

# Các yếu tố ảnh hưởng tỷ suất sinh lợi cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Võ Xuân Vinh\*

*Bài báo nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi (TSSL) cổ phiếu công ty trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả cho thấy quy mô và TK đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL và có tương quan nghịch với TSSL. Trong khi đó BE/ME chỉ có ý nghĩa giải thích TSSL khi xem xét trong sự biến đổi của các đối tượng nghiên cứu và có tương quan cùng chiều với TSSL. Khi xem xét trong sự biến đổi theo thời gian, hiệu ứng momentum yếu và chỉ có tác động trong thời gian ngắn. Cuối cùng, beta công ty hoàn toàn không có ý nghĩa trong việc giải thích TSSL cổ phiếu.*

**Từ khóa:** tỷ suất sinh lợi, quy mô, thanh khoản, beta

## 1. Giới thiệu

Ở các thị trường chứng khoán (TTCK) phát triển, nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi cổ phiếu (TSSL) đã được thực hiện một cách sâu rộng. TTCK Việt Nam còn non trẻ nên các nghiên cứu về chứng khoán nói chung và về TSSL nói riêng còn rất hạn chế, chưa nhận được nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu. Bài báo này làm phong phú thêm nghiên cứu về chủ đề này.

## 2. Cơ sở lý thuyết và khung phân tích

Dựa trên nghiên cứu của Markowitz (1952, 1959), Sharpe (1964), Lintner (1965) và Black (1972) đưa ra mô hình định giá tài sản vốn (CAPM). Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã phản bác lại CAPM. Ví dụ, Banz (1981) cho rằng giá trị thị trường của vốn CSH là nhân tố quan trọng giải thích TSSL. Những cổ phiếu có quy mô (QM) nhỏ thì cho TSSL cao và những cổ phiếu có QM cao thì lại cho TSSL thấp. Nghiên cứu khác của Bhandari (1988) chỉ ra mối quan hệ dương giữa TSSL và đòn bẩy tài chính khi đòn bẩy tài chính có mối liên hệ với rủi ro và TSSL, nhưng trong CAPM rủi ro đòn bẩy tài chính được đo lường bởi beta thị trường. Tuy nhiên, Bhandari (1988) cũng cho rằng, đòn bẩy tài chính giúp giải thích TSSL được thực nghiệm trong

điều kiện bao gồm cả QM và beta.

Stattman (1980) và Rosenberg et al. (1985) cho rằng TSSL của các cổ phiếu tại Mỹ có mối quan hệ dương với giá trị sổ sách của vốn CSH và giá trị thị trường của nó, đó là BE/ME. Chan et al. (1991) đã tìm thấy TSSL tại Nhật Bản. Cụ thể, với những cổ phiếu có BE/ME cao sẽ đem lại TSSL cao hơn những cổ phiếu có BE/ME thấp.

Basu (1977) chỉ ra cổ phiếu có E/P cao thì TSSL sẽ cao hơn cổ phiếu có E/P thấp. Nghiên cứu khác của Basu (1983) có kết quả tương tự và cũng kết luận hiệu ứng của QM có thể tách rời khỏi E/P và các cổ phiếu có QM nhỏ có khuynh hướng cho TSSL cao hơn cổ phiếu có QM lớn sau khi E/P đã điều chỉnh. Jaffe et al. (1989) đồng ý với nhận định này.

Các kết quả nghiên cứu nêu trên đều cho cùng kết luận sự thay đổi của beta trong CAPM không thể giải thích được hết sự thay đổi của TSSL mà còn bị ảnh hưởng bởi các yếu tố khác bao gồm QM công ty, E/P, BE/ME và đòn bẩy tài chính.

Fama & French (1992) nghiên cứu mô hình gồm beta, QM, E/P, BE/ME và đòn bẩy tài chính để giải thích TSSL và kết luận khi sử dụng độc lập hoặc đồng thời với các biến khác, beta không có nhiều sự

giải thích đối với TSSL trong khi nếu sử dụng lần lượt từng biến riêng biệt là QM công ty, E/P, BE/ME và đòn bẩy tài chính thì đem lại khả năng giải thích tỷ suất lợi nhuận cổ phiếu rất lớn. Ngược lại nếu sử dụng tổng hợp các biến này thì kết quả là QM và BE/ME dường như đủ mạnh để lấn át đi vai trò giải thích TSSL của đòn bẩy tài chính và E/P. Cuối cùng nghiên cứu này kết luận QM và BE/ME đóng vai trò rất quan trọng trong việc giải thích TSSL.

Mô hình ba nhân tố (FF) của Fama & French (1993) khẳng định các yếu tố rủi ro có liên quan đến QM và BE/ME giải thích tốt hơn TSSL. Hơn nữa, ngoài hai yếu tố là QM và BE/ME thì yếu tố thứ ba là thị trường đã được đưa vào mô hình đã giải thích rất tốt sự thay đổi của TSSL trung bình của các cổ phiếu. Mô hình này được nhiều tác giả cho là ưu việt hơn so với CAPM bởi vì khả năng giải thích TSSL do QM công ty và BE/ME.

Fama & French (1996) nêu “các yếu tố khác thường” (anomalies) tồn tại trong tỷ suất lợi nhuận bình quân nhưng không được giải thích bởi CAPM. Đó là các yếu tố liên quan đến đặc tính của công ty như QM, E/P, C/P, BE/ME, tăng trưởng doanh thu quá khứ, tỷ suất lợi nhuận ngắn hạn và dài hạn trong quá khứ. Họ kết luận rất nhiều các yếu tố khác thường tồn tại trong TSSL bình quân của CAPM, ngoại trừ sự liên tục của TSSL trong ngắn hạn, được giải thích bởi mô hình FF. Fama & French (1998) kết luận những cổ phiếu giá trị có TSSL cao hơn những cổ phiếu tăng trưởng.

Billou (2004) thực hiện kiểm nghiệm mô hình FF Fama-French và kết luận mô hình FF với các biến đặc tính công ty giải thích rất tốt sự thay đổi của TSSL. Tuy nhiên, khi phân chia danh mục theo tính chất của một số ngành nhất định, giải thích này là không rõ ràng. Ngoài ra, các nghiên cứu khác như Charitou & Constantinidis (2004), Gaunt (2004), Djajadikerta & Nartea (2005), Ajili (2005), Bahl (2006), Bundoo (2006), Chen & Tu (2002) đối với các thị trường mới nổi, hầu hết cho rằng mô hình FF có tính ưu việt hơn hẳn CAPM vì giải thích rất tốt sự thay đổi của TSSL. Ở Việt Nam, một số nghiên cứu áp dụng mô hình FF như nghiên cứu của Quân & Huệ (2008) và Lý (2010).

Một số nghiên cứu phát triển FF bằng việc sử dụng thêm một số yếu tố khác để giải thích cho TSSL. Thanh khoản (TK) được nghiên cứu như là một yếu tố thuộc về đặc tính công ty như Amihud &

Mendelson (1986), Brennan & Subrahmanyam (1996), Brennan et al. (1998), Datar et al. (1998), Rouwenhorst (1999), Chordia et al. (2001) và Chan & Faff (2003). Các nghiên cứu TK dựa trên mô hình FF đều kết luận TK giải thích tốt sự thay đổi của TSSL và khẳng định đây là mối quan hệ nghịch, có nghĩa là những cổ phiếu có TK kém sẽ có TSSL lớn và ngược lại.

Hurn & Pavlov (2003) cho rằng có hai thách thức thú vị được tranh luận ở thị trường hiệu quả trong những thập niên gần đây. DeBondt & Thaler (1985, 1987) cho rằng các cổ phiếu thất bại trong quá khứ (past losers) vượt trội hơn các cổ phiếu chiến thắng trong quá khứ (past winners) cho một khoảng thời gian nắm giữ CK để đầu tư (investment horizon) từ 3 tới 5 năm. Khả năng sinh lợi của chiến lược đầu tư ngược này (contrarian investment strategy) là kết quả của việc nhà đầu tư phản ứng quá mức đối với thông tin tốt hoặc xấu. Tuy nhiên, có một sự thật là hầu hết các nhà đầu tư có thời gian nắm giữ CK để đầu tư ngắn hơn so với yêu cầu của chiến lược đầu tư ngược nêu trên cho một lợi nhuận chấp nhận được (De Long et al. 1990; Shleifer & Vishny 1990). Từ đây, một kết quả nghiên cứu nhận được rất nhiều sự chú ý, đó là của Jegadeesh & Titman (1993) khi cho rằng những cổ phiếu chiến thắng trong quá khứ vượt trội hơn những cổ phiếu thất bại trong quá khứ trong một khoảng thời gian nắm giữ đầu tư ngắn hơn từ 3 đến 12 tháng. Jegadeesh & Titman (1993) chứng minh chiến lược này đã tạo ra lợi nhuận trên mức bình thường trong khoảng thời gian nắm giữ từ 3 đến 12 tháng. Chiến lược đầu tư khai thác momentum này, bằng cách mua các cổ phiếu chiến thắng trong quá khứ và bán các cổ phiếu thất bại trong quá khứ trở thành một minh chứng khoa học và được ứng dụng bởi nhiều nhà đầu tư chuyên nghiệp. Sự phổ biến của cách tiếp cận này đã phát triển tới mức đầu tư theo chiến lược momentum tạo thành một phong cách đặc trưng, được đón nhận đặc biệt tại Mỹ và các thị trường vốn khác (Chan, Jegadeesh & Lakonishok 1996).

Jegadeesh & Titman (1993) kết luận chiến lược momentum vẫn tạo ra TSSL vượt trội trong mô hình FF. Chiến lược momentum tạo ra một yếu tố bất thường khác trong mô hình FF. Sự tồn tại của chiến lược momentum ám chỉ thêm một yếu tố rủi ro nữa hay một đặc tính khác của công ty có ảnh hưởng đến TSSL. Lee & Swaminathan (2000) khẳng định momentum của giá cùng với khối lượng giao dịch là

những yếu tố quan trọng giải thích TSSL.

### 3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Chúng tôi sử dụng Fama & French (1992) làm nền tảng và hai yếu tố QM và BE/ME được lựa chọn. Ngoài ra, beta là một biến rủi ro để xem xét khả năng giải thích TSSL. Từ nghiên cứu của Datar et al. (1998), Chordia et al. (2001) và của Chan & Faff (2003), hai yếu tố là TK và momentum cũng được sử dụng. Cụ thể, mô hình nghiên cứu là:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{BETA}_{it} + \beta_2 \text{SIZE}_{it} + \beta_3 \text{BE/ME}_{it} + \beta_4 \text{LIQ}_{it} + \beta_5 \text{MOM}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

trong đó,  $R_{it}$ ,  $\text{BETA}_{it}$ ,  $\text{SIZE}_{it}$ ,  $\text{BE/ME}_{it}$ ,  $\text{LIQ}_{it}$  và  $\text{MOM}_{it}$  lần lượt là TSSL, beta, QM, BE/ME, TK và momentum của cổ phiếu  $i$  trong tháng  $t$ ;  $R_{ft}$  là TSSL phi rủi ro tại thời điểm tháng  $t$ ;  $\alpha_{it}$  là hệ số chặn của mô hình;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  và  $\beta_5$  là các hệ số đo sự nhạy cảm của các yếu tố;  $\varepsilon_{it}$  là sai số của mô hình.

Chúng tôi sử dụng dữ liệu theo tháng của các công ty niêm yết trên SGDCK TP.HCM từ 7/2009 đến 6/2012<sup>1</sup> (không bao gồm các công ty tài chính, bảo hiểm, ngân hàng).

TSSL của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm tháng  $t$  sẽ được tính là  $R_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{i,t-1})$ , trong đó  $P_{it}$ ,  $P_{i,t-1}$  lần lượt là giá của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm tháng  $t$  và tháng  $t-1$ . TSSL phi rủi ro  $R_{ft}$  chính là TSSL thu được từ các khoản đầu tư không rủi ro được tính bằng lãi suất trái phiếu chính phủ có thời hạn 5 năm được niêm yết tại HASE. Beta của từng công ty sẽ được tính toán dựa trên Amihud & Mendelson (1986). Beta của cổ phiếu tính theo phương pháp này chính là beta của danh mục mà nó bao gồm trong đó. Theo Chan & Faff (2003), tính beta cổ phiếu theo danh mục nhằm mục đích kiểm soát các lỗi đo lường vốn tồn tại trong việc sử dụng các ước lượng beta thực tế cho từng cổ phiếu. Do vậy, sử dụng beta của danh mục sẽ chính xác hơn beta được ước lượng cho từng cổ phiếu riêng lẻ. Các cổ phiếu cần có dữ liệu về giá của 30 đến 100 tuần trước thời điểm cuối tháng 6 năm  $n$  để ước lượng các *beta trước xếp hạng* (pre-ranking betas). Bài báo áp dụng phương pháp Dimson (1979) tính beta theo tổng các hệ số góc trong phương trình hồi quy giữa TSSL với TSSL thị trường và sai phân trước và sau bậc 1 của nó (one lead and one lag). Tiếp theo, các cổ phiếu được phân thành 3 danh mục *Nhỏ*, *Trung bình* và *Lớn* dựa trên QM công ty tại thời điểm cuối tháng 6

năm  $n$ , sau đó từng danh mục cổ phiếu này được phân thành 3 danh mục *Thấp*, *Trung bình* và *Cao* dựa trên *beta trước xếp hạng* đã được ước lượng trước đó. Sau khi phân bổ các cổ phiếu trong 9 danh mục theo *QM-beta trước xếp hạng* tại cuối tháng 6 năm  $n$ , TSSL tuần bình quân của từng danh mục trong thời gian 12 tháng kế tiếp (từ tháng 7 năm  $n$  đến tháng 6 năm  $n+1$ ) được xác định. Khi đó ta tính được TSSL tuần của 9 danh mục từ tháng 7 năm 2009 đến tháng 6 năm 2012. Áp dụng phương pháp tính beta của Dimson (1979) ta tính được các *beta sau xếp hạng* (post-ranking betas) của 9 danh mục như trong Bảng 1. Từ đây, beta của 9 danh mục này sẽ là beta của mỗi cổ phiếu bao gồm trong danh mục đó.

**Bảng 1: Beta sau xếp hạng của 9 danh mục**

	ME1	ME2	ME3
Pre-beta1	0.97	0.86	2.18
Pre-beta2	0.97	0.90	1.02
Pre-beta3	1.19	1.05	1.11

*Ghi chú:* ME1, ME2 và ME3 lần lượt là QM *Nhỏ*, *Trung Bình* và *Lớn*; Pre-beta1, Pre-beta2 và Pre-beta3 lần lượt *beta trước xếp hạng Thấp*, *Trung bình* và *Cao*

QM được tính bằng logarit của giá thị trường của cổ phiếu nhân số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành như Datar et al. (1998):  $\text{SIZE}_{it} = \ln(P_{i,t-1} \times \text{OS}_{it})$ , trong đó,  $P_{i,t-1}$  là giá của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm cuối tháng  $t-1$  và  $\text{OS}_{it}$  là số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm cuối tháng  $t$ . BE/ME được tính theo Fama & French (1992). Giá trị sổ sách của vốn CSH lấy tại thời điểm cuối năm tài chính  $n-1$ . Giá trị thị trường của vốn CSH lấy tại thời điểm cuối năm tài chính  $n-1$  và bằng giá cổ phiếu tại thời điểm cuối tháng 12 năm  $n-1$  nhân với số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành tại thời điểm đó. TK được tính theo Datar et al. (1998) và được tính bằng bình quân tháng của khối lượng giao dịch trong 3 tháng trước đó (các tháng  $t-3$ ,  $t-2$  và  $t-1$ ) chia cho số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành với công thức:

$$\text{LIQ}_{it} = \frac{1}{3} \sum_{k=t-3}^{t-1} V_{ik} / \text{OS}_{it}$$

trong đó  $V_{ik}$  là khối lượng giao dịch của cổ phiếu  $i$  tại tháng  $k$  ( $k = t-3, t-2, t-1$ ) và  $\text{OS}_{it}$  là số lượng cổ

phiếu phổ thông  $i$  đang lưu hành tại thời điểm  $t$ .

Jegadeesh & Titman (1993) chứng minh các biến TSSL trễ đóng vai trò là đại diện cho momentum. Theo Chordia et al. (2001), khi tính toán momentum TSSL của tháng trước liền kề không được tính đến để tránh mối liên hệ giả mạo giữa TSSL tháng trước và tháng hiện tại gây ra bởi khối lượng giao dịch nhỏ (thin trading) hoặc hiệu ứng chênh lệch giữa giá đặt mua-đặt bán. Theo đó, hiệu ứng momentum được quan sát trong 12 tháng và số liệu về TSSL được chia thành 3 giai đoạn để đo lường hiệu ứng này. Giai đoạn một là TSSL được cộng dồn trong 2 tháng liên tục trước tháng liền kề trước đó. Giai đoạn hai là TSSL được cộng dồn trong 3 tháng trước 3 tháng liền kề trước đó. Giai đoạn ba là TSSL được cộng dồn trong 6 tháng trước 6 tháng liền kề trước đó. Tuy nhiên, đặc thù của TTCKVN là thị trường mới nổi, số lượng về cổ phiếu và thời gian hoạt động chưa nhiều nên đề tài điều chỉnh thời gian quan sát TSSL ngắn hơn, chúng tôi sử dụng 2 số liệu TSSL với độ trễ khác nhau.

$RET_{i,t}$  là TSSL của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm tháng  $t-2$  và  $RET_{i,2-3} = RET_{i,t-2} + RET_{i,t-3}$  là TSSL cộng dồn của cổ phiếu  $i$  tại thời điểm  $t-2$  và  $t-3$ .

Với số liệu các biến được tính toán ở trên, bài báo tiến hành phân tích hồi quy theo CAPM, Fama & French (1992) cũng như TK và momentum lần lượt được đưa vào phân tích để kiểm nghiệm mức độ giải thích của từng biến độc lập đối với biến phụ thuộc trong các trường hợp khác nhau của mô hình nghiên cứu. Như vậy, bài báo sẽ lần lượt ước lượng các trường hợp sau của mô hình nghiên cứu:

$$(1) R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1 BETA_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(2) R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 BE/ME_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(3) R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 BE/ME_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(4) R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 BE/ME_{it} + \beta_5 MOM_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(5) R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 BE/ME_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \beta_5 MOM_{it} + \varepsilon_{it}$$

**Bảng 2: Kết quả hồi quy dữ liệu bảng theo phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường**

Model	Parameter	Intercept	Beta	Size	BE/ME	Liq	RET <sub>2</sub>	RET <sub>2-3</sub>	R <sup>2</sup>
1	slope	0,008	-0,009						0,000
	t-stat	0,785	-0,929						
	p-value	0,432	0,353						
2	slope	0,119	0,008	-0,006*	0,012*				0,007
	t-stat	2,729	0,757	-2,774	3,346				
	p-value	0,006	0,449	0,006	0,001				
3	slope	0,130	0,009	-0,006*	0,020*	-0,084*			0,013
	t-stat	2,964	0,942	-2,747	5,088	-4,928			
	p-value	0,003	0,346	0,006	0,000	0,000			
4	slope	0,124	0,008	-0,007*	0,012*		0,012		0,007
	t-stat	2,806	0,763	-2,581	3,096		0,724		
	p-value	0,005	0,445	0,004	0,002		0,469		
5	slope	0,120	0,008	-0,007*	0,012*			0,001	0,007
	t-stat	2,689	0,758	-2,735	3,139			0,103	
	p-value	0,007	0,449	0,006	0,002			0,918	
6	slope	0,139	0,009	-0,007*	0,019*	-0,087*	0,022		0,013
	t-stat	3,141	0,959	-2,920	4,810	-5,061	1,360		
	p-value	0,002	0,337	0,004	0,000	0,000	0,174		
7	slope	0,141	0,009	-0,007*	0,019*	-0,088*		0,013	0,013
	t-stat	3,146	0,956	-2,927	4,713	-5,059		1,148	
	p-value	0,002	0,339	0,003	0,000	0,000		0,251	

Ghi chú: \* ứng với mức ý nghĩa 1%; momentum được đại diện bởi RET<sub>2</sub> và RET<sub>2-3</sub> lần lượt tương ứng với TSSL ở tháng  $t-2$  và TSSL cộng dồn của 2 tháng  $t-2$  và  $t-3$ .

#### 4. Kết quả nghiên cứu

Kết quả trong Bảng 2 chỉ ra trong mọi trường hợp, QM, BE/ME và TK đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%. Ba yếu tố này có vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL. Bên cạnh đó, ba giả thuyết liên quan đến hệ số góc của ba biến này cũng được chứng minh ở đây. Trong đó, QM có tương quan ngược chiều với TSSL với ý nghĩa là những cổ phiếu có QM nhỏ sẽ cho TSSL cao và ngược lại. BE/ME hay còn gọi là giá trị có tương quan cùng chiều với TSSL, theo đó những cổ phiếu

#### Tác động bất biến

*Hệ số chặn  $\alpha$  thay đổi theo đối tượng nghiên cứu chéo (cross-section)*

Kết quả bảng 4 cho thấy trong mọi trường hợp beta không có ý nghĩa thống kê. Các yếu tố còn lại là QM, BE/ME, TK và momentum đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. QM có tác động ngược chiều, giá trị cùng chiều và TK ngược chiều với TSSL. Đối với momentum, khi ước lượng bằng phương pháp OLS không có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, khi xét trong điều kiện thay đổi của các đối

**Bảng 3: Nhân tử phóng đại phương sai (VIF)**

Model	Beta	Size	BE/ME	Liq	RET <sub>2</sub>	RET <sub>2,3</sub>
1						
2	1,14	1,19	1,12			
3	1,14	1,19	1,35	1,22		
4	1,14	1,22	1,18		1,06	
5	1,13	1,25	1,24			1,13
6	1,14	1,22	1,38	1,24	1,08	
7	1,14	1,25	1,42	1,27		1,18

có BE/ME cao sẽ cho TSSL cao và ngược lại. Trong khi đó, TK có tương quan ngược chiều với TSSL. Những cổ phiếu có tỷ suất doanh thu (khối lượng giao dịch chia cho số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành) thấp sẽ cho TSSL cao và ngược lại. Các kết quả này đúng với các kết quả đã được nghiên cứu trước đây. Trong khi đó, beta không có ý nghĩa thống kê trong mọi trường hợp của mô hình. Cũng vậy, momentum không có ý nghĩa thống kê trong cả 2 giai đoạn đưa vào kiểm tra hiệu ứng này theo thời gian.

#### Kiểm định đa cộng tuyến

Nguyên tắc khi kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến bằng nhân tử phóng đại là nếu giá trị VIF của một biến vượt quá 10 thì biến này được coi là có cộng tuyến cao. Như vậy, theo nguyên tắc này kết quả của Bảng 3 cho thấy không có hiện tượng đa cộng tuyến của các biến trong mô hình.

tượng nghiên cứu là các công ty thì momentum có ý nghĩa thống kê. Khi đó momentum có tác động cùng chiều với TSSL, nghĩa là những cổ phiếu có TSSL cao từ 1 đến 3 tháng trước đó sẽ tiếp tục cho TSSL cao và ngược lại.

Tuy nhiên, hiệu ứng momentum xét trong sự thay đổi của các đối tượng nghiên cứu không thật sự mang lại nhiều ý nghĩa. Có thể TTCKVN còn non trẻ, QM chưa lớn nên việc hầu hết các cổ phiếu biến động theo thị trường là hiện tượng thường xuyên xảy ra. Khi đó, TSSL giữa hai thời điểm của các công ty dễ thấy có xu hướng tương quan với nhau. Do đó hiệu ứng momentum cần phải được xét trong sự tác động của thời gian hay nói cách khác là xét trong sự thay đổi của thời gian cho phù hợp với bản chất của mối liên hệ mà đề tài đang nghiên cứu, đó là TSSL hiện tại có được giải thích bởi TSSL trong quá khứ hay không.

**Bảng 4: Kết quả hồi quy dữ liệu bảng theo phương pháp bình phương nhỏ nhất với biến giả có hệ số chặn thay đổi theo đối tượng nghiên cứu**

Model	Parameter	Intercept	Beta	Size	BE/ME	Liq	RET <sub>2</sub>	RET <sub>2,3</sub>	R <sup>2</sup>
1	slope	0,026	-0,025						0,018
	t-stat	1,306	-1,379						
	p-value	0,192	0,168						
2	slope	1,685	-0,001	-0,086*	0,045*				0,059
	t-stat	12,268	-0,049	-12,217	8,506				
	p-value	0,000	0,961	0,000	0,000				
3	slope	1,533	-0,005	-0,077*	0,056*	-0,123*			0,066
	t-stat	10,924	-0,300	-10,613	9,768	-5,013			
	p-value	0,000	0,764	0,000	0,000	0,000			
4	slope	1,764	0,000	-0,089*	0,044*		0,037**		0,061
	t-stat	12,465	0,021	-12,411	8,201		2,291		
	p-value	0,000	0,983	0,000	0,000		0,022		
5	slope	1,767	0,000	-0,089*	0,043*			0,021***	0,060
	t-stat	12,253	0,017	-12,193	8,002			1,851	
	p-value	0,000	0,987	0,000	0,000			0,064	
6	slope	1,619	-0,004	-0,081*	0,054*	-0,129*	0,045*		0,068
	t-stat	11,269	-0,229	-10,966	9,547	-5,236	2,743		
	p-value	0,000	0,819	0,000	0,000	0,000	0,006		
7	slope	1,641	-0,004	-0,082*	0,054*	-0,135*		0,032*	0,068
	t-stat	11,283	-0,226	-10,984	9,381	-5,435		2,797	
	p-value	0,000	0,821	0,000	0,000	0,000		0,005	

Ghi chú: \* ứng với mức ý nghĩa 1%; \*\* ứng với mức ý nghĩa 5%; \*\*\* ứng với mức ý nghĩa 10%; momentum được đại diện bởi RET<sub>2</sub> và RET<sub>2,3</sub> lần lượt tương ứng với TSSL ở tháng t-2 và TSSL cộng dồn của hai tháng t-2 và t-3.

*Hệ số chặn  $\alpha$  thay đổi theo thời gian (period)*

Với biến đổi theo thời gian, các thông số hồi quy của beta chỉ có ý nghĩa thống kê ở mức 10% khi yếu tố này là biến giải thích duy nhất. Trong khi đó, hệ số hồi quy của BE/ME không có ý nghĩa trong mọi

trường của mô hình. Tác động về mặt thời gian không có ý nghĩa đối với giá trị. QM và TK tiếp tục đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL khi các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%. Với tác động của sự thay đổi theo thời

**Bảng 5: Kết quả hồi quy dữ liệu bảng theo phương pháp bình phương nhỏ nhất với biến giả với hệ số chặn thay đổi theo thời gian**

Model	Parameter	Intercept	Beta	Size	BE/ME	Liq	RET <sub>2</sub>	RET <sub>2,3</sub>	R <sup>2</sup>
1	slope	0,011	<b>-0,011***</b>						0,543
	t-stat	1,509	<b>-1,733</b>						
	p-value	0,131	<b>0,083</b>						
2	slope	0,164	0,000	<b>-0,008*</b>	-0,000				0,547
	t-stat	4,666	0,068	<b>-4,588</b>	-0,114				
	p-value	0,000	0,946	<b>0,000</b>	0,909				
3	slope	0,177	0,001	<b>-0,009*</b>	0,002	<b>-0,035*</b>			0,547
	t-stat	5,007	0,149	<b>-4,814</b>	0,448	<b>-2,806</b>			
	p-value	0,000	0,881	<b>0,000</b>	0,655	<b>0,005</b>			
4	slope	0,159	0,000	<b>-0,008*</b>	0,001		<b>-0,043*</b>		0,547
	t-stat	4,510	0,032	<b>-4,418</b>	0,143		<b>-2,734</b>		
	p-value	0,000	0,975	<b>0,000</b>	0,887		<b>0,006</b>		
5	slope	0,162	0,000	<b>-0,008*</b>	-0,000			-0,007	0,547
	t-stat	4,593	0,060	<b>-4,511</b>	-0,029			-0,587	
	p-value	0,000	0,953	<b>0,000</b>	0,977			0,557	
6	slope	0,171	0,001	<b>-0,009*</b>	0,002	<b>-0,032*</b>	<b>-0,039**</b>		0,548
	t-stat	4,831	0,109	<b>-4,637</b>	0,635	<b>-2,584</b>	<b>-2,505</b>		
	p-value	0,000	0,913	<b>0,000</b>	0,525	<b>0,009</b>	<b>0,012</b>		
7	slope	0,177	0,001	<b>-0,009*</b>	0,002	<b>-0,034*</b>		-0,002	0,547
	t-stat	4,953	0,146	<b>-4,765</b>	0,468	<b>-2,751</b>		-0,202	
	p-value	0,000	0,884	<b>0,000</b>	0,640	<b>0,006</b>		0,839	

Ghi chú: \* ứng với mức ý nghĩa 1%; \*\* ứng với mức ý nghĩa 5%; \*\*\* ứng với mức ý nghĩa 10% momentum được đại diện bởi RET<sub>2</sub> và RET<sub>2,3</sub> lần lượt tương ứng với TSSL ở tháng t-2 và TSSL cận, dồn của hai tháng t-2 và t-3.

gian, momentum có mức độ giải thích TSSL giảm dần theo thời gian. Hơn nữa momentum ở đây có tác động ngược chiều với TSSL, nghĩa là những cổ phiếu có TSSL thấp từ 1 đến 2 tháng trước đó sẽ cho TSSL cao và ngược lại. TSSL từ tháng thứ 3 trở về

trước dường như không có ý nghĩa trong việc giải thích TSSL hay nói cách khác là không tồn tại hiệu ứng momentum từ tháng thứ 3 trở về trước.

*Hệ số chặn  $\alpha$  thay đổi theo đối tượng nghiên cứu*

chéo và theo thời gian (tác động bất biến 2 chiều)

Khi xem xét sự thay đổi của hệ số chặn đồng thời theo đối tượng nghiên cứu và theo thời gian, các thông số của beta vẫn không có ý nghĩa thống kê. BE/ME chỉ có ý nghĩa ở mô hình 3 biến nhưng chỉ

ở mức ý nghĩa 10%. QM và TK tiếp tục là các yếu tố có khả năng giải thích TSSL tốt nhất khi các thông số hồi quy đều có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa lần lượt là 1% và 5% ở tất cả các trường hợp của mô hình. Trong khi đó momentum có hiệu ứng

**Bảng 6: Kết quả hồi quy dữ liệu bảng theo phương pháp bình phương nhỏ nhất với biến giả với tác động bất biến 2 chiều**

Model	Parameter	Intercept	Beta	Size	BE/ME	Liq	RET <sub>2</sub>	RET <sub>2-3</sub>	R <sup>2</sup>
1	slope	0,018	-0,017						0,554
	t-stat	1,327	-1,429						
	p-value	0,185	0,153						
2	slope	1,659	-0,013	-0,084*	-0,012***				0,547
	t-stat	13,133	-1,051	-13,065	-1,707				
	p-value	0,000	0,294	0,000	0,088				
3	slope	1,616	-0,014	-0,082*	-0,009	-0,040**			0,574
	t-stat	12,647	-1,171	-12,459	-1,269	-2,203			
	p-value	0,000	0,242	0,000	0,205	0,028			
4	slope	1,615	-0,013	-0,081*	-0,010		-0,030***		0,574
	t-stat	12,570	-1,113	-12,483	-1,529		-1,885		
	p-value	0,000	0,266	0,000	0,126		0,059		
5	slope	1,680	-0,012	-0,085*	-0,012			0,008	0,574
	t-stat	12,869	-1,022	-12,788	-1,779			0,633	
	p-value	0,000	0,307	0,000	0,075			0,527	
6	slope	1,576	-0,015	-0,079*	-0,008	-0,038**	-0,028***		0,574
	t-stat	12,153	-1,224	-11,958	-1,125	-2,104	-1,769		
	p-value	0,000	0,221	0,000*	0,261	0,035	0,077		
7	slope	1,643	-0,014	-0,083*	-0,009	-0,041**		0,010	0,574
	t-stat	12,495	-1,137	-12,309	-1,365	-2,281		0,865	
	p-value	0,000	0,255	0,000	0,172	0,023		0,387	

Ghi chú: \* ứng với mức ý nghĩa 1%; \*\* ứng với mức ý nghĩa 5%; \*\*\* ứng với mức ý nghĩa 10%; momentum được đại diện bởi RET<sub>2</sub> và RET<sub>2-3</sub> lần lượt tương ứng với TSSL ở tháng t-2 và TSSL cộng dồn của hai tháng t-2 và t-3.



**Bảng 7: Kết quả kiểm định Redundant Fixed Effects**

		1	2	3	4	5	6	7
Cross-section F	Statistic	0,67	1,73*	1,71*	1,70*	1,73*	1,68*	1,71*
	Prob.	0,99	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cross-section Chi-square	Statistic	95,77	242,47*	239,60*	238,65*	242,54*	236,54*	240,34*
	Prob.	0,99	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Period F	Statistic	128,52*	128,78*	127,49*	128,64*	128,56*	127,19*	127,02*
	Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Period Chi-square	Statistic	3090,9*	3096,5*	3075,6*	3094,8*	3093,4*	3071,1*	3068,3*
	Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cross-Section/Period F	Statistic	26,86*	28,73*	28,48*	28,77*	28,73*	28,49*	28,46*
	Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cross-Section/Period Chi-square	Statistic	3160,7*	3310,5*	3291,3*	3313,7*	3310,9*	3292,7*	3290,8*
	Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Ghi chú: \* ứng với mức ý nghĩa 1%

giảm dần theo thời gian và có tác động ngược chiều đối với TSSL. Tuy nhiên, hiệu ứng này rất yếu và hệ số góc chỉ có ý nghĩa ở mức 10%.

Sử dụng kiểm định *Redundant Fixed Effects* để kiểm định sự cần thiết của tác động bất biến trong mô hình nghiên cứu, Kết quả ở Bảng 7 (ngoại trừ trường hợp beta là biến độc lập duy nhất trong mô hình giải thích TSSL khi xem xét tác động bất biến với sự thay đổi của hệ số chặn theo công ty), các trường hợp khác của mô hình đều có tổng bình phương (F-test) và hàm số khả dĩ (Chi-square test) có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%. Như vậy, mô hình nghiên cứu với tác động bất biến phù hợp hơn mô hình không có tác động mà bài báo ước lượng ban đầu.

### 5. Kết luận

Trong các yếu tố được lựa chọn cho mô hình để nghiên cứu sự ảnh hưởng của chúng đến TSSL, QM và TK đóng một vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL trên TTCKVN. Trong tất cả các trường hợp,

hai yếu tố này luôn có ý nghĩa thống kê bất kể có hay không có các yếu tố khác trong mô hình cũng như có hay không có ảnh hưởng của các tác động được xem xét đối với mô hình. Trong đó, QM có tác động ngược chiều đối với TSSL, nghĩa là những cổ phiếu có QM nhỏ (vốn hóa thị trường nhỏ) tạo ra TSSL cao hơn những cổ phiếu có QM lớn. Cũng vậy, TK cũng có tác động ngược chiều với TSSL. Ở đây, tỷ suất doanh thu (khối lượng cổ phiếu giao dịch chia cho số lượng cổ phiếu phổ thông đang lưu hành) được sử dụng để đại diện cho TK. Khi đó, cổ phiếu của những công ty có tỷ suất doanh thu nhỏ sẽ có TSSL cao hơn cổ phiếu của những công ty có tỷ suất này lớn.

Với QM, kết quả của nghiên cứu này cũng đúng với nghiên cứu của Fama & French (1992), Gaunt (2004), Theriou et al. (2005). Tại Việt Nam, nghiên cứu của Quân & Huệ (2008) và Lý (2010) cũng kết luận QM đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL. Với TK, kết quả của nghiên cứu này

**Bảng 8: Kết quả kiểm định Hausman**

		1	2	3	4	5	6	7
Cross-section random	Chi-Sq. Statistic	1,105	145,7*	147,7*	195,9*	191,7*	199,3*	197,4*
	Prob.	0,293	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Ghi chú: \* ứng với mức ý nghĩa 1%

cũng đúng với nghiên cứu của Datar et al. (1998) cho thị trường Mỹ, nghiên cứu của Chan & Faff (2003) cho thị trường Úc.

BE/ME có những giải thích nhất định đối với TSSL trên TTCKVN. Khi xem xét tác động của sự thay đổi theo từng công ty, giá trị có vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL. Khi đó, giá trị có tác động cùng chiều với TSSL, nghĩa là cổ phiếu của những công ty có giá trị cao sẽ cho TSSL cao và ngược lại. Do đó, giá trị sổ sách của vốn CSH có vai trò to lớn trong việc làm tăng TSSL. Tuy nhiên, khi xem xét tác động của sự thay đổi theo thời gian, giá trị không có ý nghĩa trong việc giải thích TSSL. Như vậy, đặc điểm của từng công ty cần được quan tâm hơn là yếu tố thời gian khi xem xét mối liên hệ giữa giá trị và TSSL. Kết luận về BE/ME của nghiên cứu này tương tự kết quả nghiên cứu của Charitou & Constantinidis (2004) cho TTCK Nhật Bản, trong đó tác động của BE/ME yếu hơn so với tác động của QM lên TSSL.

Beta hầu như không có vai trò trong việc giải thích TSSL. Trường hợp duy nhất khi xem xét mô hình trong đó beta là yếu tố duy nhất ảnh hưởng tới TSSL khi có tác động của sự thay đổi theo thời gian

thì beta cũng có tác động rất yếu đến TSSL. Tương tự như các nghiên cứu của Fama & French (1992), Theriou et al. (2005), Nair et al. (2009) và các nghiên cứu khác, beta không có vai trò trong việc giải thích TSSL.

Khi xem xét tác động của sự thay đổi theo các công ty, momentum đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích TSSL ở cả hai thời điểm xem xét. Tuy vậy, bản chất của momentum là theo thời gian do đó khi xem xét tác động của sự thay đổi theo thời gian, hiệu ứng momentum chỉ có ý nghĩa trong tháng trước tháng liền kề, tức là TSSL của tháng t được giải thích bởi TSSL của chính cổ phiếu đó trong tháng t-2 và TSSL của tháng t-3 không còn ảnh hưởng đến TSSL của tháng t. Hơn nữa, momentum có tác động ngược chiều với TSSL, nghĩa là những cổ phiếu có TSSL thấp trong quá khứ sẽ cho TSSL cao và ngược lại trong khoảng thời gian 2 tháng. Như vậy, hiệu ứng momentum trên TTCKVN có xu hướng ngắn hơn nhiều so với hiệu ứng này ở các thị trường phát triển như nghiên cứu của Chordia et al. (2001) cho thị trường Mỹ hay nghiên cứu của Chan & Faff (2003) cho thị trường Úc. □

#### Ghi chú:

1. Dữ liệu thị trường được thu thập tại website: [www.cophieu68.com](http://www.cophieu68.com), trong khi số liệu về báo cáo tài chính được thu thập tại website của HOSE [www.hsx.vn](http://www.hsx.vn)

#### Tài liệu tham khảo:

- Ajili, S. 2005, *The Capital Asset Pricing Model and the Three Factor Model of Fama and French Revisited in the Case of France*, CEREG, University of Paris Dauphine.
- Amihud, Y. & Mendelson, H. 1986, 'Asset pricing and the bid-ask spread', *Journal of Financial Economics*, vol. 17, pp. 223-249.
- Bahl, B. 2006, 'Testing the Fama and French Three-Factor Model and Its Variants for the Indian Stock Returns'.
- Banz, R.W. 1981, 'The relationship between return and market value of common stock', *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pp. 3-18.
- Basu, S. 1977, 'Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis', *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 3, pp. 663-682.
- Basu, S. 1983, 'The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence', *Journal of Financial Economics*, vol. 12, pp. 129-156.
- Bhandari, L.C. 1988, 'Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns Empirical Evidence', *The Journal of Finance*, vol. 43, no. 2, pp. 507-528.
- Billou, N. 2004, 'Tests of the CAPM and FAMA and French Three-Factor Model', Simon Fraser University.
- Black, F. 1972, 'Capital market equilibrium with restricted borrowing', *The Journal of Business*, vol. 45, no. 3, pp. 444-455.
- Brennan, M.J., Chordia, T. & Subrahmanyam, A. 1998, 'Alternative factor specifications, security characteristics, and

- the cross-section of expected stock returns', *Journal of Financial Economics*, vol. 49, pp. 345-373.
- Brennan, M.J. & Subrahmanyam, A. 1996, 'Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns', *Journal of Financial Economics*, vol. 41, pp. 441-464.
- Bundoo, S.K. 2006, 'An Augmented Fama and French Three-Factor Model: New evidence from an Emerging Stock Market', *Working paper*.
- Chan, H. & Faff, R. 2003, 'An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian Evidence', *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 11, pp. 555-572.
- Chan, L.K.C., Hamao, Y. & Lakonishok, J. 1991, 'Fundamentals and Stock Returns in Japan', *The Journal of Finance*, vol. 46, no. 5, pp. 1739-1764.
- Chan, L.K.C., Jegadeesh, N. & Lakonishok, J. 1996, 'Momentum strategies', *the Journal of Finance*, vol. 51, no. 5, pp. 1681-1713.
- Charitou, A. & Constantinidis, E. 2004, *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Stock Returns: Empirical Evidence for Japan*, Department of Business Administration, University of Cyprus.
- Chen, A. & Tu, E.H. 2002, 'The Determinants for Stock Return in Emerging Markets: The Case of Taiwan', *Studies in Economics and Finance*, vol. 20, no. 2, pp. 58-77.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A. & Anshuman, R.V. 2001, 'Trading activity and expected stock return', *Journal of Financial Economics*, vol. 59, pp. 3-32.
- Connor, G. & Sehgal, S. 2001, 'Tests of the Fama and French model in India', *Working paper*, pp. 1-23.
- Datar, V.T., Naik, N.Y. & Radcliffe, R. 1998, 'Liquidity and stock returns: an alternative test', *Journal of Financial Markets*, vol. 1, no. 2, pp. 203-219.
- De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. & Waldman, R.J. 1990, 'Noise trader risk in financial markets', *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp. 703-738.
- DeBondt, W.F. & Thaler, R.H. 1985, 'Does the stock market overreact?', *The Journal of Finance*, vol. 40, pp. 793-805.
- DeBondt, W.F. & Thaler, R.H. 1987, 'Further evidence on investor overreaction an stock market seasonality', *The Journal of Finance*, vol. 42, no. 3, pp. 557-581.
- Dimson, E. 1979, 'Risk measurement when shares are subject to infrequent trading', *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 197-226.
- Djajadikerta, H. & Nartea, G. 2005, 'The Size and Book-to-Market Effects and the Fama-French Three-Factor Model in Small Markets: Preliminary Findings from New Zealand', *Working paper*.
- Fama, E.F. & French, K.R. 1992, 'The cross-section of expected stock returns', *The Journal of Finance*, vol. 47, no. 2, pp. 427-465.
- Fama, E.F. & French, K.R. 1993, 'Common risk factors in the returns on stocks and bonds', *Journal of Financial Economics*, vol. 33, pp. 3-56.
- Fama, E.F. & French, K.R. 1996, 'Multifactor explanations of assets pricing anomalies', *The Journal of Finance*, vol. 51, no. 1, pp. 55-84.
- Fama, E.F. & French, K.R. 1998, 'Value versus Growth: The International Evidence', *The Journal of Finance*, vol. 53, no. 6, pp. 1975-1999.
- Gaunt, C. 2004, 'Size and book to market effects and the Fama French three factor asset pricing model: evidence from the Australian stockmarket', *Accounting and Finance Journal*, vol. 44, no. 1, pp. 27-44.
- Hurn, S. & Pavlov, V. 2003, 'Momentum in Australian Stock Returns', *Australian Journal of Management*, vol. 28, no. 2, pp. 141-155.
- Jaffe, J., Keim, D.B. & Westerfield, R. 1989, 'Earnings Yields, Market Values and Stock Returns', *The Journal of Finance*, vol. 44, no. 1, pp. 135-148.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. 1993, 'Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Effi-

- ciency', *The Journal of Finance*, vol. 48, no. 1, pp. 65-91.
- Lee, C.M.C. & Swaminathan, B. 2000, 'Price Momentum and Trading Volume', *The Journal of Finance*, vol. 55, no. 5, pp. 2017-2069.
- 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*, vol. 47, no. 1, pp. 13-37.
- Lý, T.T.H. 2010, 'Mô hình 3 nhân tố của Fama và French hoạt động như thế nào trên TTCK VN', *Tạp chí phát triển kinh tế*, vol. Số tháng 9/2010.
- Markowitz, H. 1952, 'Portfolio Selection', *The Journal of Finance*, vol. 7, no. 1, pp. 77-91.
- Markowitz, H. 1959, *Portfolio Selection: Efficient diversification of investments*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Nair, A.S., Sarkar, A., Ramanathan, A. & Subramanyam, A. 2009, 'Anomalies in CAPM: A Panel Data Analysis Under Indian Conditions', *International Research Journal of Finance and Economics*, no. 33.
- Quân, V.Đ.H. & Huệ, H.T. 2008, 'Mô hình Fama-French: Một nghiên cứu thực nghiệm đối với TTCK Việt Nam', *Tạp chí ngân hàng*, vol. Số 22.
- Rosenberg, B., Reid, K. & Landstein, R. 1985, 'Persuasive evidence of market inefficiency', *The Journal of Portfolio Management*, vol. 11, pp. 9-17.
- Rouwenhorst, K.G. 1999, 'Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets', *The Journal of Finance*, vol. 54, no. 4, pp. 1439-1464.
- Sharpe, W.F. 1964, 'Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk', *The Journal of Finance*, vol. 19, no. 3, pp. 425-442.
- Shleifer, A. & Vishny, R.W. 1990, 'Equilibrium short horizons of investors and firms', *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 80, pp. 148-153.
- Stattman, D. 1980, 'Book values and stock returns', *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, vol. 4, pp. 25-45.
- Theriou, N.G., Maditinos, D.I., Chadzoglou, P. & Anggelidis, V. 2005, 'The Cross-Section of Expected Stock Returns: An Empirical Study in the Athens Stock Exchange', *Managerial Finance*, vol. 31, no. 12, pp. 58-78.

## Factors affecting stock returns in Vietnam stock market

### Abstract:

*This paper investigates factors affecting stock returns of firms listed in Vietnam stock market. Results indicate that size and liquidity play important roles in explaining stock returns and both of these factors are negatively correlated with stock returns. Besides, book to market ratio only explains stock return when using the random effect model and is positively correlated with stock returns. When using random time effect model, momentum is correlated with stock returns but in short time. Finally, beta does not significantly explain stock returns. This paper contributes to the literature by examining factors explaining stock returns in Vietnam and provides a deeper understanding on this topic.*

---

### Thông tin tác giả:

**\*Võ Xuân Vinh, Tiến sỹ**

- Nơi công tác: Khoa Ngân hàng Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Kinh tế vĩ mô, Tài chính, Ngân hàng

- Một số tạp chí đã đăng tải công trình nghiên cứu: *Global Finance Journal, Research in International Business and Finance, Applied Financial Economics, Applied Economics, International Review of Financial Analysis, Journal of Emerging Trade and Finance; Tạp chí Phát triển Kinh tế, Tạp chí Phát triển khoa học và công nghệ, Tạp chí Kinh tế và Phát triển*

Email: vxvinh@yahoo.com