thấy, nhân tố xu hướng lợi suất trong quá khứ giải thích thêm sự thay đổi lợi suất của các danh mục cổ phiếu và mức độ giải thích tỷ suất lợi nhuận danh mục cổ phiếu cao hơn mô hình Fama–French và CAPM.

Cho tới nay, đã có nhiều tác giả nghiên cứu về mô hình Carhart. Jegadeesh và Titman được xem là những người đầu tiên nghiên cứu về sự tồn tại của hiệu ứng momentum trên thị trường chứng khoán thế giới khi ghi nhận rằng các chiến lược momentum – Winner minus Loser (WML) strategies – là chiến lược mà tại đó nhà đầu tư mua các cổ phiếu có lợi nhuận cao trong 3 đến 12 tháng trước đó và bán các cổ phiếu có lợi nhuận thấp trong cùng một giai đoạn – sẽ tạo ra một mức lợi nhuận trung bình khoảng 1%/tháng. Lee và Swaminathan [5] đã kiểm chứng mô hình Carhart trên thị trường chứng khoán Mỹ và cho rằng đây là mô hình phù hợp với thị trường này. L’Her và cs. [6] đã sử dụng mô hình Carhart kiểm định cho thị trường chứng khoán Canada trong thời gian từ tháng 7 năm 1976 đến tháng 3 năm 2001. Tác giả đã giải thích quy luật của các yếu tố trong mô hình khi thị trường tiền tệ có các thay đổi về chính sách: khi thị trường tiền tệ được thắt chặt hoặc nói lỏng thì nhân tố HML có thực sự có ý nghĩa thống kê; cụ thể, HML tăng trung bình 1,4%/tháng khi thị trường tăng và nhận giá trị âm khi thị trường đi xuống. Khi thị trường đi lên, các nhân tố SMB và HML có giá trị cao hơn khi thị trường đi xuống. Khi chính sách tiền tệ được nói lỏng, các nhân tố SMB, HML và WML đều có ý nghĩa thống kê; riêng WML có giá trị dương. Daniel và cs. [7] đã nghiên cứu thực nghiệm với trên 2500 quỹ đầu tư (equity fund) trong thời gian từ năm 1975 đến năm 1994 và kết luận rằng, ngoài các nhân tố rủi ro thị trường như SMB và HML thì yếu tố tăng trưởng trong quá khứ cũng là nhân tố quan trọng trong mô hình

Carhart. Trong một nghiên cứu của mình, Bello [8] đã so sánh mô hình CAPM, mô hình ba nhân tố Fama–French và mô hình Carhart và kết luận rằng mô hình ba nhân tố Fama–French hiệu quả hơn mô hình hai nhân tố CAPM và mô hình bốn nhân tố Carhart tốt hơn mô hình Fama–French. Rouwenhorst [9] đã nghiên cứu mô hình Carhart với tất cả 12 thị trường chứng khoán Châu Âu. Czapkiewicz và Wójtowicz [10] đã kiểm định mô hình Carhart trên thị trường chứng khoán Warsaw (Ba Lan), thị trường chứng khoán lớn nhất Đông Âu, trong thời gian từ tháng ba năm 2003 đến tháng 12 năm 2012. Với hai phương pháp ước lượng OLS (Ordinary Least Square) và GMM (Generalized Method of Moments), hai tác giả đã kết luận rằng mô hình Carhart tốt hơn mô hình Fama–French ba nhân tố và khi thêm nhân tố xu hướng trong quá khứ vào mô hình Fama–French thì quy mô và giá trị của công ty đều không có ý nghĩa thống kê; chỉ có nhân tố xu hướng ảnh hưởng tới lợi suất của danh mục đầu tư trong suốt thời kỳ nghiên cứu. Tại Châu Á, Wong và Lye [11] và Lau và cs. [12] nghiên cứu thị trường chứng khoán Singapo và Malaisia và đã nhận định rằng, ngoài yếu tố quy mô công ty thì yếu tố momentum cũng ảnh hưởng đến lợi suất của chứng khoán. Lam và cs. [13] đã kiểm định tính hiệu quả của mô hình Carhart trên thị trường chứng khoán Hồng Kông và đã kết luận rằng các nhân tố lợi suất thị trường, quy mô công ty, giá trị công ty và xu thế tăng trưởng trong quá khứ đều có ý nghĩa thống kê. Mukherji [14] cũng đã kiểm định mô hình này tại thị trường chứng khoán Hàn Quốc, kết quả thực nghiệm cho thấy mô hình khá phù hợp.

Tại Việt Nam, số lượng những nghiên cứu thực nghiệm tại thị trường về mô hình Carhart vẫn còn hạn chế; kết quả của những bài nghiên cứu này lại không đồng nhất và các nghiên cứu này chỉ dừng lại khi thị trường tài chính ổn định. Nguyễn Thu Hằng [15] đã chứng minh được sự tồn tại của hiệu ứng momentum ngắn hạn tại thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2007–2012.

Võ Xuân Vinh và Trương Quang Bình [16] cũng đã nghiên cứu sự tồn tại của hiệu ứng momentum trong bài báo của mình. Tuy nhiên, kết quả cho rằng sự tồn tại của hiệu ứng momentum trên thị trường chứng khoán Việt Nam không có ý nghĩa thống kê mạnh khi nghiên cứu hiệu ứng momentum dài hạn, với hiệu ứng momentum trong ngắn hạn và hiệu ứng momentum trong 11 tháng trung hạn có ý nghĩa thống kê và khá rõ chỉ ở nhóm các cổ phiếu có quy mô trung bình. Nguyễn Thị Thu Huyền và cs. [17] đã phân tích tác động của nhân tố xu thế trong quá khứ đến lợi suất đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam từ tháng 1-2015 đến tháng 12-2019. Nhóm tác giả thiết lập các danh mục đầu tư và tiến hành hồi quy mô hình cho từng danh mục. Kết quả cho thấy sự tồn tại của nhân tố momentum và sự tác động cùng chiều với lợi suất đầu tư của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Tuy nhiên, những phương pháp này chỉ dừng lại trong trường hợp thị trường chứng khoán ổn định, không bị ảnh hưởng của các cú sốc tài chính. Do đó, mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm định tính hiệu quả của mô hình Carhart cho thị trường chứng khoán Việt nam với đại diện là các cổ phiếu thuộc nhóm ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm, niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) khi thị trường chứng khoán bất ổn, bị sốc thông tin. Phương pháp tiếp cận trong nghiên cứu là hồi quy phân vị.

2 Cơ sở lý thuyết

2.1 Mô hình Carhart

Carhart đã xây dựng mô hình bốn nhân tố dựa trên mô hình ba nhân tố Fama–French và nhân tố xu hướng tăng trưởng trong quá khứ. Mô hình này có dạng như sau:

$$r_A - r_f = \alpha + \beta_A(r_M - r_f) + s_A \text{SMB} + h_A \text{HML} + w_A \text{WML} + \varepsilon$$

trong đó r_A lợi suất tài sản A; r_f là lợi suất tài sản phi rủi ro; r_M là lợi suất thị trường; SMB là chênh lệch giữa lợi suất của danh mục cổ phiếu có quy mô nhỏ so với lợi suất của danh mục cổ phiếu có quy mô lớn; HML là chênh lệch giữa lợi suất của danh mục cổ phiếu công ty có tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường cao so với lợi suất của danh mục cổ phiếu công ty có tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường thấp; WML là nhân tố đà tăng trưởng hay yếu tố xu hướng trong năm, được tính bằng hiệu lợi suất trung bình của các cổ phiếu có giá cao với lợi suất trung bình của các cổ phiếu có giá thấp trong thời gian trước đó. Thời gian nghiên cứu trước đó có thể là ba tháng, sáu tháng hay một năm... Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng thời gian nghiên cứu trước đó là một năm; α là hệ số chặn; β là mức độ tác động của nhân tố thị trường tới chứng khoán A; s_A , h_A và w_A là độ nhạy cảm của chứng khoán A đối với các nhân tố bổ sung SMB, HML và WML; ε là sai số ngẫu nhiên.

Như vậy, mô hình Carhart cho thấy rằng lợi suất của một danh mục (chứng khoán) không những phụ thuộc vào phần bù rủi ro chứng khoán cộng với phần bù quy mô và phần bù giá trị mà còn phụ thuộc vào nhân tố xu hướng trong thời gian trước đó.

Mục đích của mô hình Carhart là định giá để tìm ra các cổ phiếu (danh mục cổ phiếu) đang được định giá thấp để mua vào, còn những cổ phiếu đang nắm giữ được định giá cao thì bán ra, từ đó đưa ra các quyết định phù hợp.

2.2 Mô hình hồi quy phân vị

Phương pháp hồi quy OLS rất hiệu quả khi muốn biết những xu thế chính trong một bộ dữ liệu nhưng lại không hiệu quả khi một số giá trị quan sát vượt quá xa giá trị trung bình hoặc vượt qua những cực trị của một tập dữ liệu. Ngoài ra, với các chuỗi thời gian tài chính, phương sai của sai số ngẫu nhiên thường thay đổi nên vi phạm giả định thuần nhất trong hồi quy; do đó, phương pháp hồi

quy OLS có thể làm sai lệch đáng kể kết quả ước lượng. Trong khi đó, hồi quy phân vị cung cấp một cách nhìn đầy đủ hơn về tác động của các biến số độc lập tới biến số phụ thuộc về vị trí, quy mô và hình dạng trong đuôi phân phối của chúng. Điều này làm cho hồi quy phân vị vững đối với sự có mặt của các giá trị ngoại lai và trở nên hữu ích trong phân tích rủi ro.

Hồi quy phân vị được Koenker và Bassett [18] giới thiệu và là một sự mở rộng của hồi quy OLS dùng để ước lượng các phân vị có điều kiện bằng cách cực tiểu hóa có trọng số tổng các giá trị tuyệt đối của các sai số bất đối xứng. Các kết quả này sau đó được Koenker [19] và nhiều tác giả mở rộng và ứng dụng trong nhiều lĩnh vực khác nhau. Trong lĩnh vực tài chính, Allen [20] và Singh [21] cũng đã sử dụng hồi quy phân vị như một công cụ để đưa ra các quyết định về danh mục đầu tư trong thời kỳ suy thoái kinh tế. Engle, Manganelli và Morillo [22] đã sử dụng kỹ thuật này đối với bài toán VaR (Value at Risk) và bài toán định giá quyền chọn (Option Pricing), nghiên cứu cấu trúc tiền lương [23], nghiên cứu về mức thu nhập [23, 24]...

Cho biến ngẫu nhiên Y với hàm phân phối là $F(y) = P(Y \leq y)$. Khi đó, phân vị thứ τ , ký hiệu $Q(\tau)$, xác định bởi: $Q(\tau) = \inf \{y: F(y) \geq \tau\}$, $0 < \tau < 1$.

Phân vị mẫu thứ τ , ký hiệu $\xi(\tau)$, là đại lượng ξ sao cho nó là lời giải của bài toán

$$\min_{\xi \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi)$$

trong đó

$$\rho_{\tau}(z) = [\tau \cdot \mathbb{I}_{(z \geq 0)} + (1 - \tau) \mathbb{I}_{(z < 0)}] |z| = z(\tau - \mathbb{I}_{(z < 0)})$$

$$, \quad 0 < \tau < 1$$

với \mathbb{I} là hàm chỉ tiêu.

Hàm phân vị có điều kiện $Q(\tau/X = x) = x' \beta(\tau)$ có thể ước lượng bằng cách giải bài toán

$$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x'_i \beta)$$

đối với mọi phân vị $\tau \in (0,1)$.

Khi đó, đại lượng $\hat{\beta}(\tau)$ được gọi là hồi quy phân vị và bài toán trên được gọi là bài toán hồi quy phân vị.

3 Kết quả

3.1 Dữ liệu và phương pháp

Dữ liệu

Chúng tôi sử dụng dữ liệu về giá đóng cửa hàng ngày của toàn bộ cổ phiếu của HOSE từ 26-2-2015 đến 26-2-2021. Lãi suất phi rủi ro được lấy là lãi suất tín phiếu kho bạc trung bình trong cùng thời gian nghiên cứu. Dữ liệu được lấy từ các trang web fpts.com.vn, hsx.vn và vndirect.vn.

Chuỗi lợi suất của các chỉ số được xác định như sau:

$$r_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right), \text{ với } p_t \text{ là giá đóng cửa phiên } t.$$

3.2 Phương pháp

Cách tính chỉ số SMB và chỉ số HML

Toàn bộ sàn HOSE được chia thành hai nhóm và được xếp theo quy mô vốn hóa thị trường: 50% công ty có quy mô vốn hóa nhỏ (nhóm S) và 50% công ty có quy mô vốn hóa lớn (nhóm B). Nhóm S được xếp theo thứ tự tăng dần của tỷ số BE/ME. Sau đó, chia nhóm S thành ba danh mục: danh mục SL, SM và SH lần lượt là các cổ phiếu công ty quy mô vốn hóa nhỏ và tỷ số BE/ME thấp, trung bình và cao. Tương tự, nhóm B được chia thành ba phần: BL, BM và BH lần lượt là danh mục công ty quy mô vốn hóa lớn và tỷ số BE/ME thấp, trung bình và cao (Bảng 1).

Bảng 1. Phân chia cổ phiếu theo giá trị vốn hóa và tỷ số BE/ME (%)

Nhóm S			Nhóm B		
SH	SM	SL	BH	BM	BL
33,3	33,3	33,3	33	34	33

Nguồn: Tính toán của tác giả

Các chỉ số được tính như sau:

$$SMB = 1/3(R_{SH} + R_{SM} + R_{SL}) - 1/3(R_{BH} + R_{BM} + R_{BL})$$

$$HML = 1/2(R_{SH} + R_{BH}) - 1/2(R_{SL} + R_{BL})$$

Cách tính chỉ số WML

Tương tự như trên, toàn bộ sàn HOSE được chia thành ba nhóm xếp theo xu hướng lợi nhuận của 11 tháng trong quá khứ: 30% chứng khoán có lợi suất thấp nhất (nhóm S); 40% chứng khoán có lợi suất trung bình; 30% chứng khoán có lợi suất cao nhất (nhóm B). Nhóm S được chia thành ba danh mục: SW, SN và SL₀. Nhóm B được chia thành ba danh mục: BW, BN và BL₀. Khi đó, WML được tính như sau:

$$WML = 1/2(R_{SW} + R_{BW}) - 1/2(R_{SL_0} + R_{BL_0})$$

Trong nghiên cứu này, chúng tôi đo lường ảnh hưởng của bốn nhân tố: thị trường, SMB, HML và WML đến lợi suất của các cổ phiếu trong nhóm cổ phiếu các ngành tài chính ngân hàng và bảo hiểm trên sàn giao dịch HOSE.

4 Kết quả

Đầu tiên, nghiên cứu sử dụng phương pháp OLS để ước lượng mô hình Carhart cho các cổ phiếu. Kết quả kiểm định về sự phù hợp của hàm hồi quy thu được trình bày ở Bảng 2.

Bảng 2. Hệ số trong mô hình Carhart ước lượng bằng phương pháp OLS của nhóm ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm

Variable	RM	t-Statistic	SMB	t-Statistic	HML	t-Statistic	WML	t-Statistic
AGR	0,0660	0,8499	-0,3171	-2,1728	-0,889	-7,1963	0,9231	7,16512
APG	0,0707	0,6961	-0,1167	-0,6112	-0,2001	-1,2384	0,3701	2,1961

Variable	RM	t-Statistic	SMB	t-Statistic	HML	t-Statistic	WML	t-Statistic
BIC	0,0386	0,5655	-0,1307	-1,0177	0,0254	0,2343	0,0720	0,6354
BID	0,0732	1,1343	-1,0986	-9,0460	-0,7169	-6,9738	1,0821	10,096
BMI	-0,0158	-0,2687	-0,2599	-2,3464	-0,1990	-2,1219	0,3055	3,12512
BSI	-0,0510	-0,7553	-0,256	-2,0184	-0,4237	-3,9408	0,3878	3,4596
BVH	-0,0411	-0,6570	-0,7034	-5,9737	-0,3874	-3,887	0,7448	7,1672
CTG	0,0086	0,1480	-1,0940	-10,014	-0,802	-8,6746	1,07376	11,137
CTS	0,0111	0,1803	-0,505	-4,3711	-0,7654	-7,8159	0,8582	8,405
EIB	-0,0108	-0,1822	-0,2721	-2,4351	-0,2005	-2,1199	0,2082	2,1110
FIT	0,0145	0,1650	-0,4839	-2,9164	-1,3564	-9,655	0,9851	6,7263
HCM	0,0422	0,4911	-1,2318	-7,6225	-0,987	-7,220	1,5250	10,6931
MBB	-0,0526	-1,0571	-0,8208	-8,7600	-0,677	-8,538	1,0015	12,111
OGC	0,0521	0,5620	-0,3593	-2,060	-0,655	-4,439	0,5578	3,6241
PGI	0,0946	1,2671	-0,3802	-2,709	-0,302	-2,547	0,4439	3,5838
SSI	0,0268	0,5352	-0,9851	-10,449	-0,751	-9,410	1,212	14,5707
STB	-0,004	-0,070	-0,7765	-6,620	-0,733	-7,382	0,964	9,3127
TVB	0,2829	2,5252	-0,2855	-1,355	0,054	0,3042	0,2896	1,558319
TVS	0,0096	0,1402	-0,2557	-1,981	-0,260	-2,3881	0,2045	1,7961
VCB	0,0270	0,4761	-0,9842	-9,226	-0,555	-6,1480	0,8136	8,6421
VDS	-0,055	-0,7179	-0,3444	-2,3831	-0,304	-2,4868	0,2898	2,2720
VND	-0,1166	-1,7417	-0,9906	-7,8714	-0,868	-8,1528	1,187	10,692

Nguồn: Tính toán của tác giả

Từ các kết quả ước lượng trên có thể thấy, với mức ý nghĩa 5% bằng phương pháp ước lượng OLS, hệ số của nhân tố phân bù rủi ro thị trường của hầu hết các cổ phiếu không có ý nghĩa thống kê ($t < 1,96$). Điều đó có nghĩa là tác động của thị trường lợi suất của các cổ phiếu trong nhóm này không rõ nét. Đối với yếu tố quy mô vốn hóa, yếu tố chỉ số giá trị ghi sổ/giá trị thị trường và hệ số ước lượng s_i và h_i của hầu hết các cổ phiếu đều nhận giá trị âm. Trên thực tế, hầu hết các cổ phiếu trong nhóm ngành này đều thuộc các công ty có quy mô và là cổ phiếu có giá trị BE/ME cao (ngoại trừ các cổ phiếu AGR, APG, CTS, VDS...). Điều này cho thấy lợi suất đầu tư của cổ phiếu trong nhóm ngành này tương quan nghịch với yếu tố quy mô công ty. Cổ phiếu của doanh nghiệp có BE/ME thấp sẽ có lợi suất cao hơn cổ phiếu của các doanh nghiệp có tỷ lệ BE/ME cao. Đối với yếu tố

momentum, hệ số hồi quy w_1 của tất cả các cổ phiếu trong nhóm ngành này đều nhận giá trị dương, nghĩa là cổ phiếu có lợi suất cao hơn của một năm trước sẽ tiếp tục có lợi suất cao trong tương lai.

Trong khi OLS tính các hệ số dựa theo trung bình thì hồi quy phân vị tính các hệ số dựa theo các mức phân vị khác nhau. Trong nghiên cứu này chúng tôi quan tâm đến đuôi của phân phối thông qua các mức phân vị 0,05, 0,1, 0,8, 0,9 và 0,95 với độ tin cậy 95%. Từ Phụ lục 1, dựa vào kết quả ước lượng có thể thấy rằng hầu hết ước lượng của các hệ số của nhân tố rủi ro thị trường không có ý nghĩa thống kê. Ba nhân tố còn lại, ảnh hưởng đến lợi suất cổ phiếu, là quy mô vốn, chỉ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường và momentum. Điều đó cũng minh chứng rằng khi thị trường tài chính ổn định cũng như bất ổn thì các cổ phiếu trên sàn HOSE không phụ thuộc vào nhân tố rủi ro thị

trường mà phụ thuộc vào nhân tố quy mô cũng như tỷ số giá trị sổ sách với giá trị thị trường và nhân tố momentum.

Ngoài ra, từ kết quả ước lượng cũng có thể thấy rằng với các cổ phiếu của nhóm ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm, khi thị trường có những cú sốc, hệ số SMB và HML của các cổ phiếu biến động mạnh, thay đổi đột ngột. Ví dụ, với các cổ phiếu ARG, BVH, CTG, EIB, OGC, MBB, STB, VCB... khi ước lượng theo phương pháp OLS, hệ số của nhân tố SMB và SML tương ứng là $-0,31, -0,7, -1,09, -0,2, -0,35, -0,82, -0,77, -0,98...$ và $-0,88, -0,38, -0,8, -0,2, -0,65, -0,67, -0,73, -0,55...$ Tuy nhiên, khi thị trường có những cú sốc, hệ số của nhân tố SMB và SML của các cổ phiếu này thay đổi với các giá trị tương ứng là $-0,6, -1,0, -1,18, -0,6, -0,9, -0,82, -0,89, -0,87...$ và $-1,32, -1,16, -1,03, -0,6, -1,12, -0,87, -1,08, -0,84...$ ở đuôi trái của phân phối hoặc $0,49, -0,56, -1,74, 0,67, 0,2, -1,17, -1,15, -1,47...$ và $-1,6, 0,42, -1,06, -0,5, -0,1, -0,36, -0,37...$ ở đuôi phải của phân phối.

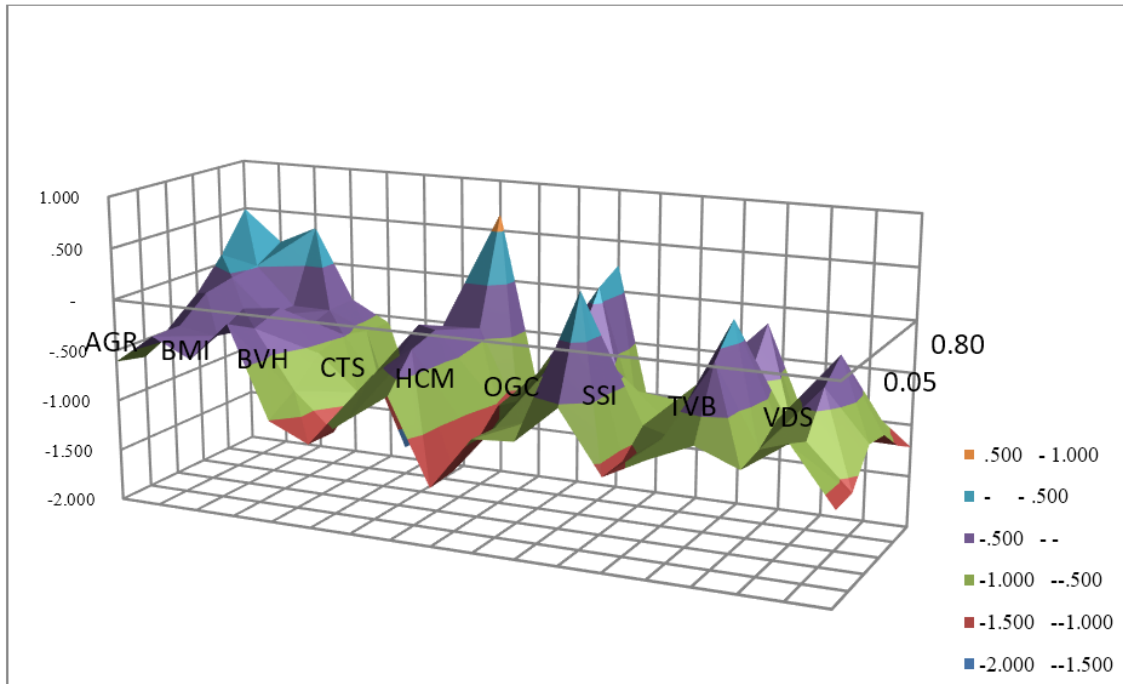
Tương tự, hệ số momentum của các cổ phiếu này cũng biến đổi mạnh khi thị trường có các cú sốc âm hoặc sốc dương, với các cổ phiếu ARG, BVH, CTG, EIB, MBB, STB, VCB... khi ước lượng theo phương pháp OLS, hệ số momentum tương ứng là $0,92, 0,74, 1,07, 0,27, 1,0, 0,96, 0,81...$ Tuy nhiên, khi thị trường có những cú sốc, hệ số momentum của các cổ phiếu này thay đổi mạnh tương ứng là $1,0, 1,2, 1,3, 0,39, 1,3, 1,11, 0,8, 1,0...$ ở đuôi trái của phân phối hoặc $1,7, 0,74, 1,3, 0,29, 1,44, 1,11, 0,65...$ ở đuôi phải của phân phối khi ước lượng theo phương pháp hồi quy phân vị.

Một cách khác để hiểu thêm nghiên cứu này là sử dụng đồ thị ba chiều để minh họa cho sự thay đổi hệ số ước lượng quy mô vốn, giá trị sổ sách/giá

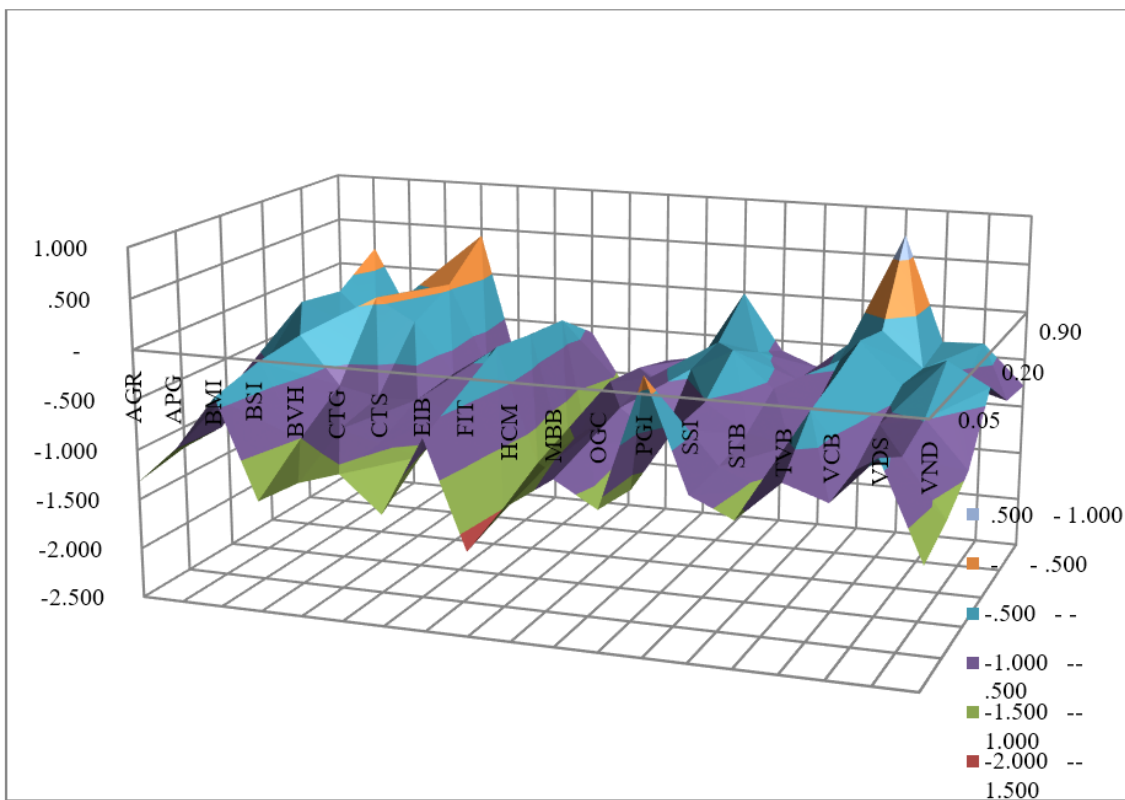
trị thị trường và hệ số momentum thông qua các mức phân vị khác nhau của các cổ phiếu.

Phụ lục 1 kết hợp với đồ thị ba chiều ở các Hình 1, 2 và 3 cho thấy rằng về mặt độ lớn, hầu hết các kết quả ước lượng của các hệ số momentum WML lớn hơn so với kết quả ước lượng của quy mô công ty và chỉ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường ứng với các mức phân vị khác nhau. Điều này cho thấy rằng, trong trường hợp thị trường có các cú sốc, xu hướng lợi suất của cổ phiếu trong quá khứ tác động tới lợi suất cổ phiếu mạnh hơn yếu tố quy mô công ty và yếu tố giá trị sổ sách/giá trị thị trường. Hơn nữa, cũng có thể thấy rằng, hầu hết lợi suất các cổ phiếu phụ thuộc cùng chiều với xu hướng lợi suất trong quá khứ của chính cổ phiếu đó.

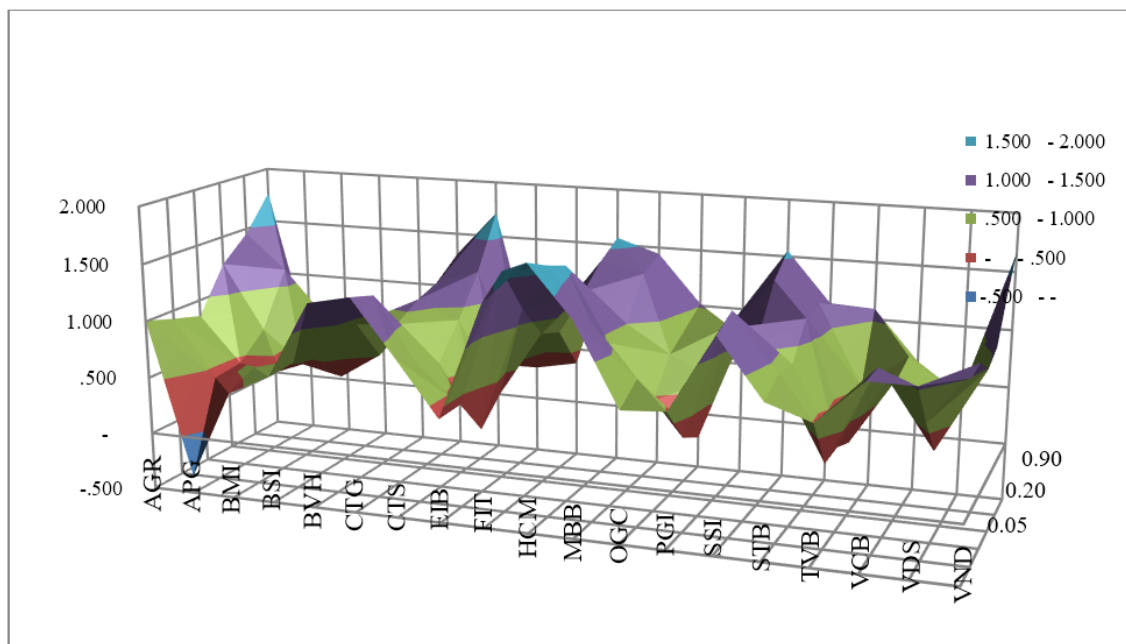
Trong năm 2020–2021, mặc dù thị trường chứng khoán thế giới bị ảnh hưởng mạnh bởi đại dịch Covid nhưng thị trường chứng khoán Việt Nam đã vượt qua, phục hồi một cách ngoạn mục và mạnh mẽ với mức thanh khoản tăng cao kỷ lục. Rất nhiều nhà đầu tư mới tham gia khiến nhà quản lý, giới chuyên gia, cảm thấy “bất ngờ”. Ở tầm vĩ mô, bên cạnh việc hạ lãi suất, các ngân hàng trung ương đã “bom” hàng nghìn tỷ USD vào hệ thống tài chính và triển khai nhiều chương trình cho vay và mua trái phiếu; do đó, lãi suất đưa về mức thấp kỷ lục và hệ quả tất yếu là kênh đầu tư sẽ tăng. Hơn nữa nhóm ngành ngân hàng chiếm tỷ trọng đến 27% trong VN-Index, do đó các cổ phiếu thuộc nhóm này được hưởng lợi từ các chính sách trên và dẫn đến thanh khoản dồi dào trong khi đợt dịch COVID-19 thứ hai và thứ ba bùng phát và diễn ra rất ngắn. Thông qua phương pháp phân tích trên, nhà đầu tư có thể cân nhắc đầu tư để phân tích và lựa chọn để đưa ra các quyết định đầu tư phù hợp.



Hình 1. Đồ thị ba chiều của hệ số SMB ứng với các mức phân vị khác nhau của các cổ phiếu nhóm ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm



Hình 2. Đồ thị ba chiều của hệ số HML ứng với các mức phân vị khác nhau của các cổ phiếu nhóm ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm



Hình 3. Đồ thị ba chiều của hệ số WML ứng với các mức phân vị khác nhau của các cổ phiếu nhóm ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm

5 Kết luận

Bài báo xem xét phản ứng khác nhau trong trường hợp thị trường ổn định và thị trường có những cú sốc thông qua mô hình Carhart bằng phương pháp ước lượng OLS truyền thống và phương pháp ước lượng hồi quy phân vị nhằm đo lường mối quan hệ rủi ro và lợi nhuận thu được của các cổ phiếu thuộc nhóm cổ phiếu ngành tài chính, ngân hàng và bảo hiểm từ tháng 2-2015 đến tháng 2-2021.

Một điều khá thú vị là trong cả hai trường hợp ước lượng cho thấy các nhân tố rủi ro thị trường không tác động thực sự tới lợi suất của cổ phiếu. Chỉ có ba nhân tố thực sự tác động là quy mô của công ty, nhân tố chỉ số giá trị ghi sổ/giá trị thị trường và nhân tố xu hướng lợi nhuận quá khứ momentum ảnh hưởng tới sự biến động của lợi suất cổ phiếu khi thị trường ổn định cũng như khi thị trường có các cú sốc.

Các phân tích cũng cho thấy khi thị trường có những cú sốc, hệ số ước lượng trong mô hình Carhart của các cổ phiếu thay đổi mạnh hơn khi thị

trường ổn định; điều này hàm ý rằng độ rủi ro cao hơn và nhà đầu tư cần thay đổi chiến lược đầu tư với mức chấp nhận rủi ro mới. Nói cách khác, phương pháp hồi quy phân vị cho ước lượng tốt hơn khi thị trường có những biến động mạnh, có thể gây tổn thất lớn cho các nhà đầu tư. Những phân tích này phù hợp với quy luật vận động của các cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt nam.

Thông tin tài trợ

Nghiên cứu này được Đại học Huế tài trợ trong khuôn khổ đề tài mã số DDH2019-01-141.

Tài liệu tham khảo

1. Fama EF, French KR. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*. 1992;47(2):427-465.
2. Jegadeesh N, Titman S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*. 1993;48(1):65-91.
3. Jegadeesh N, Titman S. Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*. 2001;56(2):699-720.

4. Carhart, M M. On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance*. 1997 03;52(1):57-82.
5. Lee CMC, Swaminathan B. Price momentum and trading volume. *The Journal of Finance*. 2000;55(5):2017-2069.
6. L'Her J, Masmoudi T, Suret J. Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2004;14(4):313-328.
7. Daniel K, Grinblatt M, Titman S, Wermers R. Measuring mutual fund performance with characteristics-based benchmarks. *The Journal of Finance*. 1997;52(3):1035-1058.
8. Bello ZY. A statistical comparison of the CAPM to the Fama-French three-factor model and the Carhart's model. *Global Journal of Finance and Banking Issues*. 2008;2(2)
9. Rouwenhorst, K.G. International momentum strategies. *The Journal of Finance*. 1998;53(1):267-284.
10. Czapkiewicz A, Wójtowicz T. The four - factor asset pricing model on the Polish stock market. *Economic Research - Ekonomska Istrazivanja*. 2014;27:1,771-783.
11. Wong KA, Lye MS. Market values, earnings' yields and stock returns: evidence from Singapore. *Journal of Banking & Finance*. 1990 08;14(2-3):311-326.
12. Lau ST, Lee CT, McInish TH. Stock returns and beta, firm size, E/P, CF/P, book-to-market, and sales growth: evidence from Singapore and Malaysia. *Journal of Multinational Financial Management*. 2002 07;12(3):207-222.
13. Lam KSK, Li FK, So SMS. On the validity of the augmented Fama and French's (1993) model: Evidence from the HongKong stock market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 2009;35(1):89-111.
14. Mukherji S, Dhatt MS, Kim YH. A fundamental analysis of Korean stock returns. *Financial Analysts Journal*. 1997;53(3):75-80.
15. Nguyen TH. Momentum effect in the Vietnamese stock market. *Procedia Economics and Finance*. 2012;2:179-190.
16. Vo XV, Truong QB. Does momentum work? Evidence from Vietnam stock market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. 2018;17:10-15.
17. Huyền NTT, Định LT. Tác động của nhân tố động lượng đến lợi suất đầu tư trên thị trường chứng khoán. *Tạp chí Tài chính*. 2020.
18. Koenker R, Bassett G. Regression Quantiles. *Econometrica*. 1978;46(1):33.
19. Allen D, Singh A, Powell R. Asset Pricing, the Fama-French Factor Model and the Implications of Quantile Regression Analysis. ECU Publications. 2009.
20. Allen D, Singh A. Minimizing Loss at Times of Financial Crisis: Quantile Regression as a Tool for Portfolio Investment Decisions. 2009.
21. Engle R, Manganelli S. CAViaR: Conditional Value at Risk by Quantile Regression. National Bureau of Economic Research; 1999.
22. Eide E, Showalter MH. The effect of school quality on student performance: A quantile regression approach. *Economics Letters*. 1998;58(3):345-350.
23. Buchinsky M, Leslie P. Educational attainment and the changing U.S. wage structure: Some dynamic implications [lecture notes on Internet]. Los Angeles: University of California, Department of Economics; 2017. Available from: <https://econ.biu.ac.il/sites/econ/files/shared/bar-ilan-dp-lec06.pdf>

Phụ lục 1. Bảng các hệ số ước lượng theo mô hình Carhart với phương pháp ước lượng hồi quy phân vị

	RM						SMB					
	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95
AGR * (Coeff.)	-2185	-0998	-0130	0.1618	0.1350	0.2274	-6099**	-0.6729	-0.4474	-0.2205	0.4920	0.4927
t-Stat.	-2832	-6955	-1846	1.0668	0.6797	1.2503	-1.5694	-5.1434	-3.5195	-0.6261	1.7364	1.8146
APG *** (Coeff.)	-2075	0.1217	0.0299	0.1288	0.4713	0.1994	-0.3181	-0.3110	-0.0824	-0.0190	0.0118	0.1759
t-Stat.	-4239	0.8355	0.1798	0.4932	1.6938	0.9769	-0.4033	-0.4392	-0.2794	-0.0626	0.0099	0.5691
BMI (Coeff.)	0.0031	-0.0446	-0.0496	-0.0249	0.1477	0.2701	-0.4994	-0.3722	-0.2009	-0.3722	-3.693	0.3560
t-Stat.	0.0168	-3.271	-5.518	-2.154	0.6821	1.0543	-3.1719	-3.0820	-1.0982	-0.0803	-6.505	1.4586
BSI (Coeff.)	0.0071	-0.0306	-0.0091	-0.1810	-0.0398	-0.0016	-0.1110	-0.2550	-0.1549	-0.4733	-3.752	-3.633
t-Stat.	0.0251	-1.929	-1.137	-1.103	-2.149	-0.0075	-1.7367	-1.7320	-1.0539	-2.5842	-8.826	-6.421
BVH (Coeff.)	-3.727	-1.715	-0.265	0.0648	-0.0315	0.1539	-1.0025	-0.8245	-0.5636	-0.4807	-5.495	-5.694
t-Stat.	-3.198	-5.171	-4.777	0.6722	-1.712	0.9879	-9.3959	-6.6481	-5.0961	-1.8587	-7.646	-8.554
CTG (Coeff.)	0.0641	-0.0449	0.0045	-0.0397	-0.1258	-0.0387	-1.1809	-1.1857	-0.9080	-1.0123	-7.224	-7.430
t-Stat.	0.5405	-5.085	0.0742	-6.513	-9.370	-0.855	-9.2256	-2.3344	-8.5514	-5.6495	-2.339	-6.972
CTS (Coeff.)	-0.3321	-1.228	0.0233	-0.0379	0.0167	0.3767	-0.8939	-0.5838	-0.5348	-0.2964	-4.411	-3.944
t-Stat.	-5.766	-3.422	0.3447	-0.5257	0.2201	1.7434	-7.9721	-5.3261	-5.4445	-2.2553	-4.138	-9.945
EIB (Coeff.)	-1.023	0.0403	0.0605	-1.132	-0.0382	-2.269	-0.6193	-0.2868	-0.2059	-0.2984	-3.937	0.6704
t-Stat.	-5.193	0.2732	0.9943	-9.939	-5.216	-4.818	-5.1998	-1.9990	-1.6013	-1.6349	-6.311	1.8178
FIT (Coeff.)	0.3212	0.2394	0.0715	-0.2030	-0.4043	-1.559	-0.9988	-0.7512	-0.4483	-0.8577	-6.745	-3.918
t-Stat.	1.1625	1.1626	0.6916	-9.637	-0.398	-6.458	-1.5559	-1.7130	-1.9938	-2.0074	-8.120	-7.325
HCM (Coeff.)	-2.323	-0.441	-0.0059	-0.199	-0.438	-0.636	-1.4378	-1.4077	-1.2603	-1.0220	-2.211	-1.228
t-Stat.	-9.585	-4.066	-0.723	-1.474	-2.657	-2.911	-3.1687	-2.6619	-3.8928	-5.1359	-0.757	-4.546
MBB (Coeff.)	-1.629	-1.274	-0.0301	-0.0801	-1.466	-1.281	-0.9203	-0.9405	-0.8062	-0.6441	-0.614	-1.722
t-Stat.	-5.968	-6.802	-4.968	-5.173	-6.792	-7.418	-9.0598	-8.1928	-7.7568	-5.6963	-1.281	-7.034
OGC (Coeff.)	-0.0151	0.0273	0.0900	0.1020	0.3598	0.0114	-0.8910	-0.8079	-0.3386	-0.2954	0.1339	0.2601
t-Stat.	-0.476	0.1588	0.8897	0.6466	1.7248	0.0798	-3.2848	-4.8454	-1.7897	-1.6500	1.7140	1.8595
PGI *** (Coeff.)	-0.0167	0.1495	0.1734	0.1266	0.0197	-1.830	-0.5300	0.4292	-0.2610	-0.6892	-1.597	-4.511
t-Stat.	-0.523	0.3513	2.7961	1.1737	0.1689	-3.287	-1.9988	1.4294	-2.8940	-3.2588	-5.261	-8.300
	RM						SMB					
	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95
SSI (Coeff.)	0.0846	0.0134	0.0507	-0.0051	0.0597	-0.0508	-1.1092	-1.0940	-0.8879	-0.9057	-0.8894	-1.3594
t-Stat.	1.1871	0.1743	0.7953	-0.0674	0.7705	-0.5085	-10.9806	-10.2452	-9.7018	-6.0069	-2.2408	-2.0487
STB (Coeff.)	0.0550	0.0486	0.0351	-0.0635	-0.0726	-0.0816	-0.8965	-0.8011	-0.6573	-0.5004	-0.9757	-1.1585
t-Stat.	0.7028	0.5215	0.5506	-0.6187	-0.5421	-0.2420	-11.6252	-10.2850	-8.1488	-2.6451	-2.9198	-2.5142
TVB ** (Coeff.)	0.0869	0.1575	0.0370	0.1817	0.3113	0.8798	-0.7165	-0.0825	0.1950	-0.4444	-0.0510	-0.7917
t-Stat.	0.1014	1.1933	0.5210	1.4074	2.1086	3.0710	-1.9892	-1.95	1.6128	-2.3926	-0.1522	-1.1729
VCB (Coeff.)	0.0382	0.0196	0.0311	0.0028	-0.0143	0.0533	-0.8789	-0.8278	-0.6836	-0.9089	-1.3270	-1.4767
t-Stat.	0.2973	0.2147	0.5724	0.0322	-0.1096	0.2766	-5.1496	-6.6762	-6.0339	-4.9821	-4.2277	-2.8883
VDS * (Coeff.)	0.1567	-0.0772	-0.0630	-0.0842	0.0269	0.1948	-0.5914	-0.7019	-0.3338	-0.1487	-0.6365	-1.2074
t-Stat.	0.9368	-0.3223	-0.6189	-0.7867	0.0679	0.2221	-3.9584	-3.2604	-2.4114	-0.6162	-0.9753	-1.6826
VND (Coeff.)	-0.1801	-0.1177	-0.1184	-0.1146	-0.1437	-0.0589	-1.1196	-1.1075	-0.8007	-0.8452	-1.0722	-1.2139
t-Stat.	-1.2455	-1.5313	-2.1714	-1.2810	-1.0971	-0.2001	-8.4007	-9.4105	-6.9974	-3.3701	-2.8877	-2.9820
	HML						WML					
	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95
AGR * (Coeff.)	-1.3215	-1.2099	-0.8624	-8.680	-1.776	-6.664	1.0078	0.9275	0.8568	1.2487	1.4544	1.7654
t-Stat.	-5.0975	-1.5313	-7.3940	-3.436	-3.286	-9.217	4.3464	5.7788	5.8260	6.3117	3.7249	6.3914
APG *** (Coeff.)	-0.9426	-0.9591	-0.5490	-0.0480	-1.1155	0.1942	-3.471	0.4260	0.4535	0.6623	1.1387	0.3033
t-Stat.	-1.9055	-2.6296	-2.7135	-1.517	-2.199	0.8225	-6.404	1.6496	2.4765	3.2879	1.3611	1.6562
BMI (Coeff.)	-0.3980	-0.2526	-0.1802	-1.884	-4.878	-5.413	0.4314	0.5555	0.4095	0.3672	0.3421	0.3786
t-Stat.	-1.3047	-1.5684	-1.5096	-9.985	-0.229	-9.286	2.6553	5.6769	2.9814	1.9074	1.4759	1.7571
BSI (Coeff.)	-1.3889	-1.0069	-0.6728	0.0602	-0.0480	-0.0143	0.6144	0.6314	0.5797	0.2860	0.5764	0.5593
t-Stat.	-7.7862	-5.5444	-5.0532	0.4732	-1.220	-0.353	3.4179	3.9709	3.2439	1.9055	3.0325	1.8406
BVH (Coeff.)	-1.1649	-0.8665	-0.7556	-1.703	0.499	0.4233	1.2827	0.9626	0.9060	0.5203	0.6298	0.7424
t-Stat.	-8.5308	-5.3187	-8.3460	-1.636	1.6505	1.5418	11.0503	4.6595	8.8244	3.0150	3.0403	2.8326
CTG (Coeff.)	-1.0351	-0.9716	-0.7447	-6.886	-8.236	-0.637	1.3619	1.2860	0.9389	1.0648	1.1400	1.3108
t-Stat.	-7.8621	-0.6987	-7.5324	-9.527	-7.010	-7.059	9.4097	11.9799	7.3857	6.6986	4.3747	5.5256
CTS (Coeff.)	-1.3900	-1.0638	-0.8296	-4.127	-5.725	-0.600	0.8874	0.7175	0.6233	0.9086	1.2564	1.7167
t-Stat.	-1.9762	-9.7306	-0.8884	-9.936	-7.627	-2.934	4.4522	7.7676	6.4442	9.1681	8.1787	10.4181
EIB (Coeff.)	-0.6026	-0.3786	-0.1349	-2.034	-2.464	-5.702	0.3966	0.4035	0.0639	0.2751	0.4156	0.2933
t-Stat.	-3.5961	-2.3202	-1.2988	-0.231	-6.033	-1.145	1.5296	2.1244	0.6847	1.2657	3.6352	1.1477
FIT (Coeff.)	-1.6634	-1.4946	-1.2851	-7.025	-2.137	-2.205	1.3965	1.5791	1.1694	0.8486	0.7609	0.3679

t-Stat.	-9.0158	-6.3960	-7.7756	-0.0391	-9.9591	-7.403	7.8768	7.2889	6.2283	3.1101	1.8430	0.8838
HCM (Coeff.)	-1.1627	-1.0495	-0.9668	-0.6265	-0.6914	-0.8190	1.7600	1.6520	1.5656	1.2531	1.4365	1.5635
t-Stat.	-3.2774	-1.0465	-0.9226	-0.8268	-2.381	-7.261	6.9039	15.6131	15.5518	6.0644	3.6564	3.6374
MBB (Coeff.)	-0.8756	-0.7651	-0.6442	-0.5499	-0.9233	-0.7404	1.3235	1.1978	0.9306	1.0000	1.3494	1.4437
t-Stat.	-9.8264	-6.3545	-6.1188	-8.655	-9.017	-0.253	13.0364	8.2558	7.6103	8.5654	11.8492	7.8980
OGC (Coeff.)	-1.1226	-1.1857	-0.9442	-0.4292	-0.3503	-0.0136	0.6239	0.7708	0.4756	0.7660	0.8911	1.0171
t-Stat.	-1.8964	-6.1375	-6.5613	-0.5600	-3.701	-0.0622	2.2013	2.8563	2.1318	3.5677	1.6254	1.9574
PGI *** (Coeff.)	0.1731	-0.5524	-0.5187	-0.1992	-0.4215	-0.6076	0.6499	0.3132	0.1919	0.5780	0.9453	0.6875
t-Stat.	1.73061	-1.6300	-4.2464	-1.915	-6.731	-5.360	1.0414	0.5011	1.1573	4.8280	6.3150	2.6652
	HML						WML					
	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95	0.05	0.1	0.2	0.8	0.9	0.95
SSI (Coeff.)	-0.8978	-0.8748	-0.7861	-0.5563	-0.6769	-0.7705	1.2948	1.4004	1.1761	1.0422	1.3763	1.5506
t-Stat.	-12.2695	-9.4066	-7.0273	-4.4456	-3.8925	-3.7693	15.7258	15.3593	11.4399	7.3124	6.9655	5.5606
STB (Coeff.)	-1.0889	-1.0509	-0.8685	-0.6977	-0.4394	-0.3675	0.8034	0.9217	0.8878	1.1721	1.2111	1.1128
t-Stat.	-12.1883	-9.8894	-7.7280	-5.1600	-2.2464	-1.0979	8.3731	7.8383	8.2518	8.3098	5.9283	3.9601
TVB ** (Coeff.)	-0.6976	-0.2610	-0.1439	-0.0008	-0.0957	0.7257	0.6746	0.2191	0.2274	0.1404	0.5122	1.0936
t-Stat.	-1.0028	-0.9385	-1.3770	-0.0052	-0.3851	1.1817	0.7795	0.8366	1.5440	0.9222	1.8124	2.4980
VCB (Coeff.)	-0.8411	-0.7883	-0.5824	-0.4079	-0.4549	-0.3773	1.0414	1.0410	0.8314	0.7424	0.8093	0.6593
t-Stat.	-7.2720	-6.1071	-6.8741	-2.9552	-2.6496	-1.6382	7.1129	6.0002	8.1722	4.9871	5.3698	1.8600
VDS * (Coeff.)	-0.3895	-0.6181	-0.4898	-0.1325	-0.5966	-0.3620	1.0374	0.6315	0.2756	0.2905	0.3500	0.3909
t-Stat.	-1.3464	-3.6223	-3.6423	-0.6171	-1.1705	-0.3672	1.8264	1.8197	1.9710	2.0975	1.1241	1.9301
VND (Coeff.)	-1.3239	-1.1777	-0.9566	-0.3660	-0.7182	-0.7777	1.1368	1.1458	0.9842	1.0597	1.3947	1.6635
t-Stat.	-10.2104	-13.3300	-8.2286	-2.7053	-3.5698	-2.6473	6.7182	8.4430	6.1055	8.1859	9.0555	11.3131

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Ghi chú: Sau khi kiểm định về sự khác nhau của hệ số hồi quy ở các phân vị tương ứng, kết quả thống kê Wald cho rằng sự khác nhau của các hệ số hồi quy đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%. Riêng các cổ phiếu có dấu * có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%, ** có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 10%.