

**BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC NGOẠI THƯƠNG**



LUẬN VĂN THẠC SĨ

**DỰ BÁO LỢI TỨC CỔ PHIẾU BẰNG MÔ HÌNH ĐA NHÂN TỐ:
KINH NGHIỆM QUỐC TẾ VÀ MỘT SỐ GỢI Ý CHO THỊ TRƯỜNG
CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM**

NGÀNH: TÀI CHÍNH NGÂN HÀNG

TRẦN QUANG ĐIỆP

Thành phố Hồ Chí Minh - năm 2021

**BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO
TRƯỜNG ĐẠI HỌC NGOẠI THƯƠNG**



LUẬN VĂN THẠC SĨ

**DỰ BÁO LỢI TỨC CỔ PHIẾU BẰNG MÔ HÌNH ĐA NHÂN TỐ:
KINH NGHIỆM QUỐC TẾ VÀ MỘT SỐ GỢI Ý CHO THỊ TRƯỜNG
CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM**

Ngành: Tài chính ngân hàng

Mã số: 8340201

Họ và tên học viên: Trần Quang Điệp

Người hướng dẫn khoa học: TS. Phùng Mạnh Hùng

Thành phố Hồ Chí Minh - năm 2021

LỜI CAM ĐOAN

Người viết xin cam đoan danh dự đây là công trình nghiên cứu khoa học trung thực, hợp pháp của bản thân dưới sự hướng dẫn của Tiến sĩ Phùng Mạnh Hùng. Số liệu và kết quả thực nghiệm được người viết thực hiện trung thực, chính xác.

Ký tên

Trần Quang Điệp

LỜI CẢM ƠN

Trước tiên, người viết muốn gửi lời cảm ơn chân thành đến người hướng dẫn khoa học – Tiến sĩ Phùng Mạnh Hùng đã nhiệt tình hướng dẫn trong suốt quá trình thực hiện luận văn. Cảm ơn vì Thầy đã tận tâm đưa ra những nhận xét, góp ý, dẫn dắt người viết trong suốt thời gian nghiên cứu, thực hiện đề tài luận văn thạc sĩ.

Người viết cũng xin cảm ơn các thầy cô Trường Đại học Ngoại Thương – Cơ sở 2 tại Thành phố Hồ Chí Minh đã truyền đạt cho người viết những kiến thức về chuyên ngành trong suốt thời gian học tập để người viết có được nền tảng kiến thức thực hiện luận văn thạc sĩ này.

Người viết cũng muốn bày tỏ sự biết ơn sâu sắc đến các thầy cô trong Hội đồng chấm luận văn vì những nhận xét rất có giá trị của thầy cô về luận văn này.

Cuối cùng, người viết xin gửi lời cảm ơn đến gia đình và bạn bè vì đã luôn hỗ trợ, khích lệ người viết trong suốt quá trình học tập và nghiên cứu đề tài.

Mặc dù đã nỗ lực nhưng do thời gian thực hiện luận văn tương đối ngắn, trình độ chuyên môn của người viết còn nhiều hạn chế, do đó luận văn chắc chắn không thể tránh khỏi những thiếu sót. Người viết mong muốn tiếp tục nhận được những đóng góp của người đọc để rút kinh nghiệm trong những nghiên cứu tiếp theo.

Xin chân thành cảm ơn!

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN

LỜI CẢM ƠN

MỤC LỤC

DANH MỤC CÁC HÌNH VẼ

DANH MỤC CÁC BẢNG

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

TÓM TẮT KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU CỦA LUẬN VĂN

PHẦN MỞ ĐẦU.....	1
1. Tính cấp thiết của vấn đề nghiên cứu.....	1
2. Mục tiêu nghiên cứu.....	3
3. Đối tượng nghiên cứu.....	3
4. Phạm vi nghiên cứu.....	3
5. Phương pháp nghiên cứu.....	4
6. Kết cấu đề tài.....	4
CHƯƠNG I: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT CÁC MÔ HÌNH ĐA NHÂN TỐ DỰ BÁO LỢI TỨC CỔ PHIẾU.....	5
1.1. Lý thuyết danh mục đầu tư.....	5
1.2. Mô hình đa nhân tố tổng quát.....	8
1.3. Mô hình định giá tài sản vốn (Capital Asset Pricing Model – CAPM).....	10
1.4. Mô hình Fama – French ba nhân tố.....	12
1.5. Mô hình Carhart bốn nhân tố.....	17
1.6. Một số mô hình đa nhân tố khác.....	20
1.7. Phương pháp dự báo và kiểm định khả năng dự báo của mô hình.....	23
CHƯƠNG 2: DỰ BÁO LỢI TỨC CỔ PHIẾU BẰNG MÔ HÌNH ĐA NHÂN TỐ: KINH NGHIỆM QUỐC TẾ VÀ KIỂM ĐỊNH CÁC MÔ HÌNH TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM.....	26
2.1. Ứng dụng mô hình đa nhân tố trong dự báo lợi tức cổ phiếu tại một số quốc gia trên thế giới.....	26
2.1.1. Sơ lược về dự báo lợi tức cổ phiếu.....	26

2.1.2.	Khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu của mô hình định giá tài sản CAPM	29
2.1.3.	Vận dụng và cải tiến mô hình ba nhân tố Fama – French	31
2.1.4.	Vận dụng mô hình bốn nhân tố Carhart	34
2.1.5.	Kiểm định chất lượng dự báo lợi tức của các mô hình	40
2.2.	Kiểm định các mô hình đa nhân tố tại thị trường chứng khoán Việt Nam	42
2.2.1.	Đặc điểm thị trường chứng khoán Việt Nam	42
2.2.2.	Phương pháp nghiên cứu	49
2.2.3.	Thống kê mô tả dữ liệu	59
2.2.4.	Phân tích tương quan	61
2.2.5.	Kiểm định tính dừng của dữ liệu	62
2.2.6.	Kết quả mô hình hồi quy	63
CHƯƠNG 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ NHỮNG HÀM Ý CHO THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM		76
3.1.	Đúc kết những kinh nghiệm nghiên cứu quốc tế	76
3.2.	Nhận xét kết quả kiểm định mô hình tại thị trường Việt Nam	79
3.3.	Những hạn chế của nghiên cứu	80
3.3.1.	Hạn chế khách quan	80
3.3.2.	Hạn chế chủ quan	83
3.4.	Một số hàm ý cho các nghiên cứu tại thị trường chứng khoán Việt Nam	84
3.5.	Một số kiến nghị nhằm cải thiện mức độ hiệu quả của các mô hình	85
KẾT LUẬN		89
DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO		
PHỤ LỤC		

DANH MỤC CÁC HÌNH VẼ

STT	Tên hình	Trang
1	Hình 1: Đa dạng hóa danh mục giảm thiểu rủi ro phi hệ thống	6
2	Hình 2: Đường biên hiệu quả của Markowitz	8
3	Hình 3: Mối quan hệ giữa lợi tức chứng khoán và hệ số Beta	11

DANH MỤC CÁC BẢNG

STT	Tên bảng biểu	Trang
1	Bảng 1: Số lượng cổ phiếu được chọn trong mỗi kỳ nghiên cứu	54
2	Bảng 2: Số lượng cổ phiếu của các danh mục trong từng kỳ nghiên cứu	57
3	Bảng 3: Các biến độc lập và biến phụ thuộc của các mô hình đa nhân tố	58
4	Bảng 4: Thống kê mô tả 12 danh mục và 4 nhân tố trong mô hình	60
5	Bảng 5: Ma trận tương quan và hệ số VIF của các biến giải thích	61
6	Bảng 6: Kết quả kiểm định Dickey - Fuller	63
7	Bảng 7: Kết quả hồi quy mô hình CAPM	64
8	Bảng 8: Kết quả hồi quy mô hình Fama – French ba nhân tố	67
9	Bảng 9: Kết quả hồi quy mô hình Carhart bốn nhân tố	70
10	Bảng 10: Kết quả kiểm định Durbin Watson	73
11	Bảng 11: So sánh kết quả hồi quy của danh mục BL1 và BM1 theo OLS và Newey-West	74

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

Tên viết tắt	Tiếng Anh	Tiếng Việt
BE/ME	Book to market equity	Tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường
CAPM	Capital asset pricing model	Mô hình định giá tài sản vốn
HML	High minus low	Nhân tố giá trị
HNX	Hanoi Stock Exchange	Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội
HOSE	Hochiminh Stock Exchange	Sở Giao dịch Chứng Khoán thành phố Hồ Chí Minh
ME	Market value of equity	Giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu
NI/CFO	Net Income to Cash Flow from Operation	Tỷ lệ lợi nhuận ròng trên dòng tiền từ hoạt động kinh doanh
OLS	Ordinary least squares	Bình phương nhỏ nhất thông thường
SMB	Small minus big	Nhân tố quy mô
WML	Winners minus losers	Nhân tố xu hướng

TÓM TẮT KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU CỦA LUẬN VĂN

Người viết lựa chọn 2 mô hình đa nhân tố cơ bản nhất được xây dựng trên nền tảng mô hình CAPM, đó là mô hình Fama – French ba nhân tố và mô hình Carhart bốn nhân tố để tiến hành nghiên cứu. Đầu tiên, người viết nghiên cứu về kinh nghiệm vận dụng mô hình đa nhân tố trong việc dự báo lợi tức cổ phiếu ở các nước trên thế giới, sau đó tiến hành kiểm định các mô hình tại thị trường Việt Nam. Sau khi kết thúc nghiên cứu, người viết gặt hái được một số kinh nghiệm chính từ quốc tế như sau:

- (i) Mô hình CAPM không hiệu quả và các mô hình đa nhân tố được đánh giá là có khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu và khuyến nghị áp dụng, tuy nhiên các nhân tố dự báo tại mỗi thị trường lại có mức độ tác động khác nhau, cũng có trường hợp không có ý nghĩa thống kê.
- (ii) Dữ liệu sẵn có tại mỗi thị trường không giống nhau, do đó để có đủ dữ liệu phù hợp đưa vào mô hình, các nghiên cứu trên thế giới vận dụng rất nhiều phương pháp thu thập và xử lý dữ liệu khác nhau. Có thể kể đến như việc sử dụng lợi suất tuần thay vì lợi suất tháng, sử dụng lợi suất liên tục thay vì lợi suất gộp, linh động trong việc lựa chọn thước đo cho lợi suất thị trường và lợi suất phi rủi ro, phù hợp với thị trường nghiên cứu.
- (iii) Nhiều nghiên cứu đã bắt đầu có sự quan tâm đến việc kiểm định chất lượng dự báo của các mô hình. Có nhiều phương pháp kiểm định khác nhau, tuy nhiên người viết chỉ mới thiệu một số phương pháp đơn giản trong nghiên cứu này. Các nghiên cứu nên kết hợp các kiểm định chất lượng dự báo để tăng tính thuyết phục của kết quả nghiên cứu.
- (iv) Trên thế giới bên cạnh việc kiểm định sự phù hợp của các mô hình đa nhân tố, đã xuất hiện những nghiên cứu thực hiện dưới góc độ đi tìm mô hình đặc thù cho từng thời điểm trong năm, từng giai đoạn của thị trường thay vì chỉ sử dụng duy nhất 1 mô hình. Việc làm này giúp chất lượng dự báo được chính xác hơn.

Phần kiểm định các mô hình tại Việt Nam cũng cho thấy mô hình CAPM có khả năng dự báo lợi suất kém nhất trong ba mô hình. Mô hình ba nhân tố và bốn

nhân tố giải thích tác động của các nhân tố lên lợi tức cổ phiếu tốt hơn mô hình CAPM nhưng vẫn chưa phải là mô hình phù hợp để dự báo lợi tức tại Việt Nam, khả năng giải thích của mô hình đạt chỉ hơn 60%. Nhân tố thị trường, nhân tố quy mô, nhân tố giá trị và nhân tố xu hướng thực sự có tác động đến lợi tức cổ phiếu. Các mô hình đều giải thích biến động lợi tức của cổ phiếu có quy mô lớn tốt hơn những cổ phiếu quy mô nhỏ. Kết quả cũng cho thấy rằng tại thị trường Việt Nam, những cổ phiếu có quy mô nhỏ sinh lợi tốt hơn cổ phiếu quy mô lớn, cổ phiếu thấp giá (BE/ME cao) sinh lời tốt hơn cổ phiếu cao giá (BE/ME thấp), và cổ phiếu sinh lời cao kỳ trước tiếp tục sinh lợi trong kỳ sau và ngược lại.

Sau cùng, kết hợp những kinh nghiệm đúc kết được sau quá trình nghiên cứu tài liệu quốc tế và kiểm định mô hình tại thị trường Việt Nam, người viết đưa ra một số hàm ý cho các nghiên cứu sau này, đồng thời có một số kiến nghị đối với thị trường chứng khoán Việt Nam để việc ứng dụng mô hình được hiệu quả hơn.

PHẦN MỞ ĐẦU

1. Tính cấp thiết của vấn đề nghiên cứu

Thị trường chứng khoán Việt Nam được hình thành vào năm 2000. Trải qua hơn 20 năm hoạt động và phát triển, thị trường chứng khoán Việt Nam ngày càng chứng tỏ được vai trò quan trọng của mình. Đây được xem là kênh thu hút vốn cho các doanh nghiệp, là kênh đầu tư sinh lời hiệu quả cho các tổ chức và các nhân, đồng thời cũng là bức tranh thể hiện sức khỏe và tình hình của nền kinh tế. Do đó để nền kinh tế Việt Nam phát triển bền vững và ổn định, thị trường chứng khoán Việt Nam cần được định hướng phát triển theo hướng minh bạch, hiệu quả, sôi động hơn.

Trong giai đoạn thị trường chứng khoán Việt Nam mới đi vào hoạt động, nền kinh tế tăng trưởng nóng đã mang lại mức sinh lợi rất cao cho các nhà đầu tư, có thể lên đến 600% trên thị trường niêm yết. Giai đoạn này, lợi tức cổ phiếu cao, thanh khoản nhanh dẫn tới sự quan tâm của nhiều nhà đầu tư dù không có nhiều kiến thức cũng như kỹ năng, nghiệp vụ chứng khoán cũng có thể đạt được lợi nhuận cao. Từ năm 2008, nền kinh tế thế giới và Việt Nam rơi vào khủng hoảng kinh tế kéo dài đã làm cho thị trường chứng khoán của Việt Nam biến động, liên tục giảm điểm khiến các nhà đầu tư thiếu kinh nghiệm thua lỗ nặng nề. Sự kiện này đặt ra vấn đề cấp thiết là phải trang bị cho nhà đầu tư những kiến thức và công cụ phân tích, công cụ dự báo để họ có thể đưa ra quyết định đầu tư chính xác hơn. Bên cạnh phân tích các yếu tố vĩ mô, phân tích ngành, phân tích doanh nghiệp, việc ứng dụng các mô hình kinh điển để dự báo lợi tức, rủi ro trong tương lai là một yếu tố giúp các nhà đầu tư gạt hái được nhiều thành công hơn cũng như giúp thị trường được hoạt động ổn định và hiệu quả hơn.

Lợi tức cổ phiếu (hay giá) là mối quan tâm hàng đầu của các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán. Việc định giá cổ phiếu đúng với mức rủi ro sẽ đảm bảo quyền lợi hợp lý cho các đối tượng tham gia thị trường, tạo ra sự vận động hiệu quả của thị trường. Từ lâu, định giá cổ phiếu đã trở thành mối quan tâm của rất nhiều nhà nghiên cứu. Đã có nhiều lý thuyết và mô hình được xây dựng và trở thành công cụ hữu ích cho nhà đầu tư trong việc dự báo lợi tức của cổ phiếu. Đầu tiên phải kể

đến lý thuyết danh mục đầu tư của Markowitz (1959), tiếp đó là mô hình định giá tài sản vốn (Capital Asset Pricing Model CAPM) của Sharpe (1964) và Lintner (1965). Mô hình định giá tài sản vốn CAPM là một mô hình có sức ảnh hưởng mạnh mẽ nhất trong lĩnh vực tài chính cho đến tận ngày nay vì đây là mô hình đơn giản và cơ sở lý thuyết vững chắc. Tuy nhiên các nghiên cứu thực nghiệm trên mô hình CAPM cho ra nhiều ý kiến hoài nghi về tính ứng dụng thực tế do mô hình chỉ sử dụng duy nhất một nhân tố để giải thích lợi tức kỳ vọng của cổ phiếu nên chưa thể đưa ra dự báo tốt. Hàng loạt mô hình khác được xây dựng dựa trên nền tảng của mô hình CAPM, các nhân tố mới được bổ sung vào mô hình để nâng cao mức độ giải thích của mô hình. Các mô hình này được gọi chung là mô hình đa nhân tố. Các mô hình đa nhân tố kinh điển có thể kể đến như: Mô hình ba nhân tố Fama – French (1993) bổ sung nhân tố quy mô và nhân tố giá trị, mô hình bốn nhân tố Carhart (1997) sử dụng mô hình ba nhân tố Fama – French và bổ sung nhân tố xu hướng, mô hình năm nhân tố Fama – French (2014) cũng dựa trên mô hình ba nhân tố Fama – French và bổ sung thêm nhân tố lợi nhuận và nhân tố khuynh hướng đầu tư.

Ngày nay, đa dạng hóa danh mục đầu tư và xác định danh mục đầu tư hợp lý để phân tán rủi ro đã trở nên rất thông dụng với nhiều nhà đầu tư. Tuy nhiên, danh mục đầu tư đa dạng chỉ mới giải quyết được bài toán giảm thiểu rủi ro cho danh mục chứ chưa giúp nhà đầu tư dự báo được lợi tức để đưa ra quyết định đầu tư mang lại mức lợi nhuận cao trong tương lai. Nếu dự báo được chính xác lợi tức cổ phiếu, nhà đầu tư có thể tối đa hóa lợi nhuận cho danh mục đầu tư của mình.

Ngày nay, việc ứng dụng và kiểm định các mô hình đa nhân tố đang được thực hiện tại nhiều thị trường trên thế giới. Các nghiên cứu này cơ bản sử dụng cơ sở là các mô hình đa nhân tố nhưng việc thu thập, xử lý dữ liệu, phân chia danh mục được các tác giả vận dụng linh hoạt để phù hợp với bối cảnh và điều kiện của từng thị trường. Tại Việt Nam, các nghiên cứu về mô hình đa nhân tố cũng được thực hiện bởi một số tác giả nhưng số lượng còn hạn chế, chủ yếu xoay quanh đề tài kiểm định các mô hình tại thị trường chứng khoán Việt Nam và giai đoạn nghiên cứu trước năm 2015, khi mà số lượng các cổ phiếu trên thị trường còn hạn chế, chưa phong phú như giai đoạn hiện nay. Ngoài ra, các nghiên cứu tại Việt Nam

cũng chưa trình bày và đánh giá chi tiết về phương pháp nghiên cứu của những tác giả mà họ tham khảo, chưa đúc kết lại kinh nghiệm nghiên cứu trên thế giới cho độc giả Việt Nam.

Xuất phát từ những hạn chế nêu trên, người viết đã tiến hành nghiên cứu với đề tài: **“Dự báo lợi tức cổ phiếu bằng mô hình đa nhân tố: Kinh nghiệm quốc tế và một số gợi ý cho thị trường chứng khoán Việt Nam”**. Qua đề tài này, người viết hi vọng sẽ mang lại được kinh nghiệm cho nhà đầu tư để vận dụng hiệu quả các mô hình đa nhân tố cũng như gợi ý cho những tác giả nghiên cứu sau này phát triển các mô hình dự báo lợi tức khác.

2. Mục tiêu nghiên cứu

Nghiên cứu đặt ra mục tiêu sẽ tổng hợp cơ sở lý thuyết của những mô hình đa nhân tố nổi tiếng và chọn lọc những kinh nghiệm quốc tế trong việc ứng dụng các mô hình đa nhân tố để dự báo lợi tức cổ phiếu tại một số thị trường trên thế giới. Vận dụng tối đa kinh nghiệm xử lý dữ liệu, phân chia danh mục để áp dụng chạy mô hình hồi quy, từ đó nhận xét kết quả và mức độ phù hợp của các mô hình đối với thị trường chứng khoán Việt Nam. So sánh kết quả thu được của các mô hình đa nhân tố, nhận xét khả năng ứng dụng mô hình và những kinh nghiệm quốc tế ở Việt Nam. Cuối cùng là đưa ra khuyến nghị và gợi ý để phát triển các mô hình giúp tìm ra một mô hình có khả năng dự báo tốt nhất lợi tức cổ phiếu phù hợp với thị trường chứng khoán Việt Nam.

3. Đối tượng nghiên cứu

Đối tượng của nghiên cứu này là kinh nghiệm vận dụng các mô hình đa nhân tố để dự báo lợi tức cổ phiếu của một số nước trên thế giới và khả năng ứng dụng các mô hình đa nhân tố tại thị trường chứng khoán Việt Nam.

4. Phạm vi nghiên cứu

Phạm vi nghiên cứu: Lợi suất của các công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh với khoảng thời gian từ 01/01/2015 đến ngày 31/12/2020. Do hạn chế về nguồn lực nên người viết chỉ lựa chọn sàn HOSE để nghiên cứu. Sàn HOSE ra đời sớm, nhiều doanh nghiệp ưa chuộng chọn HOSE để niêm yết cổ phiếu, do đó dữ liệu từ sàn HOSE sẽ phong phú hơn.

5. Phương pháp nghiên cứu

Để thực hiện thành công nghiên cứu, người viết bám sát mục tiêu nghiên cứu và sử dụng các phương pháp nghiên cứu như sau:

Phương pháp nghiên cứu tài liệu: bước đầu tổng hợp cơ sở lý thuyết về mô hình CAPM, mô hình Fama – French ba nhân tố, mô hình Carhart bốn nhân tố thông qua các giáo trình và các bài nghiên cứu ứng dụng các mô hình đa nhân tố được đăng trên các tạp chí uy tín trên mạng internet.

Phương pháp thu thập số liệu: Người viết thu thập dữ liệu thứ cấp từ cơ sở dữ liệu của Công ty Cổ Phần Dữ Liệu Kinh Tế Việt Nam – Vietdata, website của Cổ phiếu 68¹ và website của Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội². Các dữ liệu được thu thập bao gồm: báo cáo tài chính và số lượng cổ phần phổ thông đang lưu hành của các doanh nghiệp niêm yết trên sàn HOSE, giá đóng cửa điều chỉnh và khối lượng giao dịch của các cổ phiếu hàng ngày, lãi suất trái phiếu chính phủ kỳ hạn 5 năm, chỉ số VN-Index.

Phương pháp xử lý số liệu: Dữ liệu sau khi được thu thập sẽ được sắp xếp, lựa chọn, tính toán, thiết lập các biến giải thích và các biến phụ thuộc trên phần mềm Excel, sau đó dữ liệu sau quá trình xử lý sẽ được đưa vào phần mềm Stata để thực hiện một số kiểm tra, kiểm định, chạy mô hình hồi quy.

6. Kết cấu đề tài

Ngoài phần mở đầu, phần kết luận, các danh mục bảng, biểu đồ, hình vẽ, danh mục từ viết tắt, danh mục tài liệu và các phụ lục, luận văn có kết cấu 3 chương như sau:

Chương 1: *Tổng quan một số mô hình đa nhân tố dự báo lợi tức cổ phiếu;*

Chương 2: *Kiểm định các mô hình đa nhân tố để dự báo lợi tức cổ phiếu tại thị trường chứng khoán Việt Nam;*

Chương 3: *Thảo luận kết quả, đúc kết kinh nghiệm quốc tế và những gợi ý cho thị trường chứng khoán Việt Nam.*

¹ Đường dẫn: <https://www.cophieu68.vn/>

² Đường dẫn: <https://www.hnx.vn/vi-vn/>

CHƯƠNG I: TỔNG QUAN LÝ THUYẾT CÁC MÔ HÌNH ĐA NHÂN TỐ DỰ BÁO LỢI TỨC CỔ PHIẾU

1.1. Lý thuyết danh mục đầu tư

Giả định cơ bản của lý thuyết danh mục

Một giả định cơ bản nhất của lý thuyết danh mục đầu tư là những người đầu tư đều mong muốn đạt được mức lợi tức tối đa ứng với mỗi mức rủi ro của danh mục. Lý thuyết này cũng giả định rằng về cơ bản các nhà đầu tư đều không muốn gặp rủi ro, họ sẽ chọn loại tài sản có rủi ro thấp khi lựa chọn giữa hai tài sản cùng đem lại một mức lợi tức như nhau. Tuy nhiên, không phải các nhà đầu tư đều có mức ngại rủi ro như nhau mà còn tùy thuộc vào mức độ chấp nhận rủi ro của mỗi người trong mối tương quan với lợi tức mà họ nhận được. Từ đó, lý thuyết danh mục đưa ra một quan điểm được chấp nhận chung là bất cứ một nhà đầu tư hợp lý nào cũng đều có một mức ngại rủi ro nhất định khi đầu tư.

Lợi suất danh mục là bình quân gia quyền theo tỷ trọng vốn đầu tư vào từng loại tài sản, ký hiệu w của lợi suất thu được từ mỗi chứng khoán trong danh mục đầu tư đó.

$$\mathbf{E}(\mathbf{r}_p) = w_1\mathbf{E}(\mathbf{r}_1) + w_2\mathbf{E}(\mathbf{r}_2) + \dots + w_n\mathbf{E}(\mathbf{r}_n) = \sum_{i=1}^n w_i\mathbf{E}(\mathbf{r}_i)$$

Rủi ro của danh mục đầu tư cũng giống như rủi ro của chứng khoán riêng lẻ. Rủi ro tổng thể của danh mục đầu tư là khả năng biến động trong tương lai về kết quả thu được từ việc đầu tư. Tuy nhiên, khi phân tích một danh mục đầu tư, nhà đầu tư phải quan tâm đến rủi ro của cả danh mục chứ không chỉ đơn thuần của từng loại chứng khoán. Nhà đầu tư không thể đánh giá rủi ro bằng việc chỉ đánh giá rủi ro của từng loại chứng khoán riêng lẻ, mà việc đánh giá là sự lường mức độ ảnh hưởng của từng loại chứng khoán riêng lẻ đó đối với danh mục đầu tư. Thực tế là những chứng khoán có tính rủi ro có khả năng là những thành tố góp phần làm giảm rủi ro cho toàn danh mục đầu tư. Đây là lý do tại sao nhà đầu tư cần quan tâm đến việc đa dạng hóa danh mục đầu tư cũng như xác định phần rủi ro hệ thống.

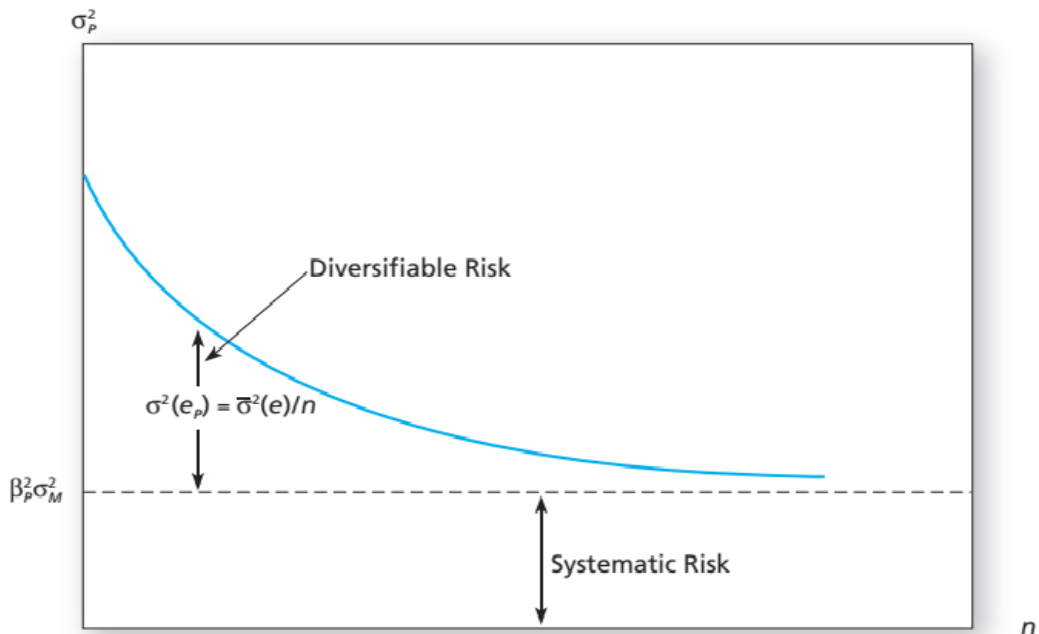
Đa dạng hóa danh mục đầu tư là việc thực hiện đầu tư qua nhiều loại tài sản vốn khác nhau tạo thành một danh mục đầu tư sao cho tổng mức rủi ro trên toàn bộ danh mục sẽ được giới hạn nhỏ lại. Lý thuyết danh mục đầu tư hiện đại phân chia rủi ro tổng thể thành hai loại: rủi ro hệ thống và rủi ro phi hệ thống.

Rủi ro tổng thể = Rủi ro hệ thống + Rủi ro phi hệ thống

Rủi ro phi hệ thống (unsystematic risk) là rủi ro riêng hay rủi ro đặc thù của tài sản riêng lẻ, được hình thành do đặc thù sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp, nó độc lập với các yếu tố như tình hình kinh tế, chính trị hay những yếu tố mang tính chất hệ thống có ảnh hưởng đến toàn bộ các chứng khoán có trên thị trường. Rủi ro phi hệ thống chỉ ảnh hưởng đến một công ty hay một ngành nào đó.

Rủi ro hệ thống (systematic risk) là rủi ro còn lại của rủi ro tổng thể sau khi loại trừ rủi ro phi hệ thống. Đây là rủi ro biến động lợi nhuận của chứng khoán hay của danh mục đầu tư do sự thay đổi lợi nhuận trên thị trường nói chung, gây ra bởi các yếu tố như tình hình nền kinh tế, cải tổ chính sách thuế, thay đổi tình hình năng lượng thế giới... Nó chính là phần rủi ro chung cho tất cả các loại chứng khoán và do đó không thể giảm được bằng việc đa dạng hoá danh mục đầu tư. Loại rủi ro này còn được gọi là rủi ro thị trường (market risk) và được đo lường bằng hệ số beta.

Nhà đầu tư có thể triệt tiêu hoặc giảm được rủi ro phi hệ thống bằng các đa dạng hóa danh mục đầu tư nhưng không thể loại bỏ được rủi ro hệ thống. Hình vẽ dưới đây cho thấy khi số chứng khoán tăng lên, rủi ro còn lại của danh mục là rủi ro hệ thống hay còn gọi là rủi ro thị trường.



Hình 1: Đa dạng hóa danh mục giảm thiểu rủi ro phi hệ thống

Nguồn: Bodie, Kane, Marcus, 2010, *Investments 9th Edition*, tr. 254

Phân tích đa dạng hóa danh mục đầu tư chứng khoán bằng việc xem xét danh mục P gồm n chứng khoán sau:

Thu nhập của danh mục P:

$$R_P = w_1R_1 + w_2R_2 + \dots + w_nR_n$$

Thu nhập kỳ vọng của danh mục P:

$$E(r_p) = w_1E(r_1) + w_2E(r_2) + \dots + w_nE(r_n)$$

Phương sai của danh mục P:

$$\begin{aligned}\sigma^2_P &= E[R_P - E(R_P)]^2 \\ &= E[\{w_1(R_1 - E(R_1)) + w_2(R_2 - E(R_2)) + \dots + w_n(R_n - E(R_n))\} \times \{R_P - E(R_P)\}] \\ &= E[w_1(R_1 - E(R_1))(R_P - E(R_P)) + \dots + w_n(R_n - E(R_n))(R_P - E(R_P))] \\ &= w_1\sigma_{1,P} + w_2\sigma_{2,P} + \dots + w_n\sigma_{n,P}\end{aligned}$$

Ta viết lại như sau: $\sigma^2_P = \sum_{i=1}^n w_i\sigma_{i,P}$

Trong đó, hiệp phương sai của chứng khoán i và danh mục P:

$$\sigma_{i,P} = E[\{R_i - E(R_i)\} \times \{R_P - E(R_P)\}]$$

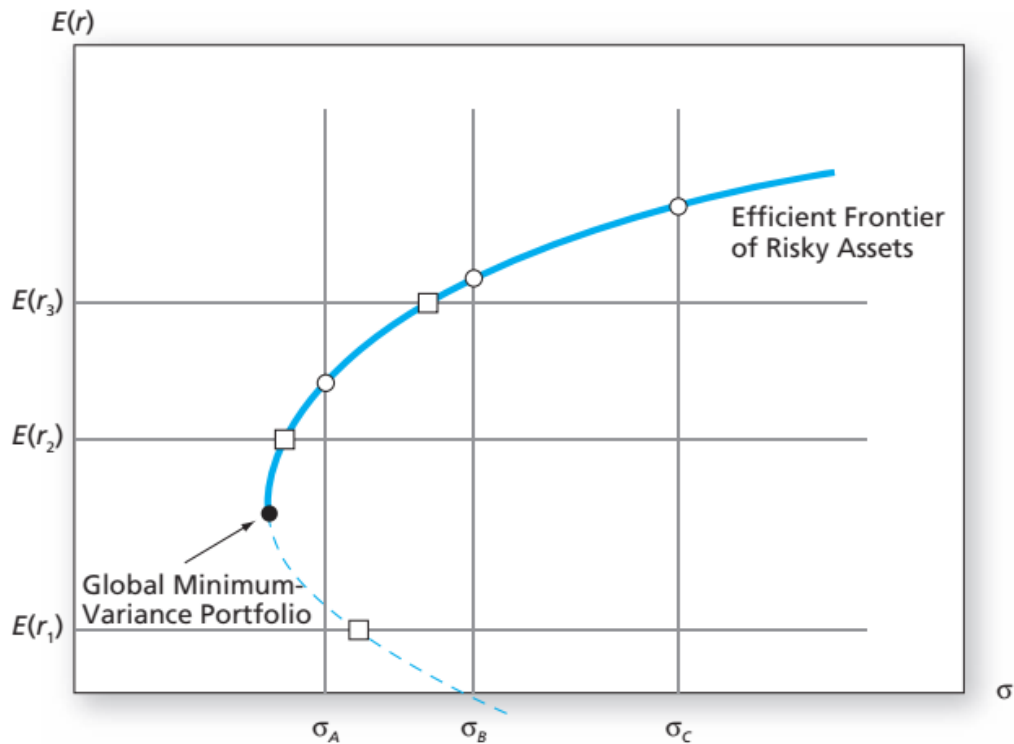
Tỷ số $\sigma_{i,P}/\sigma^2_P$ cho ta biết độ nhạy của lợi tức chứng khoán i đối với thu nhập của toàn bộ danh mục. Tỷ số này càng lớn thì giá trị của chứng khoán i thay đổi càng nhiều theo những thay đổi giá trị của danh mục.

Nhìn vào công thức, có thể thấy rằng khi kết hợp đầu tư vào nhiều chứng khoán mà các chứng khoán không có tương quan cùng chiều với nhau một cách hoàn hảo, chúng ta có thể giảm thiểu rủi ro của toàn danh mục. Một nhà đầu tư có thể giảm bớt rủi ro trong danh mục bằng cách kết hợp nhiều chứng khoán với nhau sao cho hệ số tương quan giữa chúng nhỏ hơn 1. Việc đa dạng hóa danh mục giúp nhà đầu tư có thể lựa chọn một danh mục ít rủi ro hơn mà vẫn thu về mức lợi nhuận dự tính.

Đường biên hiệu quả:

Theo lý thuyết của Markowitz, tại một mức rủi ro nhất định ta xác định được một danh mục có tỷ lệ thu nhập tối đa hay tại một mức thu nhập nhất định ta xác định được một danh mục có mức rủi ro tối thiểu thì danh mục đó được gọi là danh mục đầu tư hiệu quả. Tập hợp điểm của tất cả các danh mục đầu tư hiệu quả được gọi là đường biên hiệu quả. Những điểm nằm phía trên đường này là những điểm

không thể đạt tới được vì người ta không thể thu được lợi suất cao hơn nữa tại mọi mức rủi ro và ngược lại. Những điểm nằm phía dưới đường này là những điểm chưa đạt yêu cầu của nhà đầu tư.



Hình 2: Đường biên hiệu quả của Markowitz

Nguồn: Bodie, Kane, Marcus, 2010, Investments 9th Edition, tr. 213

Ví dụ của đường biên hiệu quả của Markowitz được thể hiện ở hình trên. Mỗi một danh mục đầu tư nằm trên đường biên hiệu quả có mức lợi nhuận cao đối với mức rủi ro bằng nhau hoặc rủi ro thấp hơn đối với một mức lợi nhuận bằng nhau. Như vậy chúng ta có thể nói rằng danh mục A chiếm ưu thế hơn danh mục C bởi vì danh mục A có mức lợi nhuận bằng với danh mục C nhưng lại có ít rủi ro hơn. Tương tự danh mục B chiếm ưu thế hơn danh mục C bởi vì nó có rủi ro bằng danh mục C nhưng lại có mức lợi nhuận cao hơn.

1.2. Mô hình đa nhân tố tổng quát

Mô hình đa nhân tố tổng quát thể hiện mối quan hệ giữa lợi tức của chứng khoán (danh mục) và các nhân tố ảnh hưởng ở dạng hàm số tuyến tính, ảnh hưởng của các nhân tố đến lợi tức của chứng khoán (danh mục) được gọi là độ nhạy của

chứng khoán (danh mục) đó đối với các nhân tố trong mô hình, được diễn tả qua hàm số sau:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{1,i} F_{1,t} + \beta_{2,i} F_{2,t} + \beta_{3,i} F_{3,t} + \dots + \beta_{k,i} F_{k,t} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

- R_{it} : lợi suất của chứng khoán (danh mục) I trong kỳ t,
- $\beta_{1,i}, \beta_{2,i}, \beta_{3,i}, \dots, \beta_{k,i}$: Độ nhạy của lợi tức chứng khoán (danh mục) i đối với các nhân tố $F_1, F_2, F_3, \dots, F_k$, phản ánh mối quan hệ của các nhân tố F đối với chứng khoán (danh mục) i,
- $F_1, F_2, F_3, \dots, F_k$: các nhân tố tác động đến lợi tức chứng khoán (danh mục) i,
- α_i : Hệ số chặn của mô hình, thể hiện lợi suất vượt trội mà nhà đầu tư nhận được khi đầu tư vào chứng khoán,
- ε_i : đại diện các yếu tố không có mặt trong mô hình nhưng vẫn có ảnh hưởng đến chứng khoán (danh mục) i.

Các mô hình đa nhân tố thực chất là sự kết hợp giữa mô hình hồi quy kinh tế lượng và phát triển từ nền tảng lý thuyết danh mục đầu tư Markowitz (1959) và mô hình định giá tài sản vốn – CAPM. Việc sử dụng mô hình đa nhân tố do đó luôn đi kèm các giả định của mô hình hồi quy. Những giả định này trên thực tế nhiều khi không thỏa mãn hoặc không phù hợp với thực tế, khi ứng dụng các mô hình vào thực tiễn vì thế vẫn gặp nhiều khó khăn. Tuy vậy, việc nghiên cứu những mô hình đa nhân tố vẫn rất cần thiết vì chúng đơn giản hóa nhưng vẫn đảm bảo không làm thay đổi bản chất của vấn đề. Các mô hình đa nhân tố đang thể hiện nhiều ưu điểm nổi bật của một phương pháp khoa học hiện đại trong phân tích đầu tư chứng khoán:

- Các mô hình đa nhân tố giúp nhận dạng rủi ro của chứng khoán, phân loại rủi ro thành từng nhân tố cụ thể, do đó giúp hình thành hệ thống phân tích toàn diện và hoàn chỉnh về biểu hiện của rủi ro.
- Mô hình đa nhân tố đúc kết quy luật dựa trên nền tảng của kinh tế lượng, đây là phương pháp nghiên cứu hiện đại, là công cụ phù hợp để giải thích, đánh giá, dự báo những biến động của các biến số kinh tế.

- Mô hình đa nhân tố là một phương pháp định lượng, đưa ra con số rõ ràng về mối quan hệ giữa lợi nhuận và rủi ro, giúp nhà đầu tư có những nhận định về danh mục, dự báo lợi tức và đưa ra quyết định đầu tư.

1.3. Mô hình định giá tài sản vốn (Capital Asset Pricing Model – CAPM)

Mô hình CAPM không phải là mô hình duy nhất dự báo tỷ suất sinh lợi nhưng nó có nền tảng lý thuyết vững chắc. Mặc dù có nhiều tranh luận và nghiên cứu, kiểm định thực nghiệm về tính ổn định của beta nhưng về cơ bản CAPM được xem là hiệu quả và đã tồn tại suốt hơn 50 năm qua.

CAPM là mô hình mô tả mối quan hệ giữa rủi ro và lợi tức kỳ vọng. Trong đó lợi tức kỳ vọng của một chứng khoán bằng lợi tức phi rủi ro cộng với một khoản bù đắp rủi ro dựa trên cơ sở rủi ro toàn hệ thống của chứng khoán đó. Rủi ro phi hệ thống không được xét đến trong mô hình này do rủi ro phi hệ thống có thể được nhà đầu tư loại bỏ bằng cách đa dạng hóa danh mục đầu tư. Thông qua CAPM, nhà đầu tư có thể ước lượng mức rủi ro có thể chấp nhận được, từ đó đưa ra quyết định đầu tư hợp lý.

Các giả định của mô hình CAPM

Trong mô hình CAPM, các giả định được chia làm hai loại: giả thuyết về tâm lý của các nhà đầu tư và giả thuyết của thị trường:

Những giả định về tâm lý của các nhà đầu tư:

- Các nhà đầu tư khi đưa ra quyết định của mình đều dựa trên việc phân tích hai yếu tố: lợi suất ước tính và rủi ro của chứng khoán.
- Các nhà đầu tư sẽ tìm cách giảm thiểu rủi ro bằng việc kết hợp nhiều chứng khoán khác nhau trong tập hợp danh mục đầu tư của mình.
- Các quyết định đầu tư được đưa ra và kết thúc trong khoảng thời gian nhất định.
- Các nhà đầu tư có chung các kỳ vọng về các thông số đầu vào sử dụng để tạo lập danh mục đầu tư hữu hiệu Markowitz. Đó là các thông số như: mức lợi suất, độ rủi ro hay các quan hệ tương hỗ.

Những giả định về thị trường vốn:

- Thị trường vốn là thị trường cạnh tranh hoàn hảo.

- Không tồn tại các loại phí giao dịch trên thị trường hay bất kỳ một sự cản trở nào trong cung và cầu của một loại chứng khoán.
- Trên thị trường tồn tại loại chứng khoán không có rủi ro mà nhà đầu tư có thể đầu tư. Và lãi suất cho vay cùng bằng nhau và bằng lãi suất phi rủi ro.

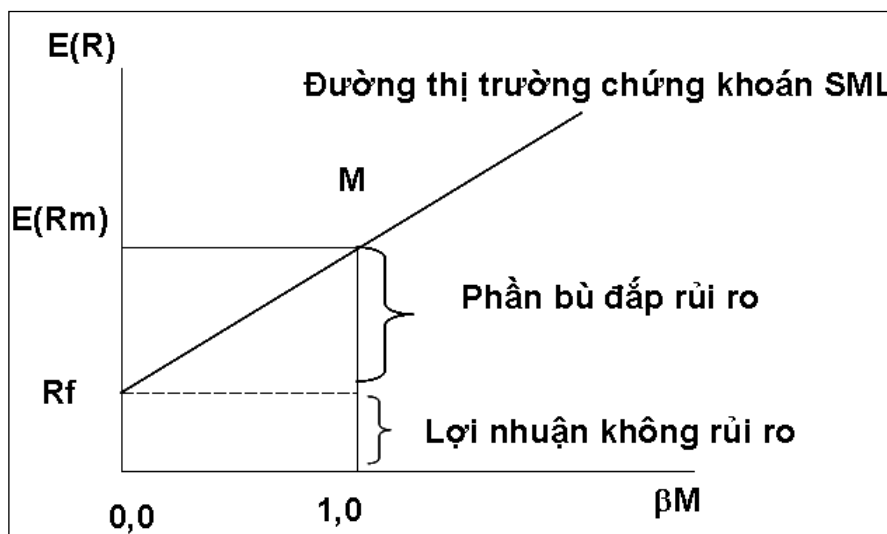
Trong mô hình CAPM, mối quan hệ giữa lợi nhuận và rủi ro được diễn tả bởi biểu thức sau:

$$E(R_i) = \alpha_i + R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f]$$

Trong đó:

- $E(R_i)$ là lợi tức kỳ vọng của một danh mục tài sản i bất kỳ,
- R_f là lợi suất phi rủi ro,
- $E(R_M)$ là lợi nhuận kỳ vọng của danh mục thị trường,
- $E(R_M) - R_f$ là nhân tố thị trường,
- β_i là độ nhạy của lợi suất của danh mục tài sản i với nhân tố thị trường.
- Tài sản được định giá đúng khi $\alpha_i = 0$. α_i đo lường lợi tức tăng thêm bằng với lợi tức mong đợi trừ cho lợi tức yêu cầu. Khi $\alpha_i > 0$, tức tài sản đang bị định giá thấp. Như vậy α được xem là nhân tố định giá chứng khoán.

Về mặt hình học, mối quan hệ giữa lợi nhuận kỳ vọng chứng khoán và hệ số rủi ro beta được biểu diễn bằng đường thẳng có tên gọi là đường thị trường chứng khoán SML (security market line).



Hình 3: Mối quan hệ giữa lợi tức chứng khoán và hệ số Beta

Nguồn: Nguyễn Minh Kiều, 2009, Tài chính doanh nghiệp căn bản, tr.139

1.4. Mô hình Fama – French ba nhân tố

Nhiều nghiên cứu sau CAPM được thực hiện và chỉ ra rằng còn các yếu tố khác tác động đến lợi suất. Banz đã nghiên cứu hiệu ứng quy mô và kết luận rằng lợi tức trung bình của cổ phiếu quy mô nhỏ (vốn hóa thấp) có lợi tức cao hơn cổ phiếu quy mô lớn (Banz, 1981). Basu nhận thấy nhân tố thu nhập trên giá cổ phiếu (E/P) cũng ảnh hưởng đến lợi tức (Basu, 1983). Tiếp đó Roenberg, Reid, Lanstein nhận thấy lợi tức của chứng khoán Mỹ có quan hệ thuận chiều với tỷ lệ giá trị sổ sách/vốn hóa (Roenberg, Reid, Lanstein, 1985). Bhandari tìm ra nhân tố đòn bẩy tài chính cũng tác động đến lợi tức cổ phiếu (Bhandari, 1988).

Để kiểm nghiệm mối quan hệ giữa lợi tức cổ phiếu trung bình với β trong mô hình CAPM, vào năm 1993 hai tác giả Fama và French tiến hành xem xét tất cả các nhân tố riêng lẻ từ các nghiên cứu Banz (1981), Basu (1983), Roenberg, Reid, Lanstein (1985) và Bhandari (1988) để đánh giá vai trò kết hợp của β , quy mô công ty (ME), thu nhập trên giá cổ phiếu (E/P), đòn bẩy tài chính và tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) trong việc giải thích lợi tức của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Mỹ trong giai đoạn từ 1963 – 1990. Nghiên cứu này cho thấy rằng lợi tức trung bình ít có mối quan hệ với β trong mô hình CAPM. Kết quả nghiên cứu còn chỉ ra hai nhân tố ME và BE/ME là những yếu tố có mối quan hệ mạnh nhất tới tỷ suất sinh lợi cổ phiếu và vai trò của hai nhân tố còn lại (đòn bẩy, E/P) ít có ý nghĩa khi cùng đưa hai nhân tố này vào mô hình.

Từ đó, Fama và French đã xây dựng mô hình định giá chứng khoán với ba nhân tố bao gồm: nhân tố thị trường, nhân tố quy mô và nhân tố giá trị. Mô hình ba nhân tố này giải thích phần lớn sự khác biệt lợi tức giữa các cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Mỹ. Các mẫu quan sát của Fama và French (1993) có chênh lệch α của lợi tức ước tính và lợi tức kỳ vọng gần bằng 0, đồng nghĩa với việc mô hình ba nhân tố đã giải thích tốt lợi tức kỳ vọng của chứng khoán.

Vào tháng 6 mỗi năm từ 1963 đến 1990, tất cả chứng khoán được xếp theo quy mô và chia thành 2 nhóm: quy mô nhỏ (small cap - S) và quy mô lớn (big cap - B) với tỷ lệ 50% - 50%. Quy mô ở đây chính là giá trị vốn hóa thị trường, được tính bằng số cổ phần phổ thông nhân với giá trị hiện tại của cổ phiếu. Những chứng

khoán này cũng được chia theo giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) thành 3 nhóm: thấp (low - L), trung bình (medium - M) và cao (high - H) với tỷ lệ tương ứng là 30%-40%-30%. BE/ME được tính là giá trị sổ sách cổ phần thường/giá trị thị trường vào cuối tháng 12 của năm (t - 1).

Trên cơ sở phân chia này, 6 danh mục đầu tư được hình thành: SL, SM, SH, BL, BM, BH. Ví dụ danh mục B/L bao gồm những chứng khoán của công ty có quy mô lớn và BE/ME thấp. Fama – French sử dụng kỳ quan sát là tháng trong bài nghiên cứu. Lợi tức cổ phiếu trung bình hàng tháng của mỗi danh mục được tính bình quân gia quyền với trọng số là % giá trị vốn hóa của mỗi chứng khoán trong tổng giá trị danh mục.

Fama và French sử dụng cách tiếp cận hồi quy chuỗi thời gian của Black, Jensen và Scholes, đưa ra mô hình:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i[E(R_M) - R_f] + s_iE(SMB) + h_iE(HML)$$

Trong đó:

- **E(R_i)**: là tỷ suất sinh lợi của chứng khoán (danh mục) i.
- **E(R_M)**: là tỷ suất sinh lợi của thị trường
- **R_f**: là lãi suất phi rủi ro (theo kỳ quan sát tháng)
- **SMB (Small minus Big)**: là phân bù quy mô, được tính bằng chênh lệch giữa lợi tức bình quân của danh mục có quy mô nhỏ so với lợi tức bình quân của danh mục có quy mô lớn. SMB đo lường lợi nhuận tăng thêm của nhà đầu tư khi đầu tư vào những công ty có giá trị vốn hóa nhỏ. Phần lợi nhuận tăng thêm này được gọi là phân bù quy mô tức là phần lợi tức do quy mô của công ty mang lại. Một SMB dương cho thấy những chứng khoán có quy mô nhỏ có lợi tức cao hơn những chứng khoán quy mô lớn và ngược lại. Nhân tố SMB được tính như sau:

$$SMB = \frac{1}{3} [(SH + SM + SL) - (BH + BM + BL)]$$

- **HML (High minus Low)**: là phân bù giá trị, được tính bằng chênh lệch giữa lợi tức bình quân của danh mục có giá trị BE/ME cao so với lợi tức bình quân của danh mục có giá trị BE/ME thấp. HML đo lường lợi nhuận tăng thêm của nhà đầu tư khi đầu tư vào những công ty có tỷ số BE/ME

cao - tức là những cổ phiếu giá trị (có thể hiểu là cổ phiếu rẻ) so với những cổ phiếu tăng trưởng (cổ phiếu mắc). Phần lợi nhuận tăng thêm này được gọi là phần bù giá trị, nghĩa là phần lợi tức tăng thêm do cổ phiếu giá trị mang lại. Một HML dương cho thấy những cổ phiếu giá trị (BE/ME cao) có lợi tức cao hơn những cổ phiếu tăng trưởng (BE/ME thấp). Nhân tố HML được tính như sau:

$$HML = \frac{1}{2} [(SH + BH) - (SL + BL)]$$

- β_i, s_i, h_i : các hệ số phản ánh độ nhạy của các nhân tố.

Kết quả mô hình kiểm định của Fama và French (1993):

Fama và French xây dựng 25 danh mục chứng khoán dựa theo việc phân loại theo quy mô và phân loại theo giá trị. Hai ông tách các nhân tố ra và thực hiện hồi quy để so sánh, tìm ra mô hình lý giải tốt nhất lợi tức kỳ vọng của chứng khoán. Quá trình hình thành mô hình gồm 3 bước: Đầu tiên hồi quy lợi tức với nhân tố thị trường RM – RF, tiếp đó hồi quy theo SMB và HML, sau cùng là kết hợp hồi quy RM-RF, SMB và HML. Với mô hình có đủ 3 nhân tố, có 21/25 danh mục có $R^2 > 0,9$ và giá trị R^2 nhỏ nhất là 0,83, trong khi đó khả năng giải thích của mô hình CAPM chỉ đạt 70% với cùng một mẫu nghiên cứu.

Mô hình trên mẫu của Fama – French trên thị trường chứng khoán Mỹ giai đoạn 1963 – 1990 đã cho thấy một mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô và lợi tức trung bình và một mối tương quan cùng chiều mạnh hơn của BE/ME với lợi tức trung bình. Điều này có nghĩa là nhân tố BE/ME có vai trò quan trọng hơn quy mô trong việc tác động lên lợi tức trung bình. Với cùng một nhóm danh mục con BE/ME (ngoại trừ nhóm danh mục con BE/ME thấp nhất), lợi tức giảm khi quy mô tăng, điều này cũng có nghĩa là hệ số của nhân tố SMB là dương. Với cùng một nhóm danh mục con theo quy mô, lợi tức trung bình có xu hướng tăng cùng với BE/ME, tức hệ số của nhân tố HML là dương.

Theo lý giải của Fama và French về kết quả nghiên cứu của mình, hệ số của SMB dương do các công ty quy mô nhỏ thường rủi ro cao, hoạt động kém hiệu quả hơn, chi phí đại diện cao hơn, do đó nhà đầu tư đòi hỏi phần bù rủi ro lớn hơn 0.

Những công ty có BE/ME cao có nhiều rủi ro kiệt quệ tài chính hơn, gây rủi ro cho nhà đầu tư, do đó nhà đầu tư cũng yêu cầu phần bù rủi ro có giá trị dương.

Các nghiên cứu thực nghiệm mô hình Fama – French ba nhân tố:

Gaunt (2004) dựa trên dữ liệu 6814 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Úc để kiểm định giữa mô hình CAPM và mô hình ba yếu tố Fama-French, mô hình nào có thể dự đoán tốt hơn lợi tức kỳ vọng. Kết quả của ông thể hiện tính ưu việt của mô hình Fama – French và sự hiện diện đáng chú ý của tỷ số BE/ME trong giai đoạn 1991-2000 (Gaunt, 2004).

Tại Thái Lan, bài nghiên cứu “Một nghiên cứu về mô hình ba nhân tố Fama và French” năm 2009 sử dụng số liệu trên thị trường chứng khoán Thái Lan từ 7/2002 đến tháng 5/2007, bao gồm 421 cổ phiếu chia làm 6 nhóm danh mục: BH, BM, BL, SH, SM, SL. Kết quả là mô hình ba nhân tố giải thích tốt hơn mô hình CAPM cho các cổ phiếu thuộc 4 nhóm SH, BH, BM, SL và cho thấy việc thêm vào các biến quy mô công ty và biến giá trị đã làm cho mô hình Fama – French có khả năng dự báo lợi tức vượt trội hàng tháng của các danh mục tốt hơn mô hình CAPM. Tuy nhiên nghiên cứu này cũng cho rằng lợi tức của các cổ phiếu trên thị trường Thái Lan cũng có thể có những biến khác phù hợp hơn các biến quy mô và giá trị và đề xuất nên thêm các nhân tố khác như nợ, tài sản, P/E vào mô hình ba nhân tố Fama – French (Nopbhanon Homsud, 2009).

Nghiên cứu “Thực nghiệm kiểm định mô hình Fama – French ba nhân tố và phần bù thanh khoản tại Indonesia” được thực hiện với dữ liệu trong giai đoạn từ tháng 07/2003 đến tháng 06/2013. Kết quả nghiên cứu cho thấy nhân tố thị trường vẫn đóng vai trò quan trọng nhất trong việc giải thích lợi suất cổ phiếu. Ngoài ra, hầu hết hệ số hồi quy của các nhân tố đều có ý nghĩa thống kê (Citra Amanda và Zaafrri Ananto Husodo, 2015).

Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) đã kiểm định tính hiệu quả mô hình Fama – French tại Việt Nam trên mẫu nghiên cứu gồm 28 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn HOSE từ ngày 02/01/2005 đến ngày 26/03/2008. Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình Fama – French (R^2 hiệu chỉnh bình quân là 86,8%) có khả năng giải thích tốt hơn CAPM (R^2 hiệu chỉnh bình quân là 62,5%). Ngoài ra, hệ

số hồi quy và hệ số chặn α của cả hai mô hình lần lượt đều có ý nghĩa thống kê và không có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 5%. Nhóm tác giả kết luận lợi suất cổ phiếu tại HOSE ngoài việc chịu tác động bởi nhân tố thị trường còn bởi những yếu tố thuộc về đặc tính doanh nghiệp như quy mô và BE/ME. Kết quả còn cho thấy, danh mục cổ phiếu có quy mô nhỏ có lợi suất cao hơn danh mục quy mô lớn. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với kết luận của Fama và French. Tuy nhiên, khi xét đến nhân tố giá trị (HML), nghiên cứu này lại cho kết quả trái ngược với kết luận của Fama và French, cụ thể, nhân tố giá trị có tương quan nghịch với lợi suất cổ phiếu (Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ, 2008). Bài nghiên cứu này có nhược điểm đó là mẫu nghiên cứu quá ít cổ phiếu, giai đoạn nghiên cứu quá ngắn, việc xây dựng danh mục để tính toán các nhân tố phân bù quy mô và giá trị có nhiều điểm khác biệt so với Fama và French (1993). Chính những hạn chế trên nên tính khái quát vấn đề của bài nghiên cứu này là chưa cao.

Nguyễn Thu Hằng và Nguyễn Mạnh Hiệp (2012) đã kiểm định mô hình Fama – French ba nhân tố với mẫu gồm 235 cổ phiếu niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh từ tháng 07/2007 đến tháng 06/2012. Nghiên cứu chỉ ra rằng cả ba nhân tố của mô hình đều giải thích tốt biến động lợi tức cổ phiếu trong giai đoạn thị trường tăng trưởng. Trong đó, nhân tố thị trường ảnh hưởng mạnh mẽ hơn cả đến lợi suất của cổ phiếu. Ngoài ra, các cổ phiếu có quy mô nhỏ có lợi suất cao hơn cổ phiếu quy mô lớn, cổ phiếu BE/ME cao có lợi suất cao hơn cổ phiếu có BE/ME thấp. Tuy nhiên, trong giai đoạn suy thoái, mô hình Fama – French chưa hoàn toàn giải thích được lợi suất cổ phiếu trên thị trường Việt Nam, cổ phiếu có BE/ME cao có lợi suất thấp hơn cổ phiếu có BE/ME thấp nhưng không có ý nghĩa thống kê (Nguyễn Thu Hằng và Nguyễn Mạnh Hiệp, 2012). 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 lợi suất cổ phiếu trên thị trường Việt Nam so với các nghiên cứu trước đó.

Tuy nhiên vẫn có những bài nghiên cứu bác bỏ mô hình Fama – French và đề xuất thêm những nhân tố mới để giải thích cho lợi tức của cổ phiếu. Họ cho rằng danh mục đầu tư được hình thành trên cơ sở các yếu tố đã được ghi nhận trước đây

là có khả năng giải thích về lợi nhuận chắc chắn sẽ tốt hơn bất kể các yếu tố đó đại diện cho rủi ro hay không, và mô hình ba nhân tố chỉ là kết quả của việc khai thác dữ liệu, không có cơ sở lý thuyết vững vàng. Fama và French đã áp dụng công trình trước đó của họ vào tập dữ liệu toàn cầu bao gồm 13 thị trường phát triển và 16 thị trường mới nổi. Ở các thị trường mới nổi, Fama và French phát hiện ra rằng, trong khi ý nghĩa của nhân tố quy mô giảm đi, vẫn có một mối quan hệ giữa BE/ME và lợi tức cổ phiếu (Fama và French, 1998). Một số nghiên cứu về lợi tức của cổ phiếu tiến hành ở các thị trường mới nổi và cũng cho thấy rằng nhân tố quy mô (ME) có khả năng giải thích lợi tức kém hơn ở các thị trường mới nổi so với ở các thị trường phát triển (Claessens và cộng sự, 1995).

1.5. Mô hình Carhart bốn nhân tố

Carhart xây dựng mô hình 4 nhân tố bao gồm 3 nhân tố của mô hình Fama – French, bổ sung thêm một nhân tố nữa được đưa ra bởi Jegadeesh và Titman (1993) là “xu hướng lợi nhuận bất thường một năm” (one – year momentum anomaly). Năm 1993, Jegadeesh và Titman đã công bố nghiên cứu kiểm định trên thị trường Mỹ giai đoạn 1965 – 1989 và kết luận rằng nếu mua cổ phiếu có lợi nhuận cao và bán cổ phiếu có lợi nhuận thấp trong quá khứ trong các khoảng thời gian 3 đến 12 tháng sẽ thu được lợi suất khoảng 1%/tháng trong năm tiếp theo (Jegadeesh và Titman, 1993).

Mô hình Carhart:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i[E(R_M) - R_f] + s_iE(SMB) + h_iE(HML) + w_iE(WML)$$

Trong đó: Có một nhân tố mới là WML (Winner minus Loser), gọi là nhân tố xu hướng, các nhân tố còn lại tương tự như mô hình Fama – French. Nhân tố xu hướng WML được tính bằng lợi tức bình quân của các chứng khoán lợi tức cao năm trước trừ cho lợi tức bình quân của các chứng khoán lợi tức thấp năm trước, đo lường lợi nhuận tăng thêm của nhà đầu tư khi tiếp tục nắm giữ những chứng khoán lợi tức cao năm trước do thực hiện chiến lược đầu tư theo xu hướng.

Nhân tố xu hướng WML được xây dựng trên cơ sở tạo 6 danh mục do phân loại chứng khoán theo quy mô (Small - S, Big - B theo tỷ lệ phân chia là 50% - 50%) và theo chứng khoán cao giá/ trung bình/ thấp giá năm trước (Winners,

Medium, Losers – W, M1, L1 với tỷ lệ phân chia là 30% - 40% - 30%). Nhân tố này được tính bằng lợi tức bình quân tháng năm sau của 30% chứng khoán có lợi tức năm trước cao nhất trừ cho lợi tức bình quân tháng năm sau của 30% chứng khoán có lợi tức năm trước thấp nhất. Lợi tức mà Carhart dùng để phân loại danh mục là lợi tức 11 tháng năm trước với độ trễ 1 tháng. Công thức tính:

$$WML = \frac{1}{2} [(SW + BW) - (SL1 + BL1)]$$

Kết quả nghiên cứu mô hình Carhart bốn nhân tố:

Kết quả nghiên cứu của Carhart đã cho thấy sự khác nhau lớn trong lợi tức của các danh mục SMB, HML và WML và các nhân tố này có thể giải thích được sự thay đổi của lợi tức theo thời gian. Đồng thời hệ số tương quan giữa các danh mục này với nhau và với danh mục đại diện thị trường thấp cho thấy hiện tượng đa cộng tuyến ít ảnh hưởng đến mô hình. Một kiểm định khác của Carhart trên 27 quỹ cũng lập dựa trên 4 nhân tố đã cho thấy sai số định giá của mô hình CAPM, mô hình Fama – French ba nhân tố và mô hình Carhart bốn nhân tố lần lượt là 0,35%, 0,31% và 0,14%/ tháng. Carhart cũng đưa ra kết quả là mua những chứng khoán cao giá năm trước có thể mang lại lợi tức trung bình 8%/năm và khuyến nghị không nên đầu tư vào những quỹ có lợi tức âm thương xuyên, những quỹ có lợi suất cao hơn năm trước thì năm sau sẽ có lợi tức cao hơn lợi tức mong đợi trung bình, nhưng những năm sau đó thì chưa chắc, tỷ số chi phí quản lý/ tổng tài sản ròng, chi phí giao dịch, chi phí đầu tư trực tiếp và ngược chiều đến lợi tức của quỹ, những chi phí này sẽ lấy đi một phần lợi suất vượt trội của những người nắm giữ quỹ có lợi tức cao năm trước trong dài hạn.

Sự vững mạnh của hiện tượng đầu tư vào chứng khoán có lợi suất quá khứ cao (đầu tư theo chiến lược đà) tạo ra lợi nhuận tích cực được xác nhận tồn tại ở nhiều thị trường chứng khoán khác, điển hình như trên thị trường châu Âu (Rouwenhorst, 1998) và trên toàn thế giới (Griffin, Ji và Martin, 2003).

Các nghiên cứu thực nghiệm kiểm định mô hình Carhart bốn nhân tố:

Bài nghiên cứu “Lợi nhuận và xu hướng giá” của tác giả Tarun Chordia sử dụng chuỗi dữ liệu của các công ty niêm yết trên Sở Giao Dịch Chứng Khoán New York từ tháng 01/1972 đến tháng 12/1999. Tác giả chia các công ty thành 10 danh

mục theo đà tăng trưởng. Khi tiến hành hồi quy mô hình Fama – French và Carhart, kết quả cho thấy mô hình bốn nhân tố có ý nghĩa thống kê hơn mô hình Fama – French. Cụ thể, $R^2_{\text{Fama – French}}$ hiệu chỉnh = 91,31%, nhỏ hơn R^2_{Carhart} hiệu chỉnh = 92,79% (Tarun Chordia, 2005)

Ammann và Steiner kiểm định mô hình Carhart trên thị trường chứng khoán Thụy Sĩ từ tháng 01/1990 đến tháng 12/2005. Kết quả nghiên cứu cho thấy phần bù quy mô có giá trị âm (-0,67%/năm), phần bù giá trị có giá trị dương (2,35%/năm). Tuy nhiên, chúng có đặc điểm là thay đổi theo thời gian. Đặc biệt phần bù xu hướng là nổi trội nhất với giá trị là 10,33%/năm. Điều này cho thấy nhân tố xu hướng có tác động lớn đến lợi tức của cổ phiếu trong năm tiếp theo (Ammann và Steiner, 2008).

Trong bài nghiên cứu “Mô hình định giá tài sản tốt nhất ước tính chi phí vốn: Bằng chứng thực nghiệm trên thị trường chứng khoán Tunisia”, các tác giả kiểm định 9 mô hình đầu tư tài chính trong đó có mô hình Fama – French và Carhart. Các tác giả xem xét lợi tức hàng tháng với 4 nhân tố cơ bản là thị trường, SMB, HML, WML trên thị trường chứng khoán Tunisia từ 7/2000 đến 6/2005. Mẫu bao gồm 6 ngành công nghiệp là: ngân hàng, bảo hiểm, công nghiệp, cho thuê, nông sản, và bất động sản. Kết quả kiểm định cho thấy mô hình Carhart là mô hình định giá tài sản tốt nhất tại thị trường chứng khoán Tunisia (Samy Bennaceur và Hasna Chaibi, 2007).

Fama và French kiểm định mô hình Carhart (1997) trong giai đoạn từ năm 1991 đến năm 2010 trên các thị trường chứng khoán Bắc Mỹ (gồm Mỹ và Canada), Nhật, châu Á Thái Bình Dương (gồm Úc, New Zealand, Hồng Kông và Singapore), châu Âu (gồm Ý, Bỉ, Đức, Phần Lan, Pháp, Đan Mạch, Hy Lạp, Ireland, Áo, Hà Lan, Na Uy, Bồ Đào Nha, Tây Ban Nha, Thụy Điển, Thụy Sĩ, Anh Quốc). Hai ông đã phân loại chứng khoán thành 25 danh mục theo quy mô và tỷ số BE/ME, 25 danh mục theo quy mô và lợi suất quá khứ. Kết quả cho thấy phần bù xu hướng xuất hiện mạnh mẽ ở các thị trường ngoại trừ Nhật Bản (Fama và French, 2012).

Một nhóm tác giả tiến hành kiểm định và so sánh khả năng áp dụng 5 mô hình định giá tại thị trường chứng khoán Ai Cập. Các mô hình định giá được nghiên cứu

là: CAPM, Fama – French, Carhart, mô hình 4 nhân tố của Chan và Faff (dựa trên mô hình Fama – French và thêm nhân tố thanh khoản), mô hình 5 nhân tố (cũng lấy mô hình Fama – French là cơ sở và thêm 2 nhân tố thanh khoản và xu hướng). Mẫu bao gồm 55 công ty niêm yết trên thị trường này từ 1/2003 – 12/2007. Nhóm tác giả sử dụng dữ liệu tài chính và lợi tức hàng tháng của các công ty để phân chia làm 6 danh mục theo quy mô và tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá trị thị trường. Kết quả nghiên cứu chấp nhận mô hình Fama – French và bác bỏ sự phù hợp của mô hình Carhart và các mô hình khác (Mohamed A. Shaker và Khairy Elgiziry, 2014).

Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước đã nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến suất sinh lời của các cổ phiếu niêm yết trên sàn HOSE tại Việt Nam bằng việc sử dụng các mô hình CAPM, Fama – French và Carhart. Kết quả nghiên cứu cho thấy nhân tố thị trường, nhân tố quy mô, nhân tố giá trị, nhân tố thu nhập trên giá cổ phiếu, phần bù doanh thu có mối quan hệ cùng chiều với lợi tức của cổ phiếu. Ngược lại, nhân tố xu hướng và phần bù ROE có quan hệ ngược chiều với lợi tức của cổ phiếu (Phan Đình Nguyên và Hà Minh Phước, 2012).

1.6. Một số mô hình đa nhân tố khác

Trong phạm vi luận văn này, người viết chỉ tập trung nghiên cứu mô hình CAPM, mô hình ba nhân tố Fama – French và mô hình bốn nhân tố Carhart như trên. Để người đọc có cái nhìn tổng quan hơn về các mô hình đa nhân tố, người viết sẽ giới thiệu tóm tắt một số mô hình đa nhân tố kinh điển khác đang được sử dụng nhiều hiện nay.

Mô hình ba nhân tố Long Chen – Lu Zhang (2010).

Long Chen và Lu Zhang cho rằng mô hình ba nhân tố Fama - French không giải thích được mối tương quan thuận chiều giữa lợi suất trung bình với lợi suất kỳ trước trong ngắn hạn và mối tương quan nghịch chiều giữa lợi suất trung bình với tình trạng kiệt quệ tài chính, phát hành cổ phần mới và tăng trưởng tài sản. Hai tác giả đã xây dựng mô hình trên NYSE, AMEX và NASDAQ từ tháng 1/2007 đến 12/2006, gồm ba nhân tố là phần bù thị trường, phần bù đầu tư và phần bù tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản ROA.

Nền tảng cho việc phát triển mô hình này là thuyết Q của James Tobin (1969) về quyết định đầu tư. Theo đó $Q = \text{Giá trị thị trường} / \text{giá trị vốn góp của công ty}$ hay $Q = ME/BE$. Hiểu một cách khác, Q là hiện giá thuần của dòng tiền trong tương lai được tạo ra từ mỗi đồng vốn tăng thêm. Nếu $Q > 1$, công ty nên đầu tư thêm, nếu $Q < 1$, Công ty nên bán bớt tài sản vì chúng không tạo ra lợi nhuận và không tạo ra được mức hữu dụng tối đa. Khi Q tiến về 1, đây là trạng thái cân bằng và công ty không cần thay đổi gì về vốn đầu tư. Nếu lãi suất chiết khấu cao thì làm giảm Q, công ty giảm đầu tư, nghĩa là đầu tư thấp thì lợi suất mong đợi cao. Nếu lãi suất chiết khấu thấp thì Q tăng, công ty sẽ tăng đầu tư, nghĩa là khi tăng đầu tư thì lợi suất mong đợi thấp.

ROA cũng là một nhân tố dự báo lợi suất vì một ROA mong đợi cao phải tương ứng với một lãi suất chiết khấu (hay lợi suất) cao. Nếu lãi suất chiết khấu không cao tương ứng thì nhà đầu tư sẽ nhận thấy rằng giá trị hiện tại của vốn mới cao và sẽ đầu tư nhiều hơn và ngược lại.

Mô hình Long Chen – Lu Zhang (2010) có dạng như sau:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_{MKT,i}E(R_{MKT}) + \beta_{INV,i}E(R_{INV}) + \beta_{ROA,i}E(R_{ROA})$$

Trong đó:

- $\beta_{MKT,i}$, $\beta_{INV,i}$, $\beta_{ROA,i}$: là các hệ số nhân đo lường độ nhạy cảm của lợi tức chứng khoán i với các nhân tố;
- R_{MKT} : Phần bù rủi ro thị trường.
- R_{INV} : Phần bù đầu tư.
- R_{ROA} : Phần bù ROA

Nhân tố phần bù rủi ro thị trường tương tự cách tính ở các mô hình trước.

Để tính toán RINV, tác giả chia cổ phiếu thành 6 danh mục theo quy mô vốn hóa và tỷ số đầu tư trên tài sản I/A (Investment on Asset). I/A là tổng thay đổi của tài sản cố định và hàng tồn kho hàng năm chia cho tổng tài sản năm trước (đầu kỳ). Theo đó các cổ phiếu được chia theo tỷ số I/A thành 3 nhóm (30% High - H, 40% Middle - M, 30% Low - L) và chia theo quy mô thành 2 nhóm (50% Big - B và 50% Small - S). Ta có 6 danh mục SH_{INV} , SM_{INV} , SL_{INV} , BH_{INV} , BM_{INV} , BL_{INV} .

$$R_{INV} = \frac{1}{2}[(SL_{INV} + SH_{INV}) - (SH_{INV} + SL_{INV})]$$

Tương tự, tác giả chia các cổ phiếu theo ROA thành 3 nhóm (30% High - H, 40% Middle - M, 30% Low - L) và chia theo quy mô thành 2 nhóm (50% Big - B và 50% Small - S). Ta có 6 danh mục SH_{ROA} , SM_{ROA} , SL_{ROA} , BH_{ROA} , BM_{ROA} , BL_{ROA} .

$$R_{ROA} = \frac{1}{2} [(SH_{ROA} + BH_{ROA}) - (SL_{ROA} + BL_{ROA})]$$

Nhóm tác giả tiến hành hồi quy lợi tức các danh mục phân loại theo quy mô và xu hướng, khả năng rơi vào kiệt quệ tài chính, tăng trưởng tài sản theo ba nhân tố mới xây dựng trong mô hình của mình. Mô hình có hệ số α giảm đi đáng kể so với kết quả hồi quy theo mô hình CAPM, Fama – French và các hệ số nhân tố hầu hết đều có ý nghĩa thống kê cao.

Mô hình bốn nhân tố Bali – Cakici (2004)

Tương tự như mô hình bốn nhân tố Carhart, Bali – Cakici bổ sung một nhân tố mới vào mô hình ba nhân tố của Fama – French, đó là nhân tố rủi ro mất vốn, đo lường bằng Value-at-risk (VAR). VAR là một phương pháp đo lường rủi ro bên cạnh các phương pháp khác như phương sai trong lý thuyết danh mục đầu tư của Markowitz (1959), hệ số β trong mô hình CAPM của Sharp (1964), Lintner (1965). VAR của một danh mục đầu tư được định nghĩa là khoản lỗ tiềm năng tối đa trong một thời hạn nhất định nếu ta loại trừ những trường hợp xấu nhất hiếm khi xảy ra với một mức độ tin cậy cho trước (thường từ 95% đến 99%). VAR cho phép nhà đầu tư có thể kết luận rằng “chúng ta chắc chắn với xác suất x% rằng sẽ không có một khoản lỗ nào vượt quá V đô la trong vòng N ngày tới” (Hull, 2002).

Mô hình bốn nhân tố Bali – Cakici (2004) có dạng như sau:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i[E(R_M) - R_f] + s_iE(SMB) + h_iE(HML) + v_iE(VAR)$$

Trong đó:

- Ba nhân tố thị trường, nhân tố quy mô, nhân tố giá trị tương tự mô hình ba nhân tố Fama – French.
- Nhân tố rủi ro mất vốn VAR được tính bằng chênh lệch lợi tức giữa danh mục cổ phiếu có VAR cao và danh mục có VAR thấp. Cách thiết lập danh mục thực hiện tương tự nhân tố giá trị nhưng theo quy mô và VAR thay vì BE/ME.

$$\text{VAR} = \frac{1}{2} [(\text{SH}_{\text{VAR}} + \text{BH}_{\text{VAR}}) - (\text{SL}_{\text{VAR}} + \text{BL}_{\text{VAR}})]$$

Kết quả nghiên cứu của Bali và Cakici cho thấy rằng quy mô, độ thanh khoản và rủi ro mất vốn VAR có ý nghĩa giải thích đối với lợi tức kỳ vọng của chứng khoán, tuy nhiên β thị trường lại không có ý nghĩa. Có mối quan hệ mạnh giữa VAR và lợi tức chứng khoán, do đó VAR có ý nghĩa giải thích bổ sung bên cạnh các nhân tố quy mô, BE/ME và tính thanh khoản.

1.7. Phương pháp dự báo và kiểm định khả năng dự báo của mô hình

Dự báo là việc phân tích mối quan hệ nhân quả, phân tích xu hướng nhằm đưa ra những nhận định về tương lai dựa vào những thông tin có sẵn trong quá khứ và hiện tại. Trên thế giới, các mô hình đa nhân tố được nghiên cứu và được sử dụng như một mô hình dự báo lợi tức cổ phiếu trên thị trường. Các nhà nghiên cứu đã tìm ra những nhân tố tác động lên lợi tức của cổ phiếu, đồng thời xây dựng những mô hình thể hiện mức độ tác động của những nhân tố này. Những nhân tố này được sử dụng làm công cụ để dự báo lợi tức cổ phiếu trong tương lai. Kỹ thuật dự báo lợi tức cổ phiếu được đề cập trong luận văn này thực hiện thông qua việc xác định lợi tức kỳ vọng trong tương lai của một cổ phiếu (danh mục) bằng các dữ liệu có sẵn ở quá khứ và hiện tại, sử dụng các mô hình đa nhân tố. Bằng những thông tin có sẵn tại thời điểm dự báo, người sử dụng mô hình có thể nhận định giá trị kỳ vọng của những nhân tố dự báo, đưa vào mô hình để tìm ra kết quả dự báo cho danh mục cổ phiếu của mình. Giá trị kỳ vọng của những nhân tố dự báo có thể tùy từng cá nhân mà có sự khác nhau. Một số phương pháp cơ bản hiện nay đang được nhiều người sử dụng đó là sử dụng giá trị trung bình của các nhân tố trong giai đoạn liên trước thời điểm dự báo hoặc dựa vào một số nguồn thông tin công khai đáng tin cậy như dữ liệu về phần bù rủi ro thị trường của giáo sư Aswath Damodaran được đăng trên website Damodaran Online³.

Tuy nhiên để có thể chứng minh các mô hình đa nhân tố có khả năng dự báo chính xác hay không thì cần có một phương pháp đánh giá. Một phương pháp đánh giá đơn giản là so sánh kết quả dự báo thu được từ các mô hình với kết quả thực tế. Người nghiên cứu sẽ đi ngược thời gian tại thời điểm thứ N trong tập mẫu với kích

³Đường dẫn: <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>

thước T thời điểm và sau đó sử dụng tập dữ liệu có được đến thời điểm N để thực hiện việc dự báo cho thời điểm N+1. Tiếp tục sử dụng tập dữ liệu đến thời điểm N+1 để dự báo cho thời điểm N+2, thực hiện liên tục cho đến thời điểm T – 1 với kết quả dự báo cho thời điểm T. Lặp lại quá trình này ta có được một chuỗi dữ liệu gồm P = T – N thời điểm quan sát. Tương ứng với mỗi giá trị dự báo, ta cũng có được một giá trị thực tế. Ta thiết lập được 2 chuỗi giá trị tương ứng (dự báo và thực tế) trong P thời điểm quan sát để so sánh với nhau

Trong bài luận văn này, người viết sẽ giới thiệu với người đọc về phương pháp tương quan hạng Spearman (Spearman Rank Correlation) gắn với dữ liệu theo chuỗi thời gian. Hệ số tương quan hạng được thành lập với mục đích đo lường mối quan hệ của hai biến (không nhất thiết là quan hệ tuyến tính). Như vậy, yêu cầu đối với hai biến được kiểm định phải là hai biến định lượng hoặc hai biến có thang đo thứ bậc như nhau.

Ta đặt X là biến giá trị dự báo và Y là biến giá trị thực tế. Một mô hình dự báo có chất lượng tốt, độ chính xác cao khi biến X và biến Y có quan hệ chặt chẽ với nhau. Hệ số tương quan hạng giữa 2 biến càng lớn thì mô hình dự báo càng chính xác và ngược lại.

Giả thuyết cần kiểm định **H₀: Hệ số tương quan hạng Spearman $\rho = 0$.**

Nếu ta chấp nhận giả thuyết H₀, tức là hạng của X (hạng dự báo) không hề có mối quan hệ với hạng của Y (hạng thực tế) đồng nghĩa với việc mô hình sự báo không chính xác. Nếu ta bác bỏ H₀, mô hình có khả năng dự báo và hệ số tương quan hạng Spearman ρ phản ánh chất lượng dự báo của mô hình.

Các bước thực hiện kiểm định tương quan hạng Spearman:

Bước 1: Trong mỗi thời điểm quan sát, ta xếp hạng các biến X_i và Y_i (i = 1, 2, ..., n) với các hạng tương ứng là d_i(X) và d_i(Y) và tính toán chênh lệch hạng.

Bước 2: Tính chênh lệch hạng **D_i = d_i(X) – d_i(Y)**

Bước 3: Tính hệ số tương quan theo công thức **$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n D_i^2}{n(n^2-1)}$**

Ví dụ tại thời điểm R + 1 khi ta có 10 cổ phiếu (n=10) với lợi tức từ thấp đến cao, hạng 1 tương ứng với cổ phiếu có lợi tức thấp nhất và tăng dần cho đến hạng 10 tương ứng với cổ phiếu có lợi tức cao nhất. Ta tiến hành xếp hạng cổ phiếu theo

lợi tức dự báo và lợi tức thực tế. Sự thay đổi hạng thực tế so với hạng dự báo càng nhỏ, kết quả dự báo càng chính xác (ρ càng lớn).

Cổ phiếu i	Lợi tức dự báo (X_i)	Hạng $d_i(X)$	Lợi tức thực tế (Y_i)	Hạng $d_i(Y)$	Chênh lệch hạng $D_i = d_i(X) - d_i(Y)$
1	X_1	$d_1(X)$	Y_1	$d_1(Y)$	$d_1(X) - d_1(Y)$
2	X_2	$d_2(X)$	Y_2	$d_2(Y)$	$d_2(X) - d_2(Y)$
...
n	X_n	$d_n(X)$	Y_n	$d_n(Y)$	$d_n(X) - d_n(Y)$

Đây là một phương pháp kiểm định đơn giản, dễ hiểu và dễ áp dụng đối với nhiều người sử dụng mô hình. Ngoài ra còn nhiều phương pháp kiểm định khả năng dự báo khác mà người viết chưa đề cập đến trong luận văn này.

CHƯƠNG 2: DỰ BÁO LỢI TỨC CỔ PHIẾU BẰNG MÔ HÌNH ĐA NHÂN TỐ: KINH NGHIỆM QUỐC TẾ VÀ KIỂM ĐỊNH CÁC MÔ HÌNH TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

2.1. Ứng dụng mô hình đa nhân tố trong dự báo lợi tức cổ phiếu tại một số quốc gia trên thế giới

2.1.1. Sơ lược về dự báo lợi tức cổ phiếu

Những nghiên cứu đầu tiên về dự báo lợi tức

Những nghiên cứu ban đầu về sự biến động của giá cổ phiếu được thúc đẩy bởi niềm tin rằng lợi tức cổ phiếu là không thể đoán trước, giả định rằng thị trường chứng khoán tuân là ngẫu nhiên và những thông tin sẵn có được phản ánh đầy đủ và ngay lập tức bởi giá cổ phiếu mà không bị cản trở. Một cách giải thích đơn giản và thông tục là lợi nhuận cổ phiếu trong tương lai không phụ thuộc vào các biến thể lịch sử của chúng. Sự xuất hiện của ý tưởng này bắt nguồn từ Bachelier (1900), người đã nghiên cứu sự biến động lợi tức của cổ phiếu niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Paris. Ngoài ra, quan điểm này thường được các nhà kinh tế nghiên cứu về thị trường hoàn hảo và giả thuyết về thị trường hiệu quả đồng ý, cho rằng thông tin có sẵn về lợi nhuận kỳ vọng và dòng tiền trong tương lai được thể hiện đầy đủ bởi giá cổ phiếu. Tuy nhiên, cần làm rõ rằng sự hiệu quả của thị trường chứng khoán không thể coi là tương đương với việc không có khả năng dự đoán lợi tức, và hai yếu tố này cần được xác định và nghiên cứu riêng biệt. Trên thực tế, chỉ khi giả định về tính hiệu quả của thị trường và tính trung lập với rủi ro tồn tại thì lợi tức của cổ phiếu mới trở nên không thể lường trước được.

Mãi đến cuối thế kỷ 20, các nhà nghiên cứu mới bắt đầu xem xét ý tưởng rằng dự đoán lợi tức cổ phiếu là có thể thực hiện do những sai lệch tạm thời so với giả thuyết thị trường hiệu quả hoặc do rủi ro thị trường thay đổi theo thời gian. Trong luận điểm đầu tiên, người ta tin rằng khả năng dự đoán của lợi nhuận cổ phiếu, ở một mức độ nào đó, phản ánh hành vi không hợp lý của nhà đầu tư đẩy giá cổ phiếu khỏi giá trị nội tại. Do đó, cơ hội kiếm lợi xuất hiện cho các nhà kinh doanh chênh lệch giá và từ đó một tỷ suất sinh lợi có thể được dự đoán trước khi mà thị trường quay trở lại giá trị nội tại. Về luận điểm thứ hai, các nghiên cứu gắn liền với các mô hình định giá tài sản để nghiên cứu về sự thay đổi của beta và phân bù rủi ro thị

trường theo thời gian. Ferson và Harvey khẳng định rằng phần bù rủi ro thị trường là yếu tố xác định khả năng dự đoán của cổ phiếu phổ thông (Ferson và Harvey, 1991).

Các nghiên cứu sơ khởi tập trung vào vấn đề liệu thông tin về lợi tức trước đây có thể dự báo lợi tức trong tương lai hay không. Nếu lợi tức thực tế có tương quan với lợi tức kỳ vọng, thì ở một mức độ nào đó, lợi tức trong quá khứ có thể được sử dụng như một thước đo cho lợi tức kỳ vọng. Các nghiên cứu giai đoạn này tập trung vào thảo luận khả năng dự đoán lợi tức cổ phiếu dạng yếu, phân tích bằng cách nào mà lợi tức trong quá khứ lại có thể dự báo lợi tức trong tương lai (các nghiên cứu về khả năng dự báo dạng vừa sẽ sử dụng các biến dự báo trễ được công bố công khai trong khi các nghiên cứu khả năng dự báo dạng mạnh sẽ xem xét tất cả thông tin cho dù có sẵn công khai hay không).

Mối quan hệ giữa lợi tức cổ phiếu và các biến số tài chính/ kinh tế vĩ mô.

Các nhân tố thị trường tổng hợp có thể dự báo lợi tức của thị trường chứng khoán hay không? Nhiều nghiên cứu khác nhau của Fama and French (1988), Campbell and Shiller (1988), Kothari and Shanken (1997) đã tìm thấy mối quan hệ giữa lợi tức vượt trội trên thị trường chứng khoán với các biến tài chính trong quá khứ, chẳng hạn như tỷ lệ cổ tức trên giá cổ phiếu (dividend-price ratio) và tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME). Các nghiên cứu sơ khai này thường đi tìm mối tương quan bằng một mô hình hồi quy tuyến tính đơn biến. Nói chung, những nghiên cứu này đã tìm thấy những bằng chứng bác bỏ giả thuyết không có khả năng dự đoán lợi tức.

Một số nghiên cứu khác tìm thấy mối quan hệ giữa lợi tức cổ phiếu và lãi suất trên thị trường. Lãi suất cũng thường được sử dụng để làm nhân tố dự báo. Fama và Schwert (1977), Keim và Stambaugh (1986), Campbell (1986), và Fama và French (1989) đều khẳng định rằng lợi tức trái phiếu công ty và tín phiếu kho bạc ngắn hạn và dài hạn có mối tương quan với lợi tức cổ phiếu sau đó. Gần đây, Lamont (1998), Baker và Wurgler (2000) đã đưa các biến dự báo mới vào nghiên cứu, chẳng hạn như hoạt động thanh toán và tài trợ của doanh nghiệp và nhiều nhân tố khác. Tóm

lại, sẽ tốt hơn nếu xem xét cả các biến số tài chính và kinh tế vĩ mô trong mô hình dự báo.

Tranh luận về khả năng dự báo của các mô hình.

Một nghiên cứu có ảnh hưởng của Goyal và Welch (2008) đã kiểm định khả năng dự báo bằng phương pháp dự báo ngoại mẫu (out-of-sample forecast) để trả lời câu hỏi liệu khả năng dự báo được xác định bởi nghiên cứu trước đó có đáng tin cậy hay không. Các tác giả đã xem xét toàn diện các bằng chứng thực nghiệm về dự báo lợi tức vượt trội, bằng cách kiểm tra khả năng của một tập hợp các biến dự báo đang được sử dụng phổ biến nhất để dự báo lợi nhuận thị trường, sử dụng một khoảng thời gian chung. Hơn nữa, trong khi hầu hết các tài liệu trước đây cân nhắc dùng phương pháp dự báo nội mẫu (in-sample forecast) hay ngoại mẫu (out-of-sample forecast), nghiên cứu này sử dụng cả hai. Kết quả cho thấy các mô hình trước đây có khả năng dự báo kém ở cả 2 phương pháp. Hầu hết các nhân tố dự báo không có ý nghĩa thống kê kể cả sử dụng sử dụng kiểm định dự báo nội mẫu. Dự báo ngoại mẫu trở thành trọng tâm của nghiên cứu. Dự báo ngoại mẫu (out-of-sample forecast) khác với hồi quy nội mẫu - sử dụng tất cả dữ liệu trong mẫu để đánh giá khả năng dự báo. Ngược lại, dự báo ngoại mẫu đứng ở góc độ một nhà đầu tư, chỉ có quyền truy cập vào dữ liệu quá khứ để đưa ra dự báo của mình tại một thời điểm. Do đó, tại thời điểm t , mô hình dự đoán nội mẫu $\mathbf{R}_{t+1} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}\mathbf{Z}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$ chỉ phù hợp với dữ liệu trong quá khứ ($t - 1$ đến $t - n$) và các giá trị ước lượng của hệ số $\boldsymbol{\beta}$ chỉ phù hợp để đưa ra dự báo cho kỳ tiếp theo.

Nghiên cứu này vấp phải nhiều tranh cãi khi bác bỏ khả năng dự báo của những nhân tố vốn được sử dụng nhiều trước nay. Campbell và Thompson (2008) lập luận rằng các nhân tố dự báo lợi tức mà có ý nghĩa thống kê trong các mô hình dự báo nội mẫu thường mang lại hiệu quả dự báo tốt hơn trong dự báo ngoại mẫu so với các dự báo đơn giản dựa trên lợi tức trung bình lịch sử. Trong khi đó kết quả dự báo lợi tức dựa trên lợi tức trung bình lịch sử lại là cơ sở để Goyal và Welch đánh giá mức độ chính xác của dự báo.

2.1.2. Khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu của mô hình định giá tài sản CAPM

Nhiều nghiên cứu kết luận rằng lợi tức cổ phiếu có thể được dự đoán bằng các thông tin công khai, chẳng hạn như dữ liệu chuỗi thời gian về các biến động tài chính và kinh tế vĩ mô, chu kỳ kinh tế, lợi suất thị trường. Kết luận này được áp dụng trên nhiều thị trường chứng khoán quốc tế cũng như trong các khoảng thời gian khác nhau. Các biến số được xác định là có ý nghĩa về mặt thống kê trong việc dự đoán lợi tức cổ phiếu bao gồm: lợi suất thị trường, tốc độ tăng trưởng tiền tệ, thay đổi trong sản xuất công nghiệp, tỷ lệ lạm phát, tỷ lệ giá cổ phiếu trên thu nhập (P/E) và tỷ lệ trả cổ tức.

Hiện nay, Các nước phát triển cũng như thị trường mới nổi đa số đã áp dụng mô hình CAPM để dự báo tỷ suất sinh lợi của chứng khoán và có những nghiên cứu khẳng định khả năng áp dụng của mô hình CAPM, chứng minh rằng nhân tố thị trường thực sự có ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi chứng khoán.

Ứng dụng mô hình CAPM tại Indonesia.

Nghiên cứu của Zainul Kisman, Shintabelle Restiyanita năm 2015 đã kiểm định tính hiệu quả của mô hình định giá tài sản vốn (CAPM) và Lý thuyết định giá kinh doanh chênh lệch (Arbitrage Pricing Theory – APT) trong việc dự báo lợi tức cổ phiếu ở thị trường chứng khoán Indonesia giai đoạn 2008 – 2010. Phương pháp nghiên cứu sử dụng trong nghiên cứu này không có nhiều mới mẻ ngoài việc chạy đồng thời 2 mô hình để so sánh mô hình nào dự báo hiệu quả hơn. Các tác giả chỉ nghiên cứu trên mẫu là các công ty niêm yết liên tục trong giai đoạn nghiên cứu, có báo cáo tài chính hàng quý và thuộc nhóm LQ45 (nhóm 45 cổ phiếu có vốn hóa thị trường cao nhất, giá trị giao dịch lớn nhất, niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Indonesia tối thiểu 3 tháng và có tình hình tài chính tốt, có khả năng tăng trưởng, tần suất và giá trị giao dịch cao).

Kết quả nghiên cứu cho thấy cả 2 mô hình đều có thể sử dụng để dự báo lợi tức cổ phiếu nhưng mô hình CAPM cho hiệu quả dự báo kém hơn. Nhân tố phần bù rủi ro thị trường được xem là nhân tố dự báo lợi tức của cổ phiếu (Zainul Kisman và Shintabelle Restiyanita, 2015). Nghiên cứu này củng cố khả năng dự báo của mô hình CAPM khi ứng dụng tại các nước đang phát triển như Indonesia và Việt Nam.

Khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu của mô hình định giá tài sản đến đâu?

Một nghiên cứu khác của Guofu Zhou năm 2010 đã nghiên cứu về mức độ phù hợp của các mô hình định giá tài sản trong dự báo lợi tức cổ phiếu thông qua việc tìm giới hạn tối đa của R^2 của các mô hình định giá tài sản. Nghiên cứu này cho ta thấy rằng, mô hình có thể sử dụng để dự báo lợi tức có thể có rất nhiều để chúng ta lựa chọn, nhưng để việc dự báo mang lại hiệu quả cao nhất, việc ta cần làm là tìm được mô hình phù hợp nhất với thị trường. Trọng tâm của nghiên cứu này có thể hiểu đơn giản là xác định mức độ phù hợp của mô hình thông qua R^2 .

Mô hình dự báo tổng quát như sau: $\mathbf{R}_{t+1} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}\mathbf{Z}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$;

Trong đó: \mathbf{R}_{t+1} là lợi tức vượt trội dự báo thời điểm $t + 1$ của danh mục tài sản có rủi ro và \mathbf{Z}_t là nhân tố dự báo trong mô hình với thông tin có sẵn tại thời điểm t .

Những nhân tố dự báo chẳng hạn như tỷ lệ chia cổ tức có thể được sử dụng để dự đoán phần bù rủi ro vốn cổ phần. Có nhiều nghiên cứu về khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu. Ví dụ, Fama và Schwert (1977) và Campbell (1987) là những nghiên cứu ban đầu sử dụng các biến số kinh tế khác nhau để dự báo. Sau đó, Ferson và Harvey (1991), và Ang và Bekaert (2007) và những nhà nghiên cứu khác đã tìm thấy các nhân tố dự báo khác nhau với khả năng dự báo khác nhau như tỷ lệ cổ tức/giá cổ phiếu (dividend-price ratio), tỷ lệ thu nhập/giá cổ phiếu (earnings-price ratio), tỷ lệ giá trị sổ sách/ giá trị thị trường của cổ phiếu (book to market ratio), lãi suất tín phiếu kho bạc (T-bill rate), phần bù rủi ro thị trường (default yield spread), phần bù rủi ro kỳ hạn (term spread), phát hành vốn chủ sở hữu ròng (net equity issuance), lạm phát (inflation), lợi suất dài hạn (long-term return) hoặc biến động giá cổ phiếu (stock variance). Theo tác giả tổng hợp, 10 nhân tố dự báo trên là những nhân tố thường được sử dụng để dự báo lợi tức cổ phiếu.

Để đánh giá khả năng dự báo tối đa của các mô hình đến đâu, tác giả cải tiến công thức của Ross (2005): $\mathbf{R}^2 \leq (\mathbf{1} + \mathbf{R}_f)^2 \times \mathbf{Var}(\mathbf{m})$ dùng để tính giới hạn tối đa của R^2 , trong đó \mathbf{m} là nhân tố dự báo trong mô hình. Việc diễn giải và chứng minh các công thức sẽ không được người viết trình cụ thể trong phạm vi luận văn này.

Với việc áp dụng và cải tiến công thức, đồng thời kiểm định 10 mô hình định giá tài sản, tác giả kết luận rằng các mô hình định giá tài sản không có khả năng dự báo lợi tức dựa trên giới hạn R^2 của tác giả (Guofu Zhou, 2010).

Nguyên nhân được tác giả chỉ ra là do các mô hình này chỉ có 1 biến. Việc bổ sung thêm các nhân tố vào mô hình có thể cải thiện khả năng dự báo của mô hình.

2.1.3. Vận dụng và cải tiến mô hình ba nhân tố Fama – French

Fama – French ba nhân tố và CAPM: mô hình nào dự báo tốt hơn.

Các mô hình định giá tài sản đơn biến bộc lộ nhiều hạn chế khi khả năng giải thích của mô hình đơn biến đa phần đều không cao. Vì vậy mô hình với 3 biến giải thích theo lý thuyết sẽ hiệu quả hơn. Nhưng hiệu quả thực tế đến mức nào, người viết sẽ tổng hợp thông qua các nghiên cứu dưới đây.

Nghiên cứu của tác giả Adam Karp và Gary van Vuuren kiểm định tính phù hợp và của mô hình CAPM và mô hình ba nhân tố Fama – French bằng cách dự đoán sự thay đổi trong lợi tức vượt trội của danh mục cổ phiếu trên Sở giao dịch chứng khoán Johannesburg, Nam Phi. Danh mục cổ phiếu được xây dựng dựa trên phương pháp của Fama – French (1993), sử dụng quy trình phân loại hàng năm dựa trên các chỉ số quy mô và tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá trị thị trường tương ứng. Giai đoạn mẫu kéo dài 6 năm từ năm 2010 đến 2015, và bao gồm 46 công ty được niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Johannesburg. Kết quả chỉ ra rằng cả hai mô hình đều hoạt động tương đối kém hiệu quả do thước đo cho các biến thị trường không đầy đủ, các hạn chế về tính thanh khoản của thị trường, các yếu tố rủi ro chưa được xét đến và đặc điểm hay biến động của một thị trường mới nổi. R^2 điều chỉnh của mô hình Fama – French 3 nhân tố giao động từ 11,32% đến 50%, tốt hơn mô hình CAPM với R^2 điều chỉnh chỉ từ 3,14% đến 6,25% trong tất cả các danh mục. Kết quả nghiên cứu còn chỉ ra nhân tố giá trị giải thích sự biến động của lợi tức vượt trội đáng kể hơn so với nhân tố quy mô và tác động thể hiện rõ ràng hơn trong các danh mục BE/ME tương đối cao (Adam Karp và Gary van Vuuren, 2017).

Nghiên cứu này tồn tại một số hạn chế, có thể là kinh nghiệm đối với các nghiên cứu tại thị trường Việt Nam. Thông thường, một trong những hạn chế nổi bật nhất liên quan đến hồi quy chuỗi thời gian là chất lượng của mẫu dữ liệu.

Khoảng thời gian nghiên cứu quá ngắn để nắm bắt đầy đủ các mối quan hệ giữa các biến. Các biến giải thích chỉ được thu thập trong khoảng thời gian sáu năm (từ 2010 đến 2015), trong khi Fama và French (1993) sử dụng số liệu dài hàng chục năm. Việc sử dụng lợi suất tháng giống cách làm của Fama – French khiến cho không thể khắc phục được vấn đề hạn chế số lượng quan sát của dữ liệu. Một giải pháp khả thi là bao gồm một mẫu kéo dài thời gian dài hơn, cũng như bao gồm nhiều công ty hơn, hoặc dùng các biện pháp xử lý số liệu giúp nâng cao số lượng quan sát. Tác giả cho rằng mô hình chưa hiệu quả do biến giải thích chưa đủ, chưa thể hiện hết được các đặc điểm rủi ro của chứng khoán trên thị trường Nam Phi. Một vấn đề quan trọng được xác định trong bối cảnh của Nam Phi là thanh khoản. Do đó, yếu tố thanh khoản có thể là một nhân tố cho mô hình hồi quy hoặc mở rộng mô hình thành mô hình bốn nhân tố Carhart hoặc mô hình năm nhân tố Fama – French có thể hữu ích.

Cải tiến mô hình ba nhân tố.

Nghiên cứu của James Foye, Dusan Mramor và Marko Pahor (2013) sử dụng mô hình đa nhân tố để giải thích lợi nhuận thị trường chứng khoán ở các nước Đông Âu gia nhập Liên minh Châu Âu (EU) vào năm 2004. Giống như nhiều nghiên cứu khác, các tác giả nhận thấy rằng nhân tố quy mô trong mô hình Fama French ba nhân tố hoạt động kém khi áp dụng cho tập dữ liệu các thị trường mới nổi. Các tác giả đề xuất một điều chỉnh đối với mô hình ba nhân tố cơ bản bằng cách thay thế nhân tố quy mô bằng nhân tố quản trị lợi nhuận – thước đo cho chất lượng lợi nhuận. Kết quả nghiên cứu này cho thấy rằng mô hình ba nhân tố mới của các tác giả có thể giải thích lợi nhuận ở các quốc gia Đông Âu tốt hơn đáng kể so với mô hình ba nhân tố của Fama French (1993), do đó đưa ra một mô hình thay thế để sử dụng ở các thị trường mà các nghiên cứu trước đó cho thấy rất ít tương quan giữa nhân tố giá trị và lợi tức cổ phiếu (James Foye, Dusan Mramor và Marko Pahor, 2013).

Nghiên cứu này vận dụng mô hình Fama French ba nhân tố (1993) cho thị trường chứng khoán của các quốc gia Đông Âu và phát triển các cơ sở lý thuyết trước đó bằng cách đưa ra mô hình ba yếu tố tương ứng, sử dụng tỷ lệ thu nhập ròng

trên dòng tiền từ hoạt động kinh doanh (NI/CFO) như một thước đo chất lượng lợi nhuận. Nhiều nghiên cứu liên quan đến chất lượng thu nhập và kế toán dồn tích với các tác giả như Healy (1985), DeAngelo (1986), Jones (1991) và Dechow và cộng sự (1995) đều kết luận rằng kế toán dồn tích dễ bị thao túng thu nhập hơn dòng tiền từ hoạt động, trong khi Khanchel El Mehdi (2011) tìm thấy bằng chứng về việc định giá sai ở các thị trường mới nổi là Trung Quốc và Tunisia, cho rằng NI/CFO có thể được sử dụng như một thước đo cho chất lượng thu nhập.

Phương pháp nghiên cứu của tác giả như sau: Thực hiện các bước phân chia danh mục và tính toán các nhân tố quy mô (SMB), nhân tố giá trị (HML), nhân tố thị trường (RMRF) tương tự cách phân loại của Fama French (1993). Đặc biệt trong nghiên cứu này, do tính chất của bộ dữ liệu, lợi suất được dùng để tính toán là lợi suất tuần thay cho lợi suất tháng.

Các tác giả tạo thêm các danh mục dựa trên tỷ lệ NI/CFO để kiểm tra xem nhân tố quản trị lợi nhuận kế toán này có khả năng giải thích về lợi tức cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán của các quốc gia Đông Âu hay không. Lợi nhuận ròng (NI) và dòng tiền từ hoạt động kinh doanh (CFO) được lấy của năm liên trước để làm cơ sở phân nhóm cổ phiếu cho năm nghiên cứu. Các cổ phiếu được phân thành 2 nhóm, 50% vào nhóm có tỷ lệ NI/CFO lớn (Large - L) – nhóm có chất lượng lợi nhuận không tốt, 50% còn lại vào nhóm có tỷ lệ NI/CFO nhỏ (Small - S) – nhóm có chất lượng lợi nhuận tốt. Biến số LMS (Large minus Small) được tính bằng chênh lệch lợi suất trung bình tuần của nhóm cổ phiếu có NI/CFO lớn và nhóm cổ phiếu có NI/CFO nhỏ.

Tiến hành hồi quy, trong đó có 2 mô hình ba nhân tố như sau:

$$E(R_p) = R_F + \beta_1[R_M(t) - R_F(t)] + \beta_2SMB(t) + \beta_3HML(t) + \varepsilon(t)$$

và

$$E(R_p) = R_F + \beta_1[R_M(t) - R_F(t)] + \beta_2LMS(t) + \beta_3HML(t) + \varepsilon(t)$$

Dữ liệu trong mô hình được thu thập từ năm 2005 đến năm 2012. Các cổ phiếu được chọn tham gia mô hình phải có giá lịch sử ít nhất 24 tháng trước năm t , có đủ dữ liệu BE, CFO, NI và ME thời điểm cuối năm $t - 1$.

Phân tích hệ số R^2 trung bình của 2 mô hình hồi quy trên, các tác giả so sánh và kết luận rằng nhân tố quản trị lợi nhuận kế toán dựa trên NI/CFO giải thích lợi tức cổ phiếu tốt hơn nhân tố quy mô dựa trên giá trị vốn hóa ME. R^2 trung bình của mô hình sử dụng nhân tố SMB bằng 0.17, trong khi đó R^2 trung bình của mô hình thay thế bằng nhân tố NI/CFO bằng 0.25. Các tác giả cho rằng NI/CFO có thể đại diện cho một nhân tố rủi ro.

Qua nghiên cứu này, chúng ta có gợi ý về việc bổ sung, thay thế biến giải thích khi áp dụng tại thị trường chứng khoán Việt Nam.

2.1.4. Vận dụng mô hình bốn nhân tố Carhart

Hiệu quả của mô hình tại thị trường chứng khoán Hồng Kông.

Hồng Kông là một trung tâm tài chính quốc tế nổi tiếng với hệ thống tài chính được thiết lập bài bản và hoạt động tốt, đồng thời có sự hiện diện mạnh mẽ của các tổ chức tài chính lớn trên thế giới. Thị trường chứng khoán Hồng Kông là thị trường lớn thứ hai ở châu Á sau Nhật Bản và Thị trường chứng khoán lớn thứ 10 thế giới vào cuối năm 2001 với tổng vốn hóa là 3.946,3 tỷ đô la Hồng Kông và được Tổ chức Tài chính Quốc tế (IFC) xếp vào nhóm thị trường phát triển. Thị trường chứng khoán Hồng Kông ngày càng trở nên quan trọng với tư cách là thị trường huy động vốn chính cho cả các doanh nghiệp Hồng Kông và các doanh nghiệp của Trung Quốc đại lục. Do đó, việc định giá cổ phiếu cho thị trường Hồng Kông, hay nói cách khác là việc dự đoán những biến động trong giá cổ phiếu trở thành một vấn đề thú vị và được quan tâm đối với cả các nhà đầu tư.

Bài nghiên cứu của Lam, Keith SK, Frank K. Li và Simon MS So (2009) xem xét việc áp dụng mô hình bốn nhân tố Carhart trên thị trường chứng khoán Hồng Kông từ tháng 7 năm 1981 đến tháng 6 năm 2001. Mô hình bốn nhân tố được xây dựng bằng cách thêm nhân tố xu hướng vào mô hình ba nhân tố của Fama - French. Đây là nghiên cứu đầu tiên cung cấp bằng chứng về khả năng dự báo ngoài mẫu (out-of-sample forecast) của mô hình bốn nhân tố trên thị trường chứng khoán Hồng Kông. Đóng góp khác của nghiên cứu này là kiểm định xem liệu các nhân tố rủi ro khác bên cạnh hệ số beta thị trường có vai trò trong việc giải thích sự thay đổi của lợi tức cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Hồng Kông.

Tất cả dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu của tác giả được thu thập từ Cơ sở dữ liệu về Thị trường vốn lưu vực Thái Bình Dương (Pacific-Basin Capital Markets Databases – PACAP) do Đại học Rhode Island cung cấp. Bộ dữ liệu bao gồm 689 công ty được niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Hồng Kông từ tháng 7 năm 1981 đến tháng 6 năm 2001. Nếu bất kỳ cổ phiếu nào không có giao dịch trong hơn ba tháng liên tục từ tháng 7 của năm $t - 1$ đến tháng 6 của năm t thì dữ liệu trong 12 tháng này của cổ phiếu đó sẽ bị loại bỏ. Tiêu chí lựa chọn này là để loại trừ các cổ phiếu ít giao dịch vì chúng có khả năng có các đặc điểm rất khác nhau, có thể là kém thanh khoản. Lợi suất thị trường bình quân của cổ tức tiền mặt được tái đầu tư được sử dụng để làm đại diện cho chỉ số thị trường. Lãi suất phi rủi ro được sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm hai phần: lãi suất cơ bản 1 tháng của Hồng Kông từ tháng 1 năm 1981 đến tháng 6 năm 1988 và lãi suất ưu đãi liên ngân hàng Hồng Kông 1 tháng từ tháng 7 năm 1988 đến tháng 12 năm 2001.

Quy mô doanh nghiệp (ME) được đo lường bằng vốn hóa thị trường. Nó được định nghĩa là tích số của giá cổ phiếu và số lượng cổ phiếu đang lưu hành vào cuối tháng 6 năm t . Tỷ lệ Giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) được tính bằng tỷ số giữa vốn chủ sở hữu trên sổ sách của một công ty (BE) vào cuối năm tài chính trong năm dương lịch $t - 1$ và giá trị vốn hóa thị trường (ME) vào cuối tháng 12 của năm $t - 1$.

Việc phân bổ danh mục cổ phiếu và tính toán các biến giải thích được thực hiện tương tự cách làm của Fama – French.

Việc kiểm tra mức độ ảnh hưởng của phần dư (residual) có thể cung cấp thêm bằng chứng về tính hiệu quả của mô hình. Trong nghiên cứu này, các tác giả thêm độ lệch chuẩn của phần dư vào mô hình bốn nhân tố và kiểm tra mức độ ý nghĩa của nó. Trường hợp mô hình bốn nhân tố vẫn hoạt động tốt, có thể tin rằng phần dư sẽ không ảnh hưởng đến khả năng dự báo lợi tức. Bên cạnh đó, để đảm bảo độ chắc chắn của mô hình, hiệu ứng thời kỳ dựa trên điều kiện thị trường lên và xuống cũng được kiểm tra.

Kết quả của nghiên cứu phù hợp với kết luận của Carhart (1997). Ông lập luận rằng mô hình bốn nhân tố có thể được coi là một mô hình nâng cao hiệu quả, trong

đó hệ số của cá nhân tố thị trường, nhân tố giá trị, nhân tố quy mô, nhân tố xu hướng đo lường sức mạnh tương đối của việc nắm bắt sự biến động của lợi tức vượt trội. Trong nghiên cứu, mô hình bốn yếu tố được phát hiện có sức mạnh đáng kể trong việc giải thích sự biến động của lợi tức. Bằng chứng về các hệ số có ý nghĩa đối với bốn nhân tố và về các hệ số chặn không đáng kể, do đó có thể áp dụng mô hình bốn yếu tố vào thị trường chứng khoán Hồng Kông (Lam, Keith SK, Frank K. Li và Simon MS So, 2009). Các giá trị của R^2 điều chỉnh của mô hình khá cao, cùng với việc chứng minh được tác động của phần dư không đáng kể đã củng cố tính hiệu quả của mô hình đa nhân tố trong dự báo lợi tức cổ phiếu tại Hồng Kông. Kết quả của nghiên cứu còn chỉ ra rằng tình hình thị trường lên hay xuống không ảnh hưởng nhiều đến sức mạnh giải thích của mô hình bốn yếu tố, nhưng có một chút ảnh hưởng đến nhân tố xu hướng. Nhìn chung, mô hình bốn yếu tố hoạt động tốt trên thị trường chứng khoán Hồng Kông

Nhân tố xu hướng không có ý nghĩa thống kê tại một số thị trường.

Một nghiên cứu của Ehtesham Fazal, Muhammad Shafiq được công bố năm 2019 kiểm định mô hình đa nhân tố tại thị trường Pakistan. Nghiên cứu này góp phần mở rộng lý thuyết về hai mô hình đa nhân tố được nghiên cứu rộng rãi để giải thích biến động lợi tức cổ phiếu, đó là mô hình ba nhân tố Fama & French (1993) và mô hình bốn nhân tố Carhart (1997) tại Sở giao dịch chứng khoán Pakistan (PSX). Mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm tra tính phù hợp của mô hình 3 nhân tố Fama - French và mô hình bốn nhân tố Carhart trong giai đoạn từ tháng 7 năm 2012 đến tháng 6 năm 2018 đối với mẫu 98 công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Pakistan. Phương pháp tương tự của Fama & French (1993) được sử dụng để hình thành danh mục đầu tư và 6 danh mục đầu tư được hình thành và lợi tức vượt trội của danh mục được sử dụng làm biến phụ thuộc. Kết quả hồi quy của mô hình ba nhân tố Fama - French cho thấy tính phù của nó trong việc giải thích sự biến động lợi nhuận của cổ phiếu cùng với các hệ số chặn không đáng kể. Kết quả hồi quy mô hình bốn nhân tố Carhart cũng tương tự như kết quả của mô hình 3 nhân tố Fama - French và không cho thấy sự gia tăng đáng kể sức mạnh giải thích của mô hình bằng cách thêm nhân tố xu hướng (Ehtesham Fazal, Muhammad Shafiq,

2019). Do đó, từ các kết quả được trình bày trong nghiên cứu, có thể kết luận rằng tác động của hai nhân tố quy mô và nhân tố giá trị đều tồn tại trong thị trường chứng khoán Pakistan, có thể dùng để dự báo lợi tức cho thị trường Pakistan. Tuy nhiên nhân tố xu hướng không tác động đến lợi tức của cổ phiếu tại thị trường này. Như vậy, nhân tố xu hướng tuy tồn tại ở nhiều thị trường khác nhau không phải ở mọi thị trường. Trong từng giai đoạn khác nhau, độ nhạy của lợi tức đối với các nhân tố cũng sẽ có sự thay đổi theo thời gian. Chính vì vậy, việc kiểm định sự phù hợp của các nhân tố có phù hợp với thị trường mà mình tham gia hay không là việc làm cần thiết trước khi quyết định sử dụng các mô hình để dự báo lợi tức tại thị trường đó.

Tại một thị trường khác là thị trường Ai Cập, nhà nghiên cứu Mohamed A. Shaker, Marwan M. Abdeldayem (2018) đã xem xét khả năng dự báo lợi tức của cổ phiếu của các mô hình đa nhân tố. Tuy nghiên cứu này có nhiều hạn chế về mặt dữ liệu cũng như sự thiếu ổn định của thị trường nhưng vẫn mang đến những kết quả đáng quan tâm. Phương pháp nghiên cứu tương tự như các nghiên cứu khác, cơ bản vẫn tuân theo cách làm của những nghiên cứu gốc. Kết quả của nghiên cứu khá bất ngờ khi các mô hình hầu hết có R^2 tương đối thấp. Đối với mô hình ba nhân tố Fama-French, nhân tố thị trường có tác động một cách có ý nghĩa thống kê đối với cả sáu biến phụ thuộc; SMB và HML chỉ có ý nghĩa thống kê ở 2 danh mục BL và SL. Hệ số “s” dương đối với các danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ nhất và âm đối với hai trong số ba danh mục cổ phiếu quy mô lớn nhất, xác nhận sự tồn tại của hiệu ứng quy mô. R^2 trung bình của mô hình ba nhân tố đạt 57,15%, cải thiện đáng kể so với mô hình CAPM với R^2 chỉ đạt 30%. Đối với mô hình bốn nhân tố Carhart, R^2 cao hơn mô hình ba nhân tố không đáng kể, đạt 57,73%. Nhân tố xu hướng không có ý nghĩa thống kê tại tất cả các danh mục, do đó việc bổ sung nhân tố xu hướng là không cần thiết. Tóm lại thì tác giả kết luận mô hình ba nhân tố chứng minh được khả năng dự báo lợi tức tốt hơn hẳn mô hình CAPM và mô hình 4 nhân tố không đáng cân nhắc khi lựa chọn mô hình để dự báo cổ tức do tác động của nhân tố xu hướng quá yếu (Mohamed A. Shaker, Marwan M. Abdeldayem, 2018).

Hiệu ứng mùa vụ và điều kiện thị trường tác động đến tính phù hợp của các nhân tố và mô hình.

Hiệu ứng tháng Giêng là hiện tượng giá cổ phiếu, đặc biệt là các cổ phiếu vốn hóa nhỏ, thể hiện xu hướng tăng lên trong vài ngày giao dịch cuối cùng trong tháng 12 và sau đó tiếp tục tăng trong tuần đầu tiên của tháng 1. Một số giả thuyết đã được đưa ra để giải thích tại sao Hiệu ứng tháng Giêng xảy ra. Một trong số đó cho rằng, các nhà quản lý quỹ đôi khi mở vị thế mua vào cuối tháng 12 để mua những cổ phiếu đã tăng đáng kể trong năm. Danh mục đầu tư của bất kỳ quỹ nào đều được liệt kê trong báo cáo cuối năm cho các cổ đông và rõ ràng là danh mục sẽ trông có vẻ tốt hơn, khi có thêm một vài cổ phiếu tăng giá. Lực cầu từ những nhà đầu tư tổ chức có thể sẽ khiến cổ phiếu đó tăng giá. Hơn nữa, khi thời điểm cuối năm đến gần, nhiều nhà đầu tư muốn xóa bỏ các cổ phiếu có hiệu suất kém ra khỏi danh mục để có được một sự khởi đầu mới cho năm mới. Tuy nhiên, giao dịch cuối năm chủ yếu bị ảnh hưởng nhiều bởi những cân nhắc về thuế, nhiều người sẽ bán những cổ phiếu lỗ của họ để ghi nhận lỗ để có thể làm giảm lợi nhuận thực tế thu được. Ngay khi năm mới bắt đầu, số tiền thu được từ hoạt động bán những cổ phiếu trên thường được tái đầu tư trở lại thị trường, qua đó đẩy giá cổ phiếu cao hơn. Một lời giải thích nữa được xuất phát từ tâm lý nhà đầu tư. Đối với nhiều người, đầu tháng Giêng đơn giản là một thời gian phổ biến để đầu tư với mong muốn kiếm được lợi nhuận trong năm mới từ những khoản tiền thưởng cuối năm. Dù vì lý do gì đi chăng nữa, giá cổ phiếu thường có xu hướng cao hơn vào đầu tháng Giêng. Nhiều nghiên cứu đã khẳng định sự tồn tại của hiệu ứng tháng Giêng. Dữ liệu lịch sử giai đoạn 1904 - 1974 chỉ ra rằng, lợi tức trung bình trong tháng Giêng lớn hơn gấp 5 lần so với các tháng dương lịch khác trong năm, đặc biệt là tại các cổ phiếu có vốn hóa nhỏ. Một nghiên cứu khác phát hiện ra rằng, giai đoạn 1979 - 2002, nhóm cổ phiếu nhỏ (small caps) có lợi tức vượt trội so với cổ phiếu lớn (large caps) khoảng 0,82% trong tháng Giêng, nhưng chúng lại tụt lại trong phần còn lại của năm.

Chứng kiến sự tồn tại của hiện tượng Hiệu ứng tháng giêng tại Canada, các nhà nghiên cứu Jean-François L'Her, Tarek Masmoudi, Jean-Marc Suret đã xem xét sự phù hợp của các nhân tố và các mô hình một cách riêng biệt trong giai đoạn

tháng 1 và các tháng còn lại của năm. Nghiên cứu cũng xem xét riêng biệt trong giai đoạn thị trường suy thoái và giai đoạn thị trường phát triển. Nghiên cứu kiểm định mô hình ba nhân tố Fama-French được tăng cường thêm nhân tố xu hướng trên thị trường chứng khoán Canada. Các tác giả sử dụng phương pháp của Fama-French để xây dựng các nhân tố rủi ro. Dữ liệu thống kê của tác giả cho thấy tác động của nhân tố quy mô lớn hơn đáng kể trong tháng Giêng so với các tháng khác, trong khi nhân tố xu hướng luôn có ý nghĩa thống kê ngoại trừ vào tháng Giêng. Nhân tố giá trị có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê mạnh khi thị trường đi xuống và có giá trị âm, ít có ý nghĩa thống kê khi thị trường đi lên (Jean-François L'Her, Tarek Masmoudi, Jean-Marc Suret, 2004).

Qua nghiên cứu này, ta thấy cần thiết phải đánh giá mô hình trong từng thời kỳ, giai đoạn khác nhau do thị trường sẽ vận hành không giống nhau tại mọi thời điểm và điều kiện thị trường. Như kinh nghiệm tại thị trường Canada, nhân tố giá trị biểu hiện mạnh mẽ trong tháng Giêng, nhân tố giá trị thì chỉ rõ ràng trong giai đoạn thị trường suy thoái, và cuối cùng nhân tố xu hướng lại không có khả năng tác động đến lợi tức cổ phiếu trong tháng giêng và chỉ hiệu quả vào những tháng khác của năm.

Tăng tính thuyết phục cho mô hình dự báo.

Một nghiên cứu được công bố năm 2014 của Anna Czapkiewicz và Tomasz Wójtcowicz về việc vận dụng mô hình Fama – French ba nhân tố và mô hình Carhart bốn nhân tố tại thị trường chứng khoán Ba Lan trong giai đoạn từ 04/2003 đến 12/2012. Điểm nổi bật của nghiên cứu này là việc tác giả thực hiện kiểm định GRS của Gibbons, Ross và Shanken (1989) để xác định mức độ phù hợp của mô hình.

Mô hình đa nhân tố để dự báo lợi tức được xem là thích hợp trên một thị trường nhất định khi các hệ số hồi quy của mô hình nắm bắt chính xác sự biến thiên của các biến giải thích khi các điểm chặn α_i đồng thời bằng 0 đối với tất cả danh mục i . Do đó, để xác minh giả thuyết rằng các yếu tố tạo ra danh mục đầu tư hiệu quả, ta kiểm định giả thuyết **H0: $\alpha_i = 0$** .

Thống kê GRS dùng để kiểm định giả thuyết các hệ số chặn của một tập các danh mục đồng thời bằng không, nếu mọi hệ số chặn của một tập các tài sản đều

bằng không thì thống kê GRS bằng không. Thống kê GRS càng nhỏ mô hình càng có ý nghĩa. Việc tính toán GRS được thực hiện dễ dàng bằng các phần thống kê.

Phương pháp xử lý dữ liệu và phân chia danh mục: Đối với nhân tố quy mô, tác giả sử dụng $\log(\text{ME})$ thay vì ME để phân chia 2 nhóm cổ phiếu lớn và nhỏ. Việc phân chia cổ phiếu theo nhân tố giá trị và nhân tố xu hướng giống như hầu hết các nghiên cứu khác theo tỷ lệ 30% - 40% - 30%. Việc tạo biến giải thích được các tác giả thực hiện theo 2 cách: (i) là chênh lệch lợi suất trung bình của các cổ phiếu trong danh mục và (ii) chênh lệch lợi suất bình quân qua quyền của danh mục các cổ phiếu. Với 2 cách tính lợi suất chênh lệch như trên, ta có được 2 bộ dữ liệu các biến giải thích. Các biến độc lập được tạo ra bằng cách tạo 16 danh mục từ 4 nhóm cổ phiếu phân theo quy mô và 4 nhóm cổ phiếu phân theo giá trị.

Phương pháp hồi quy: sử dụng phương pháp ước lượng tổng quát (Generalized Method of Moments – GMM).

Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình bốn nhân tố phù hợp hơn và có khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu tốt hơn mô hình ba nhân tố (Anna Czapkiewicz và Tomasz Wójtowicz, 2014). Việc sử dụng thêm kiểm định GRS giúp nghiên cứu có được kết quả thuyết phục hơn. Nghiên cứu đã sử dụng cả 2 bộ dữ liệu biến giải thích để chạy mô hình nhưng kết quả của bộ dữ liệu sử dụng chênh lệch lợi suất bình quân gia quyền của các danh mục cổ phiếu cho kết quả kém hơn so bộ dữ liệu sử dụng trung bình cộng lợi suất các cổ phiếu trong các danh mục. Tác giả chưa đưa ra được giải thích thuyết phục cho việc thiết lập biến giải thích SMB, HML, WML dựa trên trung bình cộng lợi suất cổ phiếu thay vì lợi suất danh mục.

2.1.5. Kiểm định chất lượng dự báo lợi tức của các mô hình

Bài nghiên cứu có tên “Dự báo rủi ro – lợi tức bằng beta của mô hình Fama – French ba nhân tố” được đăng trên Tạp chí quốc tế Về Kinh tế và Tài chính – Số 5, phát hành năm 2013. Trong bài báo này, các tác giả kiểm tra khả năng của mô hình ba nhân tố trong việc dự đoán lợi tức một kết hợp với kiểm nghiệm sự chính xác của kết quả dự đoán. Nghiên cứu phân tích khả năng dự đoán lợi tức của mô hình ba nhân tố và nhận thấy rằng việc kết hợp biến nhân tố thị trường và biến nhân tố giá trị trong mô hình làm sai lệch các dự đoán và thấy rằng một mô hình bao gồm nhân

tổ thị trường và nhân tố quy mô dường như dự đoán hiệu quả hơn là mô hình ba yếu tố hoặc CAPM.

Phương pháp nghiên cứu:

Bước 1: Thu thập dữ liệu về giá cổ phiếu, lợi suất danh mục thị trường, lợi suất tài sản phi rủi ro từ cơ sở dữ liệu của thị trường chứng khoán Mỹ, thu thập các biến nhân tố quy mô SMB, nhân tố giá trị HML từ website của Kenneth French trong giai đoạn từ năm 1927 đến năm 2009 (83 năm). Tác giả phân 83 năm thành thành 80 kỳ quan sát, mỗi kỳ gồm 4 năm và cách nhau 1 năm (kỳ 1 từ năm đầu 1927 đến hết năm 1930, kỳ 2 từ đầu năm 1928 đến hết năm 1931,..., kỳ 80 từ đầu năm 2005 đến hết năm 2009). Trong mỗi kỳ, 3 năm đầu được dùng để ước lượng các mô hình đa nhân tố, đưa ra dự báo về lợi tức kỳ vọng. Năm thứ 4 sẽ là năm nắm giữ cổ phiếu và lợi tức thực tế nhận được trong năm nắm giữ sẽ được tính toán để so sánh với lợi tức kỳ vọng.

Bước 2: Ước lượng các hệ số hồi quy cho từng cổ phiếu trong mỗi kỳ. Tiếp đến, tác giả tính toán lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu trong mỗi kỳ nghiên cứu theo công thức:

$$E(R_{it}) = \beta_1(\overline{RMRF}) + \beta_2(\overline{SMB}) + \beta_3(\overline{HML})$$

Trong đó:

- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ là hệ số hồi quy;
- $\overline{RMRF}, \overline{SMB}, \overline{HML}$ là giá trị trung bình của các nhân tố trong 3 năm đầu của kỳ nghiên cứu.

Sau khi đã có lợi tức kỳ vọng của từng cổ phiếu, tiến hành phân chia các cổ phiếu thành 10 nhóm với mỗi nhóm số lượng cổ phiếu bằng nhau và theo thứ tự lợi tức kỳ vọng giảm dần.

Tiến hành tính lợi tức đạt được thực tế (realized return) trong năm nắm giữ thứ 4 của kỳ nghiên cứu, chuyển đổi về lợi tức theo tháng để so sánh với lợi tức dự báo. Thực hiện lần lượt, tác giả có được 80 quan sát lợi tức kỳ vọng và lợi tức thực tế của 10 danh mục.

Tác giả sử dụng xếp hạng Spearman và hệ số tương quan giữa lợi tức thực tế so với lợi tức kỳ vọng để đánh giá khả năng dự báo chính xác của mô hình. Theo

xếp hạng Spearman, danh mục có lợi tức kỳ vọng vào nhất sẽ nhận hạng 1, và lần lượt cho đến danh mục cuối với lợi tức kỳ vọng thấp nhất nhận hạng 10. Tác giả thực nghiệm tương tự với mô hình CAPM (phân nhóm theo β_{it} thay vì $E(R_{it})$), mô hình với 1 nhân tố SMB hoặc HML, mô hình 2 nhân tố SMB và HML, RMRF và SMB. Kết quả cho thấy tương quan giữa lợi tức thực tế và lợi tức kỳ vọng như bảng bên dưới đây và có thể kết luận rằng các mô hình đa nhân tố có khả năng dự báo tương đối chính xác xu hướng và lợi tức kỳ vọng của cổ phiếu (Pettengill, Glenn, George Chang và James Hueng, 2013).

Mô hình	CAPM	RMRF, SMB và HML	SMB	HML	SMB và HML	RMRF và SMB
Hệ số tương quan Spearman (ρ)	0,8667	0,8303	0,9273	0,9152	0,8182	0,8910
P - value	0,0007	0,0022	<0,00005	0,0001	0,0031	0,0002

So với các nghiên cứu về dự báo lợi tức khác, nghiên cứu này vừa sử dụng mô hình đa nhân tố để đưa ra dự báo lợi tức, vừa kiểm định tính chính xác của dự báo thông qua phương pháp đơn giản, tuy nhiên việc xử lý khối lượng dữ liệu lớn và tính toán β cho từng cổ phiếu đòi hỏi người nghiên cứu phải bỏ ra nhiều thời gian và công sức.

2.2. Kiểm định các mô hình đa nhân tố tại thị trường chứng khoán Việt Nam

2.2.1. Đặc điểm thị trường chứng khoán Việt Nam

Thị trường chứng khoán Việt Nam được ra đời từ việc thành lập Ủy ban Chứng khoán Nhà nước vào ngày 28/11/1996, theo Nghị định số 75/1996/NĐ-CP của Chính phủ. Và chỉ 2 năm sau đó, ngày 11/7/1998, thị trường chứng khoán Việt Nam chính thức được khai sinh theo Nghị định số 48/CP của Chính phủ. Đồng thời, Chính Phủ cũng ký quyết định thành lập Trung tâm Giao dịch Chứng khoán, đặt cơ sở tại Hà Nội và thành phố Hồ Chí Minh.

Trung tâm Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh được thành lập theo Quyết định số 127/1998/QĐ – TTg của Thủ tướng Chính phủ. Trung tâm này hoạt động kể từ ngày 20/7/2000 và thực hiện phiên giao dịch đầu tiên vào ngày 28/7/2000 với 2 loại cổ phiếu là REE và SAM. Trưởng thành cùng với thị trường, Trung tâm Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh đã được chuyển đổi thành Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) để phù hợp với xu hướng hội nhập. Tính đến cuối tháng 3 năm 2021, có 403 loại cổ phiếu, 3 chứng chỉ quỹ, 32 trái phiếu, 7 Quỹ hoán đổi danh mục (Exchange Traded Fund - ETF) và 121 chứng quyền có đảm bảo được niêm yết trên sàn HOSE.

Ngày 8/3/2005 Trung tâm Giao dịch chứng khoán Hà Nội cũng chính thức ra mắt, trở thành trung tâm niêm yết của các doanh nghiệp vừa và nhỏ. Ngày 2/1/2009, Thủ tướng Chính phủ đã ra quyết định số 01/2009/QĐ – TTg chuyển đổi Trung tâm Giao dịch Chứng khoán Hà Nội thành Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX). Không giống với HOSE vốn được xem là nơi niêm yết và giao dịch chứng khoán của các công ty lớn, HNX là “sân chơi” cho các doanh nghiệp vừa và nhỏ với vốn điều lệ từ 5 đến 30 tỷ đồng.

Ngoài ra, bên cạnh 2 thị trường chứng khoán tập trung kể trên, Việt Nam còn có 2 thị trường nữa là UPCOM (thị trường tập trung, giao dịch chứng khoán của các công ty đại chúng chưa niêm yết và được tổ chức vận hành tại Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội) và thị trường OTC (thị trường giao dịch các chứng khoán chưa niêm yết hoặc hủy niêm yết, giao dịch phi tập trung và có nhiều rủi ro hơn). Số cổ phiếu đang niêm yết trên sàn UPCOM tại thời điểm cuối tháng 3 năm 2021 là 907 mã cổ phiếu.

Thủ tướng vừa ký quyết định 37/2020/QĐ-TTg có hiệu lực từ ngày 20/02/2021 về việc thành lập Sở Giao dịch chứng khoán Việt Nam với vốn điều lệ 3.000 tỉ đồng. Sở Giao dịch chứng khoán Việt Nam được tổ chức theo mô hình công ty mẹ - con trên cơ sở sắp xếp lại Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội và Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh.

a) Các giai đoạn phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam:

Giai đoạn 1: Từ năm 2000 đến cuối năm 2005 – Giai đoạn khởi sự.

Sự ra đời của thị trường chứng khoán Việt Nam được đánh dấu bằng việc đưa vào vận hành Trung tâm giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh vào ngày 20/07/2000 và thực hiện phiên giao dịch đầu tiên vào ngày 28/07/2000. Ở thời điểm lúc bấy giờ, chỉ có 2 doanh nghiệp niêm yết với 2 loại cổ phiếu đầu tiên (REE và SAM) với số vốn 270 tỷ đồng và một số ít trái phiếu Chính phủ được niêm yết giao dịch.

Chỉ số VN -Index là chỉ số so sánh giá trị thị trường hiện hành với giá trị thị trường cơ sở vào ngày gốc 28/07/2000. Khi thị trường chứng khoán chính thức đi vào hoạt động, chỉ số VN – Index với mốc khởi điểm là 100 điểm đã tăng liên tục suốt 12 tháng sau đó với mức đỉnh là 570 điểm vào ngày 25/06/2001. Giai đoạn này do số lượng chứng khoán niêm yết trên sàn còn ít, cầu lớn hơn cung gấp nhiều lần khiến cho nhà đầu tư tranh nhau mua với mức giá trần khiến chỉ số VN – Index tăng liên tục.

Sau khi chạm đỉnh 570 điểm, chỉ số VN – Index đã giảm nhanh liên tục, VN – Index mất 64% giá trị chỉ còn 203 điểm vào ngày 05/10/2001. Trong 5 năm chỉ số VN-Index lúc cao nhất chỉ có 300 điểm, mức thấp nhất xuống đến 130 điểm. Thị trường giai đoạn từ 2001 đến 2003 đi vào suy thoái và đi ngang trong 2 năm 2004 và 2005.

Ngày 08/08/2005, Trung tâm Giao dịch Chứng khoán Hà Nội chính thức đi vào hoạt động. Đây là nơi niêm yết giao dịch của đa phần các doanh nghiệp có vốn điều lệ nhỏ, điều kiện niêm yết không khắc khe như Trung tâm Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh nhằm khuyến khích các công ty cổ phần niêm yết trên thị trường chứng khoán. Cung cổ phiếu được gia tăng, ngành nghề của chứng khoán niêm yết cũng dần đa dạng, mang lại cho nhà đầu tư nhiều sự lựa chọn.

Giai đoạn “tình ngủ” dần xuất hiện từ năm 2005 khi tỷ lệ nắm giữ của nhà đầu tư nước ngoài được nâng từ 30% lên 49% (trừ lĩnh vực ngân hàng).

Nhìn chung, trong 5 năm đầu tiên, ngoại trừ cơn sốt vào năm 2001 nêu trên, thị trường luôn ở trong trạng thái ảm đạm, chưa thực sự thu hút được sự quan tâm của đông đảo công chúng, các diễn biến tăng giảm của thị trường chưa tạo được tác động lớn ảnh hưởng tới sự vận hành của nền kinh tế cũng như tới cuộc sống của

người dân. Lý do chính là cổ phiếu kém phong phú, các doanh nghiệp niêm yết quy mô nhỏ, không nổi tiếng, không hấp dẫn nhà đầu tư.

Giai đoạn 2: Từ năm 2006 đến năm 2007 – Giai đoạn phát triển đột phá

Mốc thời gian kể từ đầu năm 2006 được coi là mang tính chất phát triển “đột phá”, tạo cho thị trường chứng khoán Việt Nam một diện mạo hoàn toàn mới với hoạt động giao dịch sôi động tại cả 3 sàn: Sở giao dịch thành phố Hồ Chí Minh, Trung tâm Giao dịch Hà Nội và thị trường OTC. Với mức tăng trưởng lên tới 60% từ đầu đến giữa năm 2006, khối lượng vốn hóa tăng gấp 15 lần trong vòng 1 năm, thị trường ngày càng thu hút các nhà đầu tư. Vào giữa năm 2006, VN – Index lên gần 600 điểm vào đầu tháng 4, tốc độ tăng trưởng nhanh thứ 2 thế giới chỉ đứng sau Zimbabwe. Trong khoảng từ giữa đến cuối năm 2006, tình trạng đầu tư vào cổ phiếu ở nước ta mang tâm lý “đám đông”, cả người có kiến thức và hiểu biết, cả những người mua, bán theo phong trào, qua đó đẩy thị trường chứng khoán vào tình trạng “nóng”.

Ngày 01/01/2007, luật chứng khoán Việt Nam bắt đầu có hiệu lực, điều này đã góp phần thúc đẩy thị trường phát triển và tăng cường khả năng hội nhập vào thị trường tài chính quốc tế. Cuối năm 2007 đã có 250 mã cổ phiếu được niêm yết. Số lượng tài khoản chứng khoán được mở đã tăng gấp 3 lần so với số lượng tài khoản trong năm 2006. Số lượng nhà đầu tư nước ngoài cũng tiếp tục tăng cao, đạt tới 7.900 tài khoản, chiếm giữ 25% - 30% tổng số cổ phiếu niêm yết và khoảng 18% giá trị giao dịch thị trường. Đây là minh chứng rõ ràng cho mức độ quan tâm ngày càng tăng của nhà đầu tư đối với thị trường chứng khoán Việt. Thị trường năm 2007 bùng nổ trong 3 tháng đầu năm, bắt đầu hạ nhiệt và điều chỉnh mạnh vào 5 tháng giữa năm, sau đó là một đợt phục hồi trước khi đi vào thoái trào trong 4 tháng cuối năm.

Giai đoạn 3: Từ năm 2008 đến năm 2009 - Giai đoạn khủng hoảng

Nhiều chuyên gia cũng đã cảnh báo về tình trạng tăng trưởng quá nóng của thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2006 – 2007 khi chỉ trong một thời gian ngắn, thị trường chứng khoán đã có mức tăng trưởng ấn tượng. Như được dự báo trước, 2008 là năm điều chỉnh giảm cho giai đoạn bùng nổ. Nguyên nhân suy giảm

đến từ tác động từ cuộc khủng hoảng tài chính thế giới bắt nguồn từ Mỹ. Cùng lúc đó, trong nước tình hình kinh tế vĩ mô xấu đi, lạm phát tăng cao, chính sách thắt chặt tiền tệ của Ngân hàng Nhà Nước đã khiến chỉ số VN – Index tụt giảm trầm trọng.

Những tháng đầu năm 2009, thị trường chứng khoán tiếp tục trạng thái ảm đạm, không có dấu hiệu tươi sáng hay diễn biến gì đặc biệt, chỉ số VN– Index vẫn xoay quanh mức trên dưới 300 điểm. Bước sang những tháng tiếp theo năm 2009, mặc dù nền kinh tế vẫn còn nhiều khó khăn, thách thức song thị trường chứng khoán Việt Nam đã có sự phục hồi tương đối ấn tượng với nhiều giải pháp quan trọng đã được Chính phủ và cơ quan quản lý triển khai nhằm hỗ trợ cho thị trường. Nhiều kỷ lục mới về giao dịch đã được thiết lập. Với việc triển khai giao dịch trực tuyến, lệnh giao dịch của nhà đầu tư được các công ty chứng khoán truyền thẳng vào hệ thống giao dịch của Sở giao dịch chứng khoán thông qua cổng kết nối giao dịch trực tuyến giữa hệ thống của Sở giao dịch chứng khoán với hệ thống của công ty chứng khoán thành viên.

Giai đoạn 4: Từ cuối năm 2009 đến 2016 - Giai đoạn hậu khủng hoảng

Những tháng cuối năm 2009, thị trường chứng khoán có những dấu hiệu phục hồi, tăng trưởng trở lại, thị trường có những bước phát triển về sản phẩm, công nghệ cũng như thể chế.

Bước sang những tháng đầu năm 2010, thị trường chứng khoán chững lại nhưng có dấu hiệu phục hồi vào cuối năm, hoạt động huy động vốn diễn ra mạnh mẽ. Năm 2010, Quốc hội thông qua Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Chứng khoán ngày 24/11/2010. Trong đó, nội dung sửa đổi đã khắc phục được một số vấn đề bất cập như: hạn chế tình trạng lũng đoạn thị trường thông qua việc bổ sung hành vi vi phạm trong kinh doanh chứng khoán; khuyến khích và đẩy mạnh giao dịch chứng khoán trên thị trường có tổ chức trên cơ sở quy định điều kiện chào bán chứng khoán ra công chúng...

Năm 2011, thị trường tiếp tục ảm đạm với những khó khăn của năm trước chưa khắc phục được. Trong năm này, giao dịch ký quỹ lần đầu tiên được triển khai. Đây là bước ngoặt quan trọng trên thị trường, góp phần gia tăng thanh khoản,

đa dạng hóa nghiệp vụ của công ty chứng khoán và tạo thêm nhiều cơ hội cho nhà đầu tư giao dịch trên thị trường.

Sang năm 2012, trong 5 tháng đầu năm, thị trường bứt phá sau một khoảng thời gian dài giảm điểm của năm trước, chỉ số VN – Index tăng với mức đỉnh là 488 điểm. Tuy nhiên, nửa cuối năm 2012, thị trường chứng khoán đảo chiều bởi ảnh hưởng của tình hình nợ xấu tăng cao, tỷ lệ lạm phát tăng, các gian lận của ngân hàng làm mất lòng tin của nhà đầu tư vào thị trường. Năm 2012, HOSE đã thực hiện nhiều giải pháp kỹ thuật quan trọng nhằm thu hút nhà đầu tư và gia tăng thanh khoản cho thị trường chứng khoán. Điển hình như triển khai chỉ số VN30; điều chỉnh kéo dài thời gian giao dịch sang buổi chiều kể từ ngày 06/6/2012; Áp dụng lệnh thị trường từ ngày 03/10/2012...

Năm 2013 đến năm 2014, nền kinh tế đã có những bước ổn định, các giải pháp kinh tế vĩ mô đã dần phát huy tác dụng, lạm phát được kiềm chế, cán cân thanh toán được cải thiện, mặt bằng lãi suất có chiều hướng giảm dần. Điều này đã tác động tích cực đến thị trường chứng khoán. Với mức tăng trưởng này, thị trường chứng khoán Việt Nam được xếp trong top 10 thị trường chứng khoán có tốc độ phục hồi mạnh nhất trên thế giới.

Bước sang năm 2015, thị trường chứng khoán biến động khá phức tạp, Chính phủ chính thức cho phép nhà đầu tư nước ngoài được đầu tư không hạn chế vào các doanh nghiệp đại chúng không thuộc ngành nghề kinh doanh có điều kiện. Sau gần 3 tháng lao dốc do sự sụt giảm của các công ty dầu khí, thị trường bật tăng trở lại nhờ khối ngoại tăng mua vào, cổ phiếu ngân hàng tiếp tục là trụ cột của thị trường trong khi dòng tiền liên tiếp luân chuyển qua nhóm cổ phiếu lớn như dầu khí, bất động sản, chứng khoán, thép, thủy sản... tạo hiệu ứng tăng giá mạnh tốt cho VN – Index.

Giai đoạn 5: Từ năm 2017 đến nay – Giai đoạn phát triển

Thị trường bùng nổ với hàng loạt con số liên tục lập đỉnh. Chỉ số VN-Index tăng hơn 45%; vốn hóa thị trường tăng hơn 70%; tổng giá trị danh mục nhà đầu tư nước ngoài vượt 31 tỷ USD; giá trị mua ròng của khối ngoại trên cả cổ phiếu và trái phiếu đạt hơn 44.000 tỷ đồng...

Tháng 7/2017, Sở Giao dịch Chứng khoán TP Hồ Chí Minh phối hợp với Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội triển khai chỉ số chung VNX50, gồm 50 cổ phiếu của các công ty niêm yết trên 2 sàn thuộc chỉ số VNXAllshare có giá trị vốn hóa và thanh khoản hàng đầu, đáp ứng được các điều kiện sàng lọc về thanh khoản, tỷ lệ chứng khoán tự do chuyển nhượng.

Năm 2018, chỉ số VN-Index lập đỉnh lịch sử với 1.204,33 điểm, vượt đỉnh 1.170,67 điểm vào năm 2007 trong tháng 4. Trong năm ghi nhận khối ngoại lập kỷ lục mua ròng với giá trị hơn 43.900 tỷ đồng; giá trị IPO dẫn đầu Đông Nam Á. Thị trường chứng khoán Việt Nam lần đầu lọt vào danh sách theo dõi nâng hạng của Tổ chức tính toán chỉ số FTSE Russell từ danh sách theo dõi nâng hạng (Watch List) lên thị trường mới nổi loại hai (Secondary Emerging).

Năm 2019, sản phẩm mới Chứng quyền có đảm bảo (Cover Warrant - CW) được ra đời từ ngày 28/6. Ngày 18/11, HOSE ra mắt 3 bộ chỉ số đầu tư mới VN Diamond, VNFinSelect và VNFinLead làm tiền đề cho sự ra đời của các quỹ ETF, góp phần giải quyết bài toán tại các doanh nghiệp đã hết room ngoại.

Năm 2020, thị trường chứng khoán toàn cầu cũng như Việt Nam đã trải qua những phiên suy giảm mạnh, nhất là trong tháng 3/2020, do ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 trên toàn cầu. Tuy vậy, nhờ các yếu tố vĩ mô ổn định, nhiều nhà đầu tư cá nhân tham gia... thị trường chứng khoán Việt Nam đã có sự phục hồi mạnh hơn nhiều so với các thị trường khu vực. Việt Nam được đánh giá là 1 trong 10 thị trường chứng khoán có sức chống chịu với đại dịch Covid-19 và phục hồi tốt nhất thế giới.

Như vậy, sau hơn 20 năm hoạt động, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trải qua nhiều thăng trầm và có sự phát triển đáng kể về nhiều mặt như quy mô vốn hóa, quy mô vốn huy động, tính thanh khoản, số lượng chứng khoán niêm yết và các đối tượng tham gia thị trường. Với những biểu hiện này, thị trường chứng khoán Việt Nam có đủ điều kiện để đánh giá, thu thập số liệu để nghiên cứu thực nghiệm.

b) Đặc điểm của thị trường chứng khoán Việt Nam:

Do chỉ mới đi vào hoạt động không lâu, thị trường Việt Nam vẫn còn thể hiện đặc điểm của một thị trường mới nổi, chưa hoàn thiện về nhiều mặt.

- Số lượng chứng khoán so với các nước phát triển còn rất ít, sản phẩm thị trường chưa đa dạng, các sản phẩm phái sinh và các công cụ đầu tư khác chưa phổ biến.
- Mức độ biến động giá của thị trường rất lớn.
- Hệ thống luật pháp điều chỉnh thị trường vẫn đang được hoàn thiện. Sự thay đổi thường xuyên của các chính sách, luật Chứng khoán có thể tác động liên tục đến tính ổn định của thị trường.
- Cơ chế quản lý, giám sát hoạt động thị trường còn chưa thật tốt dẫn đến việc giá cổ phiếu tăng giảm bất thường. Hiện nay vẫn xuất hiện tình trạng vi phạm trong hoạt động thao túng thị trường, giao dịch nội gián xảy ra thường xuyên, gây ra tâm lý mất niềm tin vào diễn biến thị trường của các nhà đầu tư, tạo nên một thị trường chứng khoán Việt Nam hoạt động một cách bất thường không đúng với quy luật kinh tế, có nhiều rủi ro hơn và kém hấp dẫn hơn đối với các nhà đầu tư.
- Thành phần tham gia thị trường chủ yếu là nhà đầu tư cá nhân. Nhà đầu tư cá nhân đông đảo, tuy nhiên họ lại thiếu nhiều kiến thức đầu tư, thiếu am hiểu thị trường. Hầu hết các nhà đầu tư cá nhân có tâm lý bầy đàn trong việc đưa ra quyết định đầu tư, do đó thường tác động gây ra những biến động lớn của giá cổ phiếu trên thị trường. Tâm lý bất chước động thái của nhà đầu tư nước ngoài của nhà đầu tư trong nước hiện diện tại thị trường Việt Nam.
- Tính thanh khoản của thị trường không ổn định: khi thị trường tăng trưởng, thị trường thanh khoản rất cao nhưng khi suy thoái hoặc giảm điểm thì lại rất thấp.

2.2.2. Phương pháp nghiên cứu

Trong quá trình nghiên cứu, người viết vận dụng tối đa những kinh nghiệm, phương pháp nghiên cứu mà người viết đúc kết từ những nghiên cứu quốc tế trong việc ứng dụng mô hình đa nhân tố để dự báo lợi tức cổ phiếu ở Chương 1 để đánh giá tính hiệu quả khi áp dụng tại thị trường Việt Nam. Qua đó người viết sẽ nhận định và đánh giá về tính phù hợp của những phương pháp nghiên cứu này, đồng

thời nêu ra những gợi ý, đề xuất cho người đọc để việc dự báo lợi tức được chính xác hơn.

a) Phương pháp thu thập dữ liệu:

Để thực hiện kiểm định các mô hình đa nhân tố bao gồm mô hình Fama – French ba nhân tố, mô hình Carhart bốn nhân tố trên thị trường chứng khoán Việt Nam, người viết đã thu thập dữ liệu về giá cổ phiếu, lợi suất của tài sản phi rủi ro, lợi suất của thị trường, giá trị vốn hóa thị trường và giá trị sổ sách của cổ phiếu. Do thời kỳ từ năm 2008 đến năm 2016 thuộc giai đoạn khủng hoảng và hậu khủng hoảng của thị trường chứng khoán, các quy luật thị trường trong giai đoạn này có thể khác biệt so với giai đoạn phục hồi phát triển từ 2017 đến nay. Do đó người viết chỉ thu thập dữ liệu trong giai đoạn 2015 đến hết năm 2020 để nghiên cứu với tiêu chí thời gian không quá ngắn (6 năm) và diễn biến thị trường tương đồng. Cụ thể:

Giá cổ phiếu: Do hạn chế về nguồn lực và thời gian thực hiện, bài nghiên cứu được thực hiện trên tổng cộng 339 công ty niêm yết trên sàn HOSE, không bao gồm các cổ phiếu ngân hàng, công ty bảo hiểm, công ty chứng khoán, công ty bị ngừng giao dịch và các công ty niêm yết sau năm 2020. Chi tiết về 339 mã cổ phiếu người viết thu thập được nêu ở Phụ lục 1. Giá chứng khoán được người viết thu thập từ ngày 01/07/2014 đến ngày 31/12/2020 từ cơ sở dữ liệu miễn phí trên website của Cophieu68. Giá cổ phiếu thu thập là giá điều chỉnh (giá đã tính đến lợi nhuận của nhà đầu tư thu được từ cổ tức và việc tách hay thưởng cổ phiếu).

Lãi suất tài sản phi rủi ro (R_f): Fama – French (1992) đã sử dụng lãi suất phi rủi ro là lãi suất tín phiếu Kho bạc Mỹ kỳ hạn 1 tháng 4 tuần. Tuy nhiên, ở Việt Nam, thị trường tín phiếu kho bạc rất hạn chế, không được giao dịch nhiều. Người viết quyết định lựa chọn lãi suất trái phiếu Chính phủ kỳ hạn 5 năm để đạo diện lãi suất phi rủi ro tại Việt Nam. Đây là kỳ hạn trái phiếu được giao dịch nhiều nhất và có tính thanh khoản cao nhất trên thị trường. Số liệu lãi suất đấu thầu trái phiếu Chính phủ kỳ hạn 5 năm được tổng hợp từ website của Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội theo từng tháng từ năm 2015 đến hết năm 2020. Lãi suất được đưa vào nghiên cứu là lãi suất trúng thầu thấp nhất của mỗi tháng. Với những tháng không có lãi suất trúng thầu, người viết sẽ giữ nguyên lãi suất tháng trước đó.

Lợi suất của thị trường (R_M): Người viết lựa chọn chỉ số VN – Index đóng cửa cuối mỗi ngày giao dịch kể từ ngày 02/01/2015 đến ngày 31/12/2020 từ cơ sở dữ liệu trên trang điện tử của Cophieu68.

Quy mô vốn hóa thị trường (ME): là tích của số cổ phần phổ thông đang lưu hành và giá đóng cửa của cổ phiếu tại thời điểm cuối quý 2 và cuối mỗi năm. Dữ liệu số lượng cổ phiếu đang lưu hành được người viết tải về từ cơ sở dữ liệu của Công ty cổ phần dữ liệu kinh tế Việt Nam.

Giá trị sổ sách của cổ phiếu (BE): Người viết thu thập giá trị vốn chủ sở hữu trên bảng cân đối kế toán của các mã cổ phiếu được chọn tại thời điểm cuối quý 2 và cuối mỗi năm, giai đoạn từ cuối năm 2014 đến hết quý 2 năm 2020. Dữ liệu được người viết tải về từ cơ sở dữ liệu của Công ty cổ phần dữ liệu kinh tế Việt Nam.

Người viết lựa chọn khoảng thời gian nghiên cứu dài 6 năm từ năm 2015 đến năm 2020. Lý do khoảng thời gian này gần với thời điểm thực hiện bài nghiên cứu nhất và phù hợp với khả năng của người viết.

b) Phương pháp xử lý và phân tích dữ liệu:

Người viết thực hiện một số công việc như sau để tạo ra bộ dữ liệu đầu cho việc vận dụng mô hình:

- Bước 1: Tổng hợp và sắp xếp dữ liệu
- Bước 2: Tính lợi tức của cổ phiếu, lợi tức thị trường và lợi tức phi rủi ro;
- Bước 3: Phân chia giai đoạn và lựa chọn cổ phiếu;
- Bước 4: Thiết lập các danh mục đầu tư
- Bước 5: Tính toán tỷ suất sinh lợi của các danh mục
- Bước 6: Tính toán các biến độc lập RMRF (đại diện cho nhân tố thị trường), SMB (nhân tố quy mô), HML (nhân tố giá trị), WML (nhân tố xu hướng)

Cụ thể cách thức thực hiện các bước xử lý dữ liệu nêu trên được người viết thực hiện như sau:

Bước 1: Tổng hợp và sắp xếp dữ liệu.

Ở bước này, dữ liệu lịch sử giá cổ phiếu được tổng hợp và sắp xếp vào một file excel theo chuỗi thời gian. Khoảng dữ liệu giá cổ phiếu được lấy kể từ ngày 01/07/2014 hoặc kể từ ngày cổ phiếu chính thức giao dịch trên sàn HOSE (nếu cổ phiếu niêm yết trên sàn HOSE sau ngày 01/07/2014) cho đến ngày 31/12/2020. Tương tự đối với dữ liệu vốn chủ sở hữu, số lượng cổ phiếu đang lưu hành, giá cổ phiếu đóng cửa của mỗi 6 tháng kể từ cuối năm 2014 đến cuối quý 2 năm 2020, người viết sắp xếp theo mã cổ phiếu và theo thời gian. Những dữ liệu sau khi tổng hợp xong được kiểm tra lại với một số nguồn dữ liệu tin cậy khác một cách ngẫu nhiên và không nhận thấy sự khác biệt.

Bước 2: Tính lợi tức của cổ phiếu, lợi tức thị trường và lợi tức phi rủi ro.

Do thời gian hoạt động của thị trường chứng khoán Việt Nam không dài và hạn chế trong khả năng thu thập dữ liệu của người viết để, nghiên cứu chưa có đủ dữ liệu để chạy mô hình theo tháng hoặc theo năm. Để tăng số quan sát cho nghiên cứu, lợi suất theo ngày và theo tuần được nghĩ đến. Theo các nghiên cứu khác trên thế giới, các tác giả thường nghiên cứu dựa trên lợi tức hàng tháng. Tuy nhiên với dữ liệu chỉ trong 6 năm, nếu tính lợi tức theo tháng, số quan sát của mô hình sẽ rất hạn chế (72 quan sát). Do đó nhằm mục đích đạt được số quan sát nhiều hơn, trong nghiên cứu này, người viết sử dụng kinh nghiệm của James Foye, Dusan Mramor, Marko Pahor (2013) và kinh nghiệm của Võ Hồng Đức và Mai Duy Tân (2014), sử dụng lợi tức tuần thay cho lợi tức tháng mà hầu hết các nghiên cứu trên thế giới đang thực hiện. Với việc áp dụng phương pháp sử dụng lợi suất tuần, ta có được 313 quan sát. Việc sử dụng lợi suất liên tục trong ước lượng mô hình CAPM cho kết quả tốt hơn lợi suất kép (Azra Zaimovic, 2013). Do đó ứng dụng kinh nghiệm của Azra Zaimovic, người viết sử dụng lợi suất liên tục trong nghiên cứu này, qua đó giúp đơn giản hóa các thao tác xử lý dữ liệu trên excel do tính chất có thể cộng dồn của lợi suất liên tục.

Đối với tính toán lợi tức cổ phiếu (R_i): Lợi suất cổ phiếu tại tuần thứ t (R_t) được tính bằng giá đóng cửa điều chỉnh của cổ phiếu vào ngày thứ 4 tuần t so với giá đóng cửa điều chỉnh của cổ phiếu ngày thứ 4 tuần $t - 1$. Việc tính lợi suất vào giữa tuần để tránh hiện tượng lợi nhuận bất thường vào đầu và cuối tuần. Đối với

những ngày thứ 4 không có dữ liệu giao dịch do rơi vào ngày lễ, ngày té hoặc ngày sàn HOSE bị “sập”, người viết sử dụng dữ liệu của ngày có dữ liệu gần ngày thứ 4 đó nhất. Với khoảng thời gian nghiên cứu như trên thì có tổng cộng 313 quan sát.

$$R_{i,t} = \ln \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}$$

Trong đó: $P_{i,t}$ và $P_{i,t-1}$ lần lượt là giá đóng cửa điều chỉnh ngày thứ 4 tuần t và tuần $t-1$ của cổ phiếu i ; R_t là lợi suất cổ phiếu i tuần t .

Đối với lợi tức thị trường (R_m) hay còn gọi là lợi tức của danh mục chứa đựng toàn bộ cổ phiếu giao dịch trên thị trường, người viết sử dụng VN – Index làm cơ sở tính do các cổ phiếu trong mẫu đều được niêm yết trên sàn HOSE. Phương pháp tính lợi suất thị trường cũng tương tự như tính lợi suất cổ phiếu. Công thức tổng quát:

$$R_{VN - Index, t} = \ln \frac{VnIndex_t}{VnIndex_{t-1}}$$

Trong đó: $R_{VN - Index, t}$ là lợi tức danh mục thị trường tại tuần t , $VnIndex_t$ là chỉ số đóng cửa của Vn – Index ngày thứ 4 tuần t , $Vnindex_{t-1}$ là chỉ số đóng cửa của Vn – Index ngày thứ 4 tuần $t - 1$.

Đối với lợi tức tài sản phi rủi ro (R_f): Lãi tức tài sản phi rủi ro được lấy theo lãi suất trúng thầu thấp nhất hàng tháng của trái phiếu Chính phủ kì hạn 5 năm. Vì lợi suất chứng khoán và lợi suất thị trường được tính toán theo tuần và theo công thức lợi tức liên tục theo tuần của tài sản phi rủi ro được tính toán bằng công thức:

$$R_{f,t} = \frac{\ln(1+R_{a,t})}{365} \times 7$$

Trong đó: $R_{f,t}$ là lợi tức tuần của tài sản phi rủi ro tháng t . $R_{a,t}$ là lãi suất trái phiếu Chính phủ tháng t .

Bước 3: Phân chia giai đoạn và lựa chọn cổ phiếu phù hợp.

Các nghiên cứu trên thế giới đa phần phân chia danh mục theo từng năm do các tác giả có được bộ dữ liệu của nhiều năm. Việc thiết lập danh mục được người viết thực hiện mỗi 6 tháng nhằm mục đích cập nhật danh mục một cách liên tục để thị trường được phản ánh linh hoạt hơn và không ảnh hưởng đến bản chất của nghiên cứu.

Mỗi 6 tháng, các cổ phiếu được thống kê tần suất xuất hiện của giá mỗi kỳ để chọn lựa cổ phiếu cho danh mục mỗi kỳ. Các cổ phiếu được chọn phải thỏa mãn:

- Thứ nhất: các cổ phiếu có tính thanh khoản tốt thể hiện qua tổng khối lượng giao dịch mỗi kỳ. Bên cạnh đó, nếu cổ phiếu không được giao dịch liên tiếp hơn 20 ngày trong kỳ sẽ bị loại khỏi mẫu nghiên cứu.
- Thứ hai: chỉ bao gồm các cổ phiếu của các doanh nghiệp phi tài chính. Điều kiện xuất phát từ điều kiện chọn mẫu của mô hình Fama – French ba nhân tố (1993). Do đó, các cổ phiếu ngân hàng, công ty bảo hiểm, công ty chứng khoán sẽ bị loại ra khỏi bộ dữ liệu.
- Thứ ba: cổ phiếu không bị cảnh cáo nhiều lần hay bị tạm ngưng giao dịch.
- Thứ tư: cổ phiếu phải được giao dịch trên sàn HOSE ít nhất 6 tháng trước kỳ nghiên cứu. Điều kiện này nhằm phục vụ cho việc phân loại cổ phiếu cao giá và thấp giá kỳ trước, phục vụ cho việc phân chia danh mục theo nhân tố xu hướng.

Bảng 1: Số lượng cổ phiếu được chọn trong mỗi kỳ nghiên cứu

Kỳ	Thời gian	Số lượng cổ phiếu
1	1/2015 – 6/2015	220
2	7/2015 – 12/2015	228
3	1/2016 – 6/2016	240
4	7/2016 – 12/2016	250
5	1/2017 – 6/2017	254
6	7/2017 – 12/2017	270
7	1/2018 – 6/2018	276
8	7/2018 – 12/2018	290
9	1/2019 – 6/2019	302
10	7/2019 – 12/2019	316
11	1/2020 – 6/2020	330
12	7/2020 – 12/2020	332
Tổng cộng		339

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích trên excel)

Từ 2015 đến 2020, thời gian nghiên cứu được chia làm 12 kỳ, mỗi kỳ 6 tháng. Vào đầu mỗi kỳ (tức tháng 1 và 7 của mỗi năm), người viết cập nhật dữ liệu về giá trị vốn hóa thị trường đầu kỳ, tỷ lệ BE/ME, lợi tức kỳ liền trước của mỗi cổ phiếu để làm chỉ tiêu sắp xếp cổ phiếu. Mỗi kỳ nghiên cứu có số lượng cổ phiếu khác nhau do thời gian được lên sàn của cổ phiếu khác nhau, tính thanh khoản của cổ phiếu cũng thay đổi qua các kỳ.

Bước 4: Thiết lập các danh mục đầu tư theo cách phân chia của Fama – French

Đầu tiên, các cổ phiếu trong kỳ sẽ được người viết sắp xếp theo nhân tố quy mô công ty trên cơ sở vốn hóa thị trường (ME) đầu kỳ của cổ phiếu đó. Toàn bộ cổ phiếu thành 2 nhóm theo tỷ lệ là 50% - 50%, nhóm quy mô vốn hóa nhỏ (Small – S) và nhóm quy mô vốn hóa lớn (Big – B). Điểm phân tách là trung vị (median) của dữ liệu quy mô vốn hóa.

Tiếp theo, các cổ phiếu được sắp xếp dựa theo nhân tố giá trị dựa trên tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (book value/ market value – BE/ME) đầu kỳ của các cổ phiếu đó theo thứ tự tăng dần. Các cổ phiếu được phân vào 3 nhóm: 30% số cổ phiếu có tỷ số BE/ME thấp nhất sẽ được phân vào nhóm có BE/ME thấp (Low – L), 40% số cổ phiếu tiếp theo sẽ được phân vào nhóm có BE/ME trung bình (Medium – M), cuối cùng 30% số cổ phiếu có tỷ số BE/ME cao nhất còn lại sẽ được phân vào nhóm BE/ME cao (High – H).

Sau đó, các cổ phiếu được chọn trong mỗi kỳ tiếp tục được sắp xếp theo nhân tố xu hướng, dựa vào lợi tức trong quá khứ của cổ phiếu theo thứ tự từ thấp đến cao. Lợi tức quá khứ được sử dụng để sắp xếp là lợi tức liên tục 6 tháng trước của cổ phiếu. Các cổ phiếu được chia thành 3 nhóm: 30% các cổ phiếu có lợi tức quá khứ thấp nhất sẽ được phân vào nhóm xu hướng lợi tức thấp (Losers – L1), 40% các cổ phiếu tiếp theo sẽ được phân vào nhóm có lợi tức quá khứ trung bình (Medium – M1), còn lại 30% số cổ phiếu có lợi suất quá khứ cao nhất sẽ phân vào nhóm xu hướng lợi tức cao (Winners – W). Các phân loại này tương đồng với cách mà Carhart đã thực hiện.

Theo Fama – French (1993), phần giao thoa giữa hai nhóm cổ phiếu phân theo nhân tố quy mô và ba nhóm cổ phiếu phân theo nhân tố giá trị sẽ tạo thành 6 danh mục.

Phân theo nhân tố quy mô	Phân theo nhân tố giá trị		
	L (30%)	M (40%)	H (30%)
S (50%)	SL	SM	SH
B (50%)	BL	BM	BH

Trong đó:

- SL là những cổ phiếu có quy mô nhỏ và tỷ số BE/ME thấp.
- SM là những cổ phiếu có quy mô nhỏ và tỷ số BE/ME trung bình.
- SH là những cổ phiếu có quy mô nhỏ và tỷ số BE/ME cao.
- BL là những cổ phiếu có quy mô lớn và tỷ số BE/ME thấp.
- BM là những cổ phiếu có quy mô lớn và tỷ số BE/ME trung bình.
- BH là những cổ phiếu có quy mô lớn và tỷ số BE/ME cao.

Theo Carhart (1997), phần giao thoa giữa hai nhóm cổ phiếu phân theo nhân tố quy mô và ba nhóm cổ phiếu phân theo nhân tố xu hướng sẽ tạo thành 6 danh mục.

Phân theo nhân tố quy mô	Phân theo nhân tố xu hướng		
	L1 (30%)	M1 (40%)	W (30%)
S (50%)	SL1	SM1	SW
B (50%)	BL1	BM1	BW

Trong đó:

- SL1 là những cổ phiếu có quy mô nhỏ và lợi tức quá khứ thấp.
- SM1 là những cổ phiếu có quy mô nhỏ và lợi tức quá khứ trung bình.
- SW là những cổ phiếu có quy mô nhỏ và lợi tức quá khứ cao.
- BL1 là những cổ phiếu có quy mô lớn và lợi tức quá khứ thấp.
- BM1 là những cổ phiếu có quy mô lớn và lợi tức quá khứ trung bình.
- BW là những cổ phiếu có quy mô lớn và lợi tức quá khứ cao.

Bảng 2: Số lượng cổ phiếu của các danh mục trong từng kỳ nghiên cứu

Danh mục	SH	SM	SL	BH	BM	BL	SW	S M1	SL1	BW	B M1	BL1
Kỳ 1	45	50	15	21	38	51	40	40	30	26	48	36
Kỳ 2	48	49	17	21	41	52	35	45	34	34	45	35
Kỳ 3	52	52	16	20	44	56	37	47	36	35	49	36
Kỳ 4	59	52	14	16	48	61	26	52	47	49	48	28
Kỳ 5	57	59	11	19	43	65	33	50	44	43	52	32
Kỳ 6	62	57	16	19	51	65	32	50	53	49	58	28
Kỳ 7	64	60	14	19	50	69	32	64	42	51	46	41
Kỳ 8	66	61	18	21	55	69	47	55	43	40	61	44
Kỳ 9	68	63	20	23	57	71	46	56	49	45	64	42
Kỳ 10	74	68	16	21	58	79	42	62	54	53	64	41
Kỳ 11	78	67	20	21	65	79	52	56	57	47	76	42
Kỳ 12	79	71	16	21	61	84	46	73	47	54	59	53
Trung bình	63	59	16	20	51	67	39	54	45	44	56	38

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích trên excel)

Bước 5: Tính toán lợi tức của các danh mục

Lợi tức theo tuần của danh mục đầu tư được tính bằng cách lấy bình quân gia quyền lợi tức theo tuần của cổ phiếu với tỷ trọng là giá trị vốn hóa thị trường của cổ phiếu đó trong danh mục, cụ thể:

$$R_p = \sum_{i=1}^n w_i R_i$$

Với w_i được xác định bằng cách lấy giá trị thị trường của cổ phiếu thứ i đó chia cho giá trị thị trường của toàn bộ danh mục: $w_i = \frac{\text{Giá trị thị trường của cổ phiếu thứ } i}{\text{Giá trị thị trường của danh mục}}$.

Với 12 danh mục, người viết thực hiện tính lợi tức của từng danh mục trong mỗi tuần.

Bước 6: Tính toán các biến độc lập và biến phụ thuộc

Các biến độc lập và biến phụ thuộc sử dụng cho các mô hình được người viết thể hiện tại bảng 3.

Bảng 3: Các biến độc lập và biến phụ thuộc của các mô hình đa nhân tố

Biến \ Mô hình		CAPM	Fama – French ba nhân tố	Carhart bốn nhân tố
Biến độc lập	RMRF	x	x	x
	SMB		x	x
	HML		x	x
	WML			x
Biến phụ thuộc	SHRF	x	x	x
	SMRF	x	x	x
	SLRF	x	x	x
	BHRF	x	x	x
	BMRF	x	x	x
	BLRF	x	x	x
	SWRF	x	x	x
	SM1RF	x	x	x
	SL1RF	x	x	x
	BWRF	x	x	x
	BM1RF	x	x	x
BL1RF	x	x	x	

Các biến độc lập (biến giải thích):

Đối với nhân tố thị trường, biến RMRF được xác định là phần chênh lệch giữa lợi tức danh mục thị trường (R_M) và lợi tức của tài sản phi rủi ro (R_f).

$$\mathbf{RMRF} = \mathbf{R}_M - \mathbf{R}_f$$

Đối với nhân tố quy mô, biến SMB được xác định là phần chênh lệch giữa lợi tức hàng tuần của các cổ phiếu ở nhóm có quy mô nhỏ (SH, SM, SL) và các cổ phiếu ở nhóm có quy mô lớn (BH, BM, BL).

$$\mathbf{SMB} = \frac{\mathbf{SH} + \mathbf{SM} + \mathbf{SL}}{3} - \frac{\mathbf{BH} + \mathbf{BM} + \mathbf{BL}}{3}$$

Đối với nhân tố giá trị, biến HML được xác định là phần chênh lệch của lợi tức hàng tuần của các cổ phiếu ở nhóm BE/ME cao (SH, BH) và các cổ phiếu ở nhóm BE/ME thấp (SL, BL).

$$\mathbf{HML} = \frac{\mathbf{SH+BH}}{2} - \frac{\mathbf{SL+BL}}{2}$$

Đối với nhân tố xu hướng, biến WML được xác định là phần chênh lệch lợi tức hàng tuần giữa nhóm cổ phiếu có lợi tức cao kỳ liên trước (SW và BW) so với các cổ phiếu ở nhóm có lợi tức thấp kỳ liên trước (SL1 và BL1).

$$\mathbf{WML} = \frac{\mathbf{SW+BW}}{2} - \frac{\mathbf{SL1+BL1}}{2}$$

Các biến phụ thuộc: là lợi tức vượt trội của từng danh mục so với lợi tức tài sản phi rủi ro ($R_i - R_f$), trong đó R_i là lợi tức của 12 danh mục SH, SM, SL, BH, BM, BL, SW, SM1, SL1, BW, BM1, BL1. Lợi suất của các danh mục này đã được tính ở phần tính toán biến độc lập.

Đối với các nghiên cứu khác trên thế giới, các tác giả thường sắp xếp lại danh mục để thiết lập biến phụ thuộc. Các tiêu chí sắp xếp tương tự là theo quy mô, theo giá thị và theo xu hướng. Với mỗi tiêu chí, các cổ phiếu thường được chia đều thành 2, 3, 4 hoặc 5 nhóm, sau đó giao thoa lại với nhau để tạo ra 4, 9, 16 hoặc 25 danh mục tương ứng. Trong nghiên cứu này, người viết sử dụng lại các danh mục đã được tạo ra khi tính toán biến độc lập với lý do các cách tạo danh mục đều dựa trên tiêu chí quy mô, giá trị, xu hướng tương đồng nhau.

Toàn bộ biến độc lập và biến phụ thuộc trước khi đưa vào phần mềm Stata được người viết thay thế các dữ liệu dị biệt (outliers) bằng giá trị ở ngưỡng cắt 5% và 95%. Lý do trên thị trường có thể có những thời điểm, lợi tức cổ phiếu trên thị trường bị tác động bởi những sự kiện hoặc thông tin sốc khiến giá cổ phiếu đột ngột biến động bất thường, không còn theo quy luật chung, ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu. Việc loại bỏ outliers có tác dụng tăng cao độ chính xác cho các mô hình dự báo.

2.2.3. Thống kê mô tả dữ liệu

Bảng 4 cho thấy hầu hết các danh mục và nhân tố có giá trị dương trong giai đoạn nghiên cứu, phù hợp với thực tế thị trường giai đoạn vừa qua, kinh tế và thị trường chứng khoán Việt Nam có sự phát triển không ngừng.

Bảng 4: Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Tên biến	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn	Độ nghiêng	Độ nhọn
RMRF	0,0014	0,0036	0,0345	-0,0455	0,0204	-0,5438	2,7711
SMB	0,0009	0,0002	0,0324	-0,0251	0,0153	0,2830	2,4378
HML	-0,0018	-0,0020	0,0326	-0,0356	0,0184	0,1206	2,3386
WML	0,0020	0,0015	0,0306	-0,0273	0,0151	-0,0221	2,3710
SHRF	0,0005	0,0006	0,0329	-0,0275	0,0153	0,1619	2,6217
SMRF	0,0009	0,0010	0,0219	-0,0174	0,0104	0,1498	2,3976
SLRF	0,0018	0,0026	0,0252	-0,0254	0,0139	-0,1698	2,2411
BHRF	-0,0007	-0,0030	0,0563	-0,0609	0,0294	0,0344	2,7383
BMRF	0,0002	0,0023	0,0281	-0,0386	0,0174	-0,4279	2,7111
BLRF	0,0012	0,0029	0,0347	-0,0449	0,0196	-0,5054	3,0131
SWRF	0,0022	0,0019	0,0273	-0,0238	0,0143	-0,0286	2,1231
SM1RF	0,0016	0,0003	0,0212	-0,0159	0,0098	0,1608	2,3444
SL1RF	-0,0005	-0,0014	0,0283	-0,0280	0,0147	0,1158	2,4191
BWRF	0,0012	0,0029	0,0318	-0,0384	0,0185	-0,3934	2,5728
BM1RF	0,0018	0,0030	0,0339	-0,0408	0,0192	-0,4094	2,6597
BL1RF	0,0001	-0,0007	0,0537	-0,0484	0,0248	0,1912	2,8934

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích trên Stata)

Nhân tố thị trường (RMRF): phần bù rủi ro thị trường có giá trị trung bình mang dấu dương, đồng nghĩa với việc lợi tức của danh mục thị trường lớn hơn lợi tức của tài sản phi rủi ro. Điều này phù hợp với diễn biến thị trường thực tế, Chỉ số VN-Index nhìn chung có xu hướng tăng qua các năm.

Nhân tố quy mô (SMB) có giá trị trung bình dương, nghĩa là chứng khoán có quy mô nhỏ mang lại lợi tức cao hơn so với chứng khoán có quy mô lớn. Kết quả này giống với kết quả nghiên cứu trên thị trường chứng khoán Mỹ của Fama và French năm 1992. Người viết nhận thấy lợi tức vượt trội trung bình của các danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ (SH, SM, SL) nằm trong khoảng từ 0,0005 đến 0,0018, lợi tức vượt trội trung bình các danh mục cổ phiếu quy mô lớn (BH, BM, BL) nằm

trong khoảng từ âm 0,0007 đến 0,0012. Cố định nhân tố giá trị, ta thấy các danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ có lợi tức vượt trội cao hơn so với các danh mục cổ phiếu quy mô lớn ($SHRF > BHRF$, $SMRF > BMRF$, $SLRF > BLRF$)

Nhân tố giá trị (HML) có giá trị trung bình âm. Điều này cho thấy cổ phiếu thấp giá (BE/ME cao) mang lại lợi tức thấp hơn so với cổ phiếu cao giá (BE/ME thấp). Khi cố định nhân tố quy mô, các cổ phiếu thấp giá mang lại lợi tức vượt trội thấp hơn cổ phiếu cao giá. ($SHRF < SMRF < SLRF$, $BHRF < BMRF < BLRF$)

Nhân tố xu hướng (WML) có giá trị trung bình dương. Điều này được hiểu là cổ phiếu có lợi tức cao kỳ trước tiếp mang lại một lợi tức cao hơn so với những cổ phiếu có lợi tức thấp kỳ trước. Khi cố định nhân tố quy mô, các danh mục có lợi tức cao kỳ trước lần lượt đạt lợi tức vượt trội trung bình cao hơn các danh mục lợi tức thấp kỳ trước ($SWRF > SL1RF$ và $BWRF > BL1RF$).

Đối với độ nghiêng (hệ số bất đối xứng Skewness): hệ số này cho biết về tính phân phối của bộ dữ liệu. Theo kết quả thống kê, có 6/12 danh mục có độ nghiêng nhỏ hơn 0, 6/12 danh mục còn lại có hệ số này lớn hơn 0. Xét về tổng thể, các danh mục có giá trị tuyệt đối của độ nghiêng từ 0 đến tiệm cận giá trị 0,5.

Đối với độ nhọn Kurtosis: tất cả danh mục nghiên cứu đều có độ nhọn tiệm cận giá trị 3 (độ nhọn của phân phối chuẩn), qua đó cho thấy các giá trị lợi tức của các danh mục cổ phiếu có xu hướng xoay quanh giá trị trung bình. Như vậy có thể nói rằng tất cả các danh mục đều có rủi ro trung bình, lợi tức của danh mục biến động tương đối mạnh trong giai đoạn nghiên cứu.

2.2.4. Phân tích tương quan

Bảng 5: Ma trận tương quan và hệ số VIF của các biến giải thích

	RMRF	SMB	HML	WML	VIF	1/VIF
RMRF	1,0000				2,61	0,382421
SMB	-0,7632	1,0000			3,07	0,325667
HML	0,1241	-0,3888	1,0000		1,31	0,761316
WML	-0,1654	0,2502	-0,2308	1,0000	1,09	0,916389

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích Stata. Chi tiết ở phụ lục 2.1)

Nhìn vào bảng 5, giá trị tuyệt đối của các hệ số tương quan giữa các biến giải thích đều nhỏ hơn 0,8. Điều này cho thấy giữa các biến này không có mối quan hệ chặt chẽ với nhau, riêng quan hệ giữa biến SMB và RMRF có hệ số tương quan là âm 0,7632 và hệ số VIF (variance-inflating factor) của 2 biến này lớn hơn 2 cho thấy dấu hiệu của hiện tượng đa cộng tuyến, có thể gây ảnh hưởng đến việc chạy mô hình hồi quy. Nguyên nhân của hiện tượng đa cộng tuyến có thể do vấn đề về thiếu dữ liệu. Giai đoạn nghiên cứu ngắn (6 năm) là hạn chế chính của nghiên cứu này. Tuy nhiên do nguồn lực hạn chế, người viết chưa thể bổ sung dữ liệu để khắc phục hiện tượng đa cộng tuyến. Người viết tiếp tục mô hình nghiên cứu với dữ liệu hiện có.

Tuy nhiên, ta có thể áp dụng quy tắc “ngón tay cái” (Rule of Thumb) của Klien, tức là hiện tượng đa cộng tuyến trở thành vấn đề nghiêm trọng chỉ khi giá trị R^2 thu được từ một hàm hồi quy phụ lớn hơn giá trị R^2 của hàm hồi quy chính. Người viết đã tiến hành hồi quy 2 biến RMRF và SMB với nhau, kết quả thu được $R^2 = 0,58$. Theo kết quả hồi quy mô hình ba nhân tố và bốn nhân tố được trình bày bên dưới, có những danh mục cho thấy mức độ phù hợp của mô hình cao, R^2 cao nhất lên đến hơn 0,89, ngoại trừ kết quả hồi quy của những danh mục có quá ít cổ phiếu cho ra R^2 rất thấp. Dấu của hệ số tương quan cho biết các quan hệ cùng chiều hoặc ngược chiều giữa các biến độc lập với nhau.

2.2.5. Kiểm định tính dừng của dữ liệu

Một chuỗi thời gian là dừng khi giá trị trung bình, phương sai, hiệp phương sai (tại các độ trễ khác nhau) giữ nguyên không đổi cho dù chuỗi được xác định vào thời điểm nào đi nữa (Gujarati, 2003). Hay nói cách khác, chuỗi dừng là một chuỗi không bao hàm các yếu tố xu thế, các giá trị có xu hướng xoay quanh giá trị trung bình của chuỗi. Nếu một chuỗi không dừng, chúng ta chỉ có thể nghiên cứu hành vi của nó trong khoảng thời gian đang được xem xét, chẳng hạn tỷ giá hối đoái trong giai đoạn 1/1/2020 đến 31/12/2020. Mỗi chuỗi thời gian là một giai đoạn riêng biệt, chúng ta không thể khái quát hóa kết quả phân tích hành vi tại một giai đoạn trong quá khứ cho các giai đoạn khác trong tương lai. Đối với các mục đích dự báo, chuỗi không dừng sẽ không có giá trị ứng dụng thực tiễn. Hơn nữa, một trong những giá

thuyết của mô hình hồi quy OLS là các biến độc lập cố định hoặc phi ngẫu nhiên, chúng có giá trị xác định. Nếu như chúng ta ước lượng một mô hình trong đó các biến độc lập không dừng thì giả thuyết của của OLS bị vi phạm. Chính vì những lý do trên, chúng ta phải kiểm định tính dừng của dữ liệu trước khi tiến hành hồi quy.

Có nhiều phương pháp để kiểm định tính dừng, tuy nhiên trong luận văn này, người viết tiến hành kiểm định tính dừng của các biến độc lập bằng phương pháp nghiệm đơn vị (Unit root test). Dùng tiêu chuẩn kiểm định Dickey – Fuller, kiểm định giả thiết $H_0: p = 1$, tức chuỗi không dừng.

Bảng 6 là kết quả kiểm định tính dừng dữ liệu cho thấy giá trị t của tất cả các biến độc lập đều lớn hơn $t_{0,01}$, $t_{0,05}$, $t_{0,1}$, như vậy, ta bác bỏ giả thiết H_0 , hay nói cách khác, ta kết luận các chuỗi đều là chuỗi dừng và có thể thực hiện hồi quy.

Bảng 6: Kết quả kiểm định Dickey - Fuller

Biến độc lập	Độ trễ 0		Độ trễ 1		Độ trễ 2	
	t-statistic	P-value	t-statistic	P-value	t-statistic	P-value
RMRF	-14,957	(0,000)	-11,523	(0,000)	-8,995	(0,000)
SMB	-16,652	(0,000)	-12,159	(0,000)	-9,253	(0,000)
HML	-15,248	(0,000)	-10,991	(0,000)	-8,937	(0,000)
WML	-16,604	(0,000)	-11,904	(0,000)	-9,835	(0,000)

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích Stata. Chi tiết ở phụ lục 2.2)

2.2.6. Kết quả mô hình hồi quy

a) Mô hình CAPM

Mô hình hồi quy CAPM có dạng như sau: $R_i - R_f = \alpha_i + \beta^*(R_M - R_f) + \varepsilon_i$. Người viết thực hiện hồi quy với trên phần mềm Stata với 12 danh mục cổ phiếu đã được thiết lập trước đó. Kết quả cho thấy R^2 và R^2 điều chỉnh trung bình của mô hình CAPM tại thị trường chứng khoán Việt Nam đạt lần lượt là 38,9% và 38,7%. Điều này cho thấy rủi ro thị trường chưa thể giải thích tốt biến động của lợi tức cổ phiếu tại thị trường Việt Nam. Có 6/12 danh mục khả năng giải thích của mô hình rất thấp chỉ từ 4% đến dưới 30%, toàn bộ là các danh mục cổ phiếu có quy mô nhỏ.

Bảng 7: Kết quả hồi quy mô hình CAPM

Danh mục	α_i	β_i	R^2	R^2 điều chỉnh
SH	0,0000702	0,329***	0,194	0,191
	(0,0902)	(8,638)		
SM	0,000586	0,262***	0,263	0,261
	(1,156)	(10,53)		
SL	0,00161**	0,141***	0,043	0,04
	(2,088)	(3,736)		
BH	-0,00195	0,902***	0,393	0,391
	(-1,503)	(14,20)		
BM	-0,000664	0,658***	0,597	0,596
	(-1,060)	(21,46)		
BL	-0,0000335	0,891***	0,863	0,863
	(-0,0817)	(44,33)		
SW	0,00179**	0,266***	0,145	0,142
	(2,398)	(7,268)		
SM1	0,00136***	0,182***	0,142	0,139
	(2,630)	(7,166)		
SL1	-0,000902	0,308***	0,181	0,179
	(-1,192)	(8,300)		
BW	0,000286	0,680***	0,563	0,562
	(0,413)	(20,03)		
BM1	0,000697	0,789***	0,702	0,701
	(1,171)	(27,04)		
BL1	-0,00114	0,928***	0,582	0,581
	(-1,254)	(20,81)		
R^2 điều chỉnh bình quân			0,389	0,387

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

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích Stata. Chi tiết ở phụ lục 2.3)

Hệ số chặn α của 3/12 danh mục khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê cho thấy lợi tức thực tế và lợi tức kỳ vọng dự báo từ CAPM vẫn còn có sự sai lệch. Nói cách khác mô hình CAPM chưa thể giải thích hết lợi tức của cổ phiếu giai đoạn này.

Tất cả hệ số β của mô hình CAPM đều có ý nghĩa thống kê, tuy nhiên giá trị hệ số β có sự khác biệt đáng kể giữa các danh mục. Có 6/12 danh mục có β tương đối cao từ 0,658 đến 0,928, còn lại 6/12 danh mục có β thấp từ 0,141 đến 0,329, tất cả đều có giá trị dương. Điều này cho thấy lợi tức cổ phiếu trên sàn giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh có tương quan cùng chiều với thị trường. Tác động của thị trường lên từng loại cổ phiếu có sự khác nhau khá nhiều, tuy nhiên khi thị trường chuyển biến tích cực, lợi tức cổ phiếu cũng tăng theo và ngược lại lợi tức cổ phiếu giảm khi thị trường đi xuống.

So sánh β của nhóm danh mục có quy mô nhỏ và của nhóm quy mô lớn có kiểm soát nhân tố giá trị, ta thấy: $\beta_{SL} = 0,141 < \beta_{BL} = 0,891$; $\beta_{SM} = 0,262 < \beta_{BM} = 0,658$; $\beta_{SH} = 0,329 < \beta_{BH} = 0,902$. Hay khi có kiểm soát nhân tố xu hướng ta cũng thấy: $\beta_{SL1} = 0,308 < \beta_{BL1} = 0,928$; $\beta_{SM1} = 0,182 < \beta_{BM1} = 0,789$; $\beta_{SW} = 0,266 < \beta_{BW} = 0,680$. Kết quả cho thấy có mối tương quan chặt chẽ và rõ ràng giữa thị trường và quy mô. Theo kết quả hồi quy này thì những cổ phiếu có quy mô vốn hóa càng lớn thì khả năng khuếch đại biến động lợi suất thị trường càng mạnh và ngược lại. Tuy nhiên theo quan sát thì các nhóm cổ phiếu quy mô nhỏ mới là nhóm có lợi tức cao hơn. Khả năng giải thích của mô hình CAPM đối với nhóm cổ phiếu quy mô nhỏ lại rất thấp (dưới 30%). Ta có thể nói rằng nhân tố thị tác động rất ít đến lợi tức của cổ phiếu quy mô nhỏ.

So sánh β giữa nhóm cổ phiếu có BE/ME cao, trung bình và thấp, cố định nhân tố quy mô, ta thấy: $\beta_{SL} = 0,141 < \beta_{SM} = 0,262 < \beta_{SH} = 0,329$ nhưng $\beta_{BM} = 0,658 < \beta_{BL} = 0,891 < \beta_{BH} = 0,902$. Như vậy danh mục có tỷ lệ BE/ME cao có hệ số khuếch đại biến động lợi suất thị trường lớn hơn danh mục có BE/ME thấp. Kết quả này cũng chưa hoàn toàn giống với quan sát ở phần thống kê mô tả rằng cổ phiếu có BE/ME cao thì lợi tức thấp hơn cổ phiếu có BE/ME thấp. Do mức độ giải thích của mô hình thấp, còn nhiều nhân tố có tác động đến lợi tức cổ phiếu mạnh

hơn nhân tố thị trường, chỉ nhìn vào hệ số beta của mô hình CAPM rõ ràng chưa đủ dự báo chính xác lợi tức của cổ phiếu trong tương lai.

So sánh β giữa nhóm cổ phiếu có lợi tức cao năm trước so với nhóm có lợi tức thấp, ta thấy: $\beta_{SL1} = 0,308 > \beta_{SW} = 0,266 > \beta_{SM1} = 0,182$ và $\beta_{BL1} = 0,928 > \beta_{BM1} = 0,789 > \beta_{BW} = 0,680$. Như vậy danh mục có lợi suất quá khứ thấp có khả năng khuếch đại biến động tỷ suất sinh lợi của danh mục thị trường lớn hơn danh mục có lợi suất quá khứ cao. Kết quả này đi ngược lại với quan sát rằng chênh lệch lợi tức nhóm cổ phiếu có sinh lợi năm trước cao so với nhóm lợi suất năm trước thấp mang giá trị dương. Như vậy nhân tố làm cho cổ phiếu sinh lợi năm trước cao tiếp tục có lợi tức năm nay cao hơn so với nhóm cổ phiếu có lợi suất năm trước thấp nằm ngoài mô hình này và tác động mạnh hơn đến lợi tức cổ phiếu so với nhân tố thị trường.

So sánh giá trị R^2 , khi cố định nhân tố giá trị, ta thấy: $R^2_{SL} = 0,043 < R^2_{BL} = 0,863$; $R^2_{SM} = 0,263 < R^2_{BM} = 0,597$ và $R^2_{SH} = 0,194 < R^2_{BH} = 0,393$. Khi cố định nhân tố xu hướng, ta thấy: $R^2_{SL1} = 0,181 < R^2_{BL1} = 0,582$; $R^2_{SM1} = 0,142 < R^2_{BM1} = 0,702$ và $R^2_{SW} = 0,145 < R^2_{BW} = 0,563$. Như vậy, đối với danh mục cùng nhóm BE/ME hoặc cùng nhóm xu hướng, mô hình CAPM dự báo lợi tức của danh mục cổ phiếu quy mô lớn tốt hơn, khả năng dự báo lợi tức của danh mục cổ phiếu có quy mô nhỏ rất kém. Nguyên nhân là do chỉ số thị trường VN-index được xác định bằng tổng bình quân gia quyền của tất cả chứng khoán niêm yết trên sàn HOSE với quyền số là mức vốn hóa thị trường. Sàn HOSE có một số mã cổ phiếu lớn đến mức chỉ cần vài mã đã có thể chiếm đến hơn 50% tổng vốn hóa thị trường. Điều này làm cho chứng khoán có mức vốn hóa càng lớn sẽ càng có sức ảnh hưởng mạnh hơn lên sự thay đổi của lợi suất thị trường. Đặc biệt, 2 danh mục cùng có BE/ME thấp là SL và BL, trong khi số lượng công ty trong danh mục SL trung bình là 16 công ty, ít nhất trong tất cả các danh mục thì số công ty thuộc danh mục BL lại nhiều nhất, trung bình lên đến 67 công ty. Vì vậy, mô hình CAPM khả năng giải thích của mô hình CAPM cho danh mục BL và danh mục SL lần lượt là tốt nhất và yếu nhất trong tất cả các danh mục.

b) Mô hình Fama – French ba nhân tố

Bảng 8: Kết quả hồi quy mô hình Fama – French ba nhân tố

Danh mục	α	β	s_i	h_i	R^2	R^2 điều chỉnh
SH	0,000237	0,680***	0,755***	0,723***	0,790	0,7883
	(0,586)	(21,56)	(16,65)	(29,44)		
SM	0,000334	0,470***	0,407***	0,215***	0,421	0,4150
	(0,731)	(13,16)	(7,918)	(7,742)		
SL	0,000559	0,453***	0,528***	-0,0928**	0,239	0,2318
	(0,796)	(8,277)	(6,697)	(-2,175)		
BH	0,000789	0,434***	-0,655***	0,845***	0,823	0,8212
	(1,106)	(7,797)	(-8,167)	(19,48)		
BM	0,0000608	0,527***	-0,188***	0,211***	0,679	0,6758
	(0,107)	(11,88)	(-2,939)	(6,105)		
BL	0,0000767	0,747***	-0,291***	-0,189***	0,892	0,8911
	(0,207)	(25,76)	(-6,969)	(-8,387)		
SW	0,00125*	0,600***	0,635***	0,259***	0,314	0,3077
	(1,832)	(11,27)	(8,290)	(6,239)		
SM1	0,0012***	0,397***	0,434***	0,291***	0,406	0,4004
	(2,768)	(11,61)	(8,817)	(10,92)		
SL1	-0,000900	0,568***	0,546***	0,462***	0,450	0,4442
	(-1,425)	(11,51)	(7,686)	(12,03)		
BW	0,000472	0,605***	-0,134*	-0,0189	0,568	0,5634
	(0,672)	(11,04)	(-1,705)	(-0,442)		
BM1	0,000806	0,673***	-0,230***	-0,139***	0,719	0,7160
	(1,369)	(14,65)	(-3,476)	(-3,883)		
BL1	-0,000268	0,672***	-0,434***	0,0800	0,624	0,6208
	(-0,305)	(9,793)	(-4,390)	(1,497)		
R^2 điều chỉnh bình quân					0,577	0,573

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

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích. Chi tiết ở phụ lục 2.4)

Mô hình hồi quy ba nhân tố có dạng:

$$\mathbf{R}_i - \mathbf{R}_f = \alpha_i + \beta_i^*(\mathbf{R}_m - \mathbf{R}_f) + s_i\mathbf{SMB} + h_i\mathbf{HML} + \varepsilon_i.$$

Hệ số R^2 điều chỉnh bình quân của mô hình Fama – French ba nhân tố cao hơn mô hình CAPM ($\text{Adjusted } R^2_{\text{Fama-French}} = 0,573 > \text{Adjusted } R^2_{\text{CAPM}} = 0,387$) cho thấy khả năng dự báo lợi cổ phiếu tốt hơn khi bổ sung thêm 2 nhân tố mới nhưng vẫn ở mức trung bình.

Hệ số chặn α của 2/12 danh mục khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê cho thấy mặc dù mô hình ba nhân tố tốt hơn so với mô hình CAPM nhưng vẫn chưa giải thích hoàn toàn sự biến động lợi tức cổ phiếu, khả năng dự báo lợi tức vẫn chưa hoàn hảo.

Hệ số β của 12 danh mục đều dương, có ý nghĩa thống kê, dao động trong khoảng từ 0,397 đến 0,747, cho thấy tác động của thị trường lên lợi tức cổ phiếu đồng đều hơn mô hình CAPM. Nhân tố thị trường thực sự ảnh hưởng đến lợi tức cổ phiếu, có thể sử dụng để làm cơ sở dự báo lợi tức. Hai biến SMB và HML mới vào mô hình khiến cho hệ số β mới không còn tuân theo quy luật trong mối quan hệ với quy mô, BE/ME và lợi suất quá khứ như hệ số β trong mô hình CAPM. Do đó, rõ ràng là việc đưa thêm 2 nhân tố mới vào mô hình đã tác động và làm thay đổi giá trị β của mô hình ba nhân tố so với β của mô hình CAPM.

Hệ số s có ý nghĩa thống kê với toàn bộ các danh mục được đưa vào mô hình. Như vậy, nhân tố quy mô thực sự có tác động đến lợi suất cổ phiếu tại thị trường Việt Nam, có thể sử dụng làm nhân tố dự báo lợi tức cổ phiếu. Hệ số s thể hiện mối quan hệ mật thiết với nhân tố quy mô, cụ thể: ($s_{SL} = 0,528, s_{SM} = 0,407, s_{SH} = 0,755$) $>$ ($s_{BL} = -0,291, s_{BM} = -0,188, s_{BH} = -0,655$) và ($s_{SL1} = 0,546, s_{SM1} = 0,434, s_{SW} = 0,635$) $>$ ($s_{BL1} = -0,434, s_{BM1} = -0,230, s_{BW} = -0,134$). Kết quả này cho thấy trong giai đoạn cổ phiếu quy mô nhỏ sinh lợi tốt hơn cổ phiếu quy mô lớn (SMB dương), các cổ phiếu quy mô nhỏ sẽ khuếch đại lợi tức của các danh mục cổ phiếu quy mô nhỏ và tác động làm thiệt hại các danh mục cổ phiếu quy mô lớn. Ngoài ra, hệ số s_i của danh mục SH dương và lớn nhất trong tất cả các danh mục ($s_{SH} = 0,755$). Người viết cho rằng nguyên nhân là do khi giá trị vốn hóa thị trường nhỏ, tỷ lệ BE/ME cao tức là giá trị vốn hóa thị trường (ME) của công ty phải rất thấp. Các công ty có ME

thấp thường do giá cổ phiếu quá thấp, phản ánh hiệu quả kinh doanh và khả năng sinh lời của công ty không tốt, nguy cơ phá sản hay cổ phiếu bị đưa vào diện kiểm soát, bị ngừng giao dịch rất cao. Vì vậy nhà đầu tư đòi hỏi một phần bù rủi ro quy mô lớn hơn khi nắm giữ cổ phiếu của công ty thuộc nhóm danh mục này. Nhận định này chưa được kiểm định trong các nghiên cứu trước cũng như việc phân loại số danh mục còn quá ít so với nghiên cứu nước ngoài, hơn nữa đây chỉ là theo quan điểm lập luận cá nhân của người viết nên tính chính xác chưa được kiểm định, cần được kiểm định lại trong những nghiên cứu khác một cách thuyết phục hơn.

Hệ số h có ý nghĩa thống kê ở 10/12 danh mục ngoại trừ danh mục BW và BL1. Trong 6 danh mục phân loại theo BE/ME, hệ số hồi quy h âm ở 2 danh mục có tỷ lệ BE/ME thấp (SL và BL) và dương ở các danh mục còn lại (SH, SM và BH, BM). Theo kết quả trên mẫu nghiên cứu của Fama và French, hệ số h âm ở 5 danh mục thuộc nhóm có tỷ lệ BE/ME thấp, còn lại đều dương. Ngoài ra, khi so sánh hệ số h giữa các danh mục, ta nhận thấy: $h_{SL} = -0,0638 < h_{SM} = 0,295 < h_{SH} = 0,739$ và $h_{BL} = -0,224 < h_{BM} = 0,219 < h_{BH} = 0,974$. Kết hợp điều này với kết quả tỷ suất sinh lợi trung bình của chuỗi HML âm cho thấy tồn tại một mối quan hệ nghịch biến giữa nhân tố giá trị và lợi suất của cổ phiếu. Những cổ phiếu có BE/ME thấp có xu hướng mang lại lợi tức cao hơn. Nguyên nhân của kết quả này có thể do tại thị trường Việt Nam, các nhà đầu tư không ưa chuộng những cổ phiếu thấp giá. Những cổ phiếu có BE/ME cao có thể có hoạt động kinh doanh yếu kém dẫn đến giá trị thị trường của cổ phiếu thấp và không được ưa chuộng. Mặt khác ta lại thấy rằng, tác động của nhân tố giá trị lên lợi tức của nhóm cổ phiếu có tỷ lệ BE/ME cao hơn hẳn so với nhóm BE/ME thấp, thể hiện qua giá trị tuyệt đối của hệ số h .

Việc thêm 2 nhân tố mới bổ sung vào mô hình CAPM đã nâng cao khả năng giải thích lợi tức của phiếu trên sàn HOSE, nâng cao năng lực dự báo lợi tức cổ phiếu của mô hình. Tuy nhiên đánh giá khách quan thì còn nhiều yếu tố nằm ngoài mô hình vẫn đang tác động đáng kể đến lợi tức của cổ phiếu, R^2 vẫn chỉ nằm ở mức trung bình, ảnh hưởng đến chất lượng dự báo của mô hình.

c) Mô hình Carhart bốn nhân tố

Bảng 9: Kết quả hồi quy mô hình Carhart bốn nhân tố

Danh mục	α	β	s_i	h_i	w_i	R^2	R^2 điều chỉnh
SH	0,000286	0,680***	0,761***	0,719***	-0,0312	0,791	0,788
	(0,704)	(21,57)	(16,68)	(28,98)	(-1,131)		
SM	0,000248	0,470***	0,397***	0,222***	0,0545*	0,426	0,419
	(0,541)	(13,21)	(7,702)	(7,939)	(1,749)		
SL	0,000470	0,454***	0,518***	-0,0856**	0,0558	0,243	0,233
	(0,667)	(8,284)	(6,531)	(-1,985)	(1,164)		
BH	0,000715	0,434***	-0,663***	0,851***	0,0465	0,823	0,821
	(0,996)	(7,798)	(-8,222)	(19,41)	(0,954)		
BM	-0,000073	0,527***	-0,203***	0,222***	0,0848**	0,684	0,680
	(-0,129)	(11,95)	(-3,181)	(6,394)	(2,194)		
BL	0,000147	0,746***	-0,283***	-0,195***	-0,0446*	0,893	0,892
	(0,396)	(25,85)	(-6,755)	(-8,581)	(-1,763)		
SW	0,000604	0,601***	0,561***	0,312***	0,408***	0,484	0,477
	(1,013)	(13,00)	(8,369)	(8,556)	(10,06)		
SM1	0,0011***	0,397***	0,426***	0,297***	0,0442	0,410	0,403
	(2,598)	(11,63)	(8,616)	(11,04)	(1,478)		
SL1	-0,000375	0,567***	0,606***	0,419***	-0,331***	0,554	0,549
	(-0,656)	(12,75)	(9,418)	(11,98)	(-8,512)		
BW	-0,000337	0,606***	-0,228***	0,0473	0,510***	0,726	0,722
	(-0,598)	(13,89)	(-3,601)	(1,375)	(13,34)		
BM1	0,000798	0,673***	-0,231***	-0,138***	0,00476	0,719	0,715
	(1,346)	(14,63)	(-3,462)	(-3,819)	(0,118)		
BL1	0,000757	0,670***	-0,315***	-0,00385	-0,647***	0,765	0,762
	(1,082)	(12,33)	(-4,007)	(-0,0900)	(-13,61)		
R^2 điều chỉnh bình quân						0,626	0,622

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

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích. Chi tiết ở phụ lục 2.5)

Mô hình Carhart bốn nhân tố có dạng như sau:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i*(R_m - R_f) + s_i*SMB + h_i*HML + w_i*WML + \varepsilon_i.$$

Giá trị R^2 điều chỉnh bình quân của mô hình Carhart cao hơn mô hình Fama – French ($\text{Adjusted } R^2_{\text{Fama-French}} = 0,573 < \text{Adjusted } R^2_{\text{Carhart}} = 0,622$) cho thấy khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu của mô hình Carhart cải thiện hơn khi thêm nhân tố xu hướng vào mô hình.

Hệ số chặn α của 1/12 danh mục khác 0 một cách có ý nghĩa thống kê cho thấy mô hình Carhart cũng chưa giải thích hoàn toàn sự biến động của lợi suất chứng khoán trên sàn HOSE, vẫn còn có những nhân tố khác có tác động đến lợi suất chứng khoán nhưng chưa được đưa vào mô hình, tuy nhiên đã cải thiện so với 2 mô hình trước đó.

Về ảnh hưởng của nhân tố thị trường, hệ số β đều dương, có ý nghĩa thống kê và nằm trong khoảng từ 0,392 đến 0,746. Kết quả này tương tự như kết quả hồi quy với mô hình Fama – French ba nhân tố.

Hệ số s của toàn bộ các danh mục có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cũng tương tự với kết quả khi hồi quy bằng mô hình 3 nhân tố Fama - French. Hệ số s trong mô hình hồi quy bốn nhân tố Carhart cũng tuân theo quy luật đó là các chứng khoán có quy mô nhỏ có hệ số s dương và các chứng khoán có quy mô lớn có hệ số s âm.

Hệ số hồi quy h có ý nghĩa thống kê ở 10/12 danh mục, không có ý nghĩa thống kê đối với danh mục BW và BL1. Kết quả này cũng giống với kết quả hồi quy mô hình Fama - French. Ta nhận thấy rằng trong 6 danh mục phân loại theo ME và BE/ME, hệ số h tiếp tục âm ở các danh mục có tỷ lệ BE/ME thấp (danh mục SL và BL) và dương ở các danh mục còn lại. Cụ thể: $h_{SL} = -0,0856 < h_{SM} = 0,222 < h_{SH} = 0,719$ và $h_{BL} = -0,195 < h_{BM} = 0,222 < h_{BH} = 0,851$.

Hệ số w của nhân tố xu hướng lợi nhuận quá khứ chỉ có ý nghĩa thống kê với 7/12 danh mục, điều này cho thấy biến xu hướng phần nào có ảnh hưởng đến lợi suất chứng khoán và việc bổ sung nhân tố xu hướng vào mô hình 3 nhân tố là đáng

được cân nhắc. **Kết quả phân tích hồi quy cho thấy ảnh hưởng của nhân tố xu hướng đến lợi tức của các danh mục chỉ rõ ràng đối với danh mục được phân loại có sự rõ ràng về xu hướng.** Cụ thể, 4/6 danh mục phân loại theo quy mô và xu hướng có hệ số w ý nghĩa thống kê với độ tin cậy cao đó là SW, SL1, BW, BL1. Theo đó w_{SW} , w_{BW} mang giá trị dương, tức là cổ phiếu có lợi suất cao kỳ trước tiếp tục có lợi suất cao ở kỳ tiếp theo và w_{SL1} , w_{BL1} mang giá trị âm, tức là cổ phiếu có lợi tức thấp kỳ trước tiếp tục xu hướng có lợi tức thấp ở kỳ tiếp theo. Kết quả này phù hợp với suy luận rút ra từ giá trị trung bình dương của biến WML (cổ phiếu có lợi suất kỳ trước cao hơn sẽ có lợi suất kỳ tiếp theo cao hơn). Đối với các danh mục còn lại, nhân tố xu hướng không tác động đến lợi tức cổ phiếu và như đã nói, nhân tố xu hướng chỉ hiện diện rõ ràng và chỉ thực sự có tác động đối với một số cổ phiếu mang xu hướng rõ ràng. Tóm lại, thị trường Việt Nam có xuất hiện hiện tượng xu hướng lợi nhuận quá khứ tác động thuận chiều đến lợi suất cổ phiếu nhưng chưa rõ ràng. Tuy nhiên, nhân tố xu hướng cũng góp phần nâng cao hiệu quả dự báo lợi tức của mô hình đa nhân tố. Điều này đã được chứng tỏ qua việc so sánh R^2 của mô hình Carhart so với 2 mô hình trước. Đánh giá khách quan thì mô hình Carhart vẫn chỉ mới giải thích được hơn 60% biến động của lợi tức cổ phiếu của thị trường chứng khoán Việt Nam, do đó mô hình này vẫn chưa thực sự hiệu quả để sử dụng dự báo lợi tức.

d) Kiểm định tự tương quan của nhiễu

Người viết lựa chọn kiểm định thay thế Durbin Watson (Durbin Watson Alternative test) để kiểm định hiện tượng tự tương quan của nhiễu.

Với giả thiết H_0 : không có tự tương quan, do đó với giá trị P-value $> 0,05$ ta có thể kết luận chấp nhận giả thiết H_0 , có nghĩa là không có hiện tượng tự tương quan. Ngược lại, nếu p – value nhỏ hơn 0,05, ta bác bỏ giả thiết H_0 , tức có tự tương quan của nhiễu.

Kết quả kiểm định ở bảng 10 cho thấy hầu hết các danh mục khác đều không có hiện tượng tương quan nhiễu, ngoại trừ danh mục BL1 có dấu hiệu của hiện tượng tự tương quan.

Bảng 10: Kết quả kiểm định Durbin Watson

Danh mục	Chi2 – Mô hình ba nhân tố	Chi2 – Mô hình bốn nhân tố
SH	0,280	0,188
	(0,5969)	(0,6645)
SM	1,712	1,222
	(0,1907)	(0,2689)
SL	0,448	0,311
	(0, 5031)	(0,5773)
BH	0,067	0,028
	(0,7963)	(0,8664)
BM	0,033	0,022
	(0,8562)	(0,8827)
BL	0,055	0,102
	(0,8140)	(0,7497)
SW	0,001	0,216
	(0,9706)	(0,6420)
SM1	0,014	0,106
	(0,9043)	(0,7449)
SL1	1,505	2,908
	(0,2200)	(0,0881)
BW	0,125	0,100
	(0,7242)	(0,7523)
BM1	4,481	4,462
	(0,0343)	(0,0347)
BL1	5,962	3,710
	(0,0146)	(0,0541)

Ghi chú: giá trị trong ngoặc là p – value của Chi bình phương

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích trên Stata. Chi tiết xem phụ lục 2.4 và 2.5)

Để có thể sử dụng kết quả của ước lượng hồi quy OLS, người viết chứng minh rằng kết quả hồi quy của danh mục BL1 và BM1 bằng hai mô hình Fama – French ba nhân tố và Carhart bốn nhân tố vẫn có ý nghĩa thống kê bằng cách hồi quy lại bằng phương pháp Newey-West. Với phương pháp này, ước lượng hồi quy sẽ cho ra độ lệch chuẩn thận trọng hơn, khắc phục hiện tượng tự tương quan của nhiễu, giúp ta không phạm sai lầm khi chấp nhận kết quả của OLS.

Bảng 11: Kết quả hồi quy danh mục BL1 và BM1 theo OLS và Newey-West

Danh mục	BM1		BL1	
	OLS	Newey-West	OLS	Newey-West
Mô hình	Fama – French ba nhân tố			
α	0,000806	0,000806	-0,000268	-0,000268
	(1,369)	(1,33)	(-0,305)	(-0,29)
β	0,673***	0,673***	0,672***	0,672***
	(14,65)	(13,19)	(9,793)	(9,16)
s	-0,230***	-0,230***	-0,434***	-0,434***
	(-3,476)	(-3,7)	(-4,390)	(-3,73)
h	-0,139***	-0,139***	0,0800	0,0800
	(-3,883)	(-3,47)	(1,497)	(1,2)
Mô hình	Carhart bốn nhân tố			
α	0,000798	0,000798	0,000757	0,000757
	(1,346)	(1,31)	(1,082)	(1,01)
β	0,673***	0,673***	0,670***	0,670***
	(14,63)	(13,17)	(12,33)	(11,07)
s	-0,231***	-0,231***	-0,315***	-0,315***
	(-3,462)	(-3,69)	(-4,007)	(-3,64)
h	-0,138***	-0,138***	-0,00385	-0,00385
	(-3,819)	(-3,36)	(-0,0900)	(-0,07)
w	0,00476	0,00476	-0,647***	-0,647***
	(0,118)	(0,12)	(-13,61)	(-10,77)

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

(Nguồn: Tổng hợp từ kết quả phân tích. Chi tiết ở phụ lục 2.4 và 2.5)

So sánh kết quả hồi quy OLS và Newey-West của danh mục BL1 và BM1 theo từng mô hình, ta thấy rằng các hệ số hồi quy của 2 mô hình không đổi, và vẫn có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa như nhau. Do đó người viết chấp nhận kết quả hồi quy của danh mục BL1 và BM1. Như vậy ước lượng được thực hiện trong nghiên cứu này phù hợp, kết quả R² từ mô hình hồi quy đáng tin cậy, hay nói cách khác, các kết quả kiểm định đều có ý nghĩa và có thể cân nhắc sử dụng mô hình để dự báo.

CHƯƠNG 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ NHỮNG HÀM Ý CHO THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

3.1. Đúc kết những kinh nghiệm nghiên cứu quốc tế

Sau quá trình tham khảo bài nghiên cứu khoa học liên quan đến mô hình CAPM và các mô hình đa nhân tố, người viết nhận thấy rằng có rất nhiều mô hình đa nhân tố đã ra đời và đang thực hiện một nhiệm vụ giống nhau đó là chứng minh tác động của các nhân tố lên lợi tức của chứng khoán, qua đó sử dụng các nhân tố này làm công cụ dự báo lợi tức, giúp nhà đầu tư đưa ra chiến lược phù hợp. Có thể kể đến một số mô hình đa nhân tố phổ biến khác như là mô hình ba nhân tố Long Chen – Lu Zhang (2010), mô hình bốn nhân tố Bali-Cakici (2004), mô hình năm nhân tố Fama – French (2015),... Bên cạnh những mô hình này, các nhà nghiên cứu đã và đang sáng tạo trong phương pháp nghiên cứu, phát triển các nhân tố mới để bổ sung hoặc thay thế các nhân tố trước đây, tạo ra các mô hình đa nhân tố biến thể mới. Trong phạm vi của nghiên cứu này, người viết chỉ lựa chọn mô hình Fama – French ba nhân tố (1993) và mô hình Carhart bốn nhân tố (1997) để đi sâu tìm hiểu, học hỏi kinh nghiệm nghiên cứu, vận dụng mô hình của các nước. Đây là 2 mô hình cơ bản nhất trong số các mô hình đa nhân tố hiện nay. Sau quá trình nghiên cứu tài liệu và thực hành nghiên cứu, người viết đúc kết lại một số kinh nghiệm quốc tế nổi bật như sau:

Thứ nhất: Mô hình CAPM không còn phù hợp, việc nâng cấp mô hình đa nhân tố là tất yếu.

Hầu hết các nghiên cứu đều đã kết luận rằng, mô hình đa nhân tố hiệu quả hơn mô hình CAPM đáng kể. Ngay cả tại thị trường Việt Nam, mô hình CAPM có khả năng giải thích kém những biến động của lợi tức cổ phiếu. Các mô hình đa nhân tố lại đang được nhiều quốc gia chứng minh là có thể sử dụng tốt để dự báo biến động của giá cổ phiếu. Trên thế giới, mỗi thị trường khác nhau sẽ có những đặc trưng thị trường khác nhau. Có thể một nhân tố có tác động đến lợi tức cổ phiếu ở thị trường này nhưng không có tác động ở thị trường khác. Việc này chúng ta đã thấy được trong nghiên cứu tại Ai Cập và Pakistan. Trong quá trình đầu tư và quan sát thị trường, nhiều hiện tượng có thể được nhà nghiên cứu nhận ra (nhân tố tiềm năng). Kết hợp với tìm hiểu về tác động của những nhân tố tiềm năng lên thị trường chứng

khoán, nhà nghiên cứu có thể chứng minh được tác động của nhân tố tiềm năng lên lợi tức cổ phiếu, bổ sung vào mô hình hoặc thay thế nhân tố cũ. Với cách làm này, các mô hình đa nhân tố ngày càng được phát triển, bổ sung sao cho phù hợp với từng thị trường nhất định. James Foye, Dusan Mramor và Marko Pahor (2013) đã tìm ra nhân tố quản trị lợi nhuận kế toán (chất lượng lợi nhuận kế toán) có tác động đến lợi suất. Khi thay thế cho nhân tố giá trị, mô hình ba nhân tố giải thích tốt hơn biến động giá cổ phiếu ở thị trường các nước Đông Âu. Đây là một hướng đi mới trong nghiên cứu về mô hình đa nhân tố, góp phần bổ sung các nhân tố dự báo lợi suất cho nhà đầu tư tham khảo.

Thứ hai: Linh động trong xử lý số liệu.

Đối với một số thị trường chứng khoán nhỏ như Việt Nam, sự thiếu hụt về dữ liệu là vấn đề đã tồn tại lâu, việc tiếp cận các cơ sở dữ liệu vẫn còn một số khó khăn nhất định. Đây là tình trạng chung khi ta tiếp nhận những nghiên cứu tại những thị trường mới nổi. Khi nghiên cứu mô hình đa nhân tố tại Mỹ, người nghiên cứu được tiếp cận dễ dàng với giá trị của các nhân tố SMB, HML được đăng trong thư viện dữ liệu trên website của Kenneth R. French. Đây là dữ liệu được tính toán sẵn và độ chính xác cao, cập nhật dữ liệu mới liên tục. Ở Việt Nam và một số quốc gia khác, để có thể sử dụng mô hình Fama – French và Carhart, người nghiên cứu phải tự tính toán giá trị của các biến độc lập thông qua công thức của những nghiên cứu đi trước. Vì vậy việc tính toán sẽ được thực hiện theo nhiều phương pháp khác nhau.

Phần lớn các nghiên cứu sử dụng lợi suất gộp để tính toán. Tuy nhiên người viết nhận thấy rằng trong quá trình xử lý dữ liệu, nhiều lúc cần phải tính toán lợi suất bình quân tháng từ lợi suất ngày hay tính toán lợi suất bình năm từ lợi suất tháng hoặc lợi suất tuần (sử dụng trong tính toán lợi suất năm trước của cổ phiếu phục vụ việc phân chia danh mục theo nhân tố xu hướng). Việc sử dụng lợi suất liên tục sẽ dễ dàng hơn lợi suất gộp khi thực hiện tính toán do tính chất có thể cộng của lợi suất liên tục làm cho thao tác tính toán trở nên nhanh, đơn giản và tinh gọn hơn. Giá trị của lợi suất gộp và lợi suất liên tục khá tương đồng nhau, do đó không ảnh hưởng đến kết quả của mô hình. Tùy vào kinh nghiệm của người nghiên cứu mà có thể lựa chọn cách tính lợi suất phù hợp.

Đối với các thị trường chứng khoán mới nổi, thời gian hoạt động chưa lâu nên so với nhiều nghiên cứu trên thế giới, số lượng quan sát hạn chế hơn rất nhiều, giai đoạn được nghiên cứu ngắn hơn. Việc thiếu hụt quan sát có thể ảnh hưởng đến chất lượng của kết quả hồi quy. Một kinh nghiệm mà người viết tiếp nhận được đó là sử dụng lợi suất tuần thay vì lợi suất tháng để tăng số lượng quan sát với kỳ vọng sẽ giúp mô hình hoạt động hiệu quả hơn. Cách làm này đã được nhiều tác giả vận dụng trên thế giới cũng như tại Việt Nam, cho chất lượng kết quả tương đương. Tuy nhiên việc sử dụng lợi suất ngày lại không được khuyến nghị do lợi suất ngày tạo ra quá nhiều dữ liệu tính toán không cần thiết và có thể bị ảnh hưởng bởi biên độ dao động giá lớn, không mang tính đại diện cho lợi suất trong đầu tư.

Thứ ba: Kiểm định khả năng dự báo của các mô hình đa nhân tố

Nhiều nghiên cứu mà người viết tham khảo chỉ dừng lại ở việc tìm ra một mô hình giải thích tốt nhất biến động của giá cổ phiếu, qua đó sử dụng làm công cụ dự báo lợi suất. Khả năng giải thích của mô hình càng cao thì được cho là khả năng dự báo chính xác càng cao. Tuy nhiên việc kiểm định mức độ dự báo chính xác của mô hình chưa được thực hiện nhiều. Người viết đã tìm hiểu được một phương pháp nghiên cứu đơn giản để kiểm định chất lượng dự báo của mô hình ba nhân tố. Phương pháp được nghiên cứu bởi Glenn Pettengill, George Chang và James Hueng (2013), bằng những dữ liệu có sẵn trong bộ dữ liệu, tác giả phân chia các giai đoạn dài 4 năm và giả định dự báo lợi tức năm thứ 4 được xây dựng trên dữ liệu của 3 năm đầu. Lợi tức thực tế của năm thứ 4 sẽ được so sánh với lợi tức dự báo để đánh giá chất lượng dự báo của mô hình. Ngoài phương pháp đơn giản này còn nhiều phương pháp khác để kiểm định khả năng dự báo mà chưa được người viết giới thiệu trong nghiên cứu này. Do hạn chế về thời gian nghiên cứu nên kinh nghiệm này chưa được người viết vận dụng trong nghiên cứu này, do đó chưa đánh giá được hiệu quả của phương pháp. Nhưng rõ ràng nhà nghiên cứu ngoài việc tìm ra mô hình dự báo mạnh cũng cần kiểm định lại chất lượng dự báo của mô hình nhằm tăng tính thuyết phục đối với người sử dụng kết quả.

Thứ tư: Mở rộng góc độ nghiên cứu, xem xét mô hình ở nhiều góc độ.

Qua các nghiên cứu trên thế giới, ta thấy được rằng, thị trường chứng khoán có thể có những diễn biến khác thường tại các thời điểm khác nhau trong năm. Chẳng hạn như hiệu ứng tháng giêng được quan sát thấy tại thị trường Canada hoặc hiệu ứng “bán vào tháng 5 và tạm rời khỏi thị trường” (sell in May and go away). Những hiệu ứng này nếu quan sát thấy tồn tại ở thị trường đang nghiên cứu thì việc phân tích riêng các giai đoạn được khuyến nghị. Mục đích để ta thấy được lợi tức cổ phiếu biến động do tác nhân nào trong từng giai đoạn để đưa ra mô hình phù hợp.

Ngoài ra thị trường suy thoái và tăng trưởng cũng là những điều kiện khiến cho tác động của những nhân tố lên lợi tức có sự thay đổi. Nghiên cứu của Nguyễn Thu Hằng và Nguyễn Mạnh Hiệp (2012) tại Việt Nam đã từng cho thấy mô hình ba nhân tố Fama – French giải thích tốt biến động lợi tức trong thời kỳ tăng trưởng nhưng chưa hoàn toàn giải thích biến động lợi tức trong giai đoạn suy thoái.

Ngoài góc nhìn về những hiệu ứng thị trường, giai đoạn thị trường, những đặc điểm của thị trường trước hoặc sau những chính sách, sự kiện có tầm ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán cũng nên được xem xét riêng.

3.2. Nhận xét kết quả kiểm định mô hình tại thị trường Việt Nam

Sau khi thực hiện nghiên cứu thực nghiệm mô hình CAPM, mô hình Fama – French ba nhân tố và mô hình Carhart bốn nhân tố trên các cổ phiếu niêm yết tại Sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh, người viết tổng hợp tóm tắt kết quả và có một số nhận xét như sau:

- Xét về khả năng dự báo lợi tức (hay khả năng giải thích biến động giá) của các mô hình, mô hình CAPM có khả năng dự báo kém nhất. Mô hình Fama – French ba nhân tố và mô hình Carhart bốn nhân tố có khả năng dự báo tốt hơn. Mô hình bốn nhân tố dự báo tốt nhất nhưng so với mô hình ba nhân tố hiệu quả không vượt trội đáng kể. Các mô hình chưa dự báo tốt tại thị trường chứng khoán Việt Nam, chưa có mô hình nào có R^2 đạt được 70%. Vẫn còn yếu tố tác động đáng kể đến lợi tức cổ phiếu chưa nằm trong mô hình.

- Nhân tố thị trường tác động mạnh nhất đến các cổ phiếu có quy mô lớn nhưng nhân tố này vẫn chưa phải là nhân tố chính giải thích biến động lợi tức.
- Hai nhân tố quy mô và nhân tố giá trị khi bổ sung vào mô hình CAPM đã tăng hiệu quả của mô hình lên đáng kể, cho thấy 2 nhân tố này phù hợp với thị trường chứng khoán Việt Nam, có khả năng giải thích biến động lợi tức cổ phiếu, có thể xem là các nhân tố phù hợp để thiết lập mô hình dự báo lợi tức.
- Nhân tố xu hướng có tác động đến lợi tức của cổ phiếu nhưng yếu và chưa rõ ràng. Nhân tố này giải thích lợi tức của cổ phiếu trên thị trường Việt Nam chưa hiệu quả. Hệ số hồi quy của nhân tố xu hướng chỉ có ý nghĩa thống kê khi hồi quy các danh mục mang đặc điểm xu hướng đã rõ ràng.

Tóm lại, kết quả kiểm định các mô hình trong nghiên cứu này chỉ ra cho chúng ta thấy mô hình ba nhân tố và mô hình bốn nhân tố cùng với các nhân tố của mô hình tuy có khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu nhưng còn hạn chế, cần có những nghiên cứu sâu rộng hơn để tìm ra được mô hình dự báo lợi tức hiệu quả với thị trường Việt Nam.

3.3. Những hạn chế của nghiên cứu

3.3.1. Hạn chế khách quan

Hạn chế về dữ liệu nghiên cứu:

Về phạm vi nghiên cứu: Nghiên cứu được thực hiện tại thị trường chứng khoán Việt Nam với số lượng các công ty niêm yết trên thị trường vẫn chưa nhiều và chưa đa dạng về ngành nghề kinh doanh.

Về thời gian nghiên cứu: Thời gian hình thành và phát triển của thị trường chứng khoán Việt Nam chỉ vừa tròn 20 năm. So với các thị trường khác thì thị trường Việt Nam còn rất non trẻ và hạn chế về dữ liệu.

Về lãi suất phi rủi ro: Tại thị trường chứng khoán của các quốc gia lớn, trái phiếu và tín phiếu kho bạc phong phú về kỳ hạn, được giao dịch nhiều. Nhiều nghiên cứu đã chọn trái phiếu có kỳ hạn trùng với thời gian điều chỉnh danh mục cổ phiếu nhằm có được sự so sánh tương đồng giữa việc đầu tư cổ phiếu và đầu tư trái

phiếu trong cùng một khoảng thời gian. Tại Việt Nam, thị trường trái phiếu kém sôi động hơn, các loại trái phiếu được giao dịch cũng kém đa dạng. Trong nhiều năm qua, chỉ có trái phiếu Chính phủ kỳ hạn 5 năm được đấu thầu thành công và chào bán rộng rãi, khối lượng giao dịch tương đối lớn. Vì vậy, người viết chỉ có thể lấy lãi suất trái phiếu kỳ hạn 5 năm làm đại diện cho lợi suất phi rủi ro vì theo người viết đây là dữ liệu tốt nhất đại diện cho lợi suất phi rủi ro tại Việt Nam.

Về danh mục thị trường: Người viết lựa chọn chỉ số VN – Index đại diện cho danh mục thị trường. Để được gọi là một danh mục thị trường thì danh mục đó phải bao gồm các công ty hoạt động trong mọi lĩnh vực, ngành nghề trong nền kinh tế. Theo tiêu chí này thì VN – Index thực ra chưa đủ quy mô để tạo ra một danh mục thị trường đúng nghĩa. Chỉ số VN – Index được tính theo phương pháp bình quân gia quyền với trọng số là vốn hóa thị trường của các cổ phiếu niêm yết trên sàn HOSE. Với cách tính này, mức độ ảnh hưởng của những chứng khoán quy mô lớn sẽ có ảnh hưởng lớn đến chỉ số VN – Index. Hiện nay, chỉ vài công ty lớn đã chiếm đến hơn 50% tổng vốn hóa thị trường. Chỉ số VN – Index chỉ đại diện cho danh mục thị trường hợp lý khi tất cả cổ phiếu niêm yết trên thị trường đều thực sự được giao dịch tự do (free float). Trên thực tế, luôn tồn tại một khối lượng lớn cổ phiếu niêm yết không được giao dịch thuộc sở hữu của các cá nhân, tổ chức, nắm vì mục đích nắm quyền điều hành công ty và rất hiếm khi giao dịch trên thị trường. Năm 2012, HOSE cho ra đời một chỉ số nữa đó là VN30. Tính đại diện cho thị trường của 2 chỉ số này chưa được so sánh cụ thể, do đó người viết chưa đánh giá được chỉ số nào sẽ ưu việt hơn. Người viết đã lựa chọn 1 trong 2 chỉ số này để thực hiện nghiên cứu.

Về các dữ liệu tài chính của công ty: Số liệu được thu thập từ báo cáo tài chính của các công ty, tất cả đều là những báo cáo tài chính đã được kiểm toán và soát xét. Tuy nhiên, dù được kiểm toán và soát xét thì số liệu cũng chỉ đảm bảo ở mức độ trung thực, hợp lý trên các khía cạnh trọng yếu. Việc kiểm toán viên dù đã thực hiện tất cả những thủ tục cần thiết nhưng bỏ qua các lỗi không trọng yếu hay bỏ sót các lỗi trọng yếu có thể xảy ra. Do đó độ chính xác của dữ liệu có thể bị ảnh hưởng, tác động đến độ tin cậy của kết quả nghiên cứu.

Hạn chế của bản thân mô hình và các giả định:

Đối với mô hình CAPM, các hạn chế xuất phát từ bản thân mô hình có thể chỉ ra như sau:

- Mô hình CAPM là mô hình một nhân tố: Chỉ rủi ro hệ thống (Beta) được định giá trong CAPM. Trong khi sự biến động của các khoản đầu tư chịu ảnh hưởng của rất nhiều rủi ro khác.
- Mô hình CAPM là mô hình một giai đoạn: CAPM không xem xét tác động nhiều giai đoạn hoặc mục tiêu đầu tư của các giai đoạn trong tương lai. Vì vậy, nó không thể nắm bắt các yếu tố thay đổi ở các kì tiếp theo, khả năng dự báo do đó hạn chế và chỉ phù hợp trong một giai đoạn nhất định.
- Mô hình CAPM cũng như các mô hình đa nhân tố khác dựa trên nền tảng CAPM hoạt động dựa trên một số giả định mà được đánh giá là không thể đạt được trên thực tế, tiêu biểu như:
 - (i) Giả định tất cả các tài sản đầu tư đều có thể được phân chia tùy ý, nhà đầu tư có thể mua vào hay bán ra một phần bất kỳ hay toàn bộ tài sản đầu tư: Thực tế trên thị trường HOSE, các cổ phiếu được giao dịch theo lô chẵn 10 cổ phiếu. Từ ngày 04/01/2020, các giao dịch phải được thực hiện theo lô chẵn 100 cổ phiếu. Các quy định này làm giả định bị vi phạm và hạn chế các thành phần tham gia nhỏ lẻ trên thị trường. Các “cổ phiếu lẻ” sẽ bị đóng băng và không thể giao dịch.
 - (ii) Giả định không có thuế và chi phí giao dịch hay bất kỳ sự cản trở nào trong việc mua và bán tài sản trên thị trường: Thực tế các giao dịch đều tốn phí giao dịch, thuế thu nhập cá nhân và thuế thu nhập doanh nghiệp, làm giảm lợi tức thu được của nhà đầu tư.
 - (iii) Giả định thị trường vốn là thị trường cạnh tranh hoàn hảo, nhiều người mua và bán, giá cả chỉ chịu tác động của quan hệ cung cầu: Thị trường Việt Nam vẫn tồn tại hiện tượng thao túng giá cổ phiếu do một nhóm người cấu kết thực hiện các giao dịch mua bán với số lượng lớn, tạo cung cầu giả trên thị trường nhằm tác động “làm giá” chứng khoán hay sử dụng thông tin nội bộ nhằm kiếm lợi. Giá cả khi đó không còn phản

ánh đúng rủi ro của cổ phiếu và giả định về tính cân bằng của thị trường không được đảm bảo.

- (iv) Giả định tất cả các nhà tư đều là nhà đầu tư hiệu quả, nghĩa là, ứng với một mức rủi ro cho trước, nhà đầu tư sẽ lựa chọn danh mục có lợi suất cao nhất hoặc ứng với một mức lợi suất cho trước, nhà đầu tư sẽ lựa chọn danh mục có rủi ro thấp nhất: Thực tế, các nhà đầu tư tại Việt Nam đa phần là nhà đầu tư cá nhân, không có nhiều kiến thức trong đầu tư cổ phiếu. Nhà đầu tư đa phần chỉ quan tâm đến lợi nhuận. Giả định này do đó cũng không được thỏa mãn.

Đối với mô hình Fama – French ba nhân tố: nhiều tác giả trên thế giới đã chỉ ra rằng mô hình này chỉ tập trung vào nguồn gốc của lợi nhuận hơn là tổng rủi ro của nó. Mô hình Fama – French ba nhân tố cũng không có cơ sở lý thuyết cụ thể.

3.3.2. Hạn chế chủ quan

Do thời gian thực hiện nghiên cứu ngắn, người viết chỉ nghiên cứu dựa trên các nhân tố cơ bản của mô hình gốc, chưa xem xét đến các yếu tố khác có thể ảnh hưởng đến lợi tức cổ phiếu tại thị trường Việt Nam như yếu tố vĩ mô (khủng hoảng kinh tế, suy thoái, lạm phát, luật pháp, chính trị), yếu tố con người (tâm lý, mối quan hệ, thông tin hành lang), thông tin trong nước (tỷ giá hối đoái đồng Việt Nam so với đồng đô la Mỹ, tỷ lệ lãi suất ngắn hạn trong nước),... hoặc những yếu tố của bản thân doanh nghiệp như vấn đề sở hữu Nhà Nước, chất lượng lợi nhuận trên báo cáo tài chính, tỷ lệ đầu tư trên tổng tài sản, rủi ro mất vốn, lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA)...

Còn nhiều mô hình đa nhân tố khác chưa được người viết nghiên cứu trong luận văn này. Do đó chưa tìm ra được mô hình đa nhân tố nào hiệu quả để dự báo lợi tức tại thị trường Việt Nam.

Dữ liệu nghiên cứu được người viết thu thập trong giai đoạn dài 6 năm từ năm 2015 đến hết năm 2020. So với các nghiên cứu quốc tế thường thu thập dữ liệu trong thời gian dài lên đến hàng chục năm, dữ liệu của nghiên cứu này quá ngắn. Do thời kỳ từ năm 2008 đến năm 2016 thuộc giai đoạn khủng hoảng và hậu khủng hoảng của thị trường chứng khoán, các quy luật thị trường trong giai đoạn này có

thể khác biệt so với giai đoạn phục hồi phát triển từ 2017 đến nay. Do đó người viết chỉ thu thập dữ liệu trong giai đoạn 2015 đến hết năm 2020 để nghiên cứu với tiêu chí thời gian không quá ngắn và diễn biến thị trường tương đồng.

Nghiên cứu được người viết thực hiện trên quy mô nhỏ, chỉ sử dụng dữ liệu từ sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh. Ngoài HOSE, Việt Nam còn có thị trường tập trung tại sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) và hai thị trường phi tập trung là OTC và UPCOM. Người viết chưa nghiên cứu dựa các dữ liệu từ các thị trường này.

Người viết đã bỏ qua giả thiết về phương sai của sai số không đổi khi thực hiện kiểm định các mô hình đa nhân tố bằng phương pháp bình phương bé nhất OLS. Giả thuyết về phương sai của sai số không đổi theo thời gian của phương pháp OLS thường không phù hợp với các dữ liệu chuỗi thời gian trong tài chính.

Thị trường Việt Nam còn thiếu cơ sở dữ liệu chung cho toàn thị trường nên đa phần dữ liệu trong bài nghiên cứu đều được người viết xử lý thủ công bằng phần mềm excel. Việc xử lý dữ liệu với số lượng lớn, do con người thực hiện thủ công nên khó tránh khỏi sai sót trong quá trình thao tác.

Mô hình xuất hiện một số hiện tượng về đa cộng tuyến và tự tương quan trong dữ liệu đầu vào, ảnh hưởng đến độ tin cậy của kết quả nghiên cứu.

3.4. Một số hàm ý cho các nghiên cứu tại thị trường chứng khoán Việt Nam

Sau khi nhận thấy những hạn chế đã được chỉ ra ở phần trên, người viết đưa ra một số gợi ý để các đề tài nghiên cứu sau này có thể thiết lập một mô hình đa nhân tố dự báo lợi tức cổ phiếu phù hợp và thuyết phục cho nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Cụ thể như sau:

- Các nghiên cứu sau này nên tiếp tục thực hiện trên bộ dữ liệu dài hơn, vận dụng phương pháp xử lý dữ liệu của các nghiên cứu quốc tế. Cần thiết phải bổ sung dữ liệu nghiên cứu để khắc phục các vấn đề về đa cộng tuyến và tự tương quan của dữ liệu. Sử dụng một số ước lượng hồi quy khác hơn là OLS để cải thiện chất lượng của kết quả nghiên cứu.
- Không gian nghiên cứu nên được mở rộng hơn. Có thể cân nhắc việc nghiên cứu trên thị trường UPCOM và thị trường OTC vì hai thị trường

này quy mô rất lớn, là một bộ phận của thị trường chứng khoán Việt Nam nhưng chưa được các nhà nghiên cứu chú trọng.

- Trên thế giới hiện có sẵn rất nhiều mô hình đa nhân tố đã được chứng minh là phù hợp nhưng chưa được đề cập trong nghiên cứu này. Người viết hy vọng sẽ có nhiều nghiên cứu tương tự để kiểm định khả năng áp dụng của các mô hình này tại thị trường Việt Nam.
- Các nghiên cứu sau này nên bổ sung thêm các nhân tố mà nghiên cứu này chưa đề cập đến để xem xét khả năng ứng dụng tại thị trường chứng khoán Việt Nam. Một số nhân tố mà người viết kỳ vọng có khả năng tác động đến lợi tức cổ phiếu có thể kể đến như: chất lượng lợi nhuận kế toán (thước đo NI/CFO), tỷ lệ sở hữu Nhà Nước, rủi ro mất vốn của doanh nghiệp, tỷ lệ đầu tư trên tổng tài sản, tác động của dịch bệnh, ...Việc kiểm nghiệm các nhân tố mới có thể giúp thị trường Việt Nam tìm ra được mô hình phù hợp để dự báo lợi tức, giúp nhà đầu tư đưa ra quyết định chính xác hơn.
- Các có thêm những nghiên cứu về mô hình đa nhân tố thực hiện trên từng nhóm ngành hoặc nhóm cổ phiếu (nhóm blue-chip, nhóm đầu cơ lướt sóng,...) với những đặc điểm khác nhau. Người viết kỳ vọng rằng các nghiên cứu sẽ cho kết quả rõ ràng hơn về tác động của những nhân tố lên lợi tức cổ phiếu lên từng ngành, từng nhóm cổ phiếu. Cổ phiếu cùng ngành hay cùng nhóm cổ phiếu thường có những đặc điểm tương đồng, qua đó đưa ra các kết luận có tính thuyết phục hơn.

3.5. Một số kiến nghị nhằm cải thiện mức độ hiệu quả của các mô hình

Tính hiệu quả của mô hình đa nhân tố khi áp dụng vào một thị trường cụ thể phụ thuộc nhiều vào mức độ hoàn thiện của thị trường đó. Đối với một số thị trường chứng khoán lớn và lâu đời, các thành phần tham gia thị trường có kinh nghiệm hơn, hệ thống quy định pháp luật trong quản lý thị trường hoàn thiện hơn. Thị trường Việt Nam còn quá non trẻ, chưa thu hút nhà đầu tư nhiều và chưa có chỗ đứng trên trường quốc tế. Theo người viết để các mô hình đa nhân tố được vận dụng hiệu quả hơn, việc cần phải làm là phát triển thị trường chứng khoán Việt

Nam sao cho hoàn hảo, hiệu quả và minh bạch hơn. Người viết đưa ra một số kiến nghị nhằm khắc phục các hạn chế của thị trường đã trình bày ở trên.

Thứ nhất: Hoàn thiện hệ thống dữ liệu:

Trong quá trình nghiên cứu, người viết nhận thấy việc thu thập dữ liệu nghiên cứu tại Việt Nam còn nhiều khó khăn, việc tiếp cận dữ liệu cần thông qua một số đơn vị cung cấp dịch vụ. Nguồn dữ liệu sau khi thu thập phải được so sánh, đối chiếu với các nguồn đáng tin cậy khác để đảm bảo tính chính xác. Người viết kiến nghị hình thành một hệ thống dữ liệu chứng khoán đáng tin cậy cho toàn bộ thị trường như hệ thống CRSP (The Center for Research in Security Prices) ở Mỹ – cung cấp hệ thống dữ liệu của các thị trường chứng khoán NYSE, NASDAQ và AMEX. Một hệ thống dữ liệu đầy đủ, chính xác sẽ giúp các nhà đầu tư, nhà nghiên cứu trong việc thu thập và kiểm chứng dữ liệu.

Thứ hai: Cải thiện chỉ số thị trường

Phương pháp tính chỉ số VN – Index còn có nhược điểm khi trọng số mỗi cổ phiếu được xác định dựa trên vốn hóa. Theo người viết, VN – Index nên kế thừa ưu điểm của phương pháp tính chỉ số VN30, đó là có giới hạn trọng số tối đa cho mỗi cổ phiếu và chuyển từ giá trị vốn hóa thị trường thành mức vốn hóa của phần cổ phiếu thực sự lưu hành trên thị trường. Hoặc phát triển hơn, có thể nghiên cứu cách tính hệ số của những thị trường tương tự trên thế giới để học hỏi kinh nghiệm quốc tế trong việc xác định chỉ số thị trường.

Thứ ba: Nghiên cứu lộ trình nới lỏng biên độ dao động giá cổ phiếu

Sau sự kiện “ngày thứ hai đen tối” 19/10/1987, chỉ số Dow Jones sụt giảm 23% và thị trường lập tức rơi vào khủng hoảng, nguy cơ đổ vỡ có thể xảy ra, chính phủ một số quốc gia đã cho áp dụng biên độ dao động giá nhằm đề phòng tình trạng giá cổ phiếu giảm quá mạnh trong một phiên khiến thị trường chao đảo. Ảnh hưởng của biên độ dao động lên thị trường đến nay vẫn có nhiều tranh cãi liệu và đặt ra câu hỏi liệu có nên áp dụng hay không. Những người ủng hộ cho rằng áp dụng biên độ sẽ hạn chế phản ứng thái quá của thị trường và không ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch. Những người phản đối biến động giá lại cho rằng biên độ làm chậm quá

trình điều chỉnh của giá cổ phiếu về giá trị cân bằng, do đó ảnh hưởng đến khối lượng giao dịch.

Thứ tư: Nâng cao tính hiệu quả của thị trường vốn

Hiện tượng thông tin không đầy đủ, không được cập nhật kịp thời, thiếu tính xác thực, che giấu các thông tin bất lợi hoặc thổi phồng các thông tin có lợi, lợi dụng thông tin nội gián để thao túng thị trường đang làm cho giá trị doanh nghiệp bị phản ánh sai lệch, giá chứng khoán bị lệch khỏi giá kỳ vọng trên nền tảng rủi ro của chứng khoán khiến thị trường phát triển không lành mạnh, công bằng. Người viết kiến nghị thiết lập các quy chuẩn chặt chẽ trong việc công bố thông tin của doanh nghiệp, thiết lập hệ thống kế toán theo chuẩn mực quốc tế và thống nhất cách tính toán các chỉ số nhằm hạn chế các khác biệt giữa những con số công bố trên website của từng công ty chứng khoán. Các quy định này nhằm đảm bảo cho thông tin trên thị trường chính xác, rõ ràng, minh bạch, làm cơ sở để xây dựng một thị trường chứng khoán hiệu quả. Thực hiện các biện pháp nâng cao tính minh bạch của thông tin sẽ tạo nên khuôn khổ cho hoạt động của thị trường, qua đó thúc đẩy thu hút vốn đầu tư, phát triển thị trường vốn. Các cơ quan Nhà nước và Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh nên có các biện pháp xử lý nghiêm khắc và mạnh tay như tăng mức phạt hành chính, tạm ngưng giao dịch hoặc hủy niêm yết nếu cần đối với hành vi gian dối của doanh nghiệp trong việc công bố thông tin cho công chúng. Ngoài ra, thời gian công bố thông tin doanh nghiệp trên trang web của Sở Giao dịch chứng khoán nên được rút ngắn.

Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh nên đẩy mạnh công tác rà soát tình hình tài chính của các doanh nghiệp niêm yết nhằm đảm bảo tính kịp thời trong công tác xử lý các biểu hiện yếu kém trong hoạt động kinh doanh.

Thứ năm: Hoàn thiện những giả định về tâm lý nhà đầu tư

Trên thị trường chứng khoán, nhà đầu tư là đối tượng bị động nhất trên phương diện tiếp cận thông tin, đặc biệt là nhà đầu tư cá nhân. Họ cũng là đối tượng dễ bị tác động bởi thị trường có tâm lý bầy đàn. Để thị trường tránh những biến động không đáng có do hiệu ứng bầy đàn của nhà đầu tư cá nhân, cần thiết phải trang bị những kiến thức tài chính cho những nhà đầu tư nhỏ lẻ và đặc biệt là nâng

cao kiến thức cho nhà đầu tư trong nước. Để tiền của mình ngày càng sinh lợi, tránh sai lầm khi đưa ra những quyết định đầu tư, các nhà đầu tư cá nhân nên tìm hiểu và nắm bắt những vấn đề cơ bản về chứng khoán và đặc điểm thị trường chứng khoán Việt Nam. Đồng thời cũng nên cập nhật thường xuyên tình hình kinh tế – chính trị – xã hội trong nước và trên thế giới, nâng cao kỹ năng phân tích doanh nghiệp và thị trường. Những mô hình giải thích lợi tức cổ phiếu trên thế giới có rất nhiều, nhà đầu tư có thể nghiên cứu để vận dụng trong quá trình đầu tư. Nhà đầu tư là bộ phận cực kỳ quan trọng, cấu tạo nên thị trường chứng khoán. Vì vậy nhà đầu tư thông minh, có kiến thức là nền tảng cho một thị trường hiệu quả.

Thứ 6: Nâng cao hiệu quả hoạt động quản lý của các cơ quan chuyên trách.

Công tác quản lý, giám sát thị trường đóng vai trò then chốt trong việc xây dựng một thị trường hiệu quả, minh bạch. Để công tác quản lý, giám sát được thi hành hiệu quả, các cơ quan chuyên trách cần được trao quyền và công cụ mà cụ thể là các biện pháp và chế tài mà Pháp luật cho phép. Các cơ quan quản lý cần có quyền được thu thập thông tin từ thị trường kịp thời, chính xác để phát hiện các dấu hiệu vi phạm trên thị trường, qua đó có biện pháp can thiệp, ngăn chặn kịp thời. Các cơ quan quản lý cũng nên được trao một số quyền trong việc xử phạt, áp dụng chế tài đối với các doanh nghiệp, nhà đầu tư vi phạm. Việc quản lý giám sát hoạt động của thị trường sẽ giúp cho thị trường hoạt động được ổn định và hiệu quả hơn. Các cơ quan chức năng hiện nay vẫn đang từng ngày hoàn thiện các quy định của Luật chứng khoán. Nhưng để các quy định của luật chặt chẽ và phù hợp, cần sự lên tiếng, đóng góp ý kiến từ tất cả các thành phần tham gia trên thị trường với mục tiêu chung vì một thị trường minh bạch và hiệu quả hơn.

KẾT LUẬN

Trong phân tích và đầu tư chứng khoán, làm sao để có thể đưa ra được quyết định đầu tư chính xác là vấn đề quan tâm của nhiều nhà đầu tư. Nhà đầu tư mong muốn một công cụ có thể dự báo lợi tức cổ phiếu giúp họ đưa ra quyết định đầu tư. Thị trường chứng khoán Việt Nam mới hình thành, do đó các đề tài nghiên cứu về dự báo lợi tức cổ phiếu tại thị trường Việt Nam chưa nhiều nhưng trên thế giới, các mô hình đa nhân tố có khả năng dự báo lợi suất cổ phiếu đã được nghiên cứu từ rất lâu và chứng minh được hiệu quả. Nghiên cứu được thực hiện với mục tiêu ban đầu là tìm hiểu về nền tảng lý thuyết của các mô hình đa nhân tố, đúc kết những kinh nghiệm hay từ phương pháp nghiên cứu ở các quốc gia trên thế giới, sau đó vận dụng và đánh giá tính phù hợp của các mô hình đa nhân tố tại Việt Nam trong việc dự báo lợi tức của cổ phiếu. Trong quá trình nghiên cứu, người viết cơ bản đạt được mục tiêu đề ra.

Tổng hợp nhiều nghiên cứu về mô hình đa nhân tố trên thế giới, người viết đã chọn lọc những nghiên cứu ở những thị trường chứng khoán lớn và cả những thị trường chứng khoán mới nổi, có đặc điểm khá tương đồng với thị trường Việt Nam. Người viết đã đúc kết một số kinh nghiệm quốc tế trong việc sử dụng mô hình đa nhân tố, sau đó vận dụng, thực hiện kiểm định khả năng dự báo lợi tức cổ phiếu của mô hình đa nhân tố tại thị trường Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2015 đến hết năm 2020. Người viết lựa chọn 2 mô hình đa nhân tố cơ bản nhất được xây dựng trên nền tảng mô hình CAPM, đó là mô hình Fama – French ba nhân tố và mô hình Carhart bốn nhân tố để tiến hành kiểm định. Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình CAPM có khả năng dự báo lợi suất kém nhất trong ba mô hình. Mô hình ba nhân tố và bốn nhân tố giải thích tác động của các nhân tố lên lợi tức cổ phiếu tốt hơn mô hình CAPM nhưng vẫn chưa phải là mô hình phù hợp để dự báo lợi tức tại Việt Nam, khả năng giải thích của mô hình đạt chưa tới 70%. Nhân tố thị trường, nhân tố quy mô và nhân tố giá trị thực sự có tác động đến lợi tức cổ phiếu nhưng nhân tố xu hướng chỉ nhận thấy có mối quan hệ với lợi tức của những danh mục cổ phiếu có xu hướng rõ ràng (lợi suất kỳ trước rất cao hoặc rất thấp). Các mô hình đều giải thích biến động lợi tức của cổ phiếu có quy mô lớn tốt hơn những cổ phiếu quy mô nhỏ.

Kết quả cũng cho thấy rằng tại thị trường Việt Nam, những cổ phiếu có quy mô nhỏ sinh lời tốt hơn cổ phiếu quy mô lớn, cổ phiếu thấp giá (BE/ME cao) sinh lời tốt hơn cổ phiếu cao giá (BE/ME thấp), và cổ phiếu sinh lời cao kỳ trước tiếp tục sinh lợi trong kỳ sau và ngược lại.

Người viết cũng đã chỉ ra những hạn chế còn tồn tại của nghiên cứu này, bao gồm những hạn chế khách quan đến từ thị trường, hạn chế của mô hình và những hạn chế chủ quan đến từ phương pháp thực hiện nghiên cứu của người viết. Qua đó người viết đưa ra một số gợi ý định hướng cho những nghiên cứu sau này.

Mặc dù đã có nhiều nỗ lực trong việc phân tích định lượng cũng như nghiên cứu các tài liệu và thực tiễn tại thị trường chứng khoán Việt Nam, trong khả năng hạn chế của người viết, bài nghiên cứu không thể tránh khỏi những sai sót và những vấn đề chưa được giải quyết triệt để. Người viết hy vọng nghiên cứu này có thể góp phần vào việc tìm kiếm một mô hình dự báo lợi tức cổ phiếu phù hợp cho thị trường chứng khoán Việt Nam.

DANH MỤC TÀI LIỆU THAM KHẢO

I. Tài liệu tiếng Việt

1. Nguyễn Thu Hằng, Nguyễn Mạnh Hiệp, “*Kiểm định mô hình Fama – French tại thị trường Việt Nam*”, Tạp chí Công nghệ ngân hàng Số 81 tháng 12/2012, 2012, tr. 49 – 56.
2. Phan Đình Nguyên, Hà Minh Phước, “*Các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lời của cổ phiếu niêm yết trên sàn chứng khoán TP.HCM*”, Tạp chí Công nghệ ngân hàng số 78, 2012.
3. Vương Hoàng Đức Quân, Hồ Thị Huệ, “*Đi tìm một mô hình dự báo tỷ suất sinh lợi cổ phiếu thích hợp đối với thị trường chứng khoán Việt Nam*”, Tạp chí Ngân hàng 2008, 2008.
4. Vương Hoàng Đức Quân, Hồ Thị Huệ, “*Mô hình Fama – French: Một nghiên cứu thực nghiệm đối với thị trường chứng khoán Việt Nam*”, Tạp chí Ngân hàng số 22/2008, 2008.

II. Tài liệu tiếng Anh

1. Amanda, Citra, and Zaäfri A. Husodo, "*Empirical test of Fama French three factor model and illiquidity premium in Indonesia.*", Corporate Ownership & Control Journal, 12.2, 2015.
2. Ammann, Manuel, and Michael Steiner, "*Risk factors for the Swiss stock market.*", Swiss Journal of Economics and Statistics, 144.1, 2008, tr.1 – tr.35.
3. Bali, Turan G., and Nusret Cakici, "*Value at risk and expected stock returns.*", Financial Analysts Journal, 60.2, 2004, tr.57 – tr.73.
4. Banz, Rolf W, "*The relationship between return and market value of common stocks.*", Journal of financial economics, 9.1, 1981, tr.3 - tr.18.
5. Basu, Sanjoy, "*The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence.*", Journal of financial economics, 12.1, 1983, tr.129 – tr.156.

6. Ben Naceur, Sami, and Hasna Chaibi, "*The best asset pricing model for estimating cost of equity: Evidence from the Stock Exchange of Tunisia.*", SSRN, 979123, 2007.
7. Bhandari, Laxmi Chand, "*Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence.*", *The journal of finance*, 43.2,1988, tr.507 – tr.528.
8. Carhart, Mark M, "*On persistence in mutual fund performance.*", *The Journal of finance*, 52.1,1997, tr.57 – tr.82.
9. Chen, Long, and Lu Zhang, "*A better three-factor model that explains more anomalies.*", *Journal of Finance*, 65.2, 2010, tr.563 – tr.595.
10. Chordia, Tarun, Asani Sarkar, and Avanidhar Subrahmanyam, "*An empirical analysis of stock and bond market liquidity.*", *The Review of Financial Studies*, 18.1, 2005, tr.85 – tr.129.
11. Claessens, Stijn, Susmita Dasgupta, and Jack Glen, "*Return behavior in emerging stock markets.*", *The World Bank Economic Review*, 9.1, 1995, tr.131 – tr.151.
12. Czapkiewicz, Anna, and Tomasz Wójtowicz, "*The four-factor asset pricing model on the Polish stock market.*", *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 27.1, 2014, tr.771 – tr.783.
13. Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "*A five-factor asset pricing model.*", *Journal of financial economics*, 116.1,2015, tr.1 – tr.22.
14. Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "*Common risk factors in the returns on stocks and bonds.*", *Journal of financial economics*, 33.1,1993, tr.3 – tr.56.
15. Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "*Size, value, and momentum in international stock returns.*", *Journal of financial economics*, 105.3, 2012, tr.457 – tr.472.
16. Fazal, Ehtesham, and Muhammad Shafiq, "*A Study for Validity of Multifactor Asset Pricing Models for Pakistan Stock Exchange.*", *European*

- Online Journal of Natural and Social Sciences: Proceedings, 8.4(s), 2019, tr.162.
17. Ferson, Wayne E., and Campbell R. Harvey, "*Sources of predictability in portfolio returns.*", *Financial Analysts Journal*, 47.3, 1991, tr.49 – tr.56.
 18. Foye, James, Dušan Mramor, and Marko Pahor, "*A Respecified Fama French Three Factor Model for the New European Union Member States.*", *Journal of International Financial Management & Accounting*, 24.1, 2013, tr.3 – tr.25.
 19. Gaunt, Clive, "*Size and book to market effects and the Fama French three factor asset pricing model: evidence from the Australian stockmarket.*", *Accounting & Finance*, 44.1, 2004, tr.27 – tr.44.
 20. Griffin, John M., Xiuqing Ji, and J. Spencer Martin, "*Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole.*", *The Journal of finance*, 58.6, 2003, tr.2515 – tr.2547.
 21. Homsud, Nopbhanon, et al, "*A study of Fama and French three factors model and capital asset pricing model in the Stock exchange of Thailand.*", *International Research Journal of Finance and Economics*, 25.3, 2009, tr.31 – tr.40.
 22. Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, "*Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency.*", *The Journal of finance*, 48.1, 1993, tr.65 – tr.91.
 23. Karp, Adam, and Gary van Vuuren, "*The Capital Asset Pricing Model and Fama-French three factor model in an emerging market environment.*", *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 16.4, 2017, 231-256.
 24. Kisman, Zainul, and Shintabelle Restiyanita, "*The Validity of Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Theory (APT) in Predicting the Return of Stocks in Indonesia Stock Exchange.*", *American Journal of Economics, Finance and Management*, 1.3, 2015, tr.184 – tr.189.

25. L'Her, Jean-François, Tarek Masmoudi, and Jean-Marc Suret, "*Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market.*", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14.4, 2004, tr.313 – tr.328.
26. Lam, Keith SK, Frank K. Li, and Simon MS So, "*On the validity of the augmented Fama and French's (1993) model: evidence from the Hong Kong stock market.*", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 35.1, 2010, tr.89 – tr.111.
27. Markowitz, Harry, "*Portfolio selection.*", 1959.
28. Pettengill, Glenn, George Chang, and James Hueng, "*Risk-return predictions with the fama-french three-factor model betas.*", *International Journal of Economics and Finance*, 5, 2013.
29. Rosenberg, Barr, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein, "*Persuasive evidence of market inefficiency.*", *The Journal of Portfolio Management*, 11.3, 1985, tr.9 – tr.16.
30. Rouwenhorst, K. Geert, "*International momentum strategies.*", *The journal of finance*, 53.1, 1998, tr.26 – tr.284.
31. Shaker, Mohamed A., and Khairy Elgiziry, "*Comparisons of asset pricing models in the Egyptian stock market.*", *Accounting and Finance Research*, 3.4, 2014, tr.24 – tr.30.
32. Shaker, Mohamed A., and Marwan M. Abdeldayem, "*Examining asset pricing models in emerging markets: Evidence from Egypt.*", *Corporate Ownership and Control*, 16.1, 2018, tr.50 – tr.57.
33. Zaimović, Azra, "*Testing the CAPM in Bosnia and Herzegovina with continuously compounded returns.*", *South East European Journal of Economics and Business*, 8.1, 2013, tr.35 – tr.43.
34. Zhou, Guofu, "*How much stock return predictability can we expect from an asset pricing model?.*", *Economics Letters*, 108.2, 2010, tr.184 – tr.186.

PHỤ LỤC

PHỤ LỤC 1: Danh sách các công ty được chọn trong mỗi kỳ 6 tháng

PHỤ LỤC 2: Kết quả kiểm định

Phụ lục 2.1: Ma trận tương quan, kiểm định đa cộng tuyến

Phụ lục 2.2: Kiểm định tính dừng của dữ liệu

Phụ lục 2.3: Kết quả hồi quy mô hình CAPM

Phụ lục 2.4: Kết quả hồi quy mô hình Fama – French, kiểm định tự tương quan

Phụ lục 2.5: Kết quả hồi quy mô hình Carhart, kiểm định tự tương quan

PHỤ LỤC 1: Danh sách các công ty được chọn trong mỗi kỳ 6 tháng

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
1	AAM	AAM	AAM	AAM	AAM	AAA	AAA	AAA	AAA	AAA	AAA	AAA
2	ABT	ABT	ABT	ABT	ABT	AAM	AAM	ABT	AAM	AAM	AAM	AAM
3	ACC	ACC	ACC	ACC	ACC	ABT	ABT	ACC	ABT	ABT	ABT	ABT
4	ACL	ACL	ACL	ACL	ACL	ACC	ACC	ACL	ACC	ACC	ACC	ACC
5	AGM	AGM	AGM	AGM	ADS	ACL	ACL	ADS	ACL	ACL	ACL	ACL
6	ANV	ANV	AMD	AMD	AGM	ADS	ADS	AMD	AGM	ADS	ADS	ADS
7	APC	APC	ANV	ANV	AMD	AGM	AGM	ANV	AMD	AGM	AGM	AGM
8	ASM	ASM	APC	APC	ANV	AMD	AMD	APC	ANV	AMD	AMD	AMD
9	ASP	ASP	ASM	ASM	APC	ANV	ANV	ASM	APC	ANV	ANV	ANV
10	BBC	BBC	ASP	ASP	ASM	APC	APC	ASP	ASM	APC	APC	APC
11	BCE	BCE	BBC	BBC	ASP	ASM	ASM	BBC	ASP	ASM	ASM	ASM
12	BMC	BMC	BCE	BCE	BBC	ASP	ASP	BCE	AST	ASP	ASP	ASP
13	BMP	BMP	BMC	BCG	BCE	BBC	BBC	BCG	BBC	AST	AST	AST
14	BTP	BRC	BMP	BFC	BCG	BCE	BCE	BFC	BCE	BBC	BBC	BBC
15	BTT	BTP	BRC	BMC	BFC	BCG	BCG	BHN	BCG	BCE	BCE	BCE
16	C32	BTT	BTP	BMP	BMC	BFC	BFC	BMC	BFC	BCG	BCG	BCG
17	C47	C32	BTT	BRC	BMP	BMC	BHN	BMP	BHN	BFC	BFC	BFC
18	CCI	C47	C32	BTP	BRC	BMP	BMC	BRC	BMC	BHN	BHN	BHN
19	CCL	CCI	C47	BTT	BTP	BTP	BMP	BTP	BMP	BMC	BMC	BMC
20	CDC	CCL	CAV	C32	BTT	BTT	BRC	BTT	BRC	BMP	BMP	BMP
21	CII	CII	CCI	C47	C32	C32	BTP	BWE	BTP	BRC	BRC	BRC
22	CLC	CLC	CCL	CAV	C47	C47	BTT	C32	BTT	BTP	BTP	BTP
23	CLW	CLW	CDC	CCI	CAV	CAV	C32	C47	BWE	BTT	BTT	BTT
24	CMG	CMG	CII	CCL	CCI	CCI	C47	CAV	C32	BWE	BWE	BWE
25	CMX	CMV	CLC	CDC	CCL	CCL	CAV	CCI	C47	C32	C32	C32
26	CNG	CMX	CLW	CII	CDC	CDC	CCI	CCL	CCI	C47	C47	C47
27	COM	COM	CMG	CLC	CII	CHP	CCL	CDC	CCL	CCI	CAV	CAV
28	CSM	CSM	CMV	CLL	CLC	CII	CDC	CEE	CDC	CCL	CCI	CCI
29	CTD	CTD	CMX	CLW	CLL	CLC	CHP	CHP	CEE	CDC	CCL	CCL
30	CTI	CTI	CNG	CMG	CLW	CLL	CII	CII	CHP	CEE	CDC	CDC
31	D2D	D2D	COM	CMV	CMG	CLW	CLC	CLC	CII	CHP	CEE	CEE
32	DAG	DAG	CSM	CMX	CMV	CMG	CLL	CLL	CLC	CII	CII	CHP
33	DCL	DCL	CSV	CNG	CMX	CMV	CLW	CLW	CLL	CLC	CLC	CII
34	DHA	DHA	CTD	COM	CNG	CMX	CMG	CMG	CLW	CLL	CLL	CLC
35	DHC	DHC	CTI	CSM	COM	CNG	CMV	CMV	CMG	CLW	CLW	CLL
36	DHG	DHG	D2D	CSV	CSM	COM	CMX	CMX	CMV	CMG	CMG	CLW
37	DHM	DHM	DAG	CTD	CSV	CSM	CNG	CNG	CMX	CMV	CMV	CMG
38	DIG	DIG	DCL	CTI	CTD	CSV	COM	COM	COM	CMX	CMX	CMV
39	DLG	DLG	DCM	D2D	CTI	CTD	CSM	CSM	CSM	CNG	CNG	CMX
40	DMC	DMC	DHA	DAG	D2D	CTI	CSV	CSV	CSV	COM	COM	CNG

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
41	DPM	DPM	DHC	DCL	DAG	D2D	CTD	CTD	CTD	CRC	CRC	COM
42	DPR	DPR	DHG	DCM	DCL	DAG	CTI	CTF	CTF	CRE	CRE	CRE
43	DQC	DQC	DHM	DGW	DCM	DAH	D2D	CTI	CTI	CSM	CSM	CSM
44	DRH	DRC	DIG	DHA	DGW	DCL	DAG	CVT	CVT	CSV	CSV	CSV
45	DSN	DRH	DLG	DHC	DHA	DCM	DAH	D2D	D2D	CTD	CTD	CTD
46	DTL	DRL	DMC	DHG	DHC	DGW	DCL	DAG	DAG	CTF	CTF	CTF
47	DTT	DSN	DPM	DHM	DHG	DHA	DCM	DAH	DAH	CTI	CTI	CTI
48	DVP	DTA	DPR	DIG	DHM	DHC	DGW	DCL	DCL	CVT	CVT	CVT
49	DXG	DTL	DQC	DLG	DIG	DHG	DHA	DCM	DCM	D2D	D2D	D2D
50	ELC	DTT	DRC	DMC	DLG	DHM	DHC	DGW	DGW	DAG	DAG	DAG
51	EVE	DVP	DRH	DPM	DMC	DIG	DHG	DHA	DHA	DAH	DAH	DAH
52	FCM	DXG	DRL	DPR	DPM	DLG	DHM	DHC	DHC	DAT	DAT	DAT
53	FCN	DXV	DTA	DQC	DPR	DMC	DIG	DHG	DHG	DCL	DBD	DBC
54	FDC	ELC	DTL	DRC	DQC	DPM	DLG	DHM	DHM	DCM	DCL	DBD
55	FLC	EVE	DTT	DRH	DRC	DPR	DMC	DIG	DIG	DGW	DCM	DCL
56	FMC	FCM	DVP	DRL	DRH	DQC	DPM	DLG	DLG	DHA	DGW	DCM
57	FPT	FCN	DXG	DSN	DRL	DRC	DPR	DMC	DPG	DHC	DHA	DGW
58	GAS	FDC	DXV	DTA	DSN	DRH	DQC	DPM	DPM	DHG	DHC	DHA
59	GDT	FLC	ELC	DTL	DTA	DRL	DRC	DPR	DPR	DHM	DHG	DHC
60	GIL	FMC	EMC	DTT	DTL	DSN	DRH	DQC	DQC	DIG	DHM	DHG
61	GMC	FPT	EVE	DVP	DTT	DTA	DRL	DRC	DRC	DLG	DIG	DHM
62	GMD	GAS	FCM	DXG	DVP	DTL	DSN	DRH	DRH	DMC	DLG	DIG
63	GSP	GDT	FCN	ELC	DXG	DTT	DTA	DRL	DRL	DPG	DMC	DLG
64	GTA	GIL	FDC	EMC	DXV	DVP	DTL	DSN	DSN	DPM	DPG	DMC
65	HAG	GMC	FLC	EVE	ELC	DXG	DTT	DTA	DTA	DPR	DPM	DPG
66	HAI	GMD	FMC	FCM	EMC	DXV	DVP	DTL	DTL	DQC	DPR	DPM
67	HAP	GSP	FPT	FCN	EVE	ELC	DXG	DTT	DTT	DRC	DQC	DPR
68	HAR	GTA	GAS	FDC	FCM	EMC	DXV	DVP	DVP	DRH	DRC	DQC
69	HAS	GTN	GDT	FLC	FCN	EVE	ELC	DXG	DXG	DRL	DRH	DRC
70	HAX	HAG	GIL	FMC	FDC	FCM	EMC	DXV	DXV	DSN	DRL	DRH
71	HBC	HAI	GMC	FPT	FLC	FCN	EVE	ELC	ELC	DTA	DSN	DRL
72	HDC	HAP	GMD	GAS	FMC	FDC	EVG	EMC	EMC	DTL	DTA	DSN
73	HDG	HAS	GSP	GDT	FPT	FLC	FCM	EVE	EVE	DTT	DTL	DTA
74	HHS	HAX	GTA	GIL	GAS	FMC	FCN	EVG	EVG	DVP	DTT	DTL
75	HMC	HBC	GTN	GMC	GDT	FPT	FDC	FCM	FCM	DXG	DVP	DTT
76	HPG	HDC	HAG	GMD	GIL	GAS	FLC	FCN	FCN	DXV	DXG	DVP
77	HQC	HDG	HAH	GSP	GMC	GDT	FMC	FDC	FDC	EMC	DXV	DXG
78	HRC	HHS	HAI	GTA	GMD	GIL	FPT	FLC	FLC	EVE	ELC	DXV
79	HSG	HMC	HAP	GTN	GSP	GMC	FTM	FMC	FMC	EVG	EMC	ELC
80	HT1	HPG	HAR	HAG	GTA	GMD	GAS	FPT	FPT	FCM	EVE	EMC
81	HTI	HQC	HAS	HAH	GTN	GSP	GDT	FTM	FRT	FCN	EVG	EVE
82	HTL	HRC	HAX	HAI	HAG	GTA	GIL	GAS	FTM	FDC	FCM	EVG

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
83	HTV	HSG	HBC	HAP	HAH	GTN	GMC	GDT	GAS	FIR	FCN	FCM
84	HU1	HT1	HDC	HAR	HAI	HAG	GMD	GIL	GDT	FLC	FDC	FCN
85	HVX	HTI	HDG	HAS	HAP	HAH	GSP	GMC	GEX	FMC	FIR	FDC
86	IDI	HTL	HHS	HAX	HAR	HAI	GTA	GMD	GIL	FPT	FLC	FIR
87	IJC	HTV	HPG	HBC	HAS	HAP	GTN	GSP	GMC	FRT	FMC	FLC
88	IMP	HU1	HQC	HDC	HAX	HAR	HAG	GTA	GMD	FTM	FPT	FMC
89	ITA	HU3	HRC	HDG	HBC	HAS	HAH	GTN	GSP	GAS	FRT	FPT
90	ITC	HVX	HSG	HHS	HDC	HAX	HAI	HAG	GTA	GDT	FTM	FRT
91	ITD	IDI	HT1	HMC	HDG	HBC	HAP	HAH	GTN	GEX	GAS	FTM
92	JVC	IJC	HTI	HNG	HHS	HCD	HAR	HAI	HAG	GIL	GDT	GAB
93	KBC	IMP	HTL	HPG	HMC	HDC	HAS	HAP	HAH	GMC	GEX	GAS
94	KDC	ITA	HTV	HQC	HNG	HDG	HAX	HAR	HAI	GMD	GIL	GDT
95	KDH	ITC	HU1	HRC	HPG	HHS	HBC	HAS	HAP	GSP	GMC	GEX
96	KHP	ITD	HU3	HSG	HQC	HID	HCD	HAX	HAR	GTA	GMD	GIL
97	KMR	JVC	HVX	HT1	HRC	HMC	HDC	HBC	HAS	GTN	GSP	GMC
98	KSB	KBC	IDI	HTI	HSG	HNG	HDG	HCD	HAX	HAG	GTA	GMD
99	L10	KDC	IJC	HTL	HT1	HOT	HHS	HDC	HBC	HAH	GTN	GSP
100	LAF	KDH	IMP	HTV	HTI	HPG	HID	HDG	HCD	HAI	HAG	GTA
101	LBM	KHP	ITA	HU1	HTL	HQC	HII	HHS	HDC	HAP	HAH	GTN
102	LCG	KMR	ITC	HU3	HTV	HRC	HMC	HID	HDG	HAR	HAI	HAG
103	LCM	KSB	ITD	HVX	HU1	HSG	HNG	HII	HHS	HAS	HAP	HAH
104	LGC	L10	JVC	IDI	HU3	HT1	HOT	HMC	HID	HAX	HAR	HAI
105	LGL	LAF	KBC	IJC	HVX	HTI	HPG	HNG	HII	HBC	HAS	HAP
106	LHG	LBM	KDC	IMP	IDI	HTL	HQC	HOT	HMC	HCD	HAX	HAR
107	LIX	LCG	KDH	ITA	IJC	HTV	HRC	HPG	HNG	HDC	HBC	HAS
108	LM8	LCM	KHP	ITC	IMP	HU1	HSG	HQC	HOT	HDG	HCD	HAX
109	LSS	LGC	KMR	ITD	ITA	HU3	HT1	HRC	HPG	HHS	HDC	HBC
110	MCG	LGL	KSB	JVC	ITC	HVX	HTI	HSG	HQC	HID	HDG	HCD
111	MCP	LHG	L10	KBC	ITD	IDI	HTL	HT1	HRC	HII	HHS	HDC
112	MDG	LIX	LAF	KDC	JVC	IJC	HTV	HTI	HSG	HMC	HID	HDG
113	MHC	LM8	LBM	KDH	KBC	IMP	HU1	HTL	HSL	HNG	HII	HHS
114	MSN	LSS	LCG	KHP	KDC	ITA	HU3	HTV	HT1	HOT	HMC	HID
115	NAV	MCG	LCM	KMR	KDH	ITC	HVX	HU1	HTL	HPG	HNG	HII
116	NBB	MCP	LGC	KSB	KHP	ITD	IDI	HU3	HTV	HSG	HOT	HMC
117	NKG	MDG	LGL	L10	KMR	JVC	IJC	HVX	HU1	HSL	HPG	HNG
118	NNC	MHC	LHG	LAF	KSB	KBC	IMP	IBC	HU3	HT1	HPX	HOT
119	NSC	MW G	LIX	LBM	L10	KDC	ITA	IDI	HVX	HTI	HSG	HPG
120	NTL	NAV	LM8	LCG	LAF	KDH	ITC	IJC	IBC	HTL	HSL	HPX
121	NVT	NBB	LSS	LCM	LBM	KHP	ITD	IMP	IDI	HTN	HT1	HQC
122	OPC	NKG	MCG	LDG	LCG	KMR	JVC	ITA	IJC	HTV	HTI	HRC
123	PAC	NLG	MCP	LGC	LCM	KPF	KBC	ITC	IMP	HU1	HTL	HSG

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
124	PAN	NNC	MDG	LGL	LDG	KSB	KDC	ITD	ITA	HU3	HTN	HSL
125	PDN	NSC	MHC	LHG	LGC	LAF	KDH	JVC	ITC	HVH	HTV	HT1
126	PDR	NTL	MSN	LIX	LGL	LBM	KHP	KBC	ITD	HVX	HU1	HTI
127	PET	NVT	MW G	LM8	LHG	LCG	KMR	KDC	JVC	IBC	HU3	HTL
128	PGC	PAC	NAV	LSS	LIX	LCM	KPF	KDH	KBC	IDI	HUB	HTN
129	PGD	PAN	NBB	MCG	LM8	LDG	KSB	KHP	KDC	IJC	HVH	HTV
130	PHR	PDN	NCT	MCP	LSS	LGC	L10	KMR	KDH	IMP	HVN	HU1
131	PIT	PDR	NKG	MDG	MCG	LGL	LAF	KPF	KHP	ITA	HVX	HUB
132	PJT	PET	NLG	MHC	MCP	LHG	LBM	KSB	KMR	ITC	IBC	HVH
133	PNC	PGC	NNC	MSN	MDG	LIX	LCG	L10	KPF	ITD	IDI	HVN
134	PNJ	PGD	NSC	MW G	MHC	LM8	LCM	LAF	KSB	JVC	IJC	HVX
135	POM	PHR	NT2	NAF	MSN	LSS	LDG	LBM	L10	KBC	ILB	IBC
136	PPC	PIT	NTL	NAV	MW G	MCG	LGC	LCG	LAF	KDC	IMP	IDI
137	PTB	PJT	NVT	NBB	NAF	MCP	LGL	LCM	LBM	KDH	ITA	IJC
138	PTC	PNC	OPC	NCT	NAV	MDG	LHG	LDG	LCG	KHP	ITC	ILB
139	PTL	PNJ	PAC	NKG	NBB	MHC	LIX	LEC	LCM	KMR	ITD	IMP
140	PVD	POM	PAN	NLG	NCT	MSN	LSS	LGC	LDG	KPF	JVC	ITA
141	PVT	PPC	PDN	NNC	NKG	MW G	MCG	LGL	LEC	KSB	KBC	ITD
142	PXI	PTB	PDR	NSC	NLG	NAF	MCP	LHG	LGC	L10	KDC	JVC
143	PXS	PTC	PET	NT2	NNC	NAV	MDG	LIX	LGL	LAF	KDH	KBC
144	PXT	PTL	PGC	NTL	NSC	NBB	MHC	LM8	LHG	LBM	KHP	KDC
145	QCG	PVD	PGD	NVT	NT2	NCT	MSN	LSS	LIX	LCG	KMR	KDH
146	RAL	PVT	PHR	OPC	NTL	NKG	MW G	MCG	LM8	LCM	KPF	KHP
147	RDP	PXI	PIT	PAC	NVT	NLG	NAF	MCP	LSS	LDG	KSB	KMR
148	REE	PXS	PJT	PAN	OPC	NNC	NAV	MDG	MCG	LEC	L10	KOS
149	RIC	PXT	PNC	PDN	PAC	NSC	NBB	MHC	MCP	LGC	LAF	KPF
150	SAM	QBS	PNJ	PDR	PAN	NT2	NCT	MSN	MDG	LGL	LBM	KSB
151	SAV	QCG	POM	PET	PDN	NTL	NKG	MW G	MHC	LHG	LCG	L10
152	SBA	RAL	PPC	PGC	PDR	NVL	NLG	NAF	MSN	LIX	LCM	LAF
153	SBT	RDP	PTB	PGD	PET	NVT	NNC	NAV	MW G	LM8	LDG	LBM
154	SC5	REE	PTC	PHR	PGC	OPC	NT2	NBB	NAF	LSS	LEC	LCG
155	SCD	RIC	PTL	PIT	PGD	PAC	NTL	NCT	NAV	MCG	LGC	LCM
156	SFC	SAM	PVD	PJT	PHR	PAN	NVL	NKG	NBB	MCP	LGL	LDG
157	SFI	SAV	PVT	PNC	PIT	PC1	NVT	NLG	NCT	MDG	LHG	LEC
158	SGT	SBA	PXI	PNJ	PJT	PDN	OPC	NNC	NKG	MHC	LIX	LGC
159	SHI	SBT	PXS	POM	PNC	PDR	PAC	NSC	NLG	MSH	LM8	LGL
160	SJD	SC5	PXT	PPC	PNJ	PET	PAN	NT2	NNC	MSN	LSS	LHG
161	SJS	SCD	QBS	PTB	POM	PGC	PC1	NTL	NSC	MW G	MCG	LIX

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
162	SMA	SFC	QCG	PTC	PPC	PGD	PDN	NVL	NT2	NAF	MCP	LM8
163	SMC	SFI	RAL	PTL	PTB	PHR	PDR	NVT	NTL	NAV	MDG	LSS
164	SPM	SGT	RDP	PVD	PTC	PIT	PET	OPC	NVL	NBB	MHC	MCG
165	SRC	SHI	REE	PVT	PTL	PJT	PGC	PAC	NVT	NCT	MSH	MCP
166	SRF	SHP	RIC	PXS	PVD	PNC	PGD	PAN	OPC	NKG	MSN	MDG
167	SSC	SII	SAM	PXT	PVT	PNJ	PHR	PC1	PAC	NLG	MW G	MHC
168	ST8	SJD	SAV	QBS	PXI	POM	PIT	PDN	PAN	NNC	NAF	MSH
169	STG	SJS	SBA	QCG	PXS	PPC	PJT	PDR	PC1	NSC	NAV	MSN
170	SVC	SKG	SBT	RAL	PXT	PTB	PLX	PET	PDN	NT2	NBB	MW G
171	SVI	SMA	SC5	RDP	QBS	PTC	PNC	PGC	PDR	NTL	NCT	NAF
172	SZL	SMC	SCD	REE	QCG	PTL	PNJ	PGD	PET	NVL	NKG	NAV
173	TAC	SPM	SFC	RIC	RAL	PVD	POM	PHR	PGD	NVT	NLG	NBB
174	TBC	SRC	SFG	SAM	RDP	PVT	PPC	PIT	PHR	OPC	NNC	NCT
175	TCL	SRF	SFI	SAV	REE	PXI	PTB	PJT	PIT	PAC	NSC	NHH
176	TCM	SSC	SGT	SBA	RIC	PXS	PTC	PLP	PJT	PC1	NT2	NKG
177	TCR	ST8	SHI	SBT	SAM	PXT	PTL	PLX	PLP	PDN	NTL	NLG
178	TDC	STG	SHP	SC5	SAV	QBS	PVD	PME	PLX	PDR	NVL	NNC
179	TDH	SVC	SII	SCD	SBA	QCG	PVT	PNC	PME	PET	NVT	NSC
180	TDW	SVI	SJD	SFC	SBT	RAL	PXI	PNJ	PMG	PGD	OPC	NT2
181	THG	SZL	SJS	SFG	SC5	RDP	PXS	POM	PNC	PHC	PAC	NTL
182	TIX	TAC	SKG	SFI	SCD	REE	PXT	PPC	PNJ	PHR	PC1	NVL
183	TLG	TBC	SMC	SGT	SFC	RIC	QBS	PTB	POM	PIT	PDN	NVT
184	TLH	TCL	SPM	SHI	SFG	ROS	QCG	PTC	PPC	PJT	PDR	OPC
185	TMP	TCM	SRC	SHP	SFI	SAB	RAL	PTL	PTB	PLP	PET	PAC
186	TMS	TCO	SRF	SII	SGT	SAM	RDP	PVD	PTC	PLX	PGC	PAN
187	TMT	TDC	SSC	SJD	SHI	SAV	REE	PVT	PTL	PME	PGD	PC1
188	TNA	TDH	ST8	SJS	SHP	SBA	RIC	PXI	PVD	PNC	PHC	PDN
189	TNC	TDW	STG	SKG	SII	SBT	ROS	PXS	PVT	PNJ	PHR	PDR
190	TNT	THG	SVC	SMA	SJD	SC5	SAB	PXT	PXI	POM	PIT	PET
191	TPC	TIX	SVI	SMC	SJS	SCD	SAM	QBS	PXS	PPC	PJT	PGC
192	TRA	TLG	SZL	SPM	SKG	SCR	SAV	QCG	PXT	PTB	PLP	PHC
193	TRC	TLH	TAC	SRC	SMA	SFC	SBT	RAL	QBS	PTC	PLX	PHR
194	TS4	TMP	TBC	SRF	SMC	SFG	SBV	RDP	QCG	PTL	PME	PIT
195	TSC	TMS	TCL	SSC	SPM	SFI	SC5	REE	RAL	PVD	PMG	PJT
196	TTF	TMT	TCM	ST8	SRC	SGT	SCD	RIC	RDP	PVT	PNC	PLP
197	TYA	TNA	TCO	STG	SRF	SHA	SCR	ROS	REE	PXI	PNJ	PLX
198	UDC	TNC	TCR	STK	SSC	SHI	SFC	S4A	RIC	PXS	POM	PME
199	UIC	TNT	TDC	SVC	ST8	SHP	SFG	SAB	ROS	PXT	POW	PNC
200	VCF	TPC	TDH	SVI	STG	SII	SFI	SAM	S4A	QBS	PPC	PNJ
201	VFG	TRA	TDW	SZL	STK	SJD	SGT	SAV	SAB	QCG	PTB	POM
202	VHC	TRC	THG	TAC	SVC	SJS	SHA	SBA	SAM	RAL	PTC	POW

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
203	VIC	TS4	TIX	TBC	SVI	SKG	SHI	SBT	SAV	RDP	PTL	PPC
204	VID	TSC	TLG	TCL	SVT	SMA	SHP	SBV	SBA	REE	PVD	PTB
205	VIP	TTF	TLH	TCM	SZL	SMC	SII	SC5	SBT	RIC	PVT	PTC
206	VIS	TYA	TMP	TCO	TAC	SPM	SJD	SCD	SBV	ROS	PXI	PTL
207	VMD	UDC	TMS	TCR	TBC	SRC	SJS	SCR	SC5	S4A	PXS	PVD
208	VNE	UIC	TMT	TDC	TCL	SRF	SKG	SFC	SCD	SAB	PXT	PVT
209	VNG	VCF	TNA	TDH	TCM	SSC	SMA	SFI	SCR	SAM	QBS	PXI
210	VNL	VFG	TNC	TDW	TCO	ST8	SMC	SGT	SFC	SAV	QCG	PXS
211	VNM	VHC	TNT	THG	TCR	STG	SPM	SHA	SFG	SBA	RAL	PXT
212	VNS	VIC	TPC	TIX	TCT	STK	SRC	SHI	SFI	SBT	RDP	QBS
213	VOS	VID	TRA	TLG	TDC	SVC	SRF	SHP	SGR	SBV	REE	QCG
214	VPH	VIP	TRC	TLH	TDH	SVI	SSC	SII	SGT	SC5	RIC	RAL
215	VRC	VIS	TS4	TMP	TDW	SVT	ST8	SJD	SHA	SCD	ROS	RDP
216	VSC	VMD	TSC	TMS	THG	SZL	STG	SJF	SHI	SCR	S4A	REE
217	VSH	VNE	TTF	TMT	TIX	TAC	STK	SJS	SHP	SCS	SAB	RIC
218	VSI	VNG	TYA	TNA	TLG	TBC	SVC	SKG	SII	SFC	SAM	ROS
219	VTB	VNM	UIC	TNC	TLH	TCH	SVI	SMA	SJD	SFG	SAV	SAB
220	VTO	VNS	VCF	TNT	TMP	TCL	SVT	SMC	SJF	SFI	SBA	SAM
221		VOS	VFG	TPC	TMS	TCM	SZL	SPM	SJS	SGN	SBT	SAV
222		VPH	VHC	TRA	TMT	TCO	TAC	SRC	SKG	SGR	SBV	SBA
223		VRC	VIC	TRC	TNA	TCR	TBC	SRF	SMA	SGT	SC5	SBT
224		VSC	VID	TS4	TNC	TCT	TCH	SSC	SMC	SHA	SCD	SBV
225		VSH	VIP	TSC	TNT	TDC	TCL	ST8	SPM	SHI	SCR	SC5
226		VSI	VIS	TTF	TRA	TDH	TCM	STG	SRC	SHP	SCS	SCD
227		VTB	VMD	TYA	TRC	TDW	TCO	STK	SRF	SII	SFC	SCR
228		VTO	VNE	UDC	TS4	THG	TCR	SVC	SSC	SJD	SFG	SCS
229			VNG	UIC	TSC	TIP	TCT	SVI	ST8	SJF	SFI	SFC
230			VNL	VCF	TTF	TIX	TDC	SVT	STG	SJS	SGN	SFG
231			VNM	VFG	TYA	TLG	TDG	SZL	STK	SKG	SGR	SFI
232			VNS	VHC	UDC	TLH	TDH	TAC	SVC	SMA	SGT	SGN
233			VOS	VIC	UIC	TMP	TDW	TBC	SVI	SMB	SHA	SGR
234			VPH	VID	VCF	TMS	THG	TCD	SVT	SMC	SHI	SGT
235			VRC	VIP	VFG	TMT	TIP	TCH	SZL	SPM	SHP	SHA
236			VSC	VIS	VHC	TNA	TIX	TCL	TAC	SRC	SII	SHI
237			VSH	VMD	VIC	TNC	TLG	TCM	TBC	SRF	SJD	SHP
238			VSI	VNE	VID	TNT	TLH	TCO	TCD	SSC	SJF	SII
239			VTB	VNG	VIP	TPC	TMP	TCR	TCH	ST8	SJS	SJD
240			VTO	VNL	VIS	TRA	TMS	TCT	TCL	STG	SKG	SJF
241				VNM	VMD	TRC	TMT	TDC	TCM	STK	SMA	SJS
242				VNS	VNE	TS4	TNA	TDG	TCO	SVC	SMB	SKG
243				VOS	VNG	TSC	TNC	TDH	TCR	SVT	SMC	SMA
244				VPH	VNL	TTF	TNI	TDW	TCT	SZL	SPM	SMB

STT	Kỳ 1	Kỳ 2	Kỳ 3	Kỳ 4	Kỳ 5	Kỳ 6	Kỳ 7	Kỳ 8	Kỳ 9	Kỳ 10	Kỳ 11	Kỳ 12
245				VRC	VNM	TYA	TNT	THG	TDC	TAC	SRC	SMC
246				VSC	VNS	UDC	TRA	TIP	TDG	TBC	SRF	SPM
247				VSH	VOS	UIC	TRC	TIX	TDH	TCD	SSC	SRC
248				VSI	VPH	VAF	TS4	TLD	TDW	TCH	ST8	SRF
249				VTB	VRC	VCF	TSC	TLG	TEG	TCL	STG	SSC
250				VTO	VSC	VFG	TTF	TLH	TGG	TCM	STK	ST8
251					VSH	VHC	TYA	TMP	THG	TCO	SVC	STG
252					VSI	VIC	UDC	TMS	THI	TCR	SVI	SVC
253					VTB	VID	UIC	TMT	TIP	TCT	SVT	SVI
254					VTO	VIP	VAF	TNA	TIX	TDC	SZC	SVT
255						VIS	VCF	TNC	TLD	TDG	SZL	SZC
256						VMD	VFG	TNI	TLG	TDH	TAC	SZL
257						VNE	VHC	TNT	TLH	TDM	TBC	TAC
258						VNG	VIC	TRA	TMP	TDW	TCD	TBC
259						VNL	VID	TRC	TMS	TEG	TCH	TCD
260						VNM	VIP	TS4	TMT	TGG	TCL	TCH
261						VNS	VIS	TSC	TNA	THG	TCM	TCL
262						VOS	VJC	TTF	TNI	THI	TCO	TCM
263						VPH	VMD	TVT	TNT	TIP	TCR	TCO
264						VPS	VNE	TYA	TPC	TIX	TCT	TCR
265						VRC	VNG	UDC	TRA	TLD	TDC	TCT
266						VSC	VNL	UIC	TRC	TLG	TDG	TDC
267						VSH	VNM	VAF	TS4	TLH	TDH	TDG
268						VSI	VNS	VCF	TSC	TMP	TDM	TDH
269						VTB	VOS	VFG	TTF	TMS	TDW	TDM
270						VTO	VPH	VHC	TVT	TMT	TEG	TDW
271							VPS	VIC	TYA	TNA	TGG	TEG
272							VRC	VID	UDC	TNC	THG	TGG
273							VSC	VIP	UIC	TNI	THI	THG
274							VSH	VIS	VAF	TNT	TIP	THI
275							VTB	VJC	VCF	TPC	TIX	TIP
276							VTO	VMD	VDP	TRA	TLD	TIX
277								VNE	VFG	TRC	TLG	TLD
278								VNG	VHC	TS4	TLH	TLG
279								VNL	VHM	TSC	TMP	TLH
280								VNM	VIC	TTB	TMS	TMP
281								VNS	VID	TTF	TMT	TMS
282								VOS	VIP	TVT	TN1	TMT
283								VPH	VJC	TYA	TNA	TN1
284								VPS	VMD	UDC	TNC	TNA
285								VRC	VNE	UIC	TNI	TNC
286								VRE	VNG	VAF	TNT	TNI

PHỤ LỤC 2: Kết quả kiểm định

Phụ lục 2.1: Ma trận tương quan, kiểm định đa cộng tuyến

```
pwcorr RMRF SMB HML WML
```

	RMRF	SMB	HML	WML
RMRF	1.0000			
SMB	-0.7632	1.0000		
HML	0.1241	-0.3888	1.0000	
WML	-0.1654	0.2502	-0.2308	1.0000

```
vif
```

Variable	VIF	1/VIF
SMB	3.07	0.325667
RMRF	2.61	0.382421
HML	1.31	0.761316
WML	1.09	0.916389
Mean VIF	2.02	

Phụ lục 2.2: Kiểm định tính dừng của dữ liệu

Nhân tố thị trường

```
. dfuller RMRF
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 312

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-14.957	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller RMRF, lag(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 311

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-11.523	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller RMRF, lag(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 310

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-8.995	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Nhân tố giá trị

```
. dfuller HML
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 312

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-15.248	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller HML, lag(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 311

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-10.991	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller HML, lag(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 310

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-8.937	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Nhân tố quy mô

```
. dfuller SMB
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 312

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-16.652	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller SMB, lag(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 311

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-12.159	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller SMB, lag(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 310

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-9.253	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Nhân tố xu hướng

```
. dfuller WML
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 312

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-16.604	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller WML, lag(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 311

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-11.904	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
. dfuller WML, lag(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 310

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-9.835	-3.455	-2.878	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Phụ lục 2.3: Kết quả hồi quy mô hình CAPM

Danh mục SH

```
. reg SHRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 74.62
Model	.014080463	1	.014080463	Prob > F	= 0.0000
Residual	.058686735	311	.000188703	R-squared	= 0.1935
				Adj R-squared	= 0.1909
Total	.072767198	312	.000233228	Root MSE	= .01374

SHRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.3292079	.0381111	8.64	0.000	.2542197 .4041962
_cons	.0000702	.0007782	0.09	0.928	-.001461 .0016014

Danh mục SM

```
. reg SMRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 110.95
Model	.00888721	1	.00888721	Prob > F	= 0.0000
Residual	.024910529	311	.000080098	R-squared	= 0.2630
				Adj R-squared	= 0.2606
Total	.033797739	312	.000108326	Root MSE	= .00895

SMRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.2615439	.0248298	10.53	0.000	.2126892 .3103995
_cons	.000586	.000507	1.16	0.249	-.0004116 .0015937

Danh mục SL

```
. reg SLRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 13.95
Model	.002600564	1	.002600564	Prob > F	= 0.0002
Residual	.057959308	311	.000186364	R-squared	= 0.0429
				Adj R-squared	= 0.0399
Total	.060559872	312	.000194102	Root MSE	= .01365

SLRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.1414802	.0378742	3.74	0.000	.0669581 .2160022
_cons	.0016146	.0007734	2.09	0.038	.0000929 .0031364

Danh mục BH

```
. reg BHRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 201.69
Model	.105751879	1	.105751879	Prob > F	= 0.0000
Residual	.163062925	311	.000524318	R-squared	= 0.3934
				Adj R-squared	= 0.3915
Total	.268814804	312	.000861586	Root MSE	= .0229

BHRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.9022063	.0635271	14.20	0.000	.777209 1.027204
_cons	-.0019498	.0012972	-1.50	0.134	-.0045022 .0006026

Danh mục BM

```
. reg BMRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 460.52
Model	.056236188	1	.056236188	Prob > F	= 0.0000
Residual	.037977913	311	.000122115	R-squared	= 0.5969
				Adj R-squared	= 0.5956
Total	.094214101	312	.000301968	Root MSE	= .01105

BMRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.657915	.0306582	21.46	0.000	.5975912 .7182388
_cons	-.0006635	.000626	-1.06	0.290	-.0018953 .0005683

Danh mục BL

```
. reg BLRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 1964.71
Model	.103223926	1	.103223926	Prob > F	= 0.0000
Residual	.016339651	311	.000052539	R-squared	= 0.8633
				Adj R-squared	= 0.8629
Total	.119563577	312	.000383217	Root MSE	= .00725

BLRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.8913877	.0201096	44.33	0.000	.8517896 .9309257
_cons	-.0000335	.0004106	-0.08	0.935	-.0008415 .0007744

Danh mục SW

```
. reg SWRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 52.82
Model	.009214157	1	.009214157	Prob > F	= 0.0000
Residual	.05425143	311	.000174442	R-squared	= 0.1452
				Adj R-squared	= 0.1424
Total	.063465588	312	.000203415	Root MSE	= .01321

SWRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.2663113	.0366427	7.27	0.000	.1942124 .3384102
_cons	.001794	.0007482	2.40	0.017	.0003218 .0032663

Danh mục SM1

```
. reg SM1RF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 51.35
Model	.004285154	1	.004285154	Prob > F	= 0.0000
Residual	.02595239	311	.00008345	R-squared	= 0.1417
				Adj R-squared	= 0.1390
Total	.030238144	312	.000096917	Root MSE	= .00914

SM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.1816122	.025344	7.17	0.000	.1317448 .2314796
_cons	.0013612	.0005175	2.63	0.009	.0003429 .0023795

Danh mục SL1

```
. reg SL1RF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 68.90
Model	.012299154	1	.012299154	Prob > F	= 0.0000
Residual	.05551768	311	.000178513	R-squared	= 0.1814
				Adj R-squared	= 0.1787
Total	.067816834	312	.000217362	Root MSE	= .01336

SL1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.3076801	.0370678	8.30	0.000	.2347447 .3806156
_cons	-.0009022	.0007569	-1.19	0.234	-.0023915 .0005872

Danh mục BW

```
. reg BWRF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 401.18
Model	.059994519	1	.059994519	Prob > F	= 0.0000
Residual	.046508163	311	.000149544	R-squared	= 0.5633
				Adj R-squared	= 0.5619
Total	.106502682	312	.000341355	Root MSE	= .01223

BWRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.679544	.0339271	20.03	0.000	.6127884 .7462996
_cons	.0002861	.0006928	0.41	0.680	-.0010771 .0016492

Danh mục BM1

```
. reg BM1RF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 731.38
Model	.080777741	1	.080777741	Prob > F	= 0.0000
Residual	.034348394	311	.000110445	R-squared	= 0.7016
				Adj R-squared	= 0.7007
Total	.115126135	312	.000368994	Root MSE	= .01051

BM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.7885109	.0291565	27.04	0.000	.731142 .8458797
_cons	.0006974	.0005954	1.17	0.242	-.0004741 .0018689

Danh mục BL1

```
. reg BL1RF RMRF
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	313
				F(1, 311)	= 13.95
Model	.002600564	1	.002600564	Prob > F	= 0.0002
Residual	.057959308	311	.000186364	R-squared	= 0.0429
				Adj R-squared	= 0.0399
Total	.060559872	312	.000194102	Root MSE	= .01365

BL1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.1414802	.0378742	3.74	0.000	.0669581 .2160022
_cons	.0016146	.0007734	2.09	0.038	.0000929 .0031364

Phụ lục 2.4: Kết quả hồi quy mô hình Fama–French, kiểm định tự tương quan

Danh mục SH

```
. reg SHRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.057507115	3	.019169038	313	388.15	0.0000	0.7903	0.7883	.00703
Residual	.015260084	309	.000049385						
Total	.072767198	312	.000233228						

SHRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.67981	.0315274	21.56	0.000	.6177744 .7418456
SMB	.7554835	.0453855	16.65	0.000	.6661797 .8447872
HML	.72306	.0245586	29.44	0.000	.6747367 .7713893
_cons	.0002365	.0004039	0.59	0.559	-.0005582 .0010913

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.280	1	0.5969

Danh mục SM

```
. reg SMRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.014218919	3	.00473864	313	74.78	0.0000	0.4206	0.4150	.00796
Residual	.01958192	309	.000063372						
Total	.033797739	312	.000108326						

SMRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.4699152	.0357138	13.16	0.000	.3996421 .5401883
SMB	.4070701	.0514121	7.92	0.000	.3059081 .5082322
HML	.2153774	.0278197	7.74	0.000	.1606374 .2701174
_cons	.0003343	.0004575	0.73	0.466	-.0005566 .0012346

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.712	1	0.1907

Danh mục SL

```
. reg SLRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.014485831	3	.00482861	313	32.38	0.0000	0.2392	0.2318	.01221
Residual	.046074041	309	.000149107						
Total	.060559872	312	.000194102						

SLRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.4534072	.054782	8.28	0.000	.3456142 .5612002
SMB	.5281508	.078618	6.70	0.000	.3729766 .6832249
HML	-.0927965	.0426731	-2.17	0.030	-.1767631 -.0088239
_cons	.0005587	.0007018	0.80	0.427	-.0008223 .0019397

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.448	1	0.5031

Danh mục BH

```
. reg BHRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.221224072	3	.073741357	313	478.79	0.0000	0.8230	0.8212	.01241
Residual	.047590733	309	.000154015						
Total	.268814804	312	.000861586						

BHRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.4340863	.0556764	7.80	0.000	.3245335 .5436392
SMB	-.6546092	.0801493	-8.17	0.000	-.8123167 -.4969017
HML	.8447411	.0433698	19.48	0.000	.7594036 .9300785
_cons	.0007887	.0007133	1.11	0.270	-.0006148 .0021922

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.067	1	0.7963

Danh mục SW

```
. reg SWRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.019950839	3	.00665028	313	47.22	0.0000	0.3144	0.3077	.01187
Residual	.043514749	309	.000140824						
Total	.063465588	312	.000203415						

SWRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.6001766	.0532388	11.27	0.000	.4954202 .704933
SMB	.6353401	.0766403	8.29	0.000	.4845372 .7861429
HML	.2587365	.041471	6.24	0.000	.1771353 .3403977
_cons	.0012494	.0006821	1.83	0.068	-.0000926 .0025915

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.001	1	0.9706

Danh mục SM1

```
. reg SM1RF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.012283101	3	.004094367	313	70.46	0.0000	0.4062	0.4004	.00762
Residual	.017955043	309	.000058107						
Total	.030238144	312	.000096917						

SM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.396952	.0341982	11.61	0.000	.3296612 .4642428
SMB	.4340568	.0492302	8.82	0.000	.3371879 .5309257
HML	.2909433	.0266391	10.92	0.000	.2385263 .3433602
_cons	.0012129	.0004381	2.77	0.006	.0003508 .0020749

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.014	1	0.9043

Danh mục SL1

```
. reg SL1RF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.030489499	3	.010163166	313	84.13	0.0000	0.4496	0.4442	.01099
Residual	.037327335	309	.0001208						
Total	.067816834	312	.000217362						

SL1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.5676086	.0493087	11.51	0.000	.4705853 .6646318
SMB	.5455909	.0709827	7.69	0.000	.4059204 .6852614
HML	.461899	.0384096	12.03	0.000	.3863217 .5374764
_cons	-.0009001	.0006317	-1.42	0.155	-.0021431 .0003429

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.505	1	0.2200

Danh mục BW

```
. reg BWRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	F(3, 309) =	Prob > F =	R-squared =	Adj R-squared =	Root MSE =
Model	.06044949	3	.02014983	313	135.20	0.0000	0.5676	0.5634	.01221
Residual	.046053192	309	.000149039						
Total	.106502682	312	.000341355						

BWRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF	.6049036	.0547696	11.04	0.000	.497195 .7126722
SMB	-.1344126	.078844	-1.70	0.089	-.2895517 .0207264
HML	-.0188587	.0426634	-0.44	0.659	-.1028033 .0650918
_cons	.0004716	.0007017	0.67	0.502	-.0009091 .0018522

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.125	1	0.7242

Danh mục BM

```
. reg BMRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.063967009	3	.021322336	F(3, 309)	=	217.83
Residual	.030247092	309	.000097887	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6790
				Adj R-squared	=	0.6758
Total	.094214101	312	.000301968	Root MSE	=	.00989

BMRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
BMRF	.5271186	.0443866	11.88	0.000	.4397804 .6144568
RMRF	-.1877845	.063897	-2.94	0.004	-.3135128 -.0620562
SMB	.2110725	.0345754	6.10	0.000	.1430394 .2791056
HML	.0000608	.0005686	0.11	0.915	-.0010581 .0011797

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.033	1	0.8562

Danh mục BL

```
. reg BLRF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.106673089	3	.035557696	F(3, 309)	=	852.36
Residual	.012890488	309	.000041717	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8922
				Adj R-squared	=	0.8911
Total	.119563577	312	.000383217	Root MSE	=	.00646

BLRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
BLRF	.7465228	.0289764	25.76	0.000	.6895068 .8035388
RMRF	-.290692	.0417132	-6.97	0.000	-.3727699 -.2086142
SMB	-.189299	.0225715	-8.39	0.000	-.2337123 -.1448857
HML	.0000767	.0003712	0.21	0.836	-.0006538 .0008071

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.055	1	0.8140

Danh mục BM1 – Newey West

```
. newey BM1RF RMRF SMB HML, lag(1)
```

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 1

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.063967009	3	.021322336	F(3, 309)	=	224.57
Residual	.030247092	309	.000097887	Prob > F	=	0.0000

BM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
BM1RF	.6728007	.0510202	13.19	0.000	.5724097 .7731917
RMRF	-.2298266	.0620555	-3.70	0.000	-.3519314 -.1077218
SMB	-.1389112	.0400616	-3.47	0.001	-.2177391 -.0600832
HML	.0008056	.0006064	1.33	0.185	-.0003875 .0019987

Danh mục BM1

```
. reg BM1RF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.082739182	3	.027579727	F(3, 309)	=	263.13
Residual	.032386953	309	.000104812	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7187
				Adj R-squared	=	0.7160
Total	.115126135	312	.000368994	Root MSE	=	.01024

BM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
BM1RF	.6728007	.0459298	14.65	0.000	.5824259 .7631755
RMRF	-.2298266	.0661186	-3.48	0.001	-.3599263 -.0997269
SMB	-.1389112	.0357776	-3.88	0.000	-.2093096 -.0685127
HML	.0008056	.0005884	1.37	0.172	-.0003522 .0019634

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	4.481	1	0.0343

Danh mục BL1

```
. reg BL1RF RMRF SMB HML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.120113558	3	.040037853	F(3, 309)	=	171.23
Residual	.07225088	309	.000233822	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6244
				Adj R-squared	=	0.6208
Total	.192364438	312	.000616553	Root MSE	=	.01529

BL1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
BL1RF	.6718186	.0686012	9.79	0.000	.5368341 .8068031
RMRF	-.4335507	.0987553	-4.39	0.000	-.6278686 -.2392328
SMB	.0799918	.0534377	1.50	0.135	-.025156 .1851395
HML	-.000268	.0008789	-0.30	0.761	-.0019973 .0014613

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	5.962	1	0.0146

Danh mục BL1 – Newey West

```
. newey BL1RF RMRF SMB HML, lag(1)
```

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 1

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.082739182	3	.027579727	F(3, 309)	=	204.89
Residual	.032386953	309	.000104812	Prob > F	=	0.0000

BL1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
BL1RF	.6718186	.0733686	9.16	0.000	.5274534 .8161838
RMRF	-.4335507	.1163058	-3.73	0.000	-.6624023 -.2046992
SMB	.0799918	.066893	1.20	0.233	-.0516316 .2116151
HML	-.000268	.0009296	-0.29	0.773	-.0020972 .0015612

Phụ lục 2.5: Kết quả hồi quy mô hình Carhart, kiểm định tự tương quan

Danh mục SH

```
. reg SHRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.057570278	4	.014392569	F(4, 308)	=	291.70
Residual	.015196921	308	.000049341	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7912
				Adj R-squared	=	0.7884
Total	.072767198	312	.000233228	Root MSE	=	.00702

SHRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
SHRF	.6797126	.0315133	21.57	0.000	.6177041 .7417211
RMRF	.7611943	.0456449	16.68	0.000	.6713791 .8510096
SMB	.7190142	.0248066	28.98	0.000	.6702023 .767826
HML	-.0312267	.0275992	-1.13	0.259	-.0855336 .0230802
WML	.000286	.0004061	0.70	0.482	-.000513 .0010851

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.188	1	0.6645

Danh mục SW

```
. reg SWRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.030719451	4	.007679863	F(4, 308)	=	72.23
Residual	.032746137	308	.000106319	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4840
				Adj R-squared	=	0.4773
Total	.063465588	312	.000203415	Root MSE	=	.01031

SWRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
SWRF	.6014477	.0462589	13.00	0.000	.5104242 .6924712
RMRF	.560772	.067003	8.37	0.000	.4289305 .6926136
SMB	.3115638	.0364141	8.56	0.000	.2399119 .3832157
HML	.4077315	.0405134	10.06	0.000	.3280134 .4874497
WML	.0006037	.0005961	1.01	0.312	-.0005693 .0017766

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.216	1	0.6420

Danh mục SM

```
. reg SMRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.014406425	4	.003602106	F(4, 308)	=	57.22
Residual	.019389313	308	.000062952	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4263
				Adj R-squared	=	0.4189
Total	.033797739	312	.000108326	Root MSE	=	.00793

	SMRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.4700852	.0355956	13.21	0.000	-.4000438 .5401265
SMB		-.3971001	.0515579	-7.70	0.000	-.2956498 .4985505
HML		.2224406	.0280202	7.94	0.000	-.1673054 .2775757
WML		.0545152	.0311746	1.75	0.081	-.0068269 .1158572
_cons		.000248	.0004587	0.54	0.589	-.0006546 .0011505

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.222	1	0.2689

Danh mục SL

```
. reg SLRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.014687677	4	.003671919	F(4, 308)	=	24.65
Residual	.045872195	308	.000148936	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2425
				Adj R-squared	=	0.2327
Total	.060559872	312	.000194102	Root MSE	=	.0122

	SLRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.4535812	.0547508	8.28	0.000	-.3458483 .5613141
SMB		.5179418	.0793029	6.53	0.000	-.3618978 .6739858
HML		-.085564	.0430987	-1.99	0.048	-.1703692 -.0007589
WML		.058219	.0479506	1.16	0.245	-.0385303 .150174
_cons		.0004703	.0007055	0.67	0.506	-.000918 .0018586

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.311	1	0.5773

Danh mục BH

```
. reg BHRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.221364273	4	.055341068	F(4, 308)	=	359.22
Residual	.047450531	308	.00015406	Prob > F	=	> 0.0000
				R-squared	=	0.8235
				Adj R-squared	=	0.8212
Total	.268814804	312	.000861586	Root MSE	=	.01241

	BHRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.4342314	.0556847	7.80	0.000	-.3246608 .5438019
SMB		-.6631176	.0806557	-8.22	0.000	-.8218235 -.5044118
HML		.8507688	.0438339	19.41	0.000	-.764517 .9370206
WML		.0465233	.0487685	0.95	0.341	-.0494383 .142485
_cons		.000715	.0007176	1.00	0.320	-.0006969 .002127

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.028	1	0.8664

Danh mục BM

```
. reg BMRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.064432476	4	.016108119	F(4, 308)	=	166.59
Residual	.029781625	308	.000096694	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.6839
				Adj R-squared	=	0.6798
Total	.094214101	312	.000301968	Root MSE	=	.00983

	BMRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.5273829	.0441153	11.95	0.000	-.4405773 .6141885
SMB		-.2032875	.0638982	-3.18	0.002	-.3290197 -.0775553
HML		.2220556	.0347267	6.39	0.000	-.153724 .2903872
WML		.0847693	.0386361	2.19	0.029	-.0087452 .1607934
_cons		-.0000734	.0005685	-0.13	0.897	-.001192 .0010451

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.022	1	0.8827

Danh mục SM1

```
. reg SM1RF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.01240957	4	.003102392	F(4, 308)	=	53.60
Residual	.017828574	308	.000087885	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4104
				Adj R-squared	=	0.4027
Total	.030238144	312	.000096917	Root MSE	=	.00761

	SM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.3970897	.0341329	11.63	0.000	-.3299265 .464253
SMB		.4259758	.0494393	8.62	0.000	-.3286942 .5232574
HML		.2966682	.0268688	11.04	0.000	-.2437986 .3495378
WML		.0441862	.0298935	1.48	0.140	-.0146352 .1030076
_cons		.0011429	.0004398	2.60	0.010	-.0002774 .0020083

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.106	1	0.7449

Danh mục SL1

```
. reg SL1RF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.037598648	4	.009399662	F(4, 308)	=	95.61
Residual	.030218186	308	.000098111	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5544
				Adj R-squared	=	0.5486
Total	.067816834	312	.000217362	Root MSE	=	.00991

	SL1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.5665758	.0444375	12.75	0.000	-.4791363 .6540153
SMB		.6061782	.0643648	9.42	0.000	-.4795278 .7328286
HML		.4189763	.0349803	11.98	0.000	-.3501457 .4878069
WML		-.3312861	.0389182	-8.51	0.000	-.4078654 -.2547068
_cons		-.0003754	.0005726	-0.66	0.513	-.0015022 .0007513

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	2.908	1	0.0881

Danh mục BW

```
. reg BWRF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.077321035	4	.019330259	F(4, 308)	=	204.02
Residual	.029181648	308	.000094746	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7260
				Adj R-squared	=	0.7224
Total	.106502682	312	.000341355	Root MSE	=	.00973

	BWRF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.6064945	.0436687	13.89	0.000	-.5205678 .6924213
SMB		-.2277488	.0632513	-3.60	0.000	-.3822081 -.1032895
HML		.0472678	.0343751	1.38	0.170	-.020372 .1149076
WML		.5103544	.0382449	13.34	0.000	-.4351 .5955088
_cons		-.0003367	.0008627	-0.60	0.550	-.001444 .0007705

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.100	1	0.7523

Danh mục BM1

```
. reg BM1RF RMRF SMB HML WML
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	313
Model	.082740648	4	.020685162	F(4, 308)	=	196.72
Residual	.032385487	308	.000105148	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7187
				Adj R-squared	=	0.7150
Total	.115126135	312	.000368994	Root MSE	=	.01025

	BM1RF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
RMRF		.6728155	.0460035	14.63	0.000	-.5822947 .7633364
SMB		-.2306966	.066633	-3.46	0.001	-.3618102 -.0958831
HML		-.1382948	.036213	-3.82	0.000	-.209551 -.0670386
WML		.0047571	.0402897	0.12	0.906	-.0745208 .084035
_cons		.0007981	.0005928	1.35	0.179	-.0003684 .0019645

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	4.462	1	0.0347

