

KIỂM ĐỊNH MÔ HÌNH FAMA-FRENCH TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

ThS. Nguyễn Thu Hằng

Nguyễn Mạnh Hiệp

Trường ĐH Ngoại thương, Cơ sở II tại TP.HCM

Tóm tắt: Bài nghiên cứu đã tiến hành kiểm định mô hình Fama-French với mẫu nghiên cứu gồm các cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh trong giai đoạn từ tháng 7/2007 đến tháng 6/2012. Kết quả chỉ ra rằng mặc dù mô hình Fama-French giải thích tốt biến động lợi suất cổ phiếu (LSCP) trong giai đoạn thị trường tăng trưởng nhưng chưa giải thích hoàn toàn biến động LSCP trong giai đoạn suy thoái. Kết quả này đã bổ sung một cách rõ ràng và đầy đủ hơn về độ giải thích của mô hình Fama-French với biến động LSCP trên thị trường Việt Nam so với các nghiên cứu trước đó.

Từ khóa: Mô hình Fama-French, rủi ro, lợi suất.

Đặt vấn đề

Sau khi mô hình định giá tài sản vốn CAPM ra đời, trong đó lợi suất của tài sản tài chính được giả định chỉ phụ thuộc vào rủi ro thị trường, nhiều nghiên cứu đã kiểm định khả năng giải thích biến động LSCP của mô hình này. Tuy nhiên các nghiên cứu cho thấy khả năng giải thích của CAPM yếu.

Fama và French (1993) đã cho ra đời mô hình Fama-French, trong đó LSCP được giải thích bởi: rủi ro thị trường, quy mô doanh nghiệp và tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu (BE/ME).

Mô hình Fama-French đã được kiểm định tại nhiều thị trường trên khắp thế giới. Kết quả khá thống nhất với nhau: khả năng giải thích cao hơn hẳn so với CAPM. Tại Việt Nam, Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) và Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) đã tiến hành kiểm định mô hình Fama-French với dữ liệu là lợi suất các cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh. Tuy

nhien, các nghiên cứu này còn chứa đựng một số điểm hạn chế về số lượng quan sát, thời gian nghiên cứu, phương pháp kiểm định. Vì thế, nhóm tác giả quyết định thực hiện đề tài kiểm định mô hình Fama-French tại thị trường Việt Nam nhằm: (i) Tìm hiểu các nhân tố ảnh hưởng đến biến động LSCP; (ii) Kiểm định khả năng giải thích của mô hình Fama-French so với mô hình CAPM.

Kết quả cho thấy ba nhân tố: rủi ro thị trường, quy mô doanh nghiệp và tỷ số BE/ME giải thích tốt biến động LSCP trong giai đoạn thị trường tăng trưởng. Trong giai đoạn suy thoái, mô hình Fama-French chưa hoàn toàn giải thích được LSCP trên thị trường Việt Nam. Kết quả còn cho thấy trong giai đoạn thị trường tăng trưởng các cổ phiếu quy mô nhỏ có lợi suất cao hơn cổ phiếu quy mô lớn, cổ phiếu có BE/ME cao có lợi suất cao hơn cổ phiếu BE/ME thấp, điều này phù hợp với kết quả nghiên cứu ở các thị trường khác. Tuy nhiên trong giai đoạn suy thoái, cổ phiếu có BE/ME cao lại có lợi suất thấp hơn cổ phiếu có BE/ME thấp nhưng không có ý nghĩa thống kê.

Cơ sở lý thuyết

Từ khi được công bố đến nay, mô hình Fama-French đã được kiểm định tại nhiều quốc gia, từ các thị trường phát triển tới các thị trường mới nổi. Nghiên cứu Fama và French (1993) tại thị trường Mỹ cho thấy mô hình CAPM truyền thống có khả năng giải thích phần nào biến động LSCP, tuy nhiên với các danh mục gồm các cổ phiếu có quy mô vốn hóa càng nhỏ hoặc BE/ME càng cao thì mô hình CAPM có độ giải thích càng thấp. Hồi quy mô hình đầy đủ ba nhân tố cho các hệ số đều có ý nghĩa thống kê rất cao, R^2 điều chỉnh tăng mạnh. Các kết quả này cũng được quan sát thấy ở nhiều nghiên cứu sau đó, như Davis và các tác giả (2000) mở rộng quan sát thị trường Mỹ từ năm 1929-1963, hay Ajili (2005) nghiên cứu thị trường Pháp từ năm 1976-2001.

Tại các thị trường đang phát triển nhiều kiểm định mô hình Fama-French cũng đã được thực hiện. Al-Mwalla và Karasneh (2011) nghiên cứu thị trường Jordan. Drew và Veeraraghavan (2003) kiểm định với thị trường Hong Kong, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines. Homsud và các tác giả (2009) nghiên cứu tại thị trường Thái Lan. Connor và Sehgal (2001) kiểm định mô hình này tại thị trường Ấn Độ. Theo các nghiên cứu trên mô hình Fama, French có R^2 cao hơn và α nhỏ hơn hẳn so với CAPM, điều này giải thích rằng LSCP không chỉ phụ thuộc vào rủi ro thị trường mà còn phụ thuộc vào quy mô vốn hóa và BE/ME.

Tại Việt Nam, Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) nghiên cứu mẫu gồm 28 doanh nghiệp phi tài chính từ tháng 01/2005 đến 26/3/2008 và chỉ ra kết quả khá thống nhất với các nghiên cứu trước đây với R^2 cao hơn hẳn mô hình CAPM, các hệ số α không khác 0. Tuy nhiên, bài viết này lại có một số nhược điểm: mẫu nghiên cứu có quá ít cổ phiếu, giai đoạn nghiên cứu quá ngắn, các biến độc lập tương quan cao, việc xây dựng các danh mục để tính toán các nhân tố phần bù rủi ro quy mô vốn hóa và phần bù rủi ro BE/ME có nhiều điểm khác biệt so với Fama và French (1993).

Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến lợi suất của cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh giai đoạn 2009-2011. Đây là nghiên cứu có nhiều điểm tương đồng với nghiên cứu của nhóm tác giả nhất là về thời gian nghiên cứu và mô hình nghiên cứu. Do nghiên cứu này không đề cập kỹ về dữ liệu (dữ liệu ngày, tuần hay tháng), số lượng cổ phiếu được sử dụng, phương pháp kiểm định (cách xây dựng từng nhân tố và các danh mục của mô hình Fama-French), nên nhóm tác giả rất khó so sánh phương pháp và kết quả nghiên cứu với nghiên cứu này. Các nghiên cứu trước thường sử dụng hai phương pháp để kiểm định các mô hình đa nhân tố: sử dụng LSCP riêng lẻ và sử dụng lợi suất nhóm các cổ phiếu với các đặc trưng riêng. Theo Blume (1973), việc xếp cổ phiếu thành từng nhóm sẽ mang lại các ước lượng của hệ số hồi quy hiệu quả hơn do phần dư của các ước lượng khi hồi quy lợi suất của từng cổ phiếu riêng lẻ sẽ có xu hướng loại trừ lẫn nhau. Điều này sẽ giúp nhà nghiên cứu có được ước lượng về phần bù rủi ro chính xác hơn so với sử dụng LSCP riêng lẻ. Chính vì lý do đó các nghiên cứu sau này khi kiểm định các mô hình đa nhân tố đặc biệt là mô hình Fama-French thường chia cổ phiếu thành các nhóm cổ phiếu với các đặc trưng riêng. Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) kiểm định mô hình Fama-French với biến phụ thuộc là dữ liệu gộp của LSCP riêng lẻ. Còn bài viết của nhóm tác giả sử dụng biến phụ thuộc là lợi suất của các danh mục bao gồm các cổ phiếu có đặc trưng riêng như Fama và French (1993) đã đề xuất. Hơn thế nữa giai đoạn nghiên cứu của Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) là 2009-2011, đây là giai đoạn suy thoái của thị trường chứng khoán Việt Nam. Việc kiểm định chỉ trong giai đoạn này có thể mang lại kết quả không chính xác. Vì thế nhóm tác giả đã mở rộng giai đoạn nghiên cứu bao gồm cả giai đoạn 2007, 2008 khi mà chỉ số VN-Index vẫn còn cao hay thị trường Việt Nam có thể được coi là bình thường. Đó chính là những sự khác biệt lớn giữa nghiên cứu của nhóm tác giả với Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012).

Dữ liệu và mô hình nghiên cứu

Dữ liệu

Bài viết này sử dụng mẫu dữ liệu lợi suất tuần của 68 mã cổ phiếu (năm 2007) đến 235 mã cổ phiếu (năm 2012) niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh (HOSE). Lợi suất được tính từ tháng 7/2007 đến hết tháng 6/2012. Trước tháng 7/2007 số lượng cổ phiếu niêm yết ít khiến việc thiết lập danh mục gặp nhiều khó khăn, vì vậy giai đoạn này được loại khỏi nghiên cứu. Các cổ phiếu không được giao dịch liên tục trên 20 ngày là những cổ phiếu có tính thanh khoản kém bị loại bỏ. Các nghiên cứu ở thị trường nước ngoài thường sử dụng lợi suất tháng, bài viết này tính lợi suất theo tuần để tăng số quan sát. Giá cổ phiếu sử dụng đã được điều chỉnh cho chia tách cổ tức. LSCP được tính bằng giá cổ phiếu vào ngày thứ tư tuần t so với giá cổ phiếu ngày thứ tư tuần $t-1$. Việc tính lợi suất vào giữa tuần là để tránh hiện tượng lợi suất bất thường vào đầu hoặc cuối tuần.

Do tín phiếu kho bạc ở Việt Nam không được giao dịch tích cực trên thị trường thứ cấp và cũng ít được đầu thầu, nhóm tác giả sử dụng lãi suất đầu thầu trái phiếu Chính phủ kỳ hạn 5 năm thấp nhất mỗi tháng làm lãi suất phi rủi ro, với giả định mỗi năm có 52 tuần. Lợi suất danh mục thị trường được chọn là lợi suất tuần của chỉ số VN-Index.

Số liệu giá cổ phiếu, VN-Index, vốn chủ sở hữu và số lượng cổ phiếu lưu hành được cung cấp bởi Công ty Cổ phần Giao dịch Trí Tuệ. Số liệu lãi suất đầu thầu trái phiếu Chính phủ 5 năm được tổng hợp từ website của Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội.

Trong phạm vi bài viết, nhóm tác giả tiến hành kiểm định mô hình theo hai giai đoạn riêng biệt: giai đoạn 1 từ tháng 7/2007 đến ngày 26/3/2008 (trước điều chỉnh biên độ) và giai đoạn 2 từ ngày 18/8/2008 (sau điều chỉnh biên độ) đến tháng 6/2012. Giai đoạn 27/3/2008 đến 17/8/2008 biên độ dao động giá thay đổi liên

tục, tâm lý nhà đầu tư bị quan, thị trường suy thoái. Số quan sát trong giai đoạn này rất ít, vì thế giai đoạn này được loại bỏ khỏi nghiên cứu. Tác giả chỉ lấy số liệu của hai giai đoạn còn lại là từ tháng 7/2007 đến 26/3/2008 niềm tin trong thị trường vẫn tốt, chỉ số VN-Index vẫn ở mức cao. Từ ngày 18/8/2008 trở đi biên độ dao động giá trở lại mức 5% và thị trường rơi vào giai đoạn suy thoái dài.

Mô hình

Bài viết này sử dụng mô hình hồi quy chuỗi thời gian Fama, French ba nhân tố sau đây:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta (R_{mt} - R_{ft}) + s \text{SMB}_t + h \text{HML}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó: R_{pt} là lợi suất của danh mục đầu tư p tại tuần t , R_{ft} là lợi suất phi rủi ro vào tuần t , R_{mt} là lợi suất của danh mục thị trường vào tuần t , SMB_t là chênh lệch LSCP quy mô nhỏ và cổ phiếu quy mô lớn vào tuần t , HML_t là chênh lệch LSCP có BE/ME cao và cổ phiếu có BE/ME thấp vào tuần t .

Mô hình này chỉ ra rằng lợi suất cao là phần thưởng cho sự chấp nhận rủi ro, trong đó phần bù rủi ro được giải thích bởi ba nhân tố: rủi ro thị trường, quy mô doanh nghiệp và tỷ số BE/ME. Biến phụ thuộc là phần bù rủi ro của lợi suất danh mục p tại thời điểm t . Nhóm tác giả xây dựng 9 danh mục p bao gồm những cổ phiếu với những đặc trưng riêng về quy mô và tỷ số BE/ME. Danh mục p nếu bao gồm những cổ phiếu có quy mô nhỏ sẽ có hệ số hồi quy s cao và ngược lại; danh mục p nếu bao gồm những cổ phiếu có BE/ME cao sẽ có hệ số hồi quy h cao và ngược lại.

Để kiểm định khả năng giải thích của mô hình Fama-French trên, kết quả hồi quy từ mô hình được so sánh với mô hình CAPM truyền thống:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Như đã trình bày ở trên, nhằm tạo ra ước lượng chính xác của phần bù rủi ro, Fama và French

(1993) cùng các nghiên cứu kiểm định mô hình này không sử dụng biến độc lập là LSCP riêng lẻ mà sử dụng biến độc lập là lợi suất của danh mục gồm những cổ phiếu với các đặc trưng riêng. Chính vì thế, Fama và French (1993) cùng các nghiên cứu trước đều có hai bước chia nhóm cổ phiếu: lần thứ nhất chia cổ phiếu để tạo các danh mục SMB và HML tức là tạo biến độc lập, lần thứ hai chia khác lần thứ nhất nhằm tạo biến phụ thuộc, tức là tạo các danh mục có các đặc trưng riêng về quy mô, tỷ số BE/ME.

Tạo biến độc lập SMB và HML

Bài viết này sử dụng cách thiết lập danh mục giống Fama và French (1993). Vào cuối tháng 6 năm t cổ phiếu được xếp theo thứ tự quy mô vốn hóa thị trường. Trung vị (median) quy mô vốn hóa được dùng để tách toàn bộ cổ phiếu thành 2 nhóm theo tỷ lệ 50%-50%: nhóm quy mô vốn hóa nhỏ (đặt tên là S) và nhóm quy mô vốn hóa lớn (đặt tên là B).

Độc lập với cách chia trên, BE/ME được tính vào cuối tháng 12 năm t-1, được xếp theo thứ tự và chia làm 3 nhóm theo tỷ lệ 30% BE/ME thấp (đặt tên là L)-40% BE/ME trung bình (đặt tên là M)-30% BE/ME cao (đặt tên là H).

Phần giao nhau giữa 2 nhóm quy mô vốn hóa và 3 nhóm BE/ME tạo thành 6 danh mục: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H.

Lợi suất tuần bình quân gia quyền theo vốn hóa thị trường của từng danh mục được tính từ đầu tháng 7 năm t đến cuối tháng 6 năm t+1. Vào năm t+1, cổ phiếu tiếp tục được chia lại thành 6 danh mục như cách trên. SMB được tính bằng chênh lệch giữa bình quân lợi suất của 3 danh mục S/L, S/M, S/H và bình quân lợi suất của 3 danh mục B/L, B/M, B/H:

$$SMB = (S/L+S/M+S/H)/3-(B/L+B/M+B/H)/3 \quad (3)$$

HML được tính bằng chênh lệch giữa bình quân lợi suất 2 danh mục S/H và B/H và bình quân lợi suất 2 danh mục S/L và B/L:

$$HML = (S/H+B/H)/2 - (S/L+B/L)/2 \quad (4)$$

Biến phụ thuộc, lợi suất của các danh mục p

Nhằm kiểm định độ giải thích của mô hình, Fama và French (1993) tiếp tục chia cổ phiếu thành 25 danh mục có các đặc trưng riêng về quy mô và tỷ lệ BE/ME. Tại Việt Nam, do số lượng cổ phiếu niêm yết trên HOSE còn quá ít, nhóm tác giả sử dụng phương pháp chia cổ phiếu thành 9 danh mục như Davis và các tác giả (2000). Vào cuối tháng 6 năm t cổ phiếu được xếp theo thứ tự quy mô vốn hóa thị trường và được chia làm ba nhóm theo tỷ lệ 30%-40%-30%. Độc lập với cách chia trên, BE/ME được tính vào cuối tháng 12 năm t-1, được xếp theo thứ tự và chia làm ba nhóm theo tỷ lệ 30%-40%-30%. Phần giao nhau giữa 3 nhóm quy mô vốn hóa và 3 nhóm BE/ME tạo thành 9 danh mục (SL, SM, SH, ML, MM, MH, BL, BM và BH mới). Lợi suất tuần bình quân gia quyền theo vốn hóa thị trường của từng danh mục được tính từ đầu tháng 7 năm t đến hết tháng 6 năm t+1 được sử dụng làm biến phụ thuộc của mô hình. Nghiên cứu của Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) chia thành 4 danh mục và 4 danh mục này cũng đồng thời là 4 danh mục được sử dụng để xây dựng 2 danh mục SMB và HML, nghiên cứu của Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) không thực hiện bước chia này mà sử dụng biến phụ thuộc là lợi suất của cổ phiếu riêng lẻ.

Kết quả nghiên cứu

Giai đoạn 7/2007-26/3/2008

Kết quả kiểm định cho thấy lợi suất tuần bình quân của SMB và HML trong giai đoạn thứ nhất đạt tương ứng 0,64% và 0,83% với mức ý nghĩa thống kê 10%. Điều này chỉ ra rằng, trong giai đoạn thứ nhất khi thị trường tăng trưởng, các cổ phiếu có quy mô nhỏ có lợi suất cao hơn cổ phiếu có quy mô lớn, cổ phiếu BE/ME cao có lợi suất cao hơn cổ phiếu BE/ME thấp. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu tại các thị trường khác.

Kết quả hồi quy lợi suất của 9 danh mục theo mô hình CAPM và mô hình Fama-French được

trình bày ở Bảng 1. Kết quả hồi quy theo mô hình CAPM cho thấy tất cả các hệ số hồi quy beta đều có ý nghĩa thống kê, R^2 trung bình đạt khoảng 75%, chứng tỏ rủi ro thị trường có thể giải thích độ biến động LSCP. Tuy vậy, có 3/8 hệ số α khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê, nghĩa là mô hình CAPM chưa thể giải thích hoàn toàn biến động LSCP giai đoạn này. Ngược lại, mô hình Fama-French có khả năng giải thích cao hơn

hần mô hình CAPM (R^2 trung bình đạt khoảng 85%). Hơn thế nữa, chỉ có 1/8 hệ số α khác 0. Độ lớn trung bình của hệ số α nhỏ hơn nhiều so với mô hình CAPM (trung bình bằng 0,725 lần). Có thể nói rằng, trong giai đoạn 1, mô hình Fama-French giải thích tốt độ biến động LSCP trên thị trường Việt Nam. Kết quả này phù hợp với kết quả của Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) trong cùng giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 1: Kết quả hồi quy CAPM và mô hình Fama-French giai đoạn 7/2007-26/3/2008

	Danh mục	α	β	s	h	R^2 điều chỉnh
Mô hình CAPM	SL	na	na	-	-	na
	SM	0,0074 (1,20)	0,9488*** (8,69)	-	-	0,67
	SH	0,0104** (2,35)	1,0162*** (12,92)	-	-	0,82
	ML	0,0016 (0,29)	0,9626*** (10,01)	-	-	0,73
	MM	0,0144*** (2,73)	0,9552*** (10,15)	-	-	0,73
	MH	0,0093** (2,37)	0,8346*** (12,03)	-	-	0,80
	BL	0,0019 (1,42)	1,0149*** (41,52)	-	-	0,98
	BM	-0,0013 (-0,41)	1,1085*** (19,94)	-	-	0,91
	BH	-0,0061 (0,47)	1,0402*** (4,46)	-	-	0,34
Mô hình Fama-French 3 nhân tố	SL	na	na	na	na	na
	SM	-0,0034 (0,78)	1,0961*** (14,50)	1,1285*** (6,16)	0,7588*** (5,04)	0,86
	SH	0,0026 (0,85)	1,1230*** (20,85)	0,8210*** (6,29)	0,5495*** (5,13)	0,92
	ML	-0,0022 (-0,42)	0,9995*** (10,70)	0,6264*** (2,77)	0,0587 (0,32)	0,77
	MM	0,0078 (1,60)	1,0475*** (12,37)	0,6922*** (3,37)	0,4812*** (2,86)	0,80
	MH	0,0016 (0,76)	0,9483*** (25,50)	0,6731*** (7,47)	0,6618*** (8,94)	0,95
	BL	0,0039*** (3,35)	0,9888*** (48,55)	-0,2197*** (-4,45)	-0,1267*** (-3,13)	0,99
	BM	-0,0013 (-0,38)	1,1089*** (18,47)	0,0494 (0,04)	0,0006 (0,01)	0,91
	BH	-0,0155 (-1,33)	1,2395*** (6,13)	-0,0626 (-0,13)	1,6351*** (4,06)	0,55

Ghi chú: ***,** có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%, 5%, trị số thống kê t nằm trong ngoặc đơn; na: theo cách chia nhóm được trình bày ở trên, trong giai đoạn này không có cổ phiếu nào rơi vào danh mục SL

Quan sát các hệ số hồi quy ta nhận thấy, tất cả hệ số hồi quy của phần bù rủi ro thị trường có nghĩa thống kê. 6/8 hệ số hồi quy của SMB và của HML có ý nghĩa thống kê. Điều này chỉ ra rằng, ba nhân tố rủi ro thị trường, SMB và HML giải thích tốt biến động LSCP Việt Nam. So sánh các hệ số hồi quy trong cùng một mô hình cho thấy nhìn chung hệ số hồi quy của phần bù rủi ro thị trường luôn lớn hơn hệ số hồi quy của của hai nhân tố còn lại. Điều này chỉ ra rằng, nhân tố thị trường vẫn ảnh hưởng mạnh hơn cả đến biến động LSCP.

Giai đoạn 18/8/2008-6/2012

Kết quả kiểm định cho thấy lợi suất tuần bình quân của hai danh mục SMB và HML trong giai đoạn thứ hai đạt tương ứng 0,11% và -0,20%, nhưng không có ý nghĩa thống kê. Hay nói cách khác, trong giai đoạn này cổ phiếu quy mô nhỏ có lợi suất cao hơn cổ phiếu quy mô lớn, cổ phiếu BE/ME thấp có lợi suất cao hơn cổ phiếu BE/ME cao. Kết quả về lợi suất tuần bình quân dương của danh mục SMB thống nhất với Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) trong cùng giai đoạn nghiên cứu. Tuy nhiên, kết quả về lợi suất tuần bình quân âm của danh mục HML có vẻ ngược với kết quả của Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012). Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012) cho rằng trong giai đoạn này các công ty có BE/ME cao cho lợi suất cao hơn công ty có BE/ME thấp nhưng không đề cập đến ý nghĩa thống kê. Kiểm định của nhóm tác giả bài viết này cho thấy các giá trị lợi suất tuần bình quân của hai danh mục SMB và HML không khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê, vì thế các giá trị này có thể mang giá trị âm hoặc dương nhưng không khác nhau là mấy. Hơn nữa, giá trị tuyệt đối của lợi suất hai danh mục này rất nhỏ so với lợi suất của chúng trong giai đoạn thị trường tăng trưởng. Vì thế có thể nói, trong giai đoạn suy thoái mối quan hệ giữa lợi suất với quy mô và tỷ số BE/ME không có nhiều ý nghĩa cả về mặt thống kê và cả về mặt kinh tế.

Bảng 2 trình bày kết quả hồi quy lợi suất của 9 danh mục theo mô hình CAPM và mô hình

Fama-French cho giai đoạn 2. Kết quả kiểm định mô hình CAPM ở giai đoạn 2 cho thấy rủi ro thị trường có khả năng giải thích cao (R^2 trung bình 71%), nhưng các hệ số α hầu hết đều khác 0. Như vậy mô hình CAPM không thể giải thích hoàn toàn LSCP giai đoạn này. Mặc dù mô hình Fama-French có khả năng giải thích cao hơn mô hình CAPM (R^2 trung bình 85%, cao hơn so với CAPM 14%) nhưng 9/9 hệ số α khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê. 6/9 danh mục có hệ số α lớn hơn so với CAPM. Như vậy mô hình Fama-French cũng không thể giải thích hoàn toàn biến động LSCP ở giai đoạn thị trường suy thoái này.

Quan sát các hệ số hồi quy ta thấy, hầu hết các hệ số hồi quy đều có ý nghĩa thống kê. Điều này chỉ ra rằng ba nhân tố có ảnh hưởng đến LSCP trên thị trường Việt Nam. Tương tự, so sánh các hệ số hồi quy trong cùng một mô hình cho thấy nhìn chung hệ số hồi quy của phần bù rủi ro thị trường luôn lớn hơn hệ số hồi quy của hai nhân tố còn lại (trừ danh mục SL và BH). Điều này có nghĩa rằng, nhân tố thị trường vẫn ảnh hưởng mạnh hơn cả đến biến động LSCP.

Nói tóm lại trong giai đoạn thứ hai, ba nhân tố trong mô hình Fama-French có ảnh hưởng đến biến động lợi suất của các danh mục. Tuy nhiên, tất cả hằng số α của 9 danh mục đều khác 0 nên không thể nói mô hình Fama-French giải thích hoàn toàn biến động LSCP trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Trong giai đoạn này cổ phiếu quy mô nhỏ có lợi suất cao hơn cổ phiếu quy mô lớn, cổ phiếu BE/ME thấp có lợi suất cao hơn cổ phiếu BE/ME cao, nhưng kết quả này lại không có ý nghĩa thống kê.

Kết luận và kiến nghị

Kết quả thực nghiệm từ bài viết này cho thấy trong giai đoạn thị trường tăng trưởng, ba nhân tố của mô hình Fama-French giải thích tốt biến động LSCP trên thị trường Việt Nam. Bên cạnh đó, trong ba nhân tố, nhân tố thị trường vẫn

Bảng 2: Kết quả hồi quy CAPM và mô hình Fama-French giai đoạn 18/8/2008-6/2012

	Danh mục	α	β	s	h	R ² điều chỉnh
Mô hình CAPM	SL	0,0100** (2,45)	1,1180*** (13,03)	-	-	0,47
	SM	0,0034 (1,54)	0,8427*** (18,11)	-	-	0,63
	SH	0,0051** (2,47)	0,9353*** (21,33)	-	-	0,70
	ML	0,0037** (2,03)	0,9585*** (24,84)	-	-	0,76
	MM	0,0033* (1,76)	0,9280*** (23,14)	-	-	0,73
	MH	0,0017 (0,84)	0,9508*** (22,26)	-	-	0,72
	BL	0,0035*** (4,01)	1,0040*** (53,96)	-	-	0,94
	BM	0,0058*** (4,00)	1,1095*** (36,17)	-	-	0,87
	BH	0,0017 (0,53)	1,1842*** (17,32)	-	-	0,60
Mô hình Fama-French 3 nhân tố	SL	0,0086*** (2,65)	1,2911*** (18,30)	1,4834*** (10,62)	0,4792 (0,30)	0,66
	SM	0,0034** (2,41)	0,9394*** (30,86)	0,9229*** (15,32)	0,4442*** (6,54)	0,85
	SH	0,0055*** (5,53)	1,0246*** (47,53)	0,9041*** (21,19)	0,6389*** (13,29)	0,93
	ML	0,0038*** (2,56)	1,0142*** (31,29)	0,5503*** (8,58)	0,3368*** (4,66)	0,84
	MM	0,0036 (2,71)	0,9980*** (35,11)	0,6997*** (12,44)	0,4588*** (7,24)	0,87
	MH	0,0026** (2,40)	1,0092*** (42,50)	0,6817*** (14,51)	0,8149*** (15,39)	0,92
	BL	0,0033*** (4,48)	0,9850*** (61,50)	-0,2108*** (-6,65)	-0,2172*** (-6,08)	0,96
	BM	0,0062*** (4,28)	1,0962*** (35,03)	-0,0782 (-1,26)	0,1553** (2,23)	0,87
	BH	0,0046** (1,76)	1,0975*** (19,49)	-0,4514*** (-4,05)	1,2611*** (10,04)	0,75

Ghi chú: ***, **, * có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%; trị số thống kê nằm trong ngoặc đơn

ảnh hưởng mạnh hơn cả đến biến động LSCP. Điều này gợi ý rằng, khi thị trường tăng trưởng nhà đầu tư có thể dựa vào ba nhân tố: rủi ro thị trường, quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá thị trường của vốn chủ sở hữu, trong đó đặc biệt chú trọng nhân tố thị trường để xác định lợi suất kỳ vọng và ra quyết định đầu tư.

Trong giai đoạn suy thoái, mô hình vẫn chưa thể hoàn toàn giải thích được LSCP trên thị trường Việt Nam vì lợi suất bất thường thể hiện qua hệ số hồi quy hàng số còn rất lớn. Hay nói cách khác, trong giai đoạn suy thoái biến động LSCP Việt Nam rất lớn, khiến những nhân tố cơ bản vốn được xây dựng trong các mô hình lý thuyết và được kiểm chứng trên nhiều thị trường như

rủi ro thị trường, quy mô doanh nghiệp, tỷ số BE/ME cũng không giải thích được sự biến động lợi suất này. LSCP còn phụ thuộc vào những rủi ro chưa được biết. Chính vì vậy, nhóm tác giả kiến nghị Chính phủ cùng các cơ quan quản lý thị trường cần có những biện pháp can thiệp giúp thị trường hoạt động ổn định hơn, hiệu quả hơn, giảm thiểu rủi ro, giúp nhà đầu tư có thể dự báo tốt hơn LSCP và an tâm tham gia thị trường.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn gợi ra những hướng nghiên cứu mới nhằm giải thích biến động LSCP trên thị trường Việt Nam.

Hạn chế lớn nhất của nghiên cứu là giai đoạn nghiên cứu quá ngắn lại chủ yếu rơi vào giai đoạn thị trường suy thoái. Đó có thể là lý do khiến kết quả nghiên cứu của mô hình khác với kết quả nghiên cứu tại các thị trường khác trong giai đoạn suy thoái ■

Tài liệu tham khảo

1. Ajili, S. (2005). *The Capital Asset Pricing Model and the Three Factor Model of Fama and French Revisited in the Case of France*. Institute of Finance, Banking and Insurance, Đức.
2. Al-Mwalla, M. & Karasneh, M. (2011). *Fama & French Three Factor Model: Evidence from Emerging Market*. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences.
3. Blume, M., E. (1973). *Portfolio Theory: A Step toward its practical application*. Journal of Business, Vol 43.
4. Connor, G. & Sanjay, S. (2001). *Tests of the Fama and French Model in India*. Financial Markets Group, Economic & Social Research Council, London School of Economics.
5. Davis, J., L., Fama, E., F. & French, K., F. (2000). *Characteristics, Covariance and Average Returns: 1929-1997*. Journal of Finance, Vol. 55, No. 1.
6. Drew, M., E. & Veeraragavan, M. (2003). *Beta, Firm Size, Book-to-Market Equity and Stock Returns: Further Evidence from Emerging Markets*. Journal of the Asian Pacific Economy, Vol. 8, No. 3.
7. Fama, E., F. & French, K., R. (1992). *The Cross-Section of Expected Stock Returns*. The Journal of Finance, Vol. 47, No. 2.
8. Fama, E., F. & French, K., R. (1993). *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*. Journal of Financial Economics, Vol. 33.
9. Homsud, N., Wasunsakul, J., Phuangnark, S. & Joongpong, J., (2009). *Study of Fama and French Three Factors Model and Asset Pricing Model in the Stock Exchange of Thailand*. International Research Journal of Finance and Economics.
10. Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước (2012). *Các yếu tố ảnh hưởng đến suất sinh lời của cổ phiếu niêm yết trên sàn chứng khoán Tp. Hồ Chí Minh*. Tạp chí Công nghệ Ngân hàng số 78, tháng 9/2012.
11. Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008). *Mô hình Fama-French: Một nghiên cứu thực nghiệm đối với thị trường chứng khoán Việt Nam*. Tạp chí Ngân hàng, số 22/2008.