

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

BÙI THỊ LỆ

**NHẬN DẠNG VÀ ĐO LƯỜNG RỦI RO
TRONG ĐẦU TƯ CỔ PHIẾU NIÊM YẾT TRÊN
SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ
HỒ CHÍ MINH**

LUẬN ÁN TIẾN SĨ KINH TẾ

Hà Nội, Năm 2018

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

BÙI THỊ LỆ

**NHẬN DẠNG VÀ ĐO LƯỜNG RỦI RO
TRONG ĐẦU TƯ CỔ PHIẾU NIÊM YẾT TRÊN
SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ
HỒ CHÍ MINH**

Chuyên ngành: Quản lý kinh tế

Mã số: 62.34.04.10

Luận án tiến sĩ kinh tế

Người hướng dẫn khoa học:

- 1. PGS.TS. LÊ THỊ KIM NHUNG**
- 2. TSKH. NGUYỄN THÀNH LONG**

Hà Nội, Năm 2018

LỜI CAM ĐOAN

Tôi xin cam đoan đây là công trình nghiên cứu khoa học độc lập của cá nhân tôi. Các kết quả được trình bày trong luận án do tôi thực hiện dưới sự hướng dẫn của **PGS.TS. Lê Thị Kim Nhung** và **TSKH. Nguyễn Thành Long**. Các tài liệu, số liệu và trích dẫn đã sử dụng là trung thực, chính xác. Các kết quả nghiên cứu của luận án chưa được công bố trong bất kỳ công trình nghiên cứu nào khác. Nếu sai tôi xin hoàn toàn chịu trách nhiệm trước pháp luật.

Hà Nội, ngày 12 tháng 04 năm 2018

Tác giả luận án

Bùi Thị Lệ

MỤC LỤC

LỜI CAM ĐOAN	i
MỤC LỤC	ii
DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT.....	vi
DANH MỤC CÁC BẢNG.....	viii
DANH MỤC CÁC BIỂU ĐỒ, HÌNH	xi
PHẦN MỞ ĐẦU.....	1
1. Tính cấp thiết của đề tài nghiên cứu	1
2. Mục đích và nhiệm vụ nghiên cứu.....	2
3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu.....	3
4. Ý nghĩa khoa học và thực tiễn của luận án	4
5. Bố cục của luận án.....	5
CHƯƠNG 1. TỔNG QUAN TÌNH HÌNH NGHIÊN CỨU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU.....	7
1.1. Tổng quan tình hình nghiên cứu	7
1.1.1. Các nghiên cứu ở nước ngoài	7
1.1.2. Các nghiên cứu trong nước	20
1.1.3. Những giá trị khoa học, thực tiễn đề tài kế thừa, khoảng trống nghiên cứu và câu hỏi nghiên cứu.....	31
1.2. Phương pháp nghiên cứu	33
1.2.1. Phương pháp nghiên cứu định tính	33
1.2.2. Phương pháp nghiên cứu định lượng	34
1.2.3. Mô hình nghiên cứu	35
1.2.4. Phân chia danh mục và tính phân bù các yếu tố rủi ro trong mô hình nghiên cứu.....	37
1.2.5. Dữ liệu nghiên cứu.....	39
Kết luận chương 1	42

CHƯƠNG 2. CƠ SỞ LÝ LUẬN VỀ NHẬN DẠNG VÀ ĐO LƯỜNG RỦI RO TRONG ĐẦU TƯ CỔ PHIẾU TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN	43
2.1. Đầu tư cổ phiếu	43
<i>2.1.1. Các hình thức đầu tư cổ phiếu</i>	<i>43</i>
<i>2.1.2. Mức sinh lời trong đầu tư cổ phiếu</i>	<i>44</i>
<i>2.1.3. Quy trình và chiến lược đầu tư cổ phiếu</i>	<i>45</i>
2.2. Rủi ro trong đầu tư cổ phiếu	46
<i>2.2.1. Phân loại rủi ro trong đầu tư cổ phiếu theo bản chất của rủi ro</i>	<i>47</i>
<i>2.2.2. Phân loại rủi ro trong đầu tư cổ phiếu theo mức độ có thể đa dạng hóa của rủi ro</i>	<i>48</i>
2.3. Nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu	49
<i>2.3.1. Nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu</i>	<i>49</i>
<i>2.3.2. Đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu</i>	<i>51</i>
2.4. Kỹ thuật xác định các hệ số độ nhạy đo lường các yếu tố rủi ro	61
<i>2.4.1. Mô hình hồi quy dạng dữ liệu lịch sử</i>	<i>61</i>
<i>2.4.2. Thành lập các danh mục và xác định các phần bù rủi ro trong mô hình hồi quy dữ liệu lịch sử</i>	<i>63</i>
<i>2.4.3. Kỹ thuật phân tích hồi quy</i>	<i>67</i>
2.5. Kinh nghiệm nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu từ một số thị trường chứng khoán điển hình trên thế giới và bài học cho Việt Nam ...	69
Kết luận chương 2	74
CHƯƠNG 3. NHẬN DẠNG VÀ ĐO LƯỜNG RỦI RO TRONG ĐẦU TƯ CỔ PHIẾU TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH	75
3.1. Tổng quan về Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh	75
<i>3.1.1. Lịch sử hình thành</i>	<i>75</i>

<i>3.1.2. Quy mô niêm yết</i>	<i>76</i>
<i>3.1.3. Quy mô giao dịch</i>	<i>78</i>
<i>3.1.4. Diễn biến chỉ số VN - Index từ năm 2012 đến năm 2016</i>	<i>80</i>
3.2. Nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh.....	88
<i>3.2.1. Rủi ro từ môi trường quốc tế.....</i>	<i>90</i>
<i>3.2.2. Rủi ro từ môi trường kinh tế vĩ mô</i>	<i>91</i>
<i>3.2.3. Rủi ro chính sách (môi trường chính trị)</i>	<i>92</i>
<i>3.2.4. Rủi ro từ các công ty niêm yết.....</i>	<i>93</i>
<i>3.2.5. Rủi ro từ các công ty chứng khoán</i>	<i>95</i>
<i>3.2.6. Rủi ro từ bản thân nhà đầu tư.....</i>	<i>95</i>
3.3. Đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh.....	97
<i>3.3.1. Phân tích thống kê mô tả mẫu</i>	<i>97</i>
<i>3.3.2. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo kết hợp thời gian của cả 18 danh mục trên thị trường không điều kiện (toàn bộ thị trường)</i>	<i>99</i>
<i>3.3.3. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo kết hợp thời gian của cả 18 danh mục trên thị trường lên</i>	<i>102</i>
<i>3.3.4. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo kết hợp thời gian của cả 18 danh mục trên thị trường xuống.....</i>	<i>104</i>
<i>3.3.5. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro thị trường của từng danh mục theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản.....</i>	<i>109</i>
<i>3.3.6. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro qui mô của từng danh mục theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản.....</i>	<i>114</i>
<i>3.3.7. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro giá trị của từng danh mục theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản.....</i>	<i>119</i>

<i>3.3.8. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro kém thanh khoản từng danh mục đầu tư theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản</i>	<i>124</i>
Kết luận chương 3	132
CHƯƠNG 4. TỔNG KẾT VÀ KHUYẾN NGHỊ	133
4.1. Tổng kết	133
<i>4.1.1. Về nhận dạng rủi ro trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh</i>	<i>133</i>
<i>4.1.2. Về đo lường rủi ro trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh</i>	<i>134</i>
4.2. Khuyến nghị.....	135
<i>4.2.1. Các khuyến nghị dựa trên kết quả nghiên cứu về đo lường rủi ro... ..</i>	<i>135</i>
<i>4.2.2. Các khuyến nghị dựa trên kết quả nghiên cứu về nhận dạng rủi ro</i>	<i>141</i>
KẾT LUẬN CHƯƠNG 4.....	148
KẾT LUẬN.....	149
DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH ĐÃ CÔNG BỐ.....	150
TÀI LIỆU THAM KHẢO.....	151
PHỤ LỤC.....	157
Phụ lục 1. Các danh mục năm 2012	157
Phụ lục 2. Các danh mục năm 2013	158
Phụ lục 3. Các danh mục năm 2014	159
Phụ lục 4. Các danh mục năm 2015	160
Phụ lục 5. Các danh mục năm 2016	161
Phụ lục 6. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo, thị trường không điều kiện	162
Phụ lục 7. Kết quả hồi quy thị trường lên.....	167
Phụ lục 8. Kết quả hồi quy thị trường xuống.....	172
Phụ lục 9. Kết quả hồi quy từng danh mục, thị trường không điều kiện..	177

Phụ lục 10. Kết quả hồi quy từng danh mục thị trường lên.....	205
Phụ lục 11. Kết quả hồi quy từng danh mục thị trường xuống	232

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

TIẾNG VIỆT

Từ viết tắt	Nghĩa tiếng việt
CK	Chứng khoán
CP	Cổ phiếu
ĐTNN	Đầu tư nước ngoài
NĐT	Nhà đầu tư
NHNN	Ngân hàng nhà nước
UBCKNN	Ủy ban Chứng khoán nhà nước
SGDCK	Sở giao dịch Chứng khoán
TSSL	Tỉ suất sinh lời
TTCK	Thị trường Chứng khoán
TTGDCK TP.HCM	Trung tâm Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh
VN	Việt Nam

TIẾNG ANH

Từ viết tắt	Tiếng anh	Nghĩa tiếng việt
APT	Arbitrage Pricing Mode	Mô hình đa nhân tố
CAPM	Capital asset pricing model	Mô hình định giá tài sản tài chính
FAMA	Fama-French	Tên của hai nhà khoa học
HNX	Hanoi Stock Exchange	Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội
HOSE	Ho Chi Minh Stock Exchange	Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh
IMF	International Monetary Fund	Quỹ tiền tệ quốc tế

DANH MỤC CÁC BẢNG

Bảng	Tên bảng	Trang
Bảng 3.1	Quy mô niêm yết trên HOSE tính đến ngày 30/11/2016	76
Bảng 3.2	Qui mô giao dịch trên HOSE qua các năm	78
Bảng 3.3	Phân tích thống kê mô tả mẫu	97
Bảng 3.4	Thống kê mô tả tỉ suất sinh lời thị trường	98
Bảng 3.5	Kiểm tra chuẩn đoán kết quả hồi quy OLS dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường không điều kiện	100
Bảng 3.6	Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường không điều kiện	101
Bảng 3.7	Kiểm tra chuẩn đoán kết quả hồi quy OLS dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường lên	102
Bảng 3.8	Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường lên	103
Bảng 3.9	Kiểm tra chuẩn đoán kết quả hồi quy OLS dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường xuống	105
Bảng 3.10	Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường xuống	106

Bảng	Tên bảng	Trang
Bảng 3.11	Kết quả hồi quy chung 18 danh mục trên mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản trong ba loại điều kiện thị trường	107
Bảng 3.12	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) trên thị trường không điều kiện	111
Bảng 3.13	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) trong điều kiện thị trường lên	112
Bảng 3.14	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) trong điều kiện thị trường xuống	113
Bảng 3.15	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) trên thị trường không điều kiện	115
Bảng 3.16	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) trong điều kiện thị trường lên	116
Bảng 3.17	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) trong điều kiện thị trường xuống	117
Bảng 3.18	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) trên thị trường không điều kiện	122
Bảng 3.19	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) trong điều kiện thị trường lên	123
Bảng 3.20	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) trong điều kiện thị trường xuống	124
Bảng 3.21	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) trên thị trường không điều kiện	126
Bảng 3.22	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) trong điều kiện thị trường lên	127

Bảng	Tên bảng	Trang
Bảng 3.23	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) trong điều kiện thị trường xuống	128
Bảng 4.1	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) theo độ lớn	139
Bảng 4.2	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) theo độ lớn	138
Bảng 4.3	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) theo độ lớn	139
Bảng 4.4	Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) theo độ lớn	140

DANH MỤC CÁC BIỂU ĐỒ, HÌNH

Biểu đồ, hình	Tên biểu đồ, hình	Trang
Hình 2.1.	Quy trình phân tích hồi quy	67
Biểu đồ 3.1	Số mã niêm yết ngày 30/11/2016	77
Biểu đồ 3.2	Tỉ trọng khối lượng niêm yết trên HOSE ngày 30/11/2016	77
Biểu đồ 3.3	Tỉ trọng giá trị niêm yết trên HOSE ngày 30/11/2016	77
Biểu đồ 3.4	Khối lượng giao dịch trên Hose qua các năm	79
Biểu đồ 3.5	Giá trị giao dịch trên Hose qua các năm	79
Biểu đồ 3.6	Diễn biến chỉ số Vn - Index từ năm 2012 đến năm 2016	80
Biểu đồ 3.7	Biểu đồ 3.7. Diễn biến chỉ số Vn - Index giai đoạn từ 3/1/2012 đến 31/12/2013	81
Biểu đồ 3.8	Diễn biến chỉ số Vn - Index giai đoạn từ 02/01/2014 đến 25/01/2016	84
Biểu đồ 3.9	Diễn biến chỉ số Vn - Index giai đoạn từ 22/01/2016 đến 31/12/2016	87
Hình 3.1	Lưu đồ hoạt động đầu tư chứng khoán	88

PHẦN MỞ ĐẦU

1. Tính cấp thiết của đề tài nghiên cứu

Thị trường Chứng khoán Việt Nam (TTCK VN) chính thức đi vào hoạt động được trên 17 năm. Những năm qua mặc dù có nhiều thăng trầm nhưng TTCK VN vẫn thể hiện được vai trò của một kênh huy động vốn quan trọng cho nhiều công ty.

Với quy mô ngày càng mở rộng, TTCK VN đã thu hút được nhiều đối tượng tham gia, từ các Nhà đầu tư cá nhân đến các công ty, các quỹ đầu tư lớn chuyên nghiệp. Bên cạnh một số Nhà đầu tư (NĐT) đã thành công, không ít người đã thất bại, mất mát và rời bỏ thị trường do không lường hết được những rủi ro có thể gặp phải.

Trước tình hình ấy, việc nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) để từ đó đề xuất các khuyến nghị cho các nhà quản lý thị trường, công ty chứng khoán và các NĐT có giải pháp nhằm hạn chế rủi ro cho NĐT là rất cần thiết, qua đó góp phần vào sự phát triển lành mạnh của HOSE nói riêng và TTCK VN nói chung - một kênh huy động vốn tối quan trọng cho nền kinh tế.

Đã có nhiều đề tài nghiên cứu về rủi ro trên TTCK VN. Tuy nhiên, những nghiên cứu trước đây đều nằm trong thời kỳ thăng trầm liên tục của TTCK VN kể từ ngày thành lập, với chuỗi dài liên tiếp những bong bóng thị trường và suy sụp cùng với tâm lý hưng phấn, hoang loạn thái quá của các NĐT. Đây là hệ quả tất yếu của một thị trường chứng khoán (TTCK) còn non trẻ trong bối cảnh nền kinh tế đang chuyển đổi từ mô hình kinh tế bao cấp sang nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa, hội nhập kinh tế quốc tế sâu rộng.

Cùng với sự ổn định dần của nền kinh tế, TTCK VN đã có dấu hiệu đi dần vào ổn định từ khoảng cuối năm 2011 đến nay. Qua quá trình học hỏi và tích lũy kinh nghiệm, nền kinh tế nước ta nói chung và TTCK VN nói riêng ngày càng trưởng thành, do đó rủi ro trong đầu tư trên TTCK VN sẽ không còn giống như những năm trước. Vì vậy, các mô hình định lượng rủi ro được nghiên cứu trước đây có còn phù hợp để vận dụng vào bối cảnh mới hay không? Đây là một câu hỏi còn bỏ ngỏ.

Với khoảng trống nói trên, rất cần một nghiên cứu mới để trả lời một cách thỏa đáng cho vấn đề nhận dạng và đo lường rủi ro trong bối cảnh mới. Đây là lý do mà Nghiên cứu sinh lựa chọn đề tài “**Nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh**” để làm đề tài nghiên cứu cho luận án tiến sĩ.

2. Mục đích và nhiệm vụ nghiên cứu

**** Mục đích nghiên cứu***

Mục đích nghiên cứu của luận án là nhận dạng một cách có hệ thống và xác lập mô hình đáng tin cậy để đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE, từ đó đề xuất các khuyến nghị nhằm hạn chế rủi ro trong đầu tư cổ phiếu, góp phần thúc đẩy sự phát triển lành mạnh của HOSE nói riêng và TTCK VN nói chung.

**** Nhiệm vụ nghiên cứu***

Để hoàn thành được mục tiêu nghiên cứu đặt ra ở trên, luận án tập trung vào 5 nhiệm vụ cụ thể sau:

(1) Tổng kết những giá trị khoa học và thực tiễn trong các nghiên cứu có liên quan của các tác giả ở nước ngoài và trong nước về nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu.

(2) Hệ thống hóa các lý thuyết có liên quan nhằm cung cấp cơ sở lý luận vững chắc cho việc nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu.

(3) Nhận dạng các rủi ro tiềm ẩn đáng lưu ý trong đầu tư cổ phiếu niêm yết trên HOSE.

(4) Lựa chọn và kiểm chứng mô hình đo lường rủi ro phù hợp với HOSE dựa trên tiếp cận phân chia danh mục theo ba chiều qui mô - giá trị - thanh khoản nhằm đo lường rủi ro một cách đáng tin cậy trên cả ba loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện, thị trường lên, thị trường xuống mà các nghiên cứu trước chưa thực hiện.

(5) Đề xuất các khuyến nghị đối với Chính phủ, Ủy ban Chứng khoán nhà nước (UBCKNN), HOSE, công ty chứng khoán và các NĐT cổ phiếu nhằm hạn chế rủi ro cho NĐT.

3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

- Đối tượng nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu của luận án là các yếu tố rủi ro tiềm ẩn, mô hình đo lường rủi ro phù hợp và tin cậy cho HOSE.

- Phạm vi nghiên cứu

Để góp phần xác minh các kết quả nghiên cứu trước đây và nâng cao độ tin cậy trong vận dụng vào HOSE trong bối cảnh mới, luận án giới hạn phạm vi nghiên cứu trên các mặt như sau:

**** Về nội dung***

Luận án tập trung nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu niêm yết trên HOSE, không nghiên cứu các loại rủi ro đầu tư khác.

**** Về không gian***

Luận án nghiên cứu tất cả các cổ phiếu niêm yết trên HOSE ngoại trừ các cổ phiếu của các công ty bảo hiểm, tài chính và ngân hàng.

**** Về thời gian***

Luận án nghiên cứu dựa trên dữ liệu được thu thập trong khoảng thời gian 5 năm, từ ngày 01/01/ 2012 đến ngày 30/12/2016.

4. Ý nghĩa khoa học và thực tiễn của luận án

**** Những điểm mới về mặt tiếp cận nghiên cứu***

(1) Luận án đã sử dụng kết hợp một cách có hệ thống các tiếp cận nhận dạng rủi ro khác nhau mà các nghiên cứu trước chưa thực hiện.

(2) Luận án sử dụng thước đo thanh khoản kém của Amihud (2002), không trùng lặp với thước đo thanh khoản đã được sử dụng trong nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2012, 2014).

(3) Luận án sử dụng giá điều chỉnh (do công ty BVSC cung cấp cho khách hàng) thay cho giá đóng cửa để xác định chính xác hơn tỉ suất sinh lời (TSSL) cổ phiếu.

(4) Luận án sử dụng dữ liệu nghiên cứu trong bối cảnh mới của HOSE được dự đoán là đã bắt đầu đi vào giai đoạn trưởng thành, không còn tiếp diễn cảnh thăng trầm của những năm đầu mới thành lập.

(5) Luận án sử dụng cách phân chia danh mục đồng thời theo ba chiều qui mô - giá trị - thanh khoản mà các nghiên cứu trước chưa sử dụng.

(6) Luận án kiểm chứng mô hình đo lường rủi ro trên thị trường lên, thị trường xuống mà các nghiên cứu trước chưa thực hiện.

**** Những đóng góp mới về mặt học thuật***

(1) Tiếp cận phân chia danh mục đồng thời theo ba chiều qui mô - giá trị - thanh khoản tạo điều kiện giải thích việc định giá các yếu tố rủi ro (đo lường các yếu tố rủi ro bằng phần bù) theo từng chiều trong sự có mặt của hai chiều khác một cách thuận lợi hơn.

(2) Tiếp cận nghiên cứu trên cả ba loại điều kiện thị trường khác nhau giúp xác định sự khác biệt rõ rệt của mô hình đo lường rủi ro giữa thị trường lên và thị trường xuống.

(3) Tiếp cận nghiên cứu bằng cách sắp xếp từng loại hệ số độ nhạy rủi ro theo độ lớn giúp khẳng định việc định giá rủi ro (đo lường rủi ro bằng phần

bù) là rõ rệt mặc dù một số hệ số độ nhạy rủi ro có thể không có ý nghĩa thống kê hoặc mang dấu âm trái với kỳ vọng.

(4) Luận án tái khẳng định các kết quả nghiên cứu ở các TTCK mới nổi nhằm cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm ủng hộ việc sử dụng mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản vào khắc phục khuyết điểm của CAPM trong việc đo lường rủi ro trên TTCK nói chung.

**** Những đóng góp mới về mặt thực tiễn***

(1) Thông qua việc kết hợp một cách có hệ thống các tiếp cận nhận dạng rủi ro khác nhau, luận án giúp NĐT kiểm soát rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE tốt hơn bên cạnh việc sử dụng mô hình đo lường rủi ro.

(2) Luận án cung cấp kiến thức cập nhật hơn cho sự hiểu biết của các NĐT và các nhà quản lý thị trường về mô hình đo lường rủi ro phù hợp trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE trong bối cảnh mới và trong các loại điều kiện thị trường lên và thị trường xuống.

(3) Luận án cung cấp các bảng độ nhạy rủi ro cụ thể cho từng loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện, thị trường lên, thị trường xuống. Do đó, Luận án góp phần hỗ trợ các NĐT và các nhà quản lý thị trường xác định mức độ rủi ro chính xác hơn.

(4) Dựa trên kết quả nghiên cứu luận án đã đề xuất nhiều khuyến nghị đối với Chính phủ, UBCKNN, SGDCK, các Công ty chứng khoán và các NĐT nhằm giúp hỗ trợ các NĐT và các nhà quản lý thị trường quản lý tốt hơn các rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE.

5. Bố cục của luận án

Ngoài phần mở đầu, kết luận, tài liệu tham khảo và phụ lục, luận án có kết cấu gồm 4 chương:

Chương 1. Tổng quan tình hình nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu.

Chương 2. Cơ sở lý luận về nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên sở giao dịch Chứng khoán.

Chương 3. Nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh.

Chương 4. Tổng kết và khuyến nghị.

Chương 1

TỔNG QUAN TÌNH HÌNH NGHIÊN CỨU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

1.1. Tổng quan tình hình nghiên cứu

1.1.1. Các nghiên cứu ở nước ngoài

Các nghiên cứu về rủi ro trong đầu tư cổ phiếu ở nước ngoài hầu hết là các nghiên cứu định lượng, tập trung vào việc kiểm định các mô hình định giá cổ phiếu dựa trên các yếu tố rủi ro được chỉ định trước hoặc các yếu tố rủi ro được trích xuất bằng cách sử dụng kỹ thuật phân tích nhân tố. Nhìn chung, các nghiên cứu của họ tập trung theo ba hướng tiếp cận: (1) Tiếp cận kiểm định mô hình định giá đa yếu tố rủi ro kiểu APT, (2) Tiếp cận kiểm định mô hình bổ sung các yếu tố định giá rủi ro khác cho mô hình CAPM, (3) Tiếp cận kiểm định mô hình đơn yếu tố rủi ro. Đến nay chưa có nghiên cứu nào về nhận dạng rủi ro riêng biệt được tìm thấy trong các nghiên cứu của nước ngoài.

1.1.1.1. Các nghiên cứu theo tiếp cận mô hình định giá đa yếu tố rủi ro kiểu APT (arbitrage pricing theory)

- Nghiên cứu của Andrew và Richard (1998) với đề tài: “Các yếu tố rủi ro trên TTCK Malaysia”.

Nghiên cứu sử dụng đồng thời một tiếp cận các yếu tố được xác định trước của mô hình APT kết hợp với phương pháp McElroy và ctg (1985) để khám phá mối quan hệ rủi ro - TSSL trong thị trường vốn Malaysia, một thị trường vốn Đông Nam Á quan trọng.

Nghiên cứu sử dụng mô hình APT được đề xuất bởi Ross (1976) cho rằng TSSL của tài sản là một hàm của k yếu tố rủi ro hệ thống:

$$R_{it} = E(R_{it}) + b_{i1}F_{1t} + \dots + b_{ik}F_{kt} + U_{it}$$

Trong đó:

$E(R_{it})$: là TSSL kỳ vọng của tài sản i tại thời gian t ;

F_{kt} : là yếu tố rủi ro hệ thống k ;

b_{ik} : là độ nhạy của tài sản i với yếu tố F_{kt} ;

U_{it} : là sai số.

Khung nghiên cứu APT một bước được sử dụng với các yếu tố rủi ro hệ thống được chỉ định trước, bao gồm: sự thay đổi không dự kiến được trong lãi suất phi rủi ro, sự thay đổi không dự kiến được của cấu trúc kỳ hạn của lãi suất, sự thay đổi không dự kiến được trong sản lượng công nghiệp, lạm phát không dự kiến được, thay đổi trong lạm phát dự kiến. Ngoài các yếu tố trên các tác giả thêm vào mô hình một yếu tố rủi ro đại diện cho chỉ số CK Malaysia là TSSL vượt trội của chỉ số KLC (Kuala Lumpur Composite).

Đại diện cho rủi ro quốc tế, yếu tố TSSL vượt trội của chỉ số MSWCM (Morgan Stanley World Capital Market) cũng được thêm vào mô hình.

Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng các yếu tố kinh tế vĩ mô nội địa là những nguồn rủi ro hệ thống trên TTCK Malaysia. Tuy nhiên, vẫn có một vai trò cho danh mục đầu tư thị trường như là một đại diện cho các yếu tố rủi ro chung ở trong nước. Mặt khác, cũng có một vai trò cho một đại diện cho rủi ro quốc tế - TSSL vượt trội trên chỉ số MSWCM.

- Nghiên cứu của Gordon và Wai (2004) với đề tài: “Mối quan hệ rủi ro-TSSL trên TTCK Singapore”.

Nghiên cứu này nhằm kiểm tra lại sự khẳng định rằng beta là một yếu tố quan trọng của định giá cân bằng. Sử dụng khung nghiên cứu có điều kiện, nghiên cứu này khảo sát mối quan hệ rủi ro - TSSL trên TTCK Singapore, một trong những thị trường mới nổi châu Á quan trọng nhất.

Nghiên cứu này cũng kiểm tra và so sánh những kết quả tìm thấy với một mô hình beta thời gian thay đổi có điều kiện khác (Ferson và Harvey, 1991) dựa vào một tập hợp các biến số kinh tế.

Nghiên cứu còn có ý nghĩa với cả các nhà nghiên cứu và các nhà thực hành vì các kết quả thực nghiệm có thể xác minh ý nghĩa của một số yếu tố trong việc xác định TSSL danh mục đầu tư. Để kiểm định mô hình với dữ liệu lịch sử, quá trình ngẫu nhiên tạo ra danh mục đầu tư đề xuất bởi Fama và Macbeth (1973) được áp dụng dưới dạng mô hình Pettengill & ctg (1995):

$$R_{jt} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_j + \lambda_{2t}\beta_j^2 + \lambda_{3t}S_j + \lambda_{4t}SKW_j + \lambda_{5t}\sigma_j^2 + \lambda_{6t}KUR_j + u_{jt}$$

Trong đó:

λ : Các tham số độ nhạy của mô hình;

R_{jt} : là TSSL vượt trội của danh mục đầu tư j tại thời gian t;

β_j : là rủi ro hệ thống danh mục đầu tư j;

S_j : là rủi ro không hệ thống danh mục đầu tư j;

SKW_j : là hệ số đối xứng tương đối danh mục đầu tư j;

σ_j^2 : là tổng số rủi ro danh mục đầu tư j;

KUR_j : là hệ số độ nhọn tương đối danh mục đầu tư j;

u_{jt} : là yếu tố nhiễu.

Ngoài ra, mô hình định giá có điều kiện được phát triển bởi Ferson và Harvey (1991) với beta thời gian khác nhau được sử dụng để kiểm tra các kết

quả:
$$R = a + b_1XEW + b_2\Delta DSLOPE + b_3UI + b_4RI + e$$

Hoặc:
$$R = a + b_1XVW + b_2\Delta DSLOPE + b_3UI + b_4RI + e$$

Trong đó:

XEW: TSSL thị trường vượt trội trọng số bằng nhau;

XVW: TSSL thị trường vượt trội trọng số giá trị;

DSLOPE: Thay đổi sự khác biệt giữa TSSL trung bình hàng tháng của một trái phiếu kho bạc 5 năm và một trái phiếu kho bạc 3 tháng;

UI: Tỷ lệ lạm phát không dự kiến (sự khác biệt giữa phần trăm thay đổi trong chỉ số CPI trong tháng hiện tại và tháng trước, không điều chỉnh theo mùa);

RI: SIBOR 1 tháng trừ tỷ lệ lạm phát hàng tháng (đo bằng chỉ số CPI);

e: Sai số riêng;

b: Các tham số độ nhạy của mô hình.

Kết quả nghiên cứu cho thấy mặc dù mối quan hệ không có điều kiện giữa beta và TSSL được tìm thấy là thuận và có ý nghĩa, sức mạnh giải thích là cực kỳ thấp. Ngoài ra, một mối quan hệ như vậy biến mất trong các giai đoạn ngắn. Mặt khác, mối quan hệ rủi ro - TSSL được tìm thấy không phải là phi tuyến. Rủi ro phi hệ thống và tổng rủi ro đóng vai trò quan trọng thấp và cao tương ứng trong định giá các CK Singapore.

Tuy nhiên, sức mạnh giải thích đến TSSL vẫn còn rất hạn chế. Khi mối quan hệ có điều kiện (dựa trên thị trường lên và xuống) giữa beta và TSSL được xem xét, một mối quan hệ thuận có ý nghĩa trong thị trường lên và một mối quan hệ nghịch có ý nghĩa trong thị trường xuống được quan sát thấy, không chỉ thế, sức mạnh giải thích cho TSSL cổ phiếu tăng hơn 100 lần. Các mối quan hệ này được tìm thấy là nhất quán trên các giai đoạn ngắn. Hơn nữa, mối quan hệ rủi ro - TSSL có điều kiện được tìm thấy không phải là phi tuyến.

- Nghiên cứu của Kim và ctg (2006) với đề tài: “Các ảnh hưởng rủi ro kinh tế vĩ mô trên TTCK”.

Nghiên cứu cung cấp một phân tích về mối quan hệ giữa phần thưởng rủi ro kỳ vọng và một số yếu tố rủi ro kinh tế vĩ mô. Nghiên cứu sử dụng ba công cụ ở ba bước: phân tích thành phần chính, GARCH (1,1) và GMM để mô hình hóa mối liên hệ giữa các biến rủi ro kinh tế vĩ mô bao gồm: tăng trưởng GDP, tăng trưởng INDP, lạm phát không mong đợi, cung tiền, lãi suất và tỷ

giá hối đoái đến TSSL cổ phiếu vượt trội của bốn thị trường lớn là Singapore, Hồng Kông, Nhật Bản và Anh.

Nghiên cứu cho thấy, đối với thị trường Hồng Kông, TSSL cổ phiếu vượt trội có liên hệ thuận với phương sai có điều kiện của tăng trưởng GDP, tăng trưởng INDP, lạm phát không mong đợi và tỷ giá hối đoái; và tỷ lệ nghịch với phương sai có điều kiện của lãi suất và cung tiền.

Đối với thị trường Singapore, TSSL vượt trội kỳ vọng cao hơn có liên kết với một phương sai có điều kiện cao hơn của tăng trưởng INDP và thấp hơn của tăng trưởng GDP, lạm phát không mong muốn và tỷ giá hối đoái.

Đối với thị trường Nhật Bản TSSL vượt trội kỳ vọng có tương quan thuận với các phương sai có điều kiện của tăng trưởng GDP, lãi suất, cung tiền và lạm phát không mong đợi.

Đối với thị trường Anh TSSL vượt trội kỳ vọng có tương quan nghịch với các phương sai có điều kiện của tăng trưởng GDP, lãi suất, cung tiền và lạm phát không mong đợi.

Đối với thị trường Hồng Kông và Singapore, khi các biến động của tăng trưởng GDP, tăng trưởng INDP và lạm phát không mong đợi cao, thì biến động của phần bù rủi ro TTCK của chúng cao. Mặt khác, biến động cao hơn của phần thưởng rủi ro có liên quan với biến động tỷ giá thấp hơn trong cả hai thị trường.

Đối với thị trường Anh, biến động có điều kiện của phần bù rủi ro của nó có liên hệ thuận đến các biến động có điều kiện của tất cả năm yếu tố kinh tế vĩ mô quan trọng (tăng trưởng GDP, tăng trưởng INDP, lạm phát không mong đợi, lãi suất và tỷ giá hối đoái).

Đối với thị trường Nhật Bản có một mối quan hệ nghịch giữa các biến động có điều kiện của phần bù rủi ro và rủi ro lạm phát không mong đợi.

1.1.1.2. Các nghiên cứu theo tiếp cận bổ sung các yếu tố định giá rủi ro khác cho mô hình CAPM (Capital Asset Pricing Model)

- Nghiên cứu của Wai và Gordon (2005) với đề tài: “Các yếu tố rủi ro phổ biến của TSSL trong các TTCK châu Á mới nổi”.

Mục đích của nghiên cứu này là xem xét sự phù hợp của mô hình ba yếu tố Fama và French (1992) trong ba TTCK mới nổi châu Á (Hong Kông, Singapore và Đài Loan).

Nghiên cứu này khảo sát mô hình ba yếu tố khi yếu tố tổng thể thị trường đồng thời gian được thay thế bởi các yếu tố thị trường có độ trễ. Sự mở rộng này của mô hình đã không được khảo sát trong các nghiên cứu trước đây, nhằm cung cấp cái nhìn mới về vai trò của yếu tố thị trường. Đề xuất mở rộng này giúp kiểm tra xem các yếu tố thị trường có một vai trò chi phối tại các thị trường châu Á hay không.

Hơn nữa, bằng cách sử dụng các yếu tố thị trường có độ trễ, nghiên cứu xem xét sức mạnh dự đoán của nó lớn như thế nào đối với TSSL danh mục đầu tư. Việc khảo sát này là có liên quan nhiều hơn đến các thị trường mới nổi khi so sánh với các thị trường phát triển như Mỹ và Anh.

Nghiên cứu này tăng cường phân tích quan hệ rủi ro-TSSL bằng cách thực hiện kiểm tra độ mạnh đối với hai tác động: phân tách thị trường lên và xuống và hiệu ứng tháng Giêng.

Nghiên cứu sử dụng mô hình ba yếu tố do Fama và French (1993) đề xuất để hạn chế các khiếm khuyết của CAPM. Cụ thể, TSSL kỳ vọng vượt trội của danh mục đầu tư p được viết dưới dạng mô hình ba yếu tố rủi ro sau:

$$E(R_p) - R_f = b_p(E(R_m) - R_f) + s_p E(\text{SMB}) + h_p E(\text{HML})$$

Mối quan hệ cân bằng của mô hình ba yếu tố Fama và French (1993) được nêu theo các TSSL kỳ vọng.

Để kiểm tra mô hình với dữ liệu lịch sử, mô hình TSSL kỳ vọng được chuyển đổi sang dạng sau:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p(\text{SMB}) + h_p(\text{HML}) + e_{p,t}$$

Dạng trễ của TSSL vượt trội của danh mục thị trường:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t-1} - R_{f,t-1}) + s_p(\text{SMB}) + h_p(\text{HML}) + e_{p,t}$$

Trong đó:

$(R_{p,t} - R_{f,t})$: là TSSL vượt trội của danh mục p tại thời gian t;

$(R_{m,t} - R_{f,t})$: là TSSL thị trường vượt trội tại thời gian t;

$(R_{m,t-1} - R_{f,t-1})$: là TSSL thị trường vượt trội tại thời gian t-1;

SMB: là TSSL vượt trội trên các cổ phiếu nhỏ so với các cổ phiếu lớn;

HML: là TSSL vượt trội trên các cổ phiếu BE / ME cao so với các cổ phiếu BE / ME thấp;

$e_{p,t}$ là yếu tố nhiễu được giả định có trị trung bình bằng không và không tương quan với các biến số khác; và các nhạy cảm hay tải trọng yếu tố;

b_p , s_p , và h_p , là các hệ số độ dốc trong hồi quy chuỗi thời gian.

Bằng chứng nghiên cứu thực nghiệm phù hợp với những phát hiện tại Mỹ đã được báo cáo bởi Fama và French (1993, 1996) và với những phát hiện tại bốn thị trường châu Á được nghiên cứu bởi Drew và Veeraraghavan (2003) rằng mô hình giải thích phần lớn sự biến đổi trong TSSL trung bình khi sử dụng yếu tố thị trường đồng thời gian. Tuy nhiên, tác động của hiệu ứng qui mô và yếu tố BE/ME là rất hạn chế và không đáng kể trong hầu hết các trường hợp.

Khi mô hình ba yếu tố được điều chỉnh bằng cách sử dụng yếu tố thị trường có độ trễ, khả năng giải thích của mô hình giảm đáng kể nhưng cả SMB và HML lúc này có thể đóng góp đáng kể trong việc giải thích các biến động chéo kết hợp thời gian trong TSSL cổ phiếu. Hơn nữa, sức mạnh giải

thích của chúng là mạnh nhất cho các danh mục đầu tư qui mô nhỏ với BE/ME cao. Tuy nhiên, sự mở rộng điều kiện này giúp tăng sức mạnh giải thích ở TTCK Singapore. Mô hình có điều kiện dựa trên các thị trường lên và xuống không giúp cải thiện sức mạnh giải thích của mô hình ba yếu tố khi yếu tố thị trường đồng thời gian được sử dụng.

Nghiên cứu không tìm thấy bằng chứng về hiệu ứng tháng Giêng trên TTCK Hồng Kông nhưng kết quả cho thấy một hiệu ứng tháng Giêng tồn tại trong phần bù BE/ME cao tại Singapore và ngược lại hiệu ứng tháng Giêng tồn tại trong phần bù rủi ro thị trường khi yếu tố thị trường có độ trễ được sử dụng trong mô hình .

- Nghiên cứu của Keith và Lewis (2011) với đề tài: “Thanh khoản và định giá tài sản: bằng chứng từ TTCK Hồng Kông”.

Nghiên cứu được thực hiện nhằm trả lời câu hỏi liệu tính thanh khoản kém có phải là một yếu tố rủi ro được định giá bên cạnh những yếu tố rủi ro được định giá khác đã được biết đến nhiều trong các tài liệu như yếu tố thị trường, yếu tố độ lệch (coskewess), yếu tố qui mô, yếu tố tỉ lệ BE/ME, yếu tố quán tính (momentum)...

Nghiên cứu còn giúp xác định mô hình định giá rủi ro được cho là sát hợp nhất trên thị trường Hồng Kông một trong những TTCK mới nổi sôi động nhất trên thế giới. Nghiên cứu sử dụng mô hình CAPM truyền thống tăng cường yếu tố độ lệch (coskewess), mô hình ba yếu tố rủi ro Fama-French, mô hình Fama-French ba yếu tố tăng cường yếu tố thanh khoản, và yếu tố quán tính (momentum):

Mô hình CAPM tăng cường yếu tố độ lệch (coskewess):

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p(R_{mt} - R_{ft}) + \phi_p \text{COSK}_t + e_{pt}$$

Mô hình Fama-French:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p(R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + e_{pt}$$

Mô hình Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p(R_{mt} - R_{ft}) + s_pSMB_t + h_pHML_t + \psi_pLIQ_t + e_{pt}$$

Mô hình Fama-French tăng cường yếu tố quán tính (momentum) và yếu tố thanh khoản:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p(R_{mt} - R_{ft}) + s_pSMB_t + h_pHML_t + w_pWML_t + \psi_pLIQ_t + e_{pt}$$

Trong đó:

R_{pt} : TSSL trung bình của danh mục cổ phiếu p;

R_{mt} : TSSL trung bình thị trường;

R_{ft} : TSSL phi rủi ro;

$COSK_t$: yếu tố độ lệch (coskewness);

SMB_t : TSSL trung bình danh mục quy mô nhỏ trừ quy mô lớn;

HML_t : TSSL trung bình của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL trung bình của danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

LIQ_t : TSSL trung bình của danh mục có thanh khoản thấp trừ TSSL trung bình của danh mục có thanh khoản cao;

WML_t : Yếu tố quán tính (momentum);

a_p : hệ số chặn;

$b_p, \varphi_p, s_p, h_p, w_p, \psi_p$: các hệ số độ nhạy yếu tố;

e_{pt} : sai số ngẫu nhiên.

Kết quả nghiên cứu cho thấy thanh khoản kém là một yếu tố được định giá quan trọng ở Hồng Kông sau khi đưa vào xem xét các yếu tố định giá khác đã được ghi nhận rõ trong các tài liệu nghiên cứu trước. Sự vững mạnh của yếu tố thanh khoản cũng được khẳng định bằng cách khảo sát các phần dư danh mục và yếu tố độ lệch (coskewness) đại diện cho các yếu tố còn thiếu, mùa vụ cho ảnh hưởng theo mùa, và thị trường lên và xuống cho ảnh hưởng thị trường có điều kiện.

Hồi quy đa biến trên tất cả các yếu tố liên quan cho thấy rằng mô hình tốt nhất trong số tất cả các mô hình định giá tài sản là mô hình ba yếu tố của Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản. Mặt khác, các yếu tố quán tính (momentum) là không được định giá trên TTCK Hồng Kông.

1.1.1.3. Các nghiên cứu theo tiếp cận mô hình đơn yếu tố rủi ro

- Nghiên cứu của Amihud (2002) với đề tài: “Tính thanh khoản kém và TSSL cổ phiếu: các hiệu ứng chuỗi thời gian và giao chéo”.

Nghiên cứu được thực hiện ở TTCK Mỹ với thước đo tính thanh khoản kém là mức trung bình của tỷ lệ giữa TSSL tuyệt đối so với khối lượng giao dịch hàng ngày bằng USD.

Nghiên cứu này cho thấy rằng: tính kém thanh khoản kỳ vọng của thị trường ảnh hưởng thuận đến TSSL vượt trội cổ phiếu mong đợi. Điều này ám chỉ rằng TSSL vượt trội cổ phiếu đại diện cho một phần bù rủi ro tính thanh khoản kém. Tính thanh khoản kém ảnh hưởng mạnh mẽ hơn đối với các cổ phiếu công ty nhỏ, do đó giải thích các biến động chuỗi thời gian trong phần bù rủi ro của chúng theo thời gian. Ngoài ra, TSSL cổ phiếu có quan hệ nghịch theo thời gian với tính kém thanh khoản không mong đợi cùng thời gian.

- Nghiên cứu của Amihud & ctg (2015) với đề tài: “Phần bù tính thanh khoản kém: bằng chứng quốc tế”.

Nghiên cứu này khảo sát phần bù tính thanh khoản kém trên TTCK của 45 quốc gia đã chứng tỏ hai phát hiện:

Thứ nhất, phần bù TSSL tính thanh khoản kém trung bình trên các quốc gia này là dương và có ý nghĩa thống kê, sau khi kiểm soát các yếu tố định giá khác. Phần bù được đo bằng chuỗi TSSL hàng tháng trên các cổ phiếu thanh khoản kém-trừ-lỏng hoặc bằng hệ số thanh khoản kém được ước lượng từ hồi quy chéo Fama-MacBeth.

Thứ hai, một sự giống nhau tồn tại giữa các nước trong phần bù TSSL tính thanh khoản kém, trong khi kiểm soát các yếu tố TSSL chung toàn cầu và biến động trong tính thanh khoản kém toàn cầu. Sự giống nhau này là khác với sự giống nhau trong bản thân tính thanh khoản kém và là lớn hơn trong các thị trường hội nhập toàn cầu.

- Nghiên cứu của Jiaqi và Mohamed (2016) với đề tài: “Phần bù tính thanh khoản kém và TSSL cổ phiếu kỳ vọng ở Anh: Một cách tiếp cận mới”.

Nghiên cứu này xem xét tầm quan trọng tương đối của rủi ro thanh khoản cho các chuỗi thời gian và giao chéo của TSSL cổ phiếu ở Anh.

Nghiên cứu sử dụng một kiểm tra khác của thước đo Amihud (2002) và các phương pháp tham số và phi tham số để khảo sát xem liệu rủi ro thanh khoản có được định giá tại Anh.

Nghiên cứu cho thấy rằng sự bao gồm yếu tố tính thanh khoản kém trong Mô hình định giá tài sản tài chính đóng một vai trò quan trọng trong việc giải thích sự thay đổi giao chéo trong TSSL cổ phiếu, đặc biệt với các mô hình ba yếu tố Fama-French.

- Nghiên cứu của Ding Du và Ou Hu (2012) với đề tài: “Rủi ro tỷ giá trên TTCK Mỹ”.

Nghiên cứu trước đó của Kolari & ctg (2008) cho thấy rủi ro tỷ giá được đo bằng sự thay đổi tỷ giá hối đoái đồng thời gian được định giá trên TTCK Mỹ.

Để kiểm tra xem kết quả của Kolari & ctg (2008) có mạo nhận hay không, các tác giả đã thực hiện hai kiểm tra. Kết quả cho thấy rằng, rủi ro tỷ giá được đo bằng sự thay đổi tỷ giá hối đoái đồng thời gian không được định giá trên TTCK Mỹ nếu sử dụng các danh mục đầu tư không có một cấu trúc yếu tố mạnh như những tài sản đang kiểm định hoặc nếu các tác giả sử dụng những phương pháp mạnh hơn để ước lượng sự nhạy cảm tỷ giá hối đoái.

Để giải thích cho sự khác biệt trên giữa hai nghiên cứu, các tác giả cho rằng yếu tố rủi ro tỷ giá của Kolari & ctg (2008) có một sự tương quan mạnh với các yếu tố qui mô, và các danh mục nhạy cảm tỷ giá hối đoái của Kolari & ctg có một cấu trúc yếu tố mạnh.

- Nghiên cứu của Jan và Mika (2012) với đề tài: “Định giá rủi ro tiền tệ trong TTCK: Bằng chứng từ Phần Lan và Thụy Điển 1970-2009”.

Nghiên cứu khảo sát vai trò của rủi ro tiền tệ trên TTCK tại hai quốc gia Bắc Âu liên kết với nhau thực hiện một sự chuyển đổi dần dần từ tỷ giá hối đoái cố định sang thả nổi. Các tác giả áp dụng kỹ thuật cố định hiệp phương sai của Ding và Engle (2001) trong một công cụ GARCH-M đa biến để kiểm định một mô hình định giá tài sản quốc tế có điều kiện. Các tác giả nghiên cứu việc định giá rủi ro tiền tệ cũng như rủi ro thị trường toàn cầu và địa phương sử dụng dữ liệu hàng tháng từ tháng 3 năm 1970 đến tháng 8 năm 2009.

Ba TTCK được lựa chọn làm các mẫu của các tác giả là Mỹ và hai quốc gia Bắc Âu liên kết với nhau thực hiện một sự chuyển đổi dần dần từ tỷ giá hối đoái cố định sang thả nổi là Phần Lan và Thụy Điển.

Các tác giả thấy rằng rủi ro tiền tệ được định giá trên cả hai TTCK Phần Lan và Thụy Điển, giá cả và phân bù rủi ro là thấp hơn sau khi thả nổi tiền tệ, đặc biệt là đối với Phần Lan.

Các tác giả cũng tìm thấy cú sốc tỷ giá hối đoái xuyên quốc gia từ Phần Lan ảnh hưởng đến giá của rủi ro tiền tệ ở Thụy Điển, nhưng không tồn tại chiều ngược lại. Giá của rủi ro thị trường địa phương không được định giá tại thị trường Mỹ. Tuy nhiên, rủi ro địa phương được định giá trên thị trường Phần Lan và Thụy Điển. Những phát hiện này phần nào mâu thuẫn với De Santis và Gérard (1998), những người phát hiện rằng rủi ro địa phương đã không được định giá trong TTCK lớn nào trong nghiên cứu của họ.

Việc tìm thấy rủi ro thị trường địa phương có liên quan đến việc định giá cổ phiếu của Phần Lan và Thụy Điển đưa ra thêm bằng chứng rằng ta nên xem xét mô hình định giá tài sản phân mảnh một phần cho các TTCK nhỏ hơn. Kết quả cũng cho thấy giá của rủi ro thị trường địa phương là khác nhau theo thời gian.

- Nghiên cứu của Kasimir và Lasse (2008) với đề tài: “Bong bóng TTCK, lạm phát và rủi ro đầu tư”.

Mục đích nghiên cứu là khảo sát mối quan hệ giữa lạm phát và bong bóng giá cả trên TTCK về mặt kinh tế lượng.

Các tác giả đề xuất mô hình cho hiện tượng bong bóng bằng cách sử dụng một mô hình hai chế độ tự hồi quy. Trong chế độ bong bóng, sự thay đổi giá cổ phiếu không phụ thuộc vào các yếu tố cơ bản. Trong chế độ sửa lỗi, sự thay đổi giá cổ phiếu phụ thuộc vào giá - tỉ lệ cổ tức. Chế độ thứ hai giả định, như các mô hình định giá cổ phiếu chuẩn, TSSL được xác định bởi một mối quan hệ đồng tích hợp tuyến tính giữa cổ tức và giá.

Chế độ bong bóng:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \beta \Delta p_{t-1} + c_1 \Delta \pi_t + \sigma_1 \varepsilon_t$$

Trong đó:

Δp_t : là sự thay đổi giá cổ phiếu ở thời gian t;

Δp_{t-1} : là sự thay đổi giá cổ phiếu ở thời gian t -1;

$\Delta \pi_t$: là lạm phát ở thời gian t;

ε_t : sai số ngẫu nhiên ($\varepsilon_t \sim \text{NIID}(0,1)$).

Chế độ sửa lỗi:

$$\Delta p_t = \alpha_2 + \beta \Delta p_{t-1} + \theta(p_{t-1} - d_{t-1}) + c_2 \Delta \pi_t + \sigma_2 \varepsilon_t$$

Trong đó:

$p_{t-1} - d_{t-1}$: là giá-tỉ lệ cổ tức.

Nghiên cứu cho thấy mối liên hệ giữa bong bóng và lạm phát thấp rất mạnh mẽ: Xác suất của một chế độ bong bóng có quan hệ nghịch với lạm phát và sự thay đổi giá cổ phiếu rất nhạy cảm với lạm phát trong chế độ bong bóng. Các tác giả cho rằng một mối quan hệ nghịch giữa các chỉ số định giá và lạm phát chủ yếu là do các NĐT “thiếu lý trí”.

1.1.2. Các nghiên cứu trong nước

1.1.2.1. Các nghiên cứu về nhận dạng rủi ro

- Bài báo của Nguyễn Minh Phong (2007), “Nhận dạng những rủi ro trong đầu tư CK”.

Bài báo đã nhận dạng bằng cách liệt kê và phân tích định tính một số rủi ro trong đầu tư CK như: rủi ro từ thông tin CK và thị trường, rủi ro từ tính thanh khoản thấp của CK đầu tư, rủi ro từ các quy định và chất lượng dịch vụ của các sàn, trung tâm giao dịch và công ty chứng khoán, rủi ro từ các chấn động thị trường trong và ngoài nước.

Ngoài ra, tác giả cũng đề cập đến những rủi ro liên quan đến các chính sách, như: chính sách hai giá trong phát hành cổ phiếu (giảm giá từ 20-40% cho các NĐT chiến lược hoặc cán bộ, công nhân viên của công ty cổ phần hóa lần đầu); chính sách xuất nhập khẩu, độc quyền hoặc các quan hệ quốc tế song phương, đa phương; những thay đổi trong chính sách tỷ giá, lạm phát, tỷ lệ nắm giữ cổ phần trong công ty cổ phần của các NĐT chiến lược, các NĐT nước ngoài;...

Cuối cùng, tác giả cho rằng rủi ro lớn nhất và là nguồn cội của tất cả các rủi ro trong đầu tư CK là rủi ro từ những sai lầm do thiếu hiểu biết, thiếu kỹ năng tổng hợp, phân tích và phản ứng thị trường kém nhạy bén, kém chính xác của NĐT...

- Nghiên cứu của Trịnh Thị Phan Lan (2012) với đề tài: “Rủi ro trên TTCK VN: Góc nhìn từ phía NĐT cá nhân”.

Mục tiêu của nghiên cứu là xem xét những rủi ro các NĐT cá nhân thường gặp trên TTCK VN; gồm hai nhóm rủi ro điển hình: rủi ro từ NĐT và rủi ro từ thị trường. Từ đó nghiên cứu đề xuất các khuyến nghị cho NĐT, như đa dạng hóa danh mục cổ phiếu, thu thập thông tin đầy đủ trước khi đầu tư, trau dồi khả năng phân tích và ra quyết định, đồng thời dự báo về những rủi ro có thể xảy ra trong thời gian tới trên TTCK VN.

Nghiên cứu nhận dạng dựa trên hồ sơ, số liệu quá khứ một số rủi ro phổ biến trên TTCK VN trong giai đoạn nghiên cứu bao gồm:

Các yếu tố rủi ro từ thị trường như lừa đảo trên thị trường, rủi ro về hoạt động của doanh nghiệp đầu tư, rủi ro về chính sách, rủi ro về thông tin. Trong đó tác giả cho rằng rủi ro về hoạt động của công ty đầu tư là rủi ro rất phổ biến trong giai đoạn này do ảnh hưởng từ của cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu, nhiều doanh nghiệp kinh doanh thua lỗ, phá sản.

Những rủi ro từ bản thân NĐT như rủi ro về tâm lý, rủi ro về khả năng quản lý, rủi ro về ước lượng sai giá trị. Trong đó tác giả cho rằng NĐT Việt Nam vẫn còn chịu tác động rất lớn của “tâm lý bầy đàn”.

- Luận án tiến sĩ của Trần Thị Xuân Anh (2014): “Tăng cường quản lý rủi ro trong hoạt động kinh doanh của các công ty cổ phần CK ở Việt Nam”

Mục tiêu của nghiên cứu là nhận diện và phân tích mức độ rủi ro của từng loại rủi ro trong hoạt động kinh doanh của các công ty chứng khoán Việt Nam. Phương pháp nghiên cứu được sử dụng là khảo sát thực nghiệm.

Nghiên cứu đã nhận diện những rủi ro trong hoạt động kinh doanh của các công ty cổ phần CK ở Việt Nam như: rủi ro về thể chế và pháp luật, rủi ro thị trường, rủi ro thông tin, rủi ro kinh doanh, rủi ro tài chính, rủi ro hoạt động và rủi ro quản lý.

Ngoài ra, nghiên cứu cũng tổng kết một số kinh nghiệm quản lý rủi ro trong hoạt động kinh doanh của công ty chứng khoán ở một số nước trên thế

giới như Trung quốc, Thái Lan, Mỹ. Từ đó nghiên cứu rút ra các bài học kinh nghiệm để các công ty chứng khoán trên thị trường Việt Nam có thể tham khảo.

1.1.2.2. Các nghiên cứu về đo lường rủi ro

a. Các nghiên cứu theo tiếp cận bổ sung các yếu tố định giá rủi ro khác cho mô hình CAPM

- Đề tài tiến sĩ của Nguyễn Anh Phong (2014): “Tỷ suất lợi nhuận và rủi ro các cổ phiếu niêm yết trên TTCK VN”. Đề tài nhằm vào bốn mục tiêu:

(1) Đánh giá tác động của yếu tố rủi ro về quy mô đến TSSL các cổ phiếu niêm yết;

(2) Đánh giá tác động của yếu tố rủi ro về giá trị (BE/ME) đến TSSL các cổ phiếu niêm yết;

(3) Đánh giá tác động của yếu tố rủi ro thanh khoản đến TSSL các cổ phiếu niêm yết;

(4) Lựa chọn mô hình định giá phù hợp với TTCK VN.

Dữ liệu nghiên cứu thu thập từ các cổ phiếu đã niêm yết tại HOSE và SGDCK Hà Nội.

Các mẫu được lựa chọn từ năm 2007 đến năm 2011. Phương pháp phân tích hồi quy bằng công cụ GRS hay GMM trên phần mềm Stata được sử dụng để kiểm định tác động của các yếu tố rủi ro đến TSSL của các danh mục đầu tư.

Tác giả kết hợp mô hình ba yếu tố rủi ro của Fama-French với yếu tố thanh khoản thành mô hình bốn yếu tố:

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_i(R_{SMBt}) + h_i(R_{HMLt}) + l_i(R_{LMHt}) + e_{it}$$

Trong đó:

R_{it} : TSSL trung bình của danh mục cổ phiếu i ;

R_{Mt} : TSSL trung bình thị trường;

R_{ft} : TSSL phi rủi ro (lãi suất trái phiếu chính phủ 1 năm lấy theo giá mua bán ngày đầu mỗi tháng quy về lãi suất theo tháng);

R_{SMBt} : TSSL trung bình danh mục quy mô nhỏ trừ quy mô lớn;

R_{HMLt} : TSSL trung bình của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL trung bình của danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

R_{LMHt} : TSSL trung bình của danh mục có thanh khoản thấp trừ TSSL trung bình của danh mục có thanh khoản cao;

a_i : hệ số chặn;

b_i, s_i, h_i, l_i : các hệ số hồi quy;

e_{it} : sai số ngẫu nhiên.

Trên cơ sở so sánh tính hợp lý giữa ba mô hình: mô hình CAPM, mô hình ba yếu tố và mô hình bốn yếu tố, tác giả lựa chọn mô hình phù hợp nhất để sử dụng cho TTCK VN.

Kết quả hồi quy bằng các công cụ GRS hay GMM cho thấy hai yếu tố rủi ro thanh khoản và quy mô có liên hệ nghịch với TSSL. Các kết quả cũng cho thấy thanh khoản là biến hợp lý và cần thiết khi đưa vào mô hình định giá. Biến thanh khoản có ý nghĩa thống kê mạnh và ổn định trong tất cả các trường hợp: giữa TSSL với thanh khoản hay giữa TSSL với thanh khoản kết hợp với các biến thị trường, quy mô hay biến giá trị (BE/ME). Trong khi đó biến quy mô và giá trị có ý nghĩa giải thích không ổn định trong trường hợp riêng lẻ hay kết hợp. Chính vì vậy nên tác giả đề xuất sử dụng mô hình bốn yếu tố nói trên trong dự báo đầu tư.

Tác giả đã nêu ra bốn lý do cho mối liên hệ nghịch giữa yếu tố rủi ro quy mô và thanh khoản với TSSL như sau:

(1) Các NĐT ở Việt Nam kỳ vọng TSSL cao vào các cổ phiếu có tính thanh khoản cao, vì các cổ phiếu này ở Việt Nam đa số là các cổ phiếu Blue-

chip do vậy họ sẵn lòng chấp nhận mức rủi ro cao hơn để có thể có được TSSL cao;

(2) Các NĐT ở Việt Nam vẫn còn đầu tư theo bầy đàn, họ mua những cổ phiếu có mức vốn hóa lớn (quy mô lớn), cổ phiếu dễ giao dịch theo sự dẫn dắt của những NĐT lớn mà bất chấp rủi ro có thể có nếu thị trường đi xuống hay khi có thông tin xấu;

(3) Các NĐT tại TTCK VN đa phần là đầu tư ngắn hạn, dạng “lướt sóng”. Do vậy, họ tập trung vào các cổ phiếu có tính thanh khoản cao (blue-chip) nhằm kỳ vọng TSSL cao (nếu thị trường đi lên), tuy nhiên họ cũng sẵn lòng chấp nhận mức rủi ro cao hơn trong trường hợp thị trường đi xuống vì các cổ phiếu này đa phần là các cổ phiếu dẫn dắt thị trường, các cổ phiếu có quy mô lớn tại nước ta thường là các cổ phiếu có thanh khoản cao;

(4) Theo nghiên cứu của Daniel và Titman (1997), không có bằng chứng thể hiện các phần bù về quy mô hay giá trị, mà các quan hệ này đôi khi do đặc trưng kinh doanh của các công ty.

Trong kết quả này tác giả cho rằng ngoài đặc trưng của công ty còn có thể do đặc trưng tâm lý của từng TTCK ở các quốc gia hay khu vực khác nhau.

Đề tài còn một số hạn chế như: chưa phân nhỏ hơn các danh mục, dữ liệu chưa đồng bộ, dữ liệu còn ít.

- Nghiên cứu của Trương Đông Lộc và Dương Thị Hoàng Trang (2014) với đề tài: “Mô hình 3 yếu tố Fama – French: các bằng chứng thực nghiệm từ HOSE”.

Mục tiêu của nghiên cứu này là kiểm định sự phù hợp của mô hình 3 yếu tố Fama – French dựa trên HOSE.

Kết quả nghiên cứu nhằm bổ sung những bằng chứng thực nghiệm về tính hợp lý của mô hình 3 yếu tố Fama – French trong điều kiện TTCK mới nổi và góp phần giúp các NĐT có những hành vi đầu tư hợp lý hơn.

Ngoài mô hình 3 yếu tố Fama – French được hồi quy theo phương pháp OLS, mô hình GARCH (1,1) còn được sử dụng. Mô hình GARCH (1,1) trong nghiên cứu có dạng như sau:

$$R_{pt} - R_f = \alpha_p + \beta_p(R_{mt} - R_f) + s_pSMB_t + h_pHML_t + \varepsilon_{p,t}$$

Trong đó:

$$\varepsilon_{p,t} \sim N(0, h_{pt}) \quad \text{với} \quad h_{pt} = \omega + \delta h_{pt-1} + \gamma \varepsilon_{pt-1}^2$$

Nguồn số liệu được sử dụng trong nghiên cứu này là chuỗi chỉ số thị trường (VN-Index) và giá của các cổ phiếu phi tài chính được niêm yết trên HOSE theo thời gian với tần suất tuần. Chỉ số VN-Index và giá của các cổ phiếu được thu thập cho khoảng thời gian từ ngày 01/01/2006 đến ngày 31/12/2012. Chỉ số thị trường và giá của các cổ phiếu được thu thập là giá đóng cửa vào ngày thứ Tư hàng tuần. Lãi suất trái phiếu Chính phủ có kỳ hạn 5 năm được sử dụng làm lãi suất phi rủi ro.

Kết quả nghiên cứu cho thấy cả 3 yếu tố được đưa vào mô hình đều có mối tương quan tỷ lệ thuận với TSSL của các cổ phiếu niêm yết trên HOSE. Về mặt thống kê, mối tương quan giữa ba yếu tố trong mô hình (biến độc lập) với TSSL của các cổ phiếu (biến phụ thuộc) đều có ý nghĩa ở mức 1%. Kết quả nghiên cứu này hoàn toàn phù hợp với kết quả nghiên cứu của Fama và French (1993) và một số nghiên cứu khác đã được công bố.

Kết quả nghiên cứu có được từ mô hình GARCH(1,1) vẫn thống nhất với các kết quả có được từ mô hình OLS. Cụ thể hơn, kết quả nghiên cứu còn cho thấy trong 6 danh mục được phân chia để nghiên cứu riêng biệt, yếu tố rủi ro thị trường đều ảnh hưởng rất lớn đến TSSL của tất cả các danh mục. Yếu tố quy mô công ty có tương quan thuận với TSSL của các danh mục có quy mô

nhỏ (S), nhưng có tương quan nghịch với TSSL của các danh mục có quy mô lớn (B). Cuối cùng, yếu tố giá trị công ty (HML) chỉ có mối tương quan thuận với các danh mục có tỷ số BE/ME cao (H) và vừa (M), nhưng lại có tương quan nghịch với các danh mục có tỷ số BE/ME thấp.

- Nghiên cứu của Võ Hồng Đức và Mai Duy Tân (2014) với đề tài: “Ứng dụng mô hình Fama-French 3 yếu tố cho Việt Nam: Cách tiếp cận mới về phân chia danh mục đầu tư”.

Mục tiêu của nghiên cứu nhằm khảo sát xem các cách phân chia danh mục khác nhau có ảnh hưởng đến kết quả khi ứng dụng mô hình Fama-French 3 yếu tố và cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm tại TTCK VN cho mô hình Fama-French 3 nhân tố.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thu thập từ 2007 đến 2013 cho tất cả các công ty niêm yết trên HOSE ngoại trừ các công ty trong lĩnh vực bảo hiểm, tài chính-ngân hàng. TSSL bình quân theo tuần được xác định bằng cách lấy trung bình của TSSL các ngày trong tuần đó. Lãi suất phi rủi ro theo ngày được xác định dựa trên lãi suất tín phiếu kho bạc của tháng tương ứng chia cho số ngày tương ứng. Chỉ số VN-Index được sử dụng làm chỉ số đại diện cho thị trường.

Nghiên cứu sử dụng 5 phương pháp phân chia danh mục khác nhau. Mỗi phương pháp phân chia các cổ phiếu thành 25 danh mục khác nhau.

Kỹ thuật hồi quy chéo hai bước của Brailsford & ctg (2012) được sử dụng. Cụ thể:

Bước 1, hồi quy theo dữ liệu chuỗi thời gian. Mỗi danh mục đầu tư được hồi quy theo một mô hình Fama-French với biến phụ thuộc là TSSL vượt trội của danh mục đầu tư đó hàng tuần;

Bước 2, hồi quy theo dữ liệu chéo chung cho 25 danh mục của mỗi cách xác định danh mục.

Biến phụ thuộc là giá trị trung bình của TSSL vượt trội của từng danh mục và các biến độc lập là các hệ số hồi quy vừa thu thập được ở bước 1 cho từng danh mục.

Kết quả nghiên cứu cho thấy các cách phân chia danh mục đầu tư khác nhau đưa đến những kết quả nghiên cứu khác nhau về sức mạnh tác động, về dấu kỳ vọng và về ý nghĩa thống kê của các yếu tố rủi ro được kiểm định trong mô hình Fama - French.

Các hệ số beta của yếu tố rủi ro thị trường đều mang dấu dương kỳ vọng và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các phương pháp phân chia danh mục. Đây là yếu tố tác động mạnh nhất trong mô hình Fama-French. Kết quả hồi quy trong bước 2 cho thấy yếu tố HML giải thích TSSL ở mức ý nghĩa thống kê 1% ở tất cả các phương pháp phân chia danh mục. Tuy nhiên các hệ số hồi quy của yếu tố này mang dấu âm không phù hợp với kỳ vọng ban đầu. Kết quả hồi quy trong bước 2 cũng cho thấy yếu tố SMB giải thích TSSL khá mờ nhạt ở hầu hết các phương pháp phân chia danh mục. Tuy nhiên các hệ số hồi quy của yếu tố này mang dấu dương phù hợp với kỳ vọng ban đầu.

- Nghiên cứu của Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008) với đề tài: “Vận dụng mô hình 3 yếu tố Fama –French để nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến TSSL của các cổ phiếu trên HOSE”.

Các tác giả chia các cổ phiếu thành 4 danh mục và sử dụng mô hình OLS để ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến TSSL của các cổ phiếu.

Kết quả nghiên cứu cho thấy, danh mục các cổ phiếu có quy mô nhỏ có TSSL cao hơn danh mục các cổ phiếu có quy mô lớn. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với các nghiên cứu được thực hiện trên TTCK ở các nước phát triển trước đây. Tuy nhiên, khi xét đến yếu tố HML thì nghiên cứu này lại có kết quả trái ngược với kết luận của Fama-French (1993) và các nghiên cứu được

thực hiện ở nước ngoài. Cụ thể là, yếu tố tỷ số BE/ME có tương quan nghịch với TSSL của các cổ phiếu.

- Nghiên cứu của Trần Thị Hải Lý (2010) với đề tài: “Kiểm định tính phù hợp của mô hình 3 yếu tố Fama - French đối với các cổ phiếu niêm yết trên HOSE trong giai đoạn từ 12/2004 đến 12/2007”.

Tác giả chia các cổ phiếu thành 4 danh mục và sử dụng mô hình OLS để ước lượng các yếu tố ảnh hưởng đến TSSL của các cổ phiếu.

Kết quả nghiên cứu cho thấy, yếu tố lợi nhuận thị trường và tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (HML) có tương quan thuận với TSSL của các cổ phiếu như kết quả nghiên cứu của Fama và French (1993). Tuy nhiên, trái ngược với kết quả của các nghiên cứu được thực hiện ở nước ngoài, yếu tố quy mô (SMB) lại có tương quan nghịch với TSSL của các cổ phiếu, nghĩa là TSSL của các cổ phiếu có quy mô lớn cao hơn TSSL của các cổ phiếu có quy mô nhỏ. Theo tác giả, kết quả này là do đặc trưng sở hữu nhà nước của các công ty niêm yết trên HOSE.

- Nghiên cứu của Nguyễn Thu Hằng và Nguyễn Mạnh Hiệp (2012) với đề tài nghiên cứu “Kiểm định mô hình Fama-French tại TTCK VN”.

Nghiên cứu được thực hiện trên dữ liệu của các công ty niêm yết trên HOSE trong giai đoạn 2007 - 2012. Kết quả cho thấy mô hình Fama - French 3 yếu tố giải thích tốt TSSL cổ phiếu trong giai đoạn kinh tế tăng trưởng nhưng chưa giải thích tốt trong giai đoạn kinh tế suy thoái.

b. Các tiếp cận nghiên cứu đo lường rủi ro khác

- Đề tài tiến sĩ của Hoàng Đức Mạnh (2014) với đề tài: “Một số mô hình đo lường rủi ro trên TTCK VN”.

Tác giả cho rằng các mô hình đo lường rủi ro như CAPM, APT, VAR, ES thường gắn với nhiều giả thiết như: giả thiết về thị trường, giả thiết về nhà đầu tư, giả thiết về phân phối chuẩn của TSSL tài sản... Trong thực tế, nhiều

giả thiết nói trên bị vi phạm do đó kết quả thu được còn nhiều hạn chế. Trên cơ sở đó tác giả đã tìm kiếm giải pháp để trả lời hai câu hỏi nghiên cứu đặt ra:

(1) Cách tiếp cận nào là phù hợp để ứng dụng một số mô hình đo lường rủi ro trên TTCKVN khi giả thuyết phân phối chuẩn bị vi phạm;

(2) Sự phụ thuộc của các chuỗi TSSL CK thay đổi như thế nào trong điều kiện thị trường bình thường cũng như khi thị trường có biến động lớn.

Tác giả sử dụng các tiếp cận hiện đại và sâu về toán học như lý thuyết giá trị cực trị, phương pháp Copula, mô hình hồi quy phân vị nhằm nâng cao độ tin cậy của việc đo lường rủi ro trên TTCK VN.

Dựa trên dữ liệu thực tế và các mô hình lý thuyết, tác giả đã thực hiện các hậu kiểm để lựa chọn được mô hình phù hợp với từng chứng khoán, danh mục nhiều chứng khoán. Tác giả sử dụng dữ liệu của các cổ phiếu được lựa chọn tính chỉ số VN30 và các chỉ số VN - Index, HNX- Index để nghiên cứu. Dữ liệu về giá đóng cửa của các cổ phiếu và các chỉ số trên được lấy từ 2/1/2007 đến 28/12/2012.

Kết quả nghiên cứu cho thấy trong giai đoạn nghiên cứu, hầu hết các chuỗi TSSL của các cổ phiếu được chọn tính VN30, tỉ suất sinh lời của HNX-Index và TSSL của VN - Index là không tuân theo phân phối chuẩn. Điều đó cho thấy nếu sử dụng giả thiết phân phối chuẩn để đo lường rủi ro với các chuỗi này có thể dẫn đến kết quả sai lệch. Mức độ phụ thuộc của các chuỗi TSSL cổ phiếu vào TSSL của VN - Index cho thấy mức độ phụ thuộc của các cặp chuỗi TSSL khi thị trường bình thường cao hơn khi thị trường có biến động lớn.

Hành vi cùng tăng giá hay giảm giá với biên độ lớn của các cổ phiếu và VN - Index có sự khác biệt trong những giai đoạn khác nhau của mẫu nghiên cứu. Dựa theo tiếp cận EVT tác giả đã ước lượng được VaR và ES cho những chuỗi TSSL CK không phân phối chuẩn.

Tác giả đã chỉ ra rằng phương pháp Copula có điều kiện và EVT là phù hợp và phản ánh được giá trị tồn thất thực tế của danh mục chính xác hơn khi sử dụng giả thiết TSSL các cổ phiếu có phân phối chuẩn.

- Nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2012) với đề tài: “Tác động của thanh khoản đến TSSL các cổ phiếu niêm yết trên TTCK VN”.

Dữ liệu sử dụng bao gồm các cổ phiếu đã niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn từ năm 2007 đến năm 2011. Tác giả sử dụng phương pháp ba bước của Fama và MacBeth (1973).

Nghiên cứu đo lường tính thanh khoản bằng ba cách khác nhau:

Thứ nhất đo bằng logarit tự nhiên giá trị giao dịch bình quân của cổ phiếu trong từng tháng (Liq1);

Thứ hai đo bằng tỉ lệ giữa giá trị giao dịch bình quân của cổ phiếu trong tháng so với giá trị giao dịch bình quân thị trường (Liq2);

Thứ ba đo bằng tỷ lệ giữa số lượng cổ phiếu được giao dịch so với số lượng cổ phiếu đang lưu hành (Liq3).

Kết quả nghiên cứu cho thấy hai thước đo thanh khoản Liq3 và Liq1 đều có quan hệ thuận với TSSL. Kết quả này trái ngược với các nghiên cứu tại các TTCK các nước khác tức là thanh khoản càng tốt phần bù rủi ro phải càng cao trên TTCK VN. Tác giả Nguyễn Anh Phong cho rằng điều này phản ánh tính đặc trưng riêng của TTCK VN. Tuy nhiên, thước đo thanh khoản Liq2 không ảnh hưởng đến TSSL các cổ phiếu niêm yết.

- Đề tài nghiên cứu khoa học cấp UBCKNN của Nguyễn Thành Long và Hà Nguyên Hương (2005) với đề tài: “Mô hình định giá rủi ro VaR và khả năng ứng dụng trong quản lý TTCK VN”.

Xuất phát từ nhận thức về những ưu thế và tiềm năng ứng dụng của mô hình định giá rủi ro VaR (value at risk), các tác giả đã nghiên cứu để giới thiệu và thuyết phục việc ứng dụng một cách hiệu quả VaR trong quản lý rủi

ro trên TTCK VN. Đề tài nghiên cứu có giá trị trong việc thúc đẩy các đối tượng hữu quan vận dụng VaR một cách hiệu quả vào quản lý rủi ro trên TTCK VN theo ba hướng tiếp cận.

(1) Hướng tiếp cận thụ động, VaR được sử dụng để công bố thông tin, báo cho các nhà quản lý về các mức độ rủi ro trong hoạt động đầu tư và giao dịch;

(2) Hướng tiếp cận phòng vệ, VaR được sử dụng để kiểm soát rủi ro, giúp các nhà kinh doanh CK thiết lập các giới hạn vị thế;

(3) Hướng tiếp cận chủ động, VaR được sử dụng để quản lý rủi ro, phân bổ nguồn vốn.

1.1.3. Những giá trị khoa học, thực tiễn đề tài kế thừa và khoảng trống nghiên cứu

Tổng quan tình hình nghiên cứu trên cho thấy có rất nhiều nghiên cứu ở nước ngoài cũng như ở trong nước quan tâm nghiên cứu rủi ro trong đầu tư cổ phiếu dưới rất nhiều góc độ khác nhau, mô hình định giá rủi ro khác nhau, phương pháp khác nhau.

Tổng quan cho thấy một số điểm đáng lưu ý sau của các nghiên cứu về rủi ro trên TTCK:

(1) Chưa có sự nhất quán hoàn toàn giữa các kết quả của các nghiên cứu khác nhau về thời gian, không gian hay cách tiếp cận nghiên cứu khác nhau. Tuy nhiên về cơ bản vẫn có những nét tương đồng đáng kể.

(2) Thông thường các yếu tố rủi ro riêng lẻ biến động đủ mạnh (chẳng hạn các cú sốc tỉ giá do thay đổi chế độ tỉ giá hay các cú sốc lãi suất do thay đổi chính sách vĩ mô) mới được định giá rõ rệt. Khi biến động không đủ mạnh, các yếu tố rủi ro riêng lẻ thường tiềm ẩn chung trong các yếu tố rủi ro đại diện như yếu tố rủi ro thị trường, yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị, yếu tố rủi ro quán tính (momentum), yếu tố rủi ro độ lệch (coskewess)....

(3) Tiếp cận định giá rủi ro theo mô hình CAPM tuy vẫn còn một số khiếm khuyết nhưng vẫn là mô hình cơ bản trong định giá rủi ro hệ thống. Bởi vì, rủi ro thị trường trong hầu hết các nghiên cứu vẫn mang dấu đúng kỳ vọng và giải thích được phần chủ yếu của rủi ro hệ thống trên thị trường.

(4) Tiếp cận bổ sung một số yếu tố rủi ro để khắc phục các khiếm khuyết của mô hình định giá rủi ro CAPM là một hướng đi khả quan nhất trong quản trị rủi ro bởi vì nó giúp định giá ngày càng tốt hơn các yếu tố rủi ro tiềm ẩn.

(5) Mô hình định giá rủi ro Fama - French 3 yếu tố kết hợp yếu tố rủi ro kém thanh khoản trong nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2014) là rất đáng lưu ý để vận dụng vào định giá rủi ro trên TTCK VN với những lý lẽ khá xác đáng mà tác giả đã đưa ra.

Qua tổng quan tình hình nghiên cứu cho thấy các khoảng trống nghiên cứu sau:

(1) Chưa có đề tài nghiên cứu nào nhận dạng các rủi ro tiềm ẩn trên HOSE nói riêng và TTCK VN nói chung một cách có hệ thống theo các cách tiếp cận khác nhau.

(2) Nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2014) cho thấy yếu tố rủi ro thanh khoản có ý nghĩa thống kê rất rõ nhưng lại mang dấu âm. Điều này có vẻ trái với lý thuyết thị trường tài chính nói chung. Lời giải thích sự trái dấu kỳ vọng này của rủi ro thanh khoản là chưa thỏa đáng. Nguyên nhân blue-chip (qui mô lớn) tỏ ra không thuyết phục bởi vì yếu tố rủi ro qui mô đã có mặt trong mô hình nghiên cứu.

(3) Trong điều kiện thị trường lên hay thị trường xuống, rủi ro có khả năng được định giá khác nhau nhưng chưa có nghiên cứu nào xem xét, so sánh mô hình định giá rủi ro riêng cho từng trường hợp này tại Việt Nam.

Với những khoảng trống nói trên, rất cần một nghiên cứu mới để trả lời một cách thỏa đáng cho những vấn đề đặt ra trong những khoảng trống đó. Đây là lý do đề tài được tác giả lựa chọn để nghiên cứu.

Với những khoảng trống nghiên cứu nêu trên, các câu hỏi nghiên cứu sau đây được đặt ra đòi hỏi đề tài phải trả lời một cách thỏa đáng.

1) Những yếu tố rủi ro tiềm ẩn và chiều hướng thay đổi nào của chúng là đáng lưu ý trên HOSE?

2) Mô hình định giá rủi ro mà Nguyễn Anh Phong (2014) đề nghị có còn phù hợp để vận dụng vào HOSE?

3) Lời giải thích nào là thỏa đáng cho hiện tượng yếu tố rủi ro thanh khoản mang dấu âm?

4) Mô hình định giá rủi ro được lựa chọn có khác biệt gì trong bối cảnh thị trường lên và thị trường xuống?

1.2. Phương pháp nghiên cứu

Luận án sử dụng kết hợp phương pháp nghiên cứu định tính và phương pháp nghiên cứu định lượng.

1.2.1. Phương pháp nghiên cứu định tính

Luận án sử dụng các công cụ phân tích, tổng hợp, so sánh, hệ thống hóa các nghiên cứu trước đây, các lý thuyết nền, các mô hình đo lường rủi ro cơ bản, các bài học quản lý rủi ro và các sự kiện rủi ro điển hình.

Luận án nghiên cứu cơ sở lý luận và thực tiễn từ các giáo trình, sách chuyên khảo, đề tài nghiên cứu các cấp, bài báo khoa học... Nguồn dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các trang web của HOSE, Tổng cục Thống kê, Ngân hàng nhà nước (NHNN).

Luận án sử dụng các bảng biểu, biểu đồ, đồ thị, lưu đồ... để trình bày những đặc trưng; để mô tả, phân tích và nhận dạng rủi ro.

1.2.2. Phương pháp nghiên cứu định lượng

Phần mềm STATA phiên bản 12 được sử dụng. Trước tiên, phương pháp OLS được dùng để hồi qui mô hình nghiên cứu dựa trên dữ liệu lịch sử chung cho tất cả 18 danh mục và riêng trên từng danh mục. Sau đó, các kiểm tra chẩn đoán mô hình và các biện pháp khắc phục được thực hiện để đảm bảo độ tin cậy của mô hình.

Hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến được kiểm tra bằng nhân tử phóng đại VIF (trên Stata, sử dụng lệnh `vif`). Trường hợp có hiện tượng đa cộng tuyến ($VIF > 10$), các biến độc lập có đa cộng tuyến được loại dần cho đến khi hiện tượng đa cộng tuyến không còn.

Hiện tượng phương sai không đồng nhất được kiểm tra bằng kiểm định Breusch-Pagan với giả thuyết H_0 : Phương sai sai số không đổi (trên Stata, sử dụng lệnh `estat hettest`). Trường hợp có hiện tượng phương sai sai số thay đổi (giả thuyết H_0 có $Prob < 0,05$), ước lượng vững của ma trận hiệp phương sai sai số của White được sử dụng để khử hiện tượng này (trên Stata, sử dụng tùy chọn `vce (robust)`).

Hiện tượng tự tương quan được kiểm tra bằng kiểm định Durbin Watson với giả thuyết H_0 : Không có tương quan chuỗi (trên Stata, sử dụng lệnh `estat durbinalt`). Trường hợp có hiện tượng tự tương quan (giả thuyết H_0 có $Prob < 0,05$), phương pháp bình phương nhỏ nhất tổng quát được đề xuất bởi Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng này (trên Stata, sử dụng lệnh `Prais`).

Sự phù hợp của mô hình được kiểm định bằng kiểm định F, nếu $Prob < 0,05$ mô hình phù hợp. Các giả thuyết về các hệ số độ nhạy của các yếu tố rủi ro trong mô hình được kiểm định bằng kiểm định t, nếu $Prob < 0,05$ mô hình phù hợp.

1.2.3. Mô hình nghiên cứu

Phần tổng quan cho thấy có rất nhiều nghiên cứu ở nước ngoài cũng như ở trong nước quan tâm nghiên cứu rủi ro trong đầu tư cổ phiếu dưới rất nhiều góc độ khác nhau, phương pháp khác nhau, mô hình định giá rủi ro khác nhau. Nhưng như đã tổng kết, các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy:

(1) Yếu tố rủi ro thị trường của CAPM truyền thống vẫn là yếu tố thống trị tại các thị trường châu Á mới nổi (Wai C.S. và Gordon Y.N.T., 2005). Các nghiên cứu của Trần Thị Hải Lý (2010), Trương Đông Lộc và Dương Thị Hoàng Trang (2014), Võ Hồng Đức và Mai Duy Tân (2014) trên TTCK VN cũng khẳng định điều này. Do đó, mô hình CAPM tuy vẫn còn nhiều khiếm khuyết nhưng vẫn là tiếp cận cơ bản trong định giá rủi ro cổ phiếu trên TTCK.

(2) Tiếp cận bổ sung một số yếu tố rủi ro để khắc phục các khiếm khuyết của mô hình CAPM tỏ ra là một hướng đi khả quan nhất trong quản lý rủi ro trong đầu tư cổ phiếu bởi vì nó giúp định giá ngày càng tốt hơn các yếu tố rủi ro tiềm ẩn.

(3) Nhìn chung, các nghiên cứu khắc phục những khiếm khuyết của CAPM tập trung theo hai hướng: thứ nhất là tìm ra các yếu tố đặc trưng công ty ngoài yếu tố rủi ro thị trường để bổ sung, thứ hai là trong phân tích và xử lý số liệu dùng danh mục chứ không dùng từng cổ phiếu riêng lẻ nhằm tránh hiện tượng chệch (bias).

Fama và French (1992) đã đề xuất 2 phần bù rủi ro cần được quan tâm ngoài phần bù rủi ro thị trường cho CAPM là phần bù rủi ro qui mô SMB và phần bù rủi ro giá trị HML. Phần bù rủi ro tính thanh khoản kém cũng đã được chứng tỏ trên thực tế qua nghiên cứu của Amihud & ctg (2015) trên TTCK của 45 quốc gia và nghiên cứu của Bekaert và ctg (2007) trên 18 TTCK mới nổi tại châu Á.

Những căn cứ nói trên cho thấy bổ sung rủi ro qui mô, rủi ro giá trị và rủi ro thanh khoản kém cho mô hình CAPM giúp nâng cao độ giải thích của

nó trong định giá cổ phiếu. Lập luận này được hỗ trợ bởi kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả Keith S.K.L và Lewis H.K.T (2011) khẳng định rằng mô hình định giá rủi ro tốt nhất cho TTCK Hồng Kông là mô hình ba yếu tố của Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản. Lập luận trên cũng nhận được sự hỗ trợ từ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2014) cho rằng mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản là phù hợp nhất để sử dụng cho TTCK VN.

Do đó, mô hình Fama-French tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản được chọn làm mô hình nghiên cứu để đo lường rủi ro trong nghiên cứu này. Mô hình nghiên cứu được kiểm định dưới dạng dữ liệu lịch sử:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p(R_{mt} - R_{ft}) + s_pSMB_t + h_pHML_t + w_pRMW_t + e_{pt}$$

Trong đó:

R_{pt} : TSSL trung bình của danh mục cổ phiếu p;

R_{mt} : TSSL trung bình thị trường;

R_{ft} : TSSL phi rủi ro;

e_{pt} : sai số ngẫu nhiên.

SMB_t : TSSL trung bình các danh mục quy mô nhỏ trừ TSSL trung bình các quy mô lớn;

HML_t : TSSL trung bình của các danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL trung bình của các danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

RMW_t : TSSL trung bình của các danh mục kém thanh khoản mạnh trừ TSSL trung bình của danh mục kém thanh khoản yếu;

b_p, s_p, h_p, w_p : các hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thị trường, qui mô, giá trị, thanh khoản;

Tương tự mô hình CAPM, mô hình Fama-French tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản cho rằng rủi ro của từng yếu tố trong mô hình càng lớn thì

phần bù rủi ro của cổ phiếu trong danh mục phải càng cao. Cụ thể, có bốn giả thuyết đặt ra cho mô hình này tương ứng với bốn yếu tố rủi ro của nó.

Giả thuyết H1: Rủi ro thị trường của cổ phiếu được định giá trên HOSE và thuận chiều với rủi ro hệ thống của thị trường. Nói cách khác hệ số độ nhạy b_p (đo lường rủi ro thị trường) lớn hơn không.

Giả thuyết H2: Rủi ro qui mô của cổ phiếu được định giá trên HOSE. Nói cách khác hệ số độ nhạy s_p (đo lường rủi ro qui mô) khác không.

Giả thuyết H3: Rủi ro giá trị của cổ phiếu được định giá trên HOSE. Nói cách khác hệ số độ nhạy h_p (đo lường rủi ro giá trị) khác không.

Giả thuyết H4: Rủi ro thanh khoản của cổ phiếu được định giá trên HOSE. Nói cách khác hệ số độ nhạy w_p (đo lường rủi ro thanh khoản) khác không.

1.2.4. Phân chia danh mục và tính phần bù các yếu tố rủi ro trong mô hình nghiên cứu

1.2.4.1. Phân chia danh mục

Để kiểm định các giả thuyết đưa ra về các phần bù rủi ro trong mô hình nghiên cứu, cần thành lập các danh mục đầu tư khác nhau từ tập hợp các cổ phiếu trên HOSE. Các cổ phiếu được phân chia theo từng năm thành 18 danh mục theo ba bước, bước sau dựa trên kết quả của bước trước.

Trước hết dựa vào giá trị thị trường trong năm để chia các cổ phiếu thành hai nhóm với số lượng cổ phiếu bằng nhau: Nhóm cổ phiếu qui mô nhỏ (S-Small) và nhóm cổ phiếu qui mô lớn (B-Big).

Sau đó, các cổ phiếu trong mỗi nhóm qui mô lại được sắp xếp theo độ lớn của tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) trong năm và được phân chia thành ba nhóm với số lượng cổ phiếu bằng nhau: nhóm cổ phiếu giá trị thấp (L-Low), nhóm cổ phiếu giá trị vừa (I-Intermediate) và nhóm cổ phiếu giá trị cao (H-High).

Cuối cùng, các cổ phiếu trong mỗi nhóm qui mô và giá trị lại được sắp xếp theo độ lớn của thước đo kém thanh khoản trong năm và được phân chia thành ba nhóm với số lượng cổ phiếu bằng nhau: nhóm cổ phiếu kém thanh khoản yếu (W-Weak), nhóm cổ phiếu kém thanh khoản trung bình (A-Average) và nhóm cổ phiếu kém thanh khoản mạnh (R- Robust).

18 danh mục được hình thành cho từng năm với ký hiệu như sau: SLW, SLA, SLR, SIW, SIA, SIR, SHW, SHA, SHR, BLW, BLA, BLR, BIW, BIA, BIR, BHW, BHA, BHR.

Chẳng hạn, SLW là ký hiệu của danh mục cổ phiếu qui mô nhỏ (S), giá trị thấp (L) và kém thanh khoản yếu (W).

Danh sách cụ thể các cổ phiếu trong mỗi danh mục ở từng năm được trình bày trong phụ lục 2.

1.2.4.2. Tính phần bù các yếu tố rủi ro trong mô hình nghiên cứu

Phần bù yếu tố rủi ro qui mô SMB được tính bằng cách lấy TSSL trung bình của 9 danh mục qui mô nhỏ (S) trừ cho TSSL trung bình của 9 danh mục qui mô lớn (B).

$$SMB = \frac{SLW + SLA + SLR + SIW + \dots + SHR}{9} - \frac{BLW + BLA + BLR + BIW + \dots + BHR}{9}$$

Phần bù yếu tố rủi ro giá trị HML được tính bằng cách lấy TSSL trung bình của 6 danh mục giá trị cao (H) trừ cho TSSL trung bình của 6 danh mục giá trị thấp (L).

$$HML = \frac{SHW + SHA + SHR + BHW + BHA + BHR}{6} - \frac{SLW + SLA + SLR + BLW + BLA + BLR}{6}$$

Phần bù yếu tố rủi ro thanh khoản RMW được tính bằng cách lấy TSSL trung bình của 6 danh mục kém thanh khoản mạnh (R) trừ cho TSSL trung bình của 6 danh mục kém thanh khoản yếu (W).

$$RMW = \frac{SLR + SIR + SHR + BLR + BIR + BHR}{6} - \frac{SLW + SIW + SHW + BLW + BIW + BHW}{6}$$

1.2.5. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu dùng cho nghiên cứu này được thu thập từ 1/1/2012 đến 31/12/2016 trên tất cả các công ty niêm yết trên HOSE¹, ngoại trừ các công ty trong lĩnh vực bảo hiểm, tài chính-ngân hàng.

Năm 2012 dữ liệu bao gồm 235 công ty, năm 2013 dữ liệu bao gồm 250 công ty, năm 2014 dữ liệu bao gồm 253 công ty, năm 2015 dữ liệu bao gồm 255 công ty, năm 2016 dữ liệu bao gồm 253 công ty.

TSSL cổ phiếu ngày t được xác định dựa vào giá đóng cửa điều chỉnh của cổ phiếu theo công thức sau:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100 (\%)$$

Trong đó:

R_t : TSSL cổ phiếu ngày t ;

p_t : Giá đóng cửa điều chỉnh của cổ phiếu ngày t ;

p_{t-1} : Giá đóng cửa điều chỉnh của cổ phiếu ngày $t-1$.

TSSL cổ phiếu trung bình theo tuần bằng cách lấy trung bình TSSL của cổ phiếu các ngày trong tuần đó.

TSSL của danh mục thị trường được tính thông qua chỉ số giá trị trường.

$$R_{m,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \times 100 (\%)$$

Trong đó:

$R_{m,t}$: TSSL danh mục thị trường ngày t ;

I_t : Chỉ số giá thị trường ngày t ;

¹ Nguồn từ <http://www.bvsc.com.vn/Default.aspx>

I_{t-1} : Chỉ số giá thị trường ngày t-1.

TSSL của danh mục thị trường trung bình theo tuần được tính bằng cách lấy trung bình TSSL của danh mục thị trường các ngày trong tuần đó.

Lãi suất phi rủi ro được xác định dựa vào lãi suất tín phiếu kho bạc theo tháng lấy từ dữ liệu của IMF².

Vấn đề là Việt Nam chưa có thị trường tín phiếu kho bạc theo đúng nghĩa nên dữ liệu của IMF bị khuyết một số tháng. Tuy nhiên, dữ liệu IMF cho thấy lãi suất tín phiếu kho bạc có tương quan rất chặt với lãi suất tiền gửi ($R^2=0,86$). Do đó có thể nội, ngoại suy dữ liệu những tháng còn thiếu dựa vào dữ liệu lãi suất tiền gửi. Lãi suất phi rủi ro của một ngày trong tháng bằng lãi suất theo năm chia cho 360 ngày.

Giá sổ sách và số lượng cổ phiếu lưu hành năm j được lấy từ báo cáo tài chính được kiểm toán năm j-1. Thước đo thanh khoản kém của Amihud (2002) được sử dụng để đo lường yếu tố thanh khoản.

$$ILIQ_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{VOL_{i,t}}$$

Trong đó:

$ILIQ_{i,t}$: Thước đo thanh khoản kém Amihud của cổ phiếu i trong ngày t;

$R_{i,t}$: TSSL của cổ phiếu i trong ngày t;

$VOL_{i,t}$: Giá trị giao dịch của cổ phiếu i trong ngày t tính bằng VND.

Thước đo thanh khoản kém của Amihud (2002) trong năm của cổ phiếu i là số trung bình của thước đo thanh khoản kém Amihud của cổ phiếu i từng ngày trong năm đó.

² Nguồn từ <http://data.imf.org/regular.aspx?key=60998111>, <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545867>

$$ILIQ_{i,t(nam)} = \frac{\sum_{i=1}^n ILIQ_{i,t}}{n}$$

Trong đó:

$ILIQ_{i,t}$: Thước đo thanh khoản kém Amihud của cổ phiếu i trong ngày t ;

n : Số ngày giao dịch trong năm của cổ phiếu i .

KẾT LUẬN CHƯƠNG 1

Rất nhiều nghiên cứu có liên quan đến đề tài của các tác giả trên nhiều TTCK các nước khác nhau trên thế giới và ở trong nước với nhiều cách tiếp cận khác nhau đã được xem xét và đánh giá. Thông qua đó, đề tài kế thừa được các giá trị khoa học và thực tiễn hữu ích cũng như cách tiếp cận nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu phù hợp với HOSE nói riêng và TTCK VN nói chung.

Mặt khác tổng quan các nghiên cứu cũng giúp đề tài nghiên cứu xác định được khoảng trống nghiên cứu trên HOSE trong bối cảnh mới và trong các điều kiện thị trường lên và thị trường xuống. Những khoảng trống nghiên cứu này cần được kiểm chứng dựa trên dữ liệu lịch sử để cung cấp những chứng cứ khoa học đáng tin cậy cho các NĐT cổ phiếu và các nhà quản lý thị trường.

Luận án sử dụng kết hợp phương pháp nghiên cứu định tính và phương pháp nghiên cứu định lượng. Mô hình Fama-French tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản được chọn làm mô hình nghiên cứu để đo lường rủi ro trong nghiên cứu này

Chương 2

CƠ SỞ LÝ LUẬN VỀ NHẬN DẠNG VÀ ĐO LƯỜNG RỦI RO TRONG ĐẦU TƯ CỔ PHIẾU TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN

2.1. Đầu tư cổ phiếu

2.1.1. Các hình thức đầu tư cổ phiếu

Đầu tư CK là hình thức đầu tư trong đó NĐT sử dụng các nguồn vốn để mua CK nhằm mục tiêu chủ yếu là lợi nhuận (Đình Văn Sơn, Nguyễn Thị Phương Liên, 2009). Đầu tư CK bao gồm: Đầu tư cổ phiếu, đầu tư trái phiếu, đầu tư chứng chỉ quỹ đầu tư, đầu tư các CK phái sinh.

Với hình thức đầu tư cổ phiếu, thu nhập của NĐT không chỉ là cổ tức và giá trị cổ phiếu gia tăng theo thời gian mà NĐT còn là chủ sở hữu, tham gia quản lý và kiểm soát công ty tương ứng với tỉ lệ sở hữu cổ phiếu.

Hoạt động đầu tư cổ phiếu trên TTCK có thể do một tổ chức hoặc một cá nhân thực hiện dưới nhiều hình thức. Nếu căn cứ vào mối quan hệ giữa chủ đầu tư và đối tượng đầu tư, hoạt động đầu tư cổ phiếu có thể được chia thành đầu tư cổ phiếu trực tiếp và đầu tư cổ phiếu gián tiếp.

Đầu tư cổ phiếu trực tiếp là NĐT trực tiếp mua cổ phiếu cho mình. Đầu tư cổ phiếu gián tiếp là NĐT bỏ vốn vào các quỹ đầu tư (mua các chứng chỉ quỹ) để các công ty quản lý quỹ thực hiện hoạt động đầu tư vào các CK trên thị trường.

Để đi đến quyết định đầu tư cổ phiếu, NĐT phải xem xét, cân nhắc nhiều yếu tố. Những yếu tố cơ bản bao gồm khả năng sinh lời của cổ phiếu trong tương lai, mức độ rủi ro của cổ phiếu, mức độ minh bạch và khả năng quản trị doanh nghiệp của tổ chức phát hành.

Để có thể thu được lợi nhuận tối đa trong đầu tư cổ phiếu, NĐT phải biết cách tối thiểu hóa các rủi ro có thể gặp. Việc đánh giá mức độ rủi ro trong đầu

tư cổ phiếu không chỉ được tiến hành đối với từng cổ phiếu riêng rẽ mà còn phải được tiến hành đối với toàn bộ danh mục đầu tư nhằm hạn chế và phân tán rủi ro. Đây là một công việc phức tạp đòi hỏi năng lực và kỹ năng phân tích đánh giá rủi ro nhất định của các NĐT (Nguyễn Đăng Nam, 2006).

2.1.2. Mức sinh lời trong đầu tư cổ phiếu

Lợi tức của cổ phiếu bao gồm hai khoản là cổ tức và lợi tức do chênh lệch giá. Cổ tức là phần chia lời của mỗi cổ phần được lấy ra từ lợi nhuận ròng sau thuế sau khi trả cổ tức ưu đãi và thu nhập giữ lại để trích quỹ. Như vậy, cổ tức không được xác định trước mà phụ thuộc vào kết quả kinh doanh và chính sách chia cổ tức của công ty. Công ty có thể trả cổ tức bằng tiền hoặc bằng cổ phiếu.

Lợi tức do chênh lệch giá là phần lợi thu được nhờ chênh lệch giữa thị giá bán ra so với thị giá mua vào. Tuy nhiên, khi thị giá bán ra thấp hơn so với thị giá mua vào thì lợi tức này mang dấu âm hay là một khoản lỗ.

TSSL cổ phiếu được xác định theo công thức (Phan Thị Bích Nguyệt, 2006, tr 14; Nguyễn Thành Long, 2010, tr 7):

$$R_t = \frac{p_t + d_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \times 100 (\%)$$

Trong đó:

R_t : TSSL cổ phiếu (từ thời điểm t-1 đến thời điểm t);

p_t : Thị giá cổ phiếu thời điểm t;

p_{t-1} : Thị giá cổ phiếu thời điểm t -1;

d_t : Cổ tức giữa thời điểm t-1 và thời điểm t.

Khoảng thời gian được chọn để tính TSSL có thể là ngày, tuần, tháng hay một thời kỳ nào đó.

Trong thực tế, khi xác định TSSL theo công thức trên có thể gặp khó khăn do vấn đề xác định cổ tức hay hiện tượng chia tách cổ phiếu. Vì vậy

TSSL có thể được xác định dựa vào giá điều chỉnh của cổ phiếu theo công thức sau:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100(\%)$$

Trong đó:

R_t : TSSL cổ phiếu (từ thời điểm t-1 đến thời điểm t);

p_t : Giá điều chỉnh của cổ phiếu thời điểm t;

p_{t-1} : Giá điều chỉnh của cổ phiếu thời điểm t -1.

Trong công thức trên, giá điều chỉnh là giá đóng cửa đã được điều chỉnh cổ tức và chia tách cổ phiếu do các công ty chứng khoán cung cấp cho khách hàng trên thị trường và dùng trong các phân tích kỹ thuật của họ.

2.1.3. Quy trình và chiến lược đầu tư cổ phiếu

Quy trình đầu tư cổ phiếu có những khác biệt nhất định nếu NĐT lựa chọn những hình thức đầu tư cổ phiếu khác nhau. Tuy nhiên về cơ bản quy trình đầu tư bao gồm hai bước cơ bản: (1) phân tích và lựa chọn danh mục đầu tư, (2) quản lý danh mục đầu tư (Nguyễn Đăng Nam, 2006; Võ Thị Thúy Anh và ctg, 2012).

Việc đầu tư cổ phiếu thường bắt đầu bằng việc phân tích và lựa chọn danh mục đầu tư cổ phiếu tối ưu sao cho vừa có thể đem lại TSSL cao, đồng thời hạn chế tối đa các rủi ro đầu tư có thể gặp phải. Nội dung phân tích thường là xem xét, đánh giá mức độ sinh lời và khả năng rủi ro có thể gặp phải trong đầu tư các cổ phiếu được lựa chọn. Do cổ phiếu có mức sinh lời cao thường gắn với mức độ rủi ro cao, vì thế đa dạng hóa danh mục cổ phiếu là cách mà các NĐT lựa chọn để phân tán rủi ro và tối đa hóa lợi nhuận đầu tư. Việc lựa chọn một danh mục đầu tư cụ thể sẽ tùy thuộc vào chiến lược đầu tư của từng NĐT.

Hoạt động đầu tư cổ phiếu không chỉ dừng lại ở chỗ lựa chọn được danh mục đầu tư mà còn quản lý, điều chỉnh danh mục đầu tư trong suốt quá trình nắm giữ phù hợp với diễn biến thị trường. Có hai chiến lược quản lý danh mục đầu tư là quản lý danh mục thụ động và quản lý danh mục chủ động.

Chiến lược quản lý danh mục đầu tư thụ động là chiến lược nhằm tạo ra một bản sao của một danh mục đầu tư chuẩn nào đó (thường là danh mục thị trường). Theo đó NĐT thường rất ít tiến hành công việc phân tích cổ phiếu và ít khi điều chỉnh danh mục. Chiến lược quản lý này do vậy chỉ có tác dụng phòng tránh các rủi ro phi hệ thống mà không có khả năng phòng tránh những rủi ro hệ thống trên thị trường.

Chiến lược quản lý danh mục đầu tư chủ động là chiến lược nhằm tạo ra mức sinh lời cao hơn mức sinh lời trung bình của danh mục đầu tư chuẩn (danh mục thị trường) với một mức độ rủi ro cao hơn nhưng có thể chấp nhận được. Việc thay đổi, điều chỉnh tỉ trọng nắm giữ các cổ phiếu trong danh mục được tiến hành thường xuyên dựa trên cơ sở phân tích, dự báo các yếu tố có liên quan.

2.2. Rủi ro trong đầu tư cổ phiếu

Rủi ro trong đầu tư cổ phiếu là sự không chắc chắn trong thu nhập của hoạt động đầu tư. Hay nói cách khác rủi ro trong đầu tư cổ phiếu là sự sai biệt của TSSL thực tế so với TSSL kỳ vọng của NĐT.

Mức sinh lời trong đầu tư cổ phiếu luôn gắn liền với những rủi ro mà NĐT cổ phiếu có thể gặp phải. Thông thường, mức sinh lời càng cao thì khả năng gặp phải rủi ro càng lớn. Vì vậy, nắm vững các loại rủi ro và phân tích, đánh giá rủi ro có thể gặp phải là một việc làm bắt buộc trong đầu tư cổ phiếu.

2.2.1. Phân loại rủi ro trong đầu tư cổ phiếu theo bản chất của rủi ro

Xét theo bản chất của rủi ro, đầu tư cổ phiếu có thể gặp phải một số loại loại rủi ro như: rủi ro kinh doanh, rủi ro tài chính, rủi ro thanh khoản, rủi ro lãi suất, rủi ro tỉ giá, rủi ro sức mua (rủi ro lạm phát), rủi ro vỡ nợ và các loại rủi ro khác (Bùi Kim Yên, 2009, Nguyễn Thị Phương Liên và ctg, 2009; Võ Thị Thúy Anh và ctg, 2012).

Rủi ro kinh doanh là rủi ro do sự không ổn định của dòng thu nhập trong các công ty niêm yết xuất phát từ những bất ổn trong môi trường hoạt động kinh doanh của công ty. Dòng thu nhập của công ty càng ít chắc chắn thì rủi ro trong đầu tư vào cổ phiếu công ty càng cao.

Rủi ro tài chính là rủi ro do sự không chắc chắn của dòng thu nhập trong các công ty niêm yết xuất phát từ cách thức tài trợ vốn của công ty. Đòn bẩy tài chính của công ty càng cao thì rủi ro trong đầu tư vào cổ phiếu công ty càng lớn.

Rủi ro thanh khoản là rủi ro chuyển đổi cổ phiếu sang tiền mặt. Khả năng chuyển đổi cổ phiếu sang tiền mặt càng khó khăn thì rủi ro thanh khoản trong đầu tư vào cổ phiếu càng cao. Rủi ro thanh khoản thể hiện trên hai khía cạnh là NĐT phải mất bao lâu và mất bao nhiêu phí tổn để chuyển đổi cổ phiếu thành tiền mặt.

Rủi ro lãi suất là loại rủi ro do sự biến động lãi suất trên thị trường. Lãi suất thị trường có liên quan trực tiếp với chi phí vốn của các công ty niêm yết nói riêng và chi phí vốn đầu tư nói chung do đó có liên qua đến mức sinh lời cổ phiếu. Lãi suất tăng càng mạnh, rủi ro giảm giá cổ phiếu càng cao và ngược lại.

Rủi ro tỷ giá là rủi ro do ảnh hưởng của sự biến động tỷ giá đối với biến động giá cổ phiếu. Biến động tỷ giá có ảnh hưởng theo những chiều hướng khác nhau đến giá cả hàng hóa xuất khẩu hay nhập khẩu, chi phí vốn bằng

ngoại tệ hay nội tệ của các công ty và các NĐT. Do đó biến động tỉ giá tác động đến rủi ro đầu tư cổ phiếu theo các chiều hướng rất khác nhau tùy theo từng loại cổ phiếu và nguồn vốn đầu tư.

Rủi ro sức mua (rủi ro lạm phát) là loại rủi ro do sự giảm sút sức mua của đồng tiền. Lợi tức thực tế của cổ phiếu đem lại là phần lợi tức danh nghĩa sau khi khấu trừ lạm phát. Do đó, lạm phát càng cao thì rủi ro sức mua càng tăng.

Rủi ro vỡ nợ (rủi ro phá sản) là rủi ro do tình trạng mất khả năng thanh toán nợ dẫn đến nguy cơ phá sản công ty. Rủi ro vỡ nợ gây ra sự giảm sút nghiêm trọng thị giá cổ phiếu.

Rủi ro khác: Ngoài các rủi ro trên, đầu tư cổ phiếu còn phải đối mặt với các loại rủi ro khác như rủi ro thị trường, rủi ro chính trị, rủi ro pháp lý, rủi ro gian lận, rủi ro mua lại, ...

2.2.2. Phân loại rủi ro trong đầu tư cổ phiếu theo mức độ có thể đa dạng hóa của rủi ro

Xét theo mức độ có thể đa dạng hóa, rủi ro trong đầu tư cổ phiếu có thể được chia thành 2 loại là rủi ro hệ thống và rủi ro phi hệ thống (Bùi Kim Yến, 2009, Nguyễn Thị Phương Liên và ctg, 2009; Võ Thị Thúy Anh và ctg, 2012).

Rủi ro hệ thống là rủi ro xảy ra trên toàn bộ thị trường, xảy ra cùng lúc trên tất cả các loại cổ phiếu. Đây chính là loại rủi ro không thể phân tán. Những thay đổi về kinh tế, chính trị, xã hội là nguồn gốc của rủi ro hệ thống. Tác động của nó khiến cho hầu hết các loại cổ phiếu riêng lẻ dao động theo cùng một hướng. Rủi ro hệ thống còn được gọi là rủi ro không thể đa dạng hóa vì các NĐT không thể trung hòa nó bằng cách nắm giữ một tập hợp đa dạng các CK trong một danh mục đầu tư.

Rủi ro phi hệ thống là rủi ro xảy ra trên từng loại CK hay từng bộ phận thị trường riêng lẻ. Đây chính là loại rủi ro có thể phân tán. Rủi ro phi hệ thống còn được gọi là rủi ro có thể đa dạng hóa vì các NĐT có thể trung hòa nó bằng cách nắm giữ một tập hợp đa dạng các CK trong một danh mục đầu tư. Rủi ro phi hệ thống là một phần trong tổng rủi ro gắn liền với một công ty hay một nhóm công ty thuộc một ngành nghề, lĩnh vực cụ thể nào đó, ngoài những rủi ro gắn liền với toàn bộ thị trường. Những yếu tố như năng lực quản lý, thị hiếu tiêu dùng, đình công, cạnh tranh nước ngoài, mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính và đòn bẩy kinh doanh, quy định của Chính phủ... là những nguyên nhân gây ra sự thay đổi trong thu nhập của công ty từ đó gây rủi ro cho NĐT.

Đối với một danh mục đầu tư, khi số loại cổ phiếu trong danh mục tăng lên, rủi ro phi hệ thống giảm xuống nhưng rủi ro hệ thống không thay đổi. Hay nói cách khác, rủi ro phi hệ thống có thể giảm thiểu nhờ đa dạng hóa nhưng rủi ro hệ thống không giảm được nhờ đa dạng hóa. Khi số loại cổ phiếu trong danh mục đầu tư đủ lớn, rủi ro phi hệ thống có thể được triệt tiêu hoàn toàn.

2.3. Nhận dạng và đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu

2.3.1. Nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu

Nhận dạng rủi ro là việc nhận ra các nguồn, các yếu tố hay các điều kiện tạo nên hay làm gia tăng sự không chắc chắn trong các kết quả. Ngoài ra, cần tìm hiểu được bản chất của chúng, chúng xuất hiện như thế nào và chúng tác động ra sao để dẫn đến sự không chắc chắn trong các kết quả (Nguyễn Quang Thu và ctg, 1998).

Thông thường, có rất nhiều yếu tố gây ra rủi ro, rất khó xác định được hết các yếu tố này. Vì vậy, cần thiết phải có cách tiếp cận nhận dạng rủi ro chặt chẽ và khoa học. Có nhiều cách tiếp cận nhận dạng rủi ro khác nhau tùy

theo hiện tượng nghiên cứu. Tuy nhiên, ba cách tiếp cận tỏ ra hữu ích nhất đối với nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu bao gồm: (1) Cách tiếp cận nhận dạng rủi ro bằng lưu đồ, (2) Cách tiếp cận nhận dạng rủi ro bằng phân tích định tính các nguồn rủi ro tiềm ẩn, (3) Cách tiếp cận nhận dạng rủi ro bằng phân tích các hồ sơ, số liệu quá khứ.

(1) Cách tiếp cận nhận dạng rủi ro bằng lưu đồ

Dựa vào việc khảo sát quy trình hoạt động của hiện tượng nghiên cứu, xây dựng một lưu đồ mô tả các bộ phận, các khâu trong quy trình hoạt động của hiện tượng có liên quan đến đối tượng gánh chịu rủi ro. Qua lưu đồ chúng ta có thể nhận diện, suy đoán các nguồn rủi ro nghi vấn có thể phát sinh ở mỗi bộ phận, mỗi khâu một cách toàn diện, độc lập và rõ ràng.

(2) Cách tiếp cận nhận dạng rủi ro bằng phân tích định tính các nguồn rủi ro tiềm ẩn

Từng nguồn rủi ro nghi vấn được phân tích cơ chế gây rủi ro bao gồm phân tích các yếu tố nghi vấn rủi ro tiềm ẩn cho từng nguồn. Việc phân tích được tiến hành từ việc đặt ra một loạt các nghi vấn cho tất cả các khả năng có thể gây ra rủi ro trong từng nguồn rủi ro. Trên cơ sở đó tìm cách giải thích cơ chế gây rủi ro trong từng yếu tố nghi vấn rủi ro, loại bỏ các yếu tố nghi vấn không có cơ sở rõ ràng. Việc làm này giúp ta nhận dạng được các yếu tố rủi ro cụ thể của từng nguồn, cách thức gây rủi ro và tính chất nghiêm trọng của nó.

(3) Cách tiếp cận nhận dạng rủi ro bằng phân tích các hồ sơ, số liệu quá khứ

Dựa vào các hồ sơ lưu trữ các rủi ro đã xảy ra trong quá khứ, chúng ta có thể phát hiện được những yếu tố rủi ro mà các cách tiếp cận khác không phát hiện thấy hoặc không hề ngờ tới. Từ đó đi sâu khảo sát, tìm hiểu trong thực tế cơ chế gây rủi ro để bổ sung kịp thời. Các số liệu thống kê cũng cho

phép xếp loại, so sánh các yếu tố rủi ro. Từ đó đánh giá đúng các yếu tố rủi ro mà trước đây xem nhẹ hoặc không chú ý đến. Ngoài ra, qua việc xem xét xu hướng diễn biến của rủi ro mà tăng cường chú ý các yếu tố rủi ro ngày càng mạnh lên, loại bỏ bớt các yếu tố rủi ro ngày càng mờ nhạt.

2.3.2. Đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu

Rủi ro trong đầu tư cổ phiếu là một khái niệm trừu tượng. Muốn quản lý được rủi ro trong đầu tư cổ phiếu, cần phải định lượng được rủi ro này bằng những số liệu cụ thể. Nói cách khác rủi ro trong đầu tư cổ phiếu cần được đo lường trên những thang đo bằng số cụ thể nào đó thuận tiện cho việc quản lý đầu tư (Nguyễn Quang Thu và ctg, 1998).

Rủi ro trong đầu tư cổ phiếu có liên quan mật thiết với TSSL. NĐT muốn có mức sinh lời càng cao phải chấp nhận rủi ro càng lớn. Mặt khác, TSSL là cơ sở để định giá tài sản tài chính nói chung. Vì vậy các mô hình định giá dựa trên các yếu tố rủi ro có liên quan đến TSSL cổ phiếu cũng chính là các mô hình đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu. Có nhiều cách tiếp cận đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu khác nhau. Sau đây là những tiếp cận đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu thường được sử dụng.

2.3.2.1. Mô hình danh mục Harry Markowitz

Harry Markowitz định nghĩa rủi ro như là độ lệch chuẩn của TSSL. Do đó, rủi ro của cổ phiếu i được đo bằng độ lệch chuẩn TSSL của chính nó (Phan Thị Bích Nguyệt, 2006).

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{\sum (R_{i,t} - \bar{R}_i)^2}{n-1}}$$

Trong đó:

σ_i : Độ lệch chuẩn TSSL cổ phiếu i ;

\bar{R}_i : TSSL trung bình cổ phiếu i ;

$R_{i,t}$: TSSL cổ phiếu i tại thời gian t ;

n : Số quan sát.

Bằng cách giả định TSSL của từng loại CK có phân phối chuẩn, Harry Markowitz đưa ra công thức tính độ lệch chuẩn để đo lường rủi ro của một danh mục đầu tư gồm n CK như sau:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n w_i w_j Cov_{ij}}$$

Trong đó:

σ_p : Độ lệch chuẩn TSSL của danh mục đầu tư;

σ_i : Độ lệch chuẩn TSSL cổ phiếu i ;

w_i : Tỷ trọng vốn đầu tư của CK i trong danh mục;

w_j : Tỷ trọng vốn đầu tư của CK j trong danh mục;

Cov_{ij} : Hiệp phương sai giữa TSSL CK i và j .

Công thức trên cho thấy rủi ro (độ lệch chuẩn TSSL) của một danh mục đầu tư không chỉ phụ thuộc vào rủi ro (độ lệch chuẩn TSSL) của từng tài sản trong danh mục mà còn phụ thuộc vào hiệp phương sai TSSL giữa từng cặp tài sản trong danh mục. Do đó để giảm rủi ro danh mục phải biết kết hợp những tài sản có tương quan nghịch về TSSL.

Harry Markowitz đưa ra mô hình danh mục năm 1952. Nó chỉ ra cho các NĐT cách làm thế nào để giảm thiểu rủi ro của họ trong việc lựa chọn danh mục đầu tư. Mô hình danh mục đầu tư Harry Markowitz được xây dựng dựa trên các giả định sau:

- Rủi ro của một danh mục đầu tư là dựa trên sự biến động TSSL của danh mục đầu tư.
- Một NĐT là ngại rủi ro.
- Một NĐT thích tăng tiêu dùng.

- Hàm lợi ích của NĐT là lõm và tăng tiến do lo ngại rủi ro và sở thích tiêu dùng của mình.

- Việc phân tích dựa trên mô hình đầu tư một thời kỳ.

- Một NĐT hoặc là tối đa hóa TSSL danh mục đầu tư của mình với một mức độ rủi ro nhất định hoặc tối thiểu hóa rủi ro với một TSSL nhất định.

- Một NĐT về bản chất là duy lý.

Mô hình danh mục Harry Markowitz bước đầu đề cập đến việc đo lường rủi ro dựa trên biến động của lợi suất. Tuy nhiên nhược điểm của mô hình danh mục Harry Markowitz là mối liên hệ giữa TSSL và rủi ro chưa được định lượng một cách rõ ràng. Mặt khác mô hình này cũng dựa vào quá nhiều giả định.

2.3.2.2. Mô hình định giá tài sản tài chính (CAPM)

Mô hình CAPM được giới thiệu một cách độc lập bởi Sharpe (1964), Lintner (1965). Mô hình được xây dựng trên nền tảng nghiên cứu trước đó của Harry Markowitz về lý thuyết đa dạng hóa và danh mục đầu tư hiện đại.

Mô hình định giá tài sản tài chính (CAPM) được sử dụng để xác định TSSL yêu cầu của một tài sản với rủi ro không thể đa dạng hóa của tài sản đó được cho trước, khi tài sản đó được thêm vào một danh mục đã được đa dạng hóa tốt. Mô hình này đo lường độ nhạy cảm của TSSL tài sản với rủi ro không thể đa dạng hóa (cũng được gọi là rủi ro hệ thống hay rủi ro thị trường) mà thường được đại diện bởi hệ số beta (β).

Mô hình định giá tài sản tài chính (CAPM):

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

Trong đó:

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$$

$E(R_i)$: TSSL kỳ vọng của tài sản vốn (CK riêng lẻ);

R_f : lãi suất phi rủi ro;

β_i : độ nhạy của tài sản vốn với rủi ro hệ thống của thị trường;

$E(R_m)$: TSSL kỳ vọng của thị trường;

$\beta_i[E(R_m) - R_f]$: phần bù rủi ro của tài sản vốn (CK riêng lẻ).

Theo mô hình này độ nhạy rủi ro hệ thống của tài sản vốn (β_i) càng lớn thì TSSL kỳ vọng của tài sản vốn phải càng cao.

Mô hình CAPM cũng có thể được trình bày dưới dạng phần bù rủi ro:

$$E(R_i) - R_f = \beta_i[E(R_m) - R_f]$$

Trong đó:

$E(R_i) - R_f$: phần bù rủi ro của tài sản vốn (CK riêng lẻ);

$E(R_m) - R_f$: phần bù rủi ro của danh mục thị trường.

Theo dạng mô hình CAPM này, hệ số độ nhạy rủi ro hệ thống của tài sản vốn (β_i) càng lớn thì phần bù TSSL của tài sản vốn (CK riêng lẻ) đó phải càng cao.

Nếu $\beta_i = 1$, phần bù rủi ro hệ thống của tài sản vốn (CK riêng lẻ) bằng phần bù rủi ro của danh mục thị trường.

Nếu $\beta_i > 1$, phần bù rủi ro hệ thống của tài sản vốn (CK riêng lẻ) lớn hơn phần bù rủi ro của danh mục thị trường.

Nếu $\beta_i < 1$, phần bù rủi ro hệ thống của tài sản vốn (CK riêng lẻ) nhỏ hơn phần bù rủi ro của danh mục thị trường.

Nói cách khác β_i đo mức độ rủi ro hệ thống (rủi ro thị trường) của tài sản vốn (CK riêng lẻ).

Mô hình CAPM được xây dựng dựa trên các giả định:

- (1). Các NĐT nhằm mục tiêu tối đa hóa lợi ích kinh tế với số lượng tài sản được cho trước và cố định.
- (2). Các NĐT là hợp lý và e ngại rủi ro.
- (3). Số lượng các NĐT đủ lớn.

- (4). NĐT là người chấp nhận giá, tức là không thể tác động lên giá cả.
- (5). NĐT có thể cho vay và vay không giới hạn với lãi suất phi rủi ro.
- (6). Không có chi phí giao dịch và thuế.
- (7). Tất cả các tài sản có thể được chia nhỏ và có tính thanh khoản hoàn hảo.
- (8). Các NĐT có kỳ vọng thuần nhất.
- (9). Tất cả các thông tin sẵn có đồng thời cho tất cả các NĐT.

Một số nghiên cứu thực nghiệm đã ghi nhận rằng TSSL kỳ vọng có liên quan đến quy mô doanh nghiệp, tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá thị trường (BE/ME), tỷ lệ thu nhập trên giá (E/P), tỷ lệ dòng tiền trên giá (C/P) và tăng trưởng doanh số bán hàng trong quá khứ. Vì các kiểu hành vi này của giá cổ phiếu không thể được giải thích bởi Mô hình định giá tài sản tài chính (CAPM) của Sharpe (1964); Lintner (1965), chúng thường được gọi là các khiếm khuyết của CAPM.

Nhìn chung, các nghiên cứu khắc phục những khiếm khuyết của CAPM tập trung theo hai hướng: thứ nhất là tìm ra các yếu tố đặc trưng công ty ngoài yếu tố rủi ro thị trường như: quy mô, tỉ số BE/ME, tính thanh khoản..., thứ hai là trong phân tích và xử lý số liệu dùng danh mục chứ không dùng từng cổ phiếu riêng lẻ nhằm tránh hiện tượng chệch (bias).

Tóm lại, mặc dù sự tồn tại các khiếm khuyết thực nghiệm và sự ra đời của các tiếp cận hiện đại hơn để định giá tài sản và lựa chọn danh mục đầu tư, mô hình CAPM vẫn còn phổ biến do sự đơn giản và lợi ích của nó trong một số tình huống. Hệ số độ nhạy rủi ro hệ thống (β_i) của CAPM hoặc phần bù rủi ro tương ứng của nó $\beta_i[E(R_m) - R_f]$ được sử dụng để đo lường rủi ro hệ thống (rủi ro thị trường) trong đầu tư cổ phiếu. Rủi ro phi hệ thống của cổ phiếu

không được đo lường trong mô hình CAPM nhưng nó có thể được kiểm soát bằng cách đa dạng hóa danh mục đầu tư.

2.3.2.3. Mô hình định giá APT

Lý thuyết định giá APT là một lý thuyết chung về định giá tài sản mà cho rằng TSSL của một tài sản tài chính có thể được mô hình hóa như một hàm tuyến tính của các yếu tố rủi ro hệ thống. Trong đó độ nhạy cảm của TSSL với những thay đổi trong mỗi yếu tố được đại diện bởi một hệ số độ nhạy yếu tố (β_i , 2006).

Cụ thể, Ross (1976) cho rằng TSSL vượt trội (phần bù rủi ro) của một tài sản vốn (CK riêng lẻ) là một hàm của k yếu tố rủi ro hệ thống:

$$r_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k$$

Trong đó:

r_i : là TSSL vượt trội (phần bù rủi ro) của tài sản vốn (CK riêng lẻ) i;

a_i : là TSSL đặc trưng của tài sản vốn (CK riêng lẻ) i;

F_k : là yếu tố rủi ro hệ thống k;

b_{ik} : là độ nhạy của tài sản i với yếu tố F_k .

Các yếu tố rủi ro hệ thống của mô hình APT có thể được định nghĩa dưới nhiều cách khác nhau. Đó có thể là các yếu tố cơ bản, các yếu tố kỹ thuật hoặc các yếu tố vĩ mô. Bất kỳ mô hình yếu tố nào giải thích tốt cho rủi ro của một danh mục đa dạng hóa sẽ đủ điều kiện là một mô hình APT.

Thay vì giả định rằng TSSL trên các tài sản phụ thuộc vào hiệp phương sai của chúng với danh mục thị trường như trong mô hình CAPM, APT cho phép một số lượng không xác định các yếu tố rủi ro tham gia vào mối quan hệ định giá mà một trong số đó có thể là danh mục thị trường và như vậy CAPM trở thành một trường hợp đặc biệt của nó (Wei, 1988).

Một vấn đề thực nghiệm có liên quan của APT là việc xác định các yếu tố rủi ro hệ thống trong mô hình. Những kiểm định APT thường khởi đầu

bằng việc sử dụng kỹ thuật phân tích nhân tố để trích xuất các yếu tố rủi ro hệ thống và sau đó hồi quy chéo để ước lượng phần bù rủi ro tương ứng của chúng (Roll và Ross, 1980).

Trong khi có nhiều rắc rối với các kỹ thuật thống kê phân tích nhân tố trong ước lượng các yếu tố của mô hình APT (Drhymes & ctg, 1985; Raveh, 1985) một rắc rối chủ yếu tồn tại ở chỗ rất khó đưa ra các giải thích kinh tế cho các yếu tố được trích xuất từ kỹ thuật phân tích nhân tố.

Do đó, các nhà nghiên cứu đã cố gắng xác định mối liên hệ giữa TSSL cổ phiếu và các yếu tố quan sát được là những nguồn tiềm năng của rủi ro hệ thống như các biến kinh tế vĩ mô: lạm phát, sản lượng, lãi suất, vv... Phương pháp này đã có một mức độ thành công nhất định. Chen và ctg (1986) đã phát hiện rằng lạm phát không dự kiến, sự thay đổi trong lạm phát dự kiến, rủi ro phá sản, cơ cấu kỳ hạn của lãi suất và các cú sốc đối với sản xuất công nghiệp là những yếu tố chi phối phần bù rủi ro trong TTCK Mỹ. Họ cũng tìm thấy rằng không có vai trò của danh mục thị trường như là một yếu tố định giá khi các yếu tố kinh tế vĩ mô và tài chính được sử dụng trong mô hình.

Tương tự hệ số độ nhạy rủi ro β_i trong mô hình CAPM, các hệ số độ nhạy b_{ik} trong mô hình APT đo lường rủi ro của yếu tố F_k .

2.3.2.4. Mô hình Fama-French

Fama và French nhận thấy mô hình CAPM không giải thích được biến động TSSL của CK Mỹ giai đoạn 1963-1990. Do vậy hai ông bắt đầu quan sát hai loại cổ phiếu có khuynh hướng phân hóa trên thị trường. Loại thứ nhất là cổ phiếu giá trị vốn hóa nhỏ (Small Capitals) so với vốn hóa lớn (Large capitals). Loại thứ hai là cổ phiếu có tỉ số giá sổ sách trên giá thị trường BE/ME cao còn gọi là cổ phiếu giá trị (value stock) so với cổ phiếu có BE/ME thấp còn gọi là cổ phiếu tăng trưởng (growth stock). Trên cơ sở đó Fama và French (1992) đề xuất có 3 phần bù rủi ro cần được quan tâm:

(i) Phần bù rủi ro từ yếu tố rủi ro thị trường. Phần bù rủi ro này được gọi là phần bù rủi ro thị trường;

(ii) Phần bù rủi ro từ yếu tố chênh lệch giữa TSSL danh mục đầu tư với các cổ phiếu có giá trị sổ sách trên giá trị thị trường cao (cổ phiếu giá trị) so với TSSL danh mục đầu tư với các cổ phiếu có giá trị sổ sách trên giá trị thị trường thấp (cổ phiếu tăng trưởng). Phần bù rủi ro này được gọi là phần bù rủi ro giá trị HML;

(iii) Phần bù rủi ro từ yếu tố chênh lệch giữa TSSL danh mục đầu tư với các cổ phiếu có mức vốn hóa nhỏ so với TSSL danh mục đầu tư với các cổ phiếu có mức vốn hóa lớn. Phần bù rủi ro này được gọi là phần bù rủi ro qui mô SMB.

Mô hình ba yếu tố do Fama và French (1993) đề xuất để hạn chế các khiếm khuyết của CAPM. Cụ thể, TSSL kỳ vọng vượt trội của danh mục đầu tư p được viết dưới dạng mô hình ba yếu tố sau:

$$E(R_p) - R_f = b_p[E(R_m) - R_f] + s_p E(SMB) + h_p E(HML)$$

Trong đó:

$E(R_p)$: TSSL kỳ vọng của danh mục cổ phiếu p ;

$E(R_m)$: TSSL kỳ vọng của danh mục thị trường;

R_f : TSSL phi rủi ro;

$E(R_p) - R_f$: phần bù rủi ro của danh mục cổ phiếu p ;

$E(R_m) - R_f$: phần bù rủi ro của danh mục thị trường;

SMB : TSSL danh mục quy mô nhỏ trừ TSSL danh mục qui mô lớn;

HML : TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

b_p, s_p, h_p : các hệ số độ nhạy rủi ro thị trường, qui mô, giá trị.

Tương tự độ nhạy rủi ro β trong mô hình CAPM, các hệ số độ nhạy b_p, s_p, h_p dương càng lớn thì phần bù rủi ro của danh mục cho các yếu tố rủi ro thị

trường, rủi ro qui mô và rủi ro giá trị tương ứng càng cao. Nói cách khác, các hệ số độ nhạy b_p , s_p , h_p hoặc các phần bù rủi ro tương ứng của chúng trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản đo lường rủi ro thị trường, rủi ro qui mô, rủi ro giá trị và rủi ro thanh khoản trong đầu tư cổ phiếu.

2.3.2.5. Mô hình Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản

Tính thanh khoản, một khái niệm trong tài chính, chỉ mức độ mà một tài sản bất kì có thể được mua hoặc bán trên thị trường mà không làm ảnh hưởng đến giá thị trường của tài sản đó. Một tài sản có tính thanh khoản cao nếu nó có thể được bán nhanh chóng mà giá bán không giảm đáng kể. Tính thanh khoản cao thường được đặc trưng bởi số lượng giao dịch lớn.

Thanh khoản là một khái niệm trừu tượng, hơn thế nữa còn có một số khía cạnh không thể bao hàm được trong một thước đo duy nhất. Có nhiều thước đo tính thanh khoản kém khác nhau như: tỉ lệ giữa giá trị giao dịch trung bình của cổ phiếu so với giá trị giao dịch trung bình của thị trường, tỷ lệ giữa số lượng cổ phiếu được giao dịch so với số lượng cổ phiếu đang lưu hành, tỷ lệ giữa giá trị tuyệt đối của TSSL của cổ phiếu so với khối lượng giao dịch tính bằng tiền của nó...

Tuy nhiên thước đo thường được sử dụng vì dễ nhận thức và thuận lợi trong tính toán là thước đo thanh khoản kém của Amihud (2002). Thước đo này đã được sử dụng trong nghiên cứu của Bùi Thị Lệ (2018) và cho kết quả hợp lý, dễ giải thích và tin cậy hơn so với các thước đo thanh khoản khác đã được sử dụng trong nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2012).

Thước đo thanh khoản kém Amihud (2002) trong ngày là tỷ lệ giữa giá trị tuyệt đối của TSSL của cổ phiếu trong ngày so với khối lượng giao dịch tính bằng tiền trong ngày của nó. Thước đo thanh khoản kém Amihud (2002) trong năm của cổ phiếu i là số trung bình của thước đo thanh khoản kém Amihud của cổ phiếu i từng ngày trong năm đó. Thước đo thanh khoản kém

của Amihud (2002) có thể được giải thích như là phản ứng của giá hàng ngày gắn với một đồng của khối lượng giao dịch, do đó đóng vai như một thước đo gần đúng của tác động giá.

Tính thanh khoản kém phản ánh tác động của dòng lệnh lên giá chiết khấu mà một người bán thừa nhận hay phần bù rủi ro người mua trả khi thực hiện một lệnh thị trường. Đó là kết quả của chi phí lựa chọn bất lợi và chi phí hàng tồn kho (Amihud và Mendelson, 1980; Glosten và Milgrom, 1985).

Nghiên cứu của Amihud & ctg (2015) khảo sát phần bù rủi ro tính thanh khoản kém trên TTCK của 45 quốc gia đã chứng tỏ phần bù rủi ro tính thanh khoản kém trung bình dương và có ý nghĩa thống kê, sau khi kiểm soát các yếu tố định giá rủi ro khác.

Kết quả nghiên cứu của nhóm tác giả Keith và Lewis (2011) trên các mô hình CAPM và Fama-Frenh mở rộng yếu tố độ lệch (coskewess) hay yếu tố quán tính (momentum) cho thấy rằng mô hình định giá rủi ro tốt nhất cho TTCK Hồng Kông là mô hình ba yếu tố của Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản.

Nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2014) dựa trên dữ liệu thu thập từ các cổ phiếu niêm yết trên HOSE và HNX từ năm 2007 đến năm 2011. Tác giả đã so sánh tính hợp lý giữa ba mô hình: mô hình CAPM, mô hình FAMA và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản. Tác giả đi đến kết luận rằng mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản là phù hợp nhất để sử dụng cho TTCK VN.

Những điều trên cho thấy cần xem xét đưa thanh khoản kém vào bổ sung cho mô hình định giá rủi ro nhằm nâng cao độ giải thích rủi ro của nó.

Mô hình Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản:

$$E(R_p) - R_f = b_p[E(R_m) - R_f] + s_p E(SMB) + h_p E(HML) + w_p E(RMW)$$

Trong đó:

$E(R_p)$: TSSL kỳ vọng của danh mục cổ phiếu p;

$E(R_m)$: TSSL kỳ vọng của danh mục thị trường;

R_f : TSSL phi rủi ro;

$E(R_p) - R_f$: phần bù rủi ro của danh mục cổ phiếu p;

$E(R_m) - R_f$: phần bù rủi ro của danh mục thị trường;

SMB : TSSL danh mục quy mô nhỏ trừ TSSL danh mục quy mô lớn;

HML : TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

RMW: TSSL của danh mục kém thanh khoản mạnh trừ TSSL của danh mục kém thanh khoản yếu;

b_p, s_p, h_p, w_p : các hệ số độ nhạy rủi ro thị trường, qui mô, giá trị, thanh khoản.

Tương tự độ nhạy rủi ro β trong mô hình CAPM, các hệ số độ nhạy b_p, s_p, h_p, w_p dương càng lớn thì phần bù rủi ro của danh mục cho các yếu tố rủi ro thị trường, rủi ro qui mô, rủi ro giá trị và rủi ro thanh khoản tương ứng càng cao. Nói cách khác, các hệ số độ nhạy b_p, s_p, h_p, w_p hoặc các phần bù rủi ro tương ứng của chúng trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản đo lường rủi ro thị trường, rủi ro qui mô, rủi ro giá trị và rủi ro thanh khoản trong đầu tư cổ phiếu.

2.4. Kỹ thuật xác định các hệ số độ nhạy đo lường các yếu tố rủi ro

2.4.1. Mô hình hồi quy dạng dữ liệu lịch sử

Mối quan hệ cân bằng của các mô hình lý thuyết được sử dụng để đo lường các yếu tố rủi ro trong đầu tư cổ phiếu được trình bày ở trên đây được thể hiện dưới dạng TSSL kỳ vọng. Để kiểm định mô hình với dữ liệu lịch sử, các mô hình lý thuyết cần được biến đổi về mô hình hồi quy dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian (Wai và Gordon, 2005; Keith và Lewis, 2011).

(i) Mô hình CAPM dưới dạng dữ liệu lịch sử:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + e_{p,t}$$

Trong đó:

$R_{p,t}$: TSSL trung bình (các cổ phiếu) danh mục p tại thời gian t;

$R_{f,t}$: TSSL phi rủi ro tại thời gian t;

$R_{m,t}$: TSSL danh mục thị trường tại thời gian t;

$(R_{p,t} - R_{f,t})$: TSSL vượt trội của danh mục p tại thời gian t;

$(R_{m,t} - R_{f,t})$: TSSL danh mục thị trường vượt trội tại thời gian t;

b_p : là hệ số độ nhạy rủi ro thị trường của danh mục p;

$e_{p,t}$: là sai số ngẫu nhiên được giả định có trung bình bằng không và không tương quan với các biến số khác.

(ii) Mô hình Fama-French dưới dạng dữ liệu lịch sử:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p(\text{SMB}) + h_p(\text{HML}) + e_{p,t}$$

Trong đó:

$R_{p,t}$: TSSL trung bình (các cổ phiếu) danh mục p tại thời gian t;

$R_{f,t}$: TSSL phi rủi ro tại thời gian t;

$R_{m,t}$: TSSL danh mục thị trường tại thời gian t;

$(R_{p,t} - R_{f,t})$: TSSL vượt trội của danh mục p tại thời gian t;

$(R_{m,t} - R_{f,t})$: TSSL danh mục thị trường vượt trội tại thời gian t;

SMB_t : TSSL danh mục quy mô nhỏ trừ TSSL danh mục quy mô lớn;

HML_t : TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

$e_{p,t}$ là sai số ngẫu nhiên được giả định có trung bình bằng không và không tương quan với các biến số khác;

b_p là hệ số độ nhạy rủi ro thị trường của danh mục p;

s_p là hệ số độ nhạy rủi ro qui mô của danh mục p;

h_p là hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (BE/ME) của danh mục p.

(iii) *Mô hình Fama-French tăng cường yếu tố thanh khoản dưới dạng dữ liệu lịch sử:*

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_pSMB_t + h_pHML_t + w_pRMW_t + e_{p,t}$$

Trong đó:

$R_{p,t}$: TSSL trung bình (các cổ phiếu) danh mục p tại thời gian t;

$R_{f,t}$: TSSL phi rủi ro tại thời gian t;

$R_{m,t}$: TSSL danh mục thị trường tại thời gian t;

$(R_{p,t} - R_{f,t})$: TSSL vượt trội của danh mục p tại thời gian t;

$(R_{m,t} - R_{f,t})$: TSSL danh mục thị trường vượt trội tại thời gian t;

SMB_t : TSSL danh mục quy mô nhỏ trừ TSSL danh mục quy mô lớn;

HML_t : TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ TSSL của danh mục có chỉ số BE/ME thấp;

RMW_t : TSSL của danh mục kém thanh khoản mạnh trừ TSSL của danh mục kém thanh khoản yếu;

b_p là hệ số độ nhạy rủi ro thị trường của danh mục p;

s_p là hệ số độ nhạy rủi ro qui mô của danh mục p;

h_p là hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (BE/ME) của danh mục p;

w_p là hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản của danh mục p;

$e_{p,t}$ là sai số ngẫu nhiên được giả định có trung bình bằng không và không tương quan với các biến số khác.

2.4.2. Thành lập các danh mục và xác định các phần bù rủi ro trong mô hình hồi quy dữ liệu lịch sử

Để kiểm định các giả thuyết đưa ra về các phần bù rủi ro trong mô hình nghiên cứu, cần thành lập các danh mục đầu tư khác nhau từ tập hợp các cổ phiếu trên sàn CK nghiên cứu. Brailsford & ctg (2012) cho rằng không tồn tại một lý thuyết nền tảng nào hướng dẫn cách phân chia các danh mục đầu tư. Do vậy không tồn tại một qui chuẩn để đánh giá cách chia danh mục nào

là tối ưu. Có nhiều cách thức phân chia danh mục đầu tư khác nhau. Sau đây là một số cách thức phân chia danh mục điển hình.

(i) Cách lập danh mục của Fama-French

Fama-French (1992) dựa vào giá trị thị trường để chia các cổ phiếu thành hai nhóm. Những cổ phiếu có giá trị thị trường thấp hơn giá trị thị trường trung bình sẽ được xếp vào nhóm cổ phiếu có qui mô nhỏ (S). Những cổ phiếu có giá trị thị trường cao hơn giá trị thị trường trung bình sẽ được xếp vào nhóm cổ phiếu có qui mô lớn (B).

Sau đó, trong mỗi nhóm cổ phiếu qui mô nhỏ (S) và qui mô lớn (B), các cổ phiếu lại được sắp xếp theo tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) từ thấp đến cao. 30% các cổ phiếu có tỉ số (BE/ME) thấp nhất trong mỗi nhóm S và B được xếp vào các nhóm (BE/ME) thấp (L). 40% các cổ phiếu có tỉ số (BE/ME) tiếp theo trong mỗi nhóm S và B được xếp vào các nhóm (BE/ME) trung bình (M). 30% các cổ phiếu có tỉ số (BE/ME) cao nhất trong mỗi nhóm S và B được xếp vào các nhóm (BE/ME) cao (H). Kết thúc cả hai bước trên, 6 danh mục được hình thành như sau:

SH: Danh mục cổ phiếu qui mô nhỏ và tỉ số giá trị (BE/ME) cao;

SM: Danh mục cổ phiếu qui mô nhỏ và tỉ số giá trị (BE/ME) trung bình;

SL: Danh mục cổ phiếu qui mô nhỏ và tỉ số giá trị (BE/ME) thấp;

BH: Danh mục cổ phiếu qui mô lớn và tỉ số giá trị (BE/ME) cao;

BM: Danh mục cổ phiếu qui mô lớn và tỉ số giá trị (BE/ME) trung bình;

BL: Danh mục cổ phiếu qui mô lớn và tỉ số giá trị (BE/ME) thấp.

Các danh mục trên được thành lập lại mỗi năm để phản ánh được các thay đổi trên thị trường.

Yếu tố SMB được xác định bằng cách lấy TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có qui mô nhỏ trừ đi TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có qui mô lớn.

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

Yếu tố HML được xác định bằng cách lấy TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có tỉ số giá trị (BE/ME) cao trừ đi TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có tỉ số giá trị (BE/ME) thấp.

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

(ii) *Cách lập danh mục của của Wai và Gordon (2005)*

Các công ty được phân thành 3 danh mục đầu tư theo quy mô dựa trên giá trị thị trường, từ nhỏ nhất đến lớn nhất. Sau đó, từ mỗi danh mục đầu tư theo quy mô, các tác giả xếp các cổ phiếu thành 3 danh mục dựa trên BE/ME của cổ phiếu riêng lẻ theo độ lớn tăng dần. Chín danh mục đầu tư qui mô-BE/ME được hình thành và được xác định lại hàng năm.

Trước hết các cổ phiếu được sắp xếp theo giá trị thị trường từ nhỏ đến lớn. Sau đó chia các cổ phiếu thành 3 danh mục với số lượng cổ phiếu bằng nhau theo qui mô từ nhỏ đến lớn ký hiệu là S, M, B (tức mỗi danh mục này chiếm 33,3% tổng số cổ phiếu). Tiếp theo, các cổ phiếu trong mỗi danh mục theo qui mô lại được sắp xếp theo tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) từ thấp đến cao.

Các cổ phiếu trong mỗi danh mục theo qui mô lại được chia thành 3 danh mục với số lượng cổ phiếu bằng nhau theo tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) từ nhỏ đến lớn ký hiệu là L, M, H (tức mỗi danh mục này chiếm 33,3% số cổ phiếu trong mỗi danh mục theo qui mô).

Kết thúc cả hai bước trên, 9 danh mục được hình thành như sau: S/L, S/M, S/H, M/L, M/M, M/H, B/L, B/M, B/H. Mỗi danh mục này chiếm 11,1% tổng số cổ phiếu. Các danh mục trên được thành lập lại mỗi năm để phản ánh được các thay đổi trên thị trường.

Yếu tố SMB được xác định bằng cách lấy TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có qui mô nhỏ trừ đi TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có qui mô lớn.

$$SMB = \frac{S/H + S/M + S/L}{3} - \frac{B/H + B/M + B/L}{3}$$

Yếu tố HML được xác định bằng cách lấy TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có tỉ số giá trị (BE/ME) cao trừ đi TSSL trung bình của các cổ phiếu ở các nhóm có tỉ số giá trị (BE/ME) thấp.

$$HML = \frac{S/H + M/H + B/H}{3} - \frac{S/L + M/L + B/L}{3}$$

(iii) Cách lập các danh mục của Brailsford & ctg (2012)

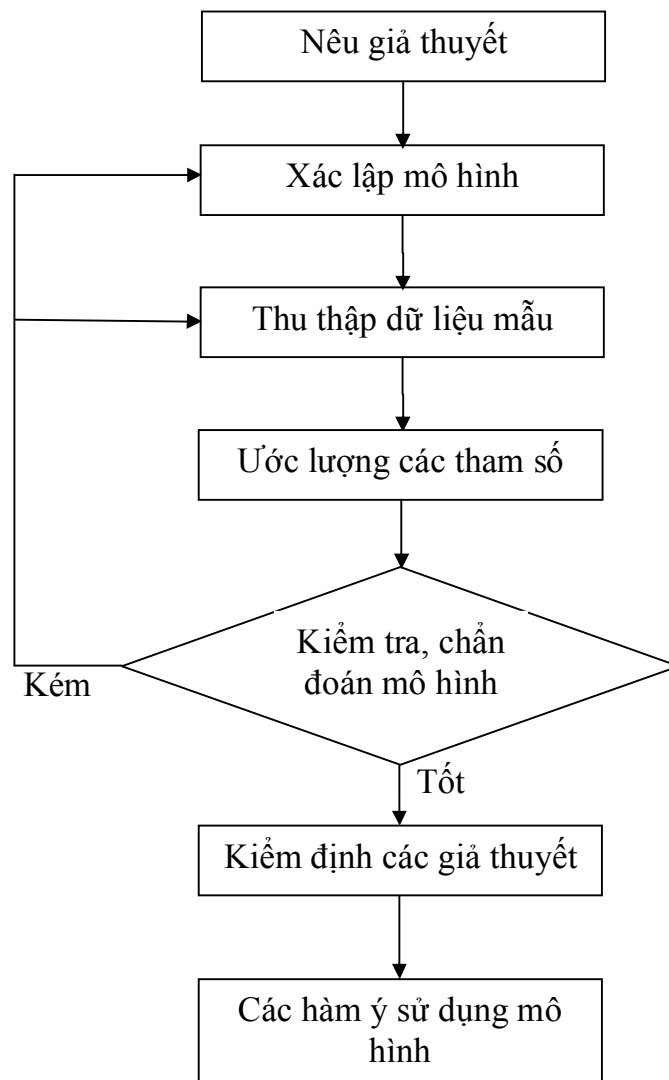
Trong nghiên cứu của họ, Brailsford & ctg (2012) sử dụng đến 5 cách phân chia danh mục đầu tư khác nhau. Cách thức phân chia đầu tiên của họ được tiến hành như sau.

Trước hết các cổ phiếu được sắp xếp theo giá trị thị trường từ nhỏ đến lớn. Sau đó chia các cổ phiếu thành 5 danh mục với số lượng cổ phiếu bằng nhau theo qui mô từ nhỏ đến lớn ký hiệu là S1, S2, S3, S4, S5 (tức mỗi danh mục này chiếm 20% tổng số cổ phiếu). Tiếp theo, các cổ phiếu trong mỗi danh mục theo qui mô lại được sắp xếp theo tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) từ thấp đến cao. Các cổ phiếu trong mỗi danh mục theo qui mô lại được chia thành 5 danh mục với số lượng cổ phiếu bằng nhau theo tỉ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BE/ME) từ nhỏ đến lớn ký hiệu là V1, V2, V3, V4, V5 (tức mỗi danh mục này chiếm 20% số cổ phiếu

trong mỗi danh mục theo qui mô). Kết thúc cả hai bước trên, 25 danh mục được hình thành như sau: S1V1, S1V2, S1V3,..., S4V5, S5V5. Mỗi danh mục này chiếm 4% tổng số cổ phiếu.

2.4.3. Kỹ thuật phân tích hồi quy

Quy trình phân tích hồi quy có thể được trình bày rõ qua 6 bước như trong Hình 2.1 (Nguyễn Quang Dong, 2006).



Hình 2.1. Quy trình phân tích hồi quy

(i) *Nêu giả thuyết:* Dựa trên tổng quan các nghiên cứu để tìm khoảng trống nghiên cứu. Trên cơ sở đó nêu ra các giả thuyết có khả năng trả lời một cách thỏa đáng cho các câu hỏi đặt ra trong khoảng trống nghiên cứu đó.

(ii) *Xác lập mô hình nghiên cứu:* Dựa trên các lý thuyết nền, các kết quả nghiên cứu thực nghiệm có liên quan, xác lập mô hình hồi quy có khả năng giúp kiểm định được các giả thuyết đã nêu.

(iii) *Thu thập dữ liệu mẫu:* Để ước lượng được mô hình và kiểm định các giả thuyết nêu ra cần thu thập dữ liệu mẫu về các biến có mặt trong mô hình. Kết quả phân tích hồi quy phụ thuộc rất nhiều vào nguồn dữ liệu và chất lượng dữ liệu, do đó cần chú ý kiểm soát các sai số trong dữ liệu.

(iv) *Ước lượng các tham số của mô hình:* Có nhiều phương pháp ước lượng các tham số mô hình khác nhau. Phương pháp đơn giản và thường được sử dụng nhất là phương pháp bình phương bé nhất (OLS).

(v) *Kiểm tra chuẩn đoán mô hình:* Phương pháp ước lượng bình phương bé nhất (OLS) đòi hỏi nhiều giả định khác nhau. Việc vi phạm các giả định này sẽ làm sai lệch mô hình. Do đó các kiểm định thống kê cần được sử dụng để kiểm tra chẩn đoán các hiện tượng vi phạm các giả định như hiện tượng đa cộng tuyến, hiện tượng phương sai không đồng nhất, hiện tượng tự tương quan. Khi có hiện tượng vi phạm các giả định cần có biện pháp khắc phục phù hợp nhằm bảo đảm độ tin cậy của mô hình

(vi) *Đánh giá độ phù hợp của mô hình:* Độ phù hợp của mô hình hồi quy được đánh giá qua hệ số xác định bội (R^2). R^2 cho biết tỉ lệ hay số phần trăm biến động của biến phụ thuộc được giải thích bởi mô hình. R^2 càng gần 1 mô hình càng phù hợp. R^2 càng gần 0 mô hình càng ít phù hợp. R^2 chịu ảnh hưởng của số tham số trong mô hình. Do đó, hệ số xác định hiệu chỉnh (Adj R - squared) thường được sử dụng kết hợp.

Sự phù hợp của mô hình cần được kiểm định bằng kiểm định F với giả thuyết $H_0: R^2 = 0$. Nếu kiểm định này có ý nghĩa thống kê (Prob < 0,05) giả

thuyết H_0 bị bác bỏ, mô hình bảo đảm ý nghĩa. Trong trường hợp có nhiều mô hình được đưa ra cho một hiện tượng nghiên cứu, độ phù hợp của mô hình còn được đánh giá bằng cách so sánh giữa các mô hình đó với nhau nhằm chọn ra mô hình phù hợp nhất. Việc so sánh có thể dựa vào các tiêu chuẩn của một mô hình tốt sau đây.

(a) Mô hình vững về mặt lý thuyết. Tức là mô hình phải dựa trên một cơ sở lý thuyết nào đó và các hệ số hồi quy phải có dấu phù hợp với lý thuyết đó.

(b) Mô hình giải thích được càng nhiều sự biến động của biến phụ thuộc càng tốt. Tức là R^2 (hoặc R^2 hiệu chỉnh nếu số tham số khác nhau) càng cao càng tốt.

(c) Mô hình phải phù hợp với thực tiễn. Tức mô hình phải có khả năng dự báo đúng các hiện tượng trong thực tế.

(d) Mô hình càng đơn giản càng tốt.

(vii) *Kiểm định các giả thuyết của mô hình:* Các giả thuyết của mô hình thường là các giả thuyết về sự tồn tại các tham số của mô hình $H_0: \beta_j = 0$. Loại kiểm định thường được sử dụng là kiểm định t. Nếu kiểm định này có ý nghĩa thống kê ($\text{Prob} < 0,05$) thì bác bỏ H_0 , giả thuyết về sự tồn tại của tham số β_j bảo đảm ý nghĩa.

2.5. Kinh nghiệm nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu từ một số thị trường CK điển hình trên thế giới và bài học cho Việt Nam

Bài học rủi ro từ các TTCK các nước khác sẽ giúp chúng ta nhận dạng những nguy cơ rủi ro mà TTCK trong nước chưa bộc lộ rõ. Nhờ đó có những biện pháp kiểm soát dự phòng rủi ro từ sớm, tránh tổn thất cho các NĐT cũng như cho quốc gia. Sau đây là một số bài học rủi ro điển hình, rất có ích cho các NĐT và các nhà quản lý thị trường trong nhận dạng rủi ro trên TTCK VN.

(i) Bài học nhận dạng rủi ro từ TTCK Đài Loan

Báo cáo về TTCK Đài Loan cho biết, từ năm 1982 đến 2009 có 259 trong 1.200 doanh nghiệp tại đây bị hủy niêm yết khỏi 2 sàn giao dịch với những lý do chính là:

- Do sự chuyển đổi cơ cấu nền kinh tế dẫn đến doanh nghiệp gặp khó khăn trong việc duy trì lợi nhuận: những doanh nghiệp thuộc các ngành sử dụng nhiều lao động giản đơn phải đối mặt với rủi ro suy thoái nếu không có phương án chuyển đổi phù hợp trong quá trình phát triển của nền kinh tế.

- Lãnh đạo công ty giảm tỉ lệ nắm giữ cổ phần: Khi qui mô kinh doanh tăng lên thông qua phát hành cổ phiếu để tăng vốn cổ phần, tỉ lệ nắm giữ cổ phần của lãnh đạo công ty giảm xuống. Từ đó quyền sở hữu và quản lý bị chia tách, dẫn đến nguy cơ theo đuổi những phương án kinh doanh nhiều rủi ro.

- Sự gian lận của lãnh đạo công ty: Gian lận rất dễ xảy ra khi tình hình tài chính công ty gặp khó khăn. Khi có ý đồ gian lận lãnh đạo công ty có thể tạo ra nhiều chứng cứ khác nhau để che đậy chúng. Một số công ty muốn tạo thuận lợi trong các quan hệ tài chính với các đối tác, họ sẽ có khuynh hướng làm đẹp thông tin trên báo cáo tài chính để giữ giá cổ phiếu ở mức cao.

- Đầu tư vào các ngành nghề không cốt lõi: Khi nền kinh tế suy thoái, những công ty đầu tư dàn trải trên nhiều lĩnh vực, không có lĩnh vực cốt lõi thì những công ty này sẽ rất khó đứng vững trước nhiều áp lực.

- Không thận trọng khi mở rộng qui mô sản xuất: Những công ty mở rộng qui mô sản xuất do vay mượn quá nhiều nhưng không đánh giá đúng nhu cầu thị trường và năng lực cạnh tranh thì rất dễ đẩy công ty vào bế tắc trong việc tìm kiếm thị trường tiêu thụ.

Nền kinh tế Việt Nam đang trong quá trình phát triển, có rất nhiều điểm tương đồng với nền kinh tế Đài Loan trong những năm trước đây. Do đó, năm nguồn rủi ro của các doanh nghiệp Đài Loan nói trên là rất đáng lưu ý đối với các NĐT cổ phiếu trong nhận dạng rủi ro trên TTCK VN hiện nay.

(ii) Bài học nhận dạng rủi ro từ TTCK Thái Lan

Cuối năm 1997, những biện pháp mạnh được áp dụng nhằm ngăn chặn đà tăng giá của đồng Baht lên mức quá nóng (tăng 14% so với USD kể từ đầu năm 1997) được công bố bởi Ngân hàng Trung ương Thái Lan. Sau khi công bố, những khoản đầu tư gián tiếp của nước ngoài vượt quá 20.000 USD buộc phải giữ lại Thái Lan ít nhất là 1 năm và 30% trong số đó phải được gửi ở Ngân hàng Trung ương Thái Lan với lãi suất 0%.

Công bố trên đã giáng một đòn mạnh vào TTCK nước này. Những NĐT nước ngoài đầu tư quy mô lớn trên TTCK Thái Lan bị sốc nặng, tranh nhau bán tổng bán tháo cổ phiếu trị giá khoảng 600 triệu USD để rút tiền ra khỏi TTCK Thái Lan trong những phút đầu tiên của phiên giao dịch ngày 19/12/1997. Sự kiện này đã làm cho sàn giao dịch phải đình chỉ ngay khi giá của hầu hết các cổ phiếu giảm xấp xỉ 15%.

Bài học rủi ro từ TTCK Thái Lan cho thấy sự thay đổi quá đột ngột chính sách kiểm soát đầu tư gián tiếp nước ngoài vào TTCK sẽ là một nguồn rủi ro chính sách rất lớn.

(iii) Bài học nhận dạng rủi ro từ TTCK Hồng Kông

Tháng 10/2007 giới đầu cơ tấn công vào đồng đô la Hồng Kông dựa vào điểm yếu là tỷ lệ lạm phát tại đây cao hơn ở Mỹ, nhưng tỉ giá được neo cố định vào đô la Mỹ với mức 7,8 HKD/USD. Điều này gây ra sự sụt giảm nghiêm trọng giá CK. Do Dollar Hồng Kông bị bán mạnh, từ ngày 20 đến 23/10/2007 chỉ số Hang Seng của TTCK Hồng Kông đã giảm 23%.

Bài học rủi ro từ TTCK Hồng Kông cho thấy những điểm yếu trong hệ thống tiền tệ quốc gia là một nguồn rủi ro tiềm ẩn rất đáng lưu ý cho TTCK khi giới đầu cơ quốc tế khai thác những điểm yếu này.

(iv) Bài học nhận dạng rủi ro từ TTCK Mỹ

Năm 1985, các lãnh đạo của Enron đã giấu diếm các khoản thua lỗ lớn và các khoản nợ từ những dự án đầu tư thất bại. Họ lợi dụng các kẽ hở kế toán, sử dụng những đối tác do Enron kiểm soát và các báo cáo tài chính đã được đánh bóng. Họ gây sức ép buộc Công ty kiểm toán Arthur Andersen lờ đi các sai sót trong báo cáo tài chính của Enron. Ngoài những tô vẽ về khả năng quản lý, Enron được quảng cáo rất hiệu quả qua Arthur Andersen và các nhà phân tích Phố Wall. Tháng 10-2001 sự việc bị phát hiện. Cuối tháng 11 – 2001 giá cổ phiếu Enron chỉ còn chưa tới 1USD trong khi vào giữa năm 2000 giá của cổ phiếu này ở mức 90 USD.

Bài học rủi ro từ TTCK Mỹ ở trên cho thấy sự gian lận một cách có hệ thống của các lãnh đạo doanh nghiệp là rất khó phát hiện nếu không có một hệ thống chuẩn mực kế toán tốt và một hệ thống kiểm soát nội bộ đủ mạnh. Sự gian lận như công ty Enron ở trên là rất dễ xảy ra tại Việt Nam khi hệ thống giám sát các chuẩn mực kế toán tại Việt Nam vẫn còn trong quá trình học hỏi và hoàn thiện. Đây là một nguồn rủi ro rất lớn đối với những NĐT cổ phiếu nhỏ lẻ.

Một bài học rủi ro khác trên TTCK Mỹ đến từ nghiệp vụ CK hóa. Bằng việc phát hành CK nợ dựa trên tài sản bảo đảm là các danh mục tín dụng, người cho vay không nhất thiết phải nắm giữ rủi ro tín dụng mà có thể chuyển rủi ro này qua cho người khác một cách dễ dàng. Các ngân hàng đầu tư tại Mỹ tin tưởng vào các nghiệp vụ trên đã cung cấp vốn mạnh tay vào hoạt động cho vay nợ dưới chuẩn. Cuối năm 2007 khi nợ dưới chuẩn quá lớn, vượt quá tầm

kiểm soát, khủng hoảng nợ đã diễn ra, TTCK Mỹ bị chấn động mạnh và suy sụp. Các NĐT hoảng loạn tranh nhau bán đồ, bán tháo cổ phiếu.

Bài học rủi ro trên từ TTCK Mỹ cũng cho thấy các sản phẩm tài chính phức tạp chưa được các nhà quản lý thị trường và các NĐT hiểu rõ sẽ là một nguồn rủi ro tiềm ẩn rất lớn nên phải rất thận trọng với các sản phẩm tài chính phức tạp mới được giới thiệu ra thị trường.

(v) Bài học nhận dạng rủi ro từ TTCK Nhật Bản

Một doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực công nghệ thông tin tại Nhật Bản có tên là Livedoor, được thành lập năm 1997. Để hấp dẫn các NĐT nhỏ trên thị trường, Livedoor đã chia nhỏ cổ phiếu của mình nhiều lần. Sau đó công ty này mua lại cổ phiếu của chính mình thông qua các công ty thành viên do nó thành lập. Sau khi giá cổ phiếu được đẩy lên cao công ty này đã bán ra để kiếm những khoản tiền chênh lệch khổng lồ.

Khi các gian lận của công ty này bị phát hiện vào đầu năm 2006, lãnh đạo công ty bị bắt, những NĐT nắm giữ cổ phiếu của công ty này đã hoảng loạn bán tháo cổ phiếu. Do số lượng cổ phiếu của công ty này quá lớn sau nhiều lần chia tách đã làm cho TTCK Tokyo sụp đổ và buộc phải ngừng giao dịch.

Bài học rủi ro từ TTCK Nhật Bản cho thấy sự gian lận như công ty Livedoor ở trên là rất dễ xảy ra tại Việt Nam khi hệ thống pháp luật tại Việt Nam đang trong quá trình học hỏi và hoàn thiện. Do đó, đây là một nguồn rủi ro tiềm ẩn mà các nhà quản lý thị trường và các NĐT cổ phiếu phải hết sức lưu ý.

KẾT LUẬN CHƯƠNG 2

Mức sinh lời trong đầu tư cổ phiếu luôn gắn liền với những rủi ro mà NĐT cổ phiếu có thể gặp phải. Có rất nhiều yếu tố gây ra rủi ro trong đầu tư cổ phiếu, rất khó xác định được hết các yếu tố này. Cần phải kết hợp một cách có hệ thống các tiếp cận nhận dạng rủi ro khác nhau để nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu một cách chặt chẽ và khoa học.

Mô hình định giá tài sản tài chính (CAPM) đo lường độ nhạy cảm của TSSL tài sản với rủi ro thị trường. Nhìn chung, hiện nay các nghiên cứu tìm cách khắc phục những khiếm khuyết của CAPM theo hai hướng: một là tìm ra các yếu tố rủi ro đặc thù công ty ngoài yếu tố rủi ro thị trường như: tính thanh khoản, giá trị (tỉ số BE/ME), quy mô, ...; hai là dùng danh mục chứ không dùng từng cổ phiếu riêng lẻ trong phân tích và xử lý số liệu nhằm tránh hiện tượng chệch (bias).

Chương 3
NHẬN DẠNG VÀ ĐO LƯỜNG RỦI RO TRONG ĐẦU TƯ
CỔ PHIẾU TRÊN SỞ GIAO DỊCH CHỨNG KHOÁN
THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

3.1. Tổng quan về Sở Giao Dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh

3.1.1. Lịch sử hình thành

Dựa trên đề án của các cấp, Chính phủ đã ban hành Nghị định số 75/1998/NĐ-CP ngày 28/11/1996 về việc thành lập UBCKNN và giao cho đơn vị này chuẩn bị các điều kiện cần thiết cho việc khai trương TTCK.

Với Nghị định số 48/CP về CK và TTCK, TTCK VN chính thức được khai sinh ngày 11/07/1998. Cùng với nghị định trên, Thủ tướng Chính phủ cũng ký Quyết định số 127/1998/QĐ-TTg thành lập Trung tâm Giao dịch CK Thành phố Hồ Chí Minh (TTGDCK TP.HCM). Sau đó hai năm, ngày 28/07/2000, phiên giao dịch đầu tiên với 2 mã cổ phiếu niêm yết (REE và SAM) đã chính thức được tổ chức tại TTGDCK TP.HCM, đánh dấu một bước ngoặt lịch sử của TTCK VN.

Nhằm đáp ứng quá trình đổi mới nền kinh tế, tái cơ cấu các doanh nghiệp, đáp ứng sự phát triển nhanh chóng của thị trường, ngày 11/05/2007 Thủ tướng Chính phủ đã ký quyết định số 599/QĐ chuyển TTGDCK TP.HCM thành Sở Giao Dịch CK Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE), hoạt động theo mô hình Công ty TNHH một thành viên (100% vốn chủ sở hữu thuộc Bộ Tài chính). Việc chuyển đổi mô hình đã giúp HOSE có một vị trí tương xứng với các Sở Giao dịch khác trên thế giới trong mối quan hệ và hợp tác quốc tế, từ đó, nâng cao vị trí và tầm ảnh hưởng của TTCK VN.

Vào năm 2011, HOSE đã nghiên cứu và xây dựng chỉ số VN30 bao gồm 30 cổ phiếu hàng đầu về giá trị vốn hóa, chiếm khoảng 80% giá trị vốn

hóa toàn thị trường, 60% về giá trị giao dịch. Ngoài ra, để đáp ứng nhu cầu thị trường, cơ quan quản lý đã cho phép giao dịch sản phẩm quỹ ETF (Exchange Traded Fund).

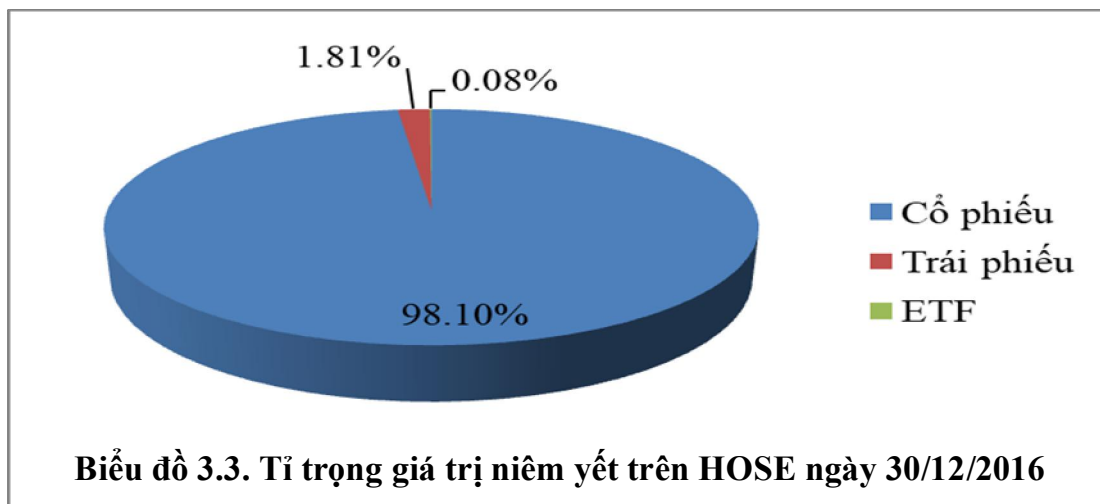
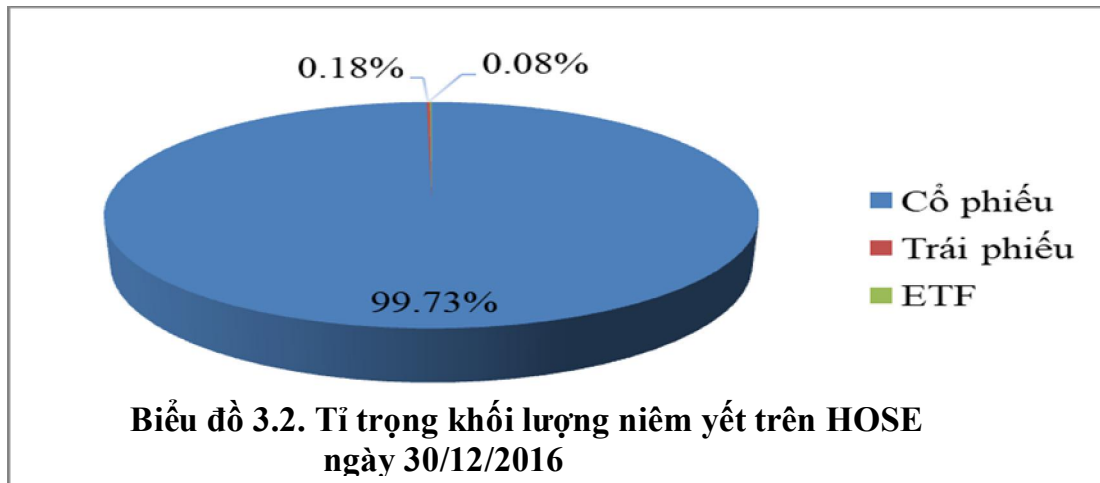
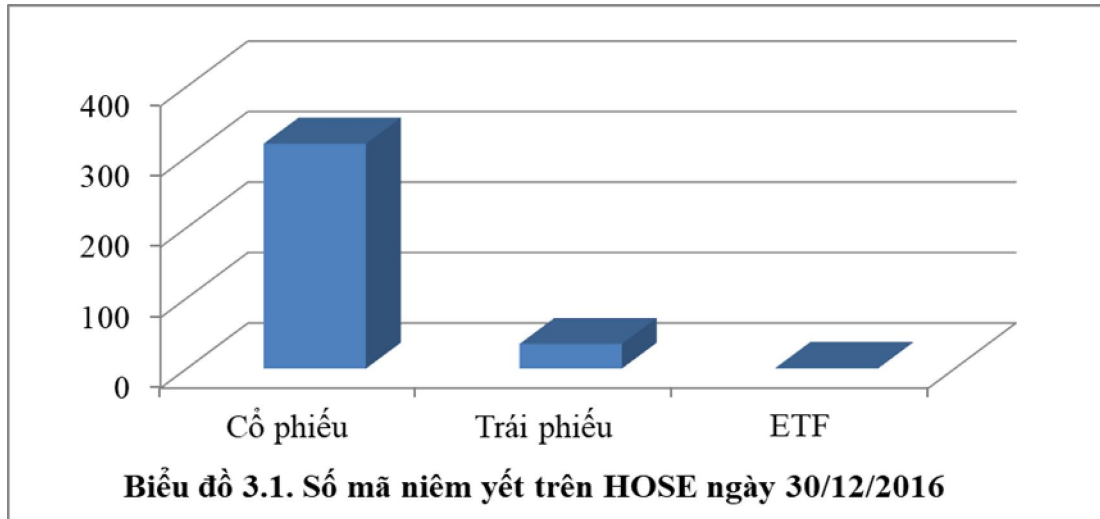
3.1.2. Quy mô niêm yết

Khi mới đi vào hoạt động, TTGDCK TP.HCM chỉ có 2 mã cổ phiếu tham gia niêm yết, với giá trị niêm yết là 270 tỉ đồng. Sau hơn 16 năm hoạt động quy mô của HOSE tăng lên đáng kể. Tính đến ngày 30/12/2016 HOSE đã có 355 mã CK được niêm yết trong đó có 319 mã cổ phiếu, 35 loại trái phiếu và 1 ETF. Tổng khối lượng niêm yết là 48.505.010,65 ngàn CK với giá trị niêm yết là 493.108.809,59 triệu đồng.

Bảng 3.1. Quy mô niêm yết trên HOSE tính đến ngày 30/12/2016

	Toàn thị trường	Cổ phiếu	Trái phiếu	ETF
Số mã niêm yết	355	319	35	1
Tỉ trọng (%)	100	89,86	9,86	0,28
Khối lượng niêm yết (nghìn CK)	48.505.010,65	48.375.247,06	88.863,59	40.900
Tỉ trọng (%)	100	99,73	0,18	0,08
Giá trị niêm yết (tr.đồng)	493.108.809,59	483.752.470,59	8.947.339	409.000
Tỉ trọng (%)	100	98,10	1,81	0,08

“Nguồn: www.hsx.vn”



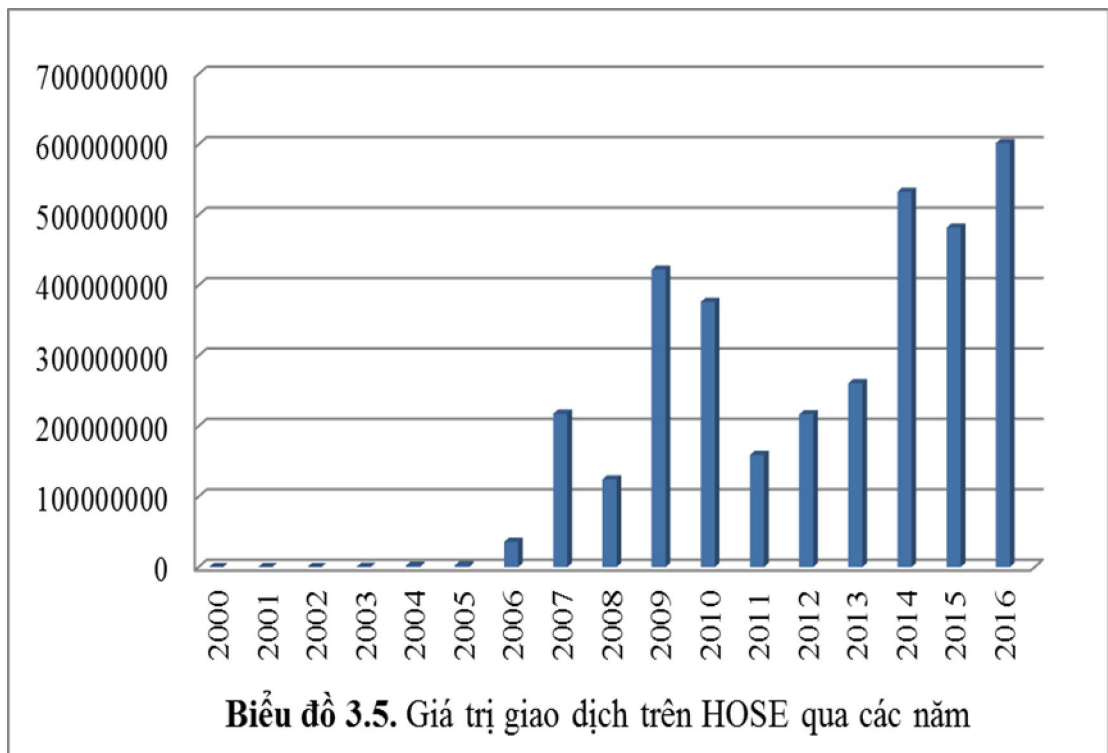
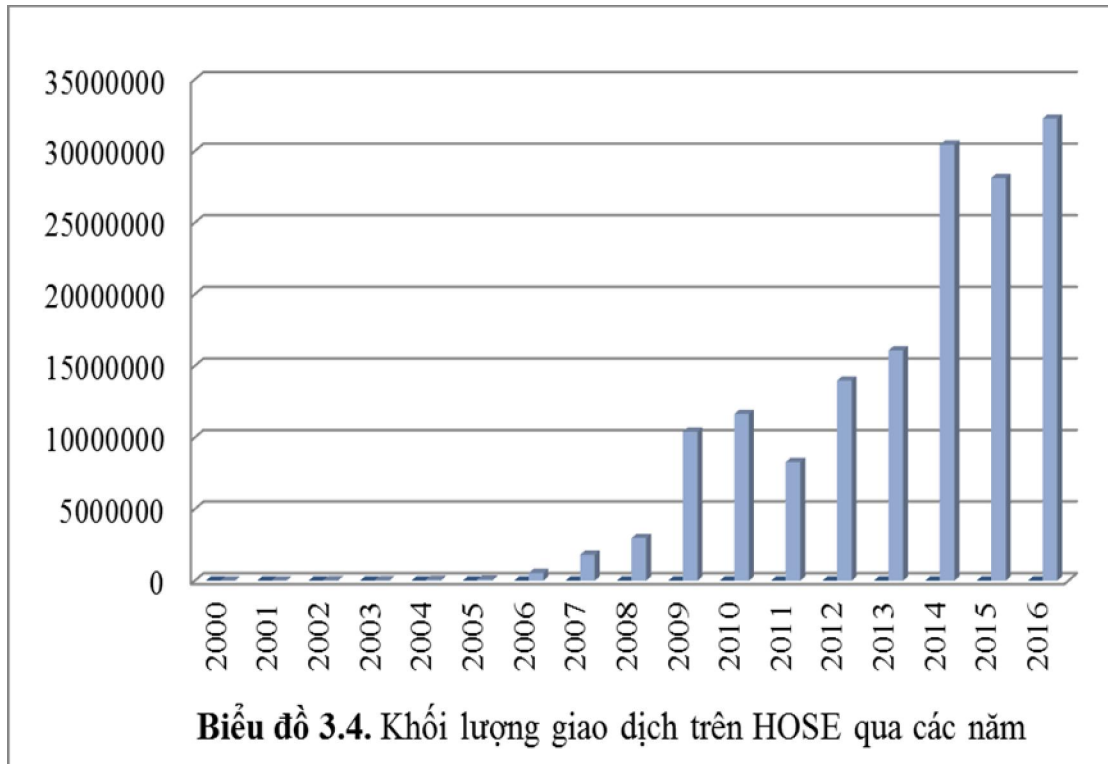
3.1.3. Quy mô giao dịch

Quy mô giao dịch trên HOSE được trình bày cụ thể trên Bảng 3.2. Số liệu trong Bảng 3.2 cho thấy quy mô giao dịch tại HOSE đã không ngừng tăng nhanh qua các năm.

Bảng 3.2. Quy mô giao dịch trên HOSE qua các năm

Năm	Khối lượng giao dịch (nghìn CP)	Giá trị giao dịch (triệu đồng)
2000	3.641	90.215
2001	19.028	964.020
2002	35.715	959.330
2003	28.074	502.022
2004	72.894	1.971.969
2005	94.846	2.784.291
2006	538.536	35.742.341
2007	1.817.278	217.835.771
2008	2.978.771	124.576.086
2009	10.402.714	422.460.937,62
2010	11.643.346	376.512.355,32
2011	8.281.562	159.154.855,27
2012	13.980.561	216.881.082,45
2013	16.078.051	260.985.362,29
2014	30.447.600	533.052.636,20
2015	28.125.515	482.046.503,56
2016	32.267.738	602.026.241,20

“Nguồn: www.hsx.vn”



Từ khi đi vào hoạt động đến hết năm 2000 khối lượng giao dịch trên HOSE chỉ có 3,641 triệu cổ phiếu. Năm 2010 khối lượng giao dịch là 11.643,346 triệu cổ phiếu gấp 3.197,8 lần so với năm 2000 và gấp 611,9 lần so với năm 2001. Năm 2016 khối lượng giao dịch là 32.267,738 triệu cổ phiếu.

Giá trị giao dịch cổ phiếu năm 2000 chỉ có 90,215 tỉ đồng, năm 2010 là 376.512,355 tỉ đồng gấp 4.173,5 lần so với năm 2000 và gấp 390,6 lần so với năm 2001. Năm 2016 giá trị giao dịch là 602.026,241 tỉ đồng.

3.1.4. Diễn biến chỉ số VN - Index từ năm 2012 đến năm 2016

Biểu đồ 3.6 trình bày diễn biến của chỉ số VN - Index trong thời gian 5 năm nghiên cứu, từ đầu năm 2012 đến cuối năm 2016.



Biểu đồ 3.6. Diễn biến chỉ số VN - Index giai đoạn 2012-2016³

³ <https://www.vndirect.com.vn/portal/cong-cu-phan-tich-chung-khoan/bieu-do-ky-thuat.shtml>

Biểu đồ 3.6 cho thấy nhìn chung trong thời gian từ 2012 đến 2016 chỉ số VN - Index có xu hướng đi lên khá rõ rệt. Mặc dù không còn tiếp diễn cảnh bong bóng và hoảng loạn triền miên như thời gian trước, quá trình đi lên của chỉ số VN - Index trong thời gian 5 năm nghiên cứu đã trải qua rất nhiều thăng trầm. Có thể chia quãng thời gian 5 năm nghiên cứu thành 3 giai đoạn chính như sau.

Giai đoạn từ 3/1/2012 đến 31/12/2013

Chỉ số VN - Index hồi phục mạnh trên cơ sở những quyết sách quản lý kinh tế vĩ mô tích cực của NHNN và của Chính phủ. Tuy nhiên sự hồi phục này cũng lắm rung lắc do e ngại hiệu lực của các chính sách kinh tế và các tác động bất lợi từ môi trường kinh tế quốc tế.



Biểu đồ 3.7. Diễn biến chỉ số VN - Index giai đoạn từ 3/1/2012 đến 31/12/2013⁴

⁴ <https://www.vndirect.com.vn/portal/cong-cu-phan-tich-chung-khoan/bieu-do-ky-thuat.shtml>

Từ 3/1/2012 đến 10/5/2013 Chỉ số VN - Index tăng dần từ 336 điểm lên sát 490 điểm, giá trị giao dịch nhiều phiên đạt trên 1.500 tỷ đồng/phiên. Nhu cầu mua - bán của các NĐT được đẩy vào thị trường liên tục. Sự tăng trưởng mạnh với mức chênh lệch là 154 điểm tạo ra mức sinh lời của chỉ số VN - Index lên đến 44,9%. TTCK VN trở thành một từ khóa trong danh sách những TTCK tăng trưởng ấn tượng nhất thế giới.

Động lực của đợt sóng tăng điểm mạnh trong giai đoạn này đến từ những cải thiện của diễn biến kinh tế vĩ mô. Theo đó, sự gia tăng dòng tiền vào TTCK được dẫn dắt bởi hai yếu tố chính:

(i) Trong những tháng đầu năm 2012 lạm phát cao, lãi suất cao đã bắt đầu hạ nhiệt. Chính phủ, NHNN đã nỗ lực giảm lạm phát từ mức 23% trong tháng 8/2011 về dưới 7% cả năm 2012. Điều này cho phép lãi suất giảm 6 lần với mức giảm tổng cộng 6% trong năm từ 15% xuống còn 9%, khởi đầu cho chu kỳ phục hồi kinh tế từ đầu năm. Những tháng đầu năm 2012, TTCK đã được hỗ trợ khi NHNN bắt đầu cho các ngân hàng nhỏ vay một cách trực tiếp thông qua kênh tái chiết khấu. Trong bối cảnh lạm phát giảm mạnh, lãi suất hạ nhiệt và kênh đầu tư cạnh tranh duy nhất còn lại là gửi tiết kiệm tỏ ra kém hấp dẫn thì CK nghiêm nhiên trở thành kênh đầu tư hấp dẫn.

(ii) Do giá cổ phiếu đã giảm quá sâu từ cuối năm 2011 nên giá đã ở mức rất hấp dẫn. Theo đó, trong giai đoạn này, sự quan tâm của NĐT nước ngoài (ĐTNN) gia tăng và mở rộng sang các TTCK ASEAN mới nổi, theo đó dòng tiền nước ngoài đổ mạnh vào TTCK VN. Thống kê của Ngân hàng HSBC cho thấy, chỉ trong 2 tháng đầu năm 2012 đã có 500 triệu USD vốn ĐTNN chảy vào TTCK VN.

Tuy nhiên từ 15/5/2012 đến 30/11/2012, khi thông tin về lạm phát, lãi suất đã được phản ánh hết vào giá cổ phiếu mà không có thêm nguồn thông tin nào tiếp sức đã khiến động lực tăng trưởng của HOSE bắt đầu yếu đi. Bất

động sản lại trở thành điểm nóng, đi kèm với đó là tình trạng khó khăn của doanh nghiệp trong tiếp cận vốn và đầu ra. Thị trường suy giảm kéo dài, giao dịch ảm đạm, thanh khoản sụt giảm mạnh. Chỉ số VN - Index nhiều tháng chỉ loanh quanh ngưỡng 370-380 điểm với tổng giá trị giao dịch nhiều phiên chưa đầy 1.000 tỷ đồng/phiên. Đặc biệt, trong hai tháng 10 và 11/2012, thanh khoản đã sụt giảm mạnh với giá trị giao dịch bình quân nhiều phiên chỉ đạt khoảng 500 tỷ đồng/phiên. Cùng với sự sụt giảm thanh khoản, giá nhiều mã cổ phiếu xuống thấp kỷ lục. Tính đến hết ngày 30/11/2012 có 157/313 cổ phiếu có giá dưới mệnh giá, trong đó có nhiều cổ phiếu giá chỉ còn dưới 1.000 đồng/cổ phiếu. Cũng trong giai đoạn này, một số lãnh đạo các ngân hàng lớn đã bị bắt do gian lận thuế và lợi dụng dụng chính sách giảm lãi suất của chính phủ để trục lợi. Thông tin này đã ảnh hưởng rất mạnh đến TTCK. Cụ thể vào ngày 21/8/2012 HOSE đã giảm mạnh và mất gần 10.000 tỷ đồng. Những ngày sau đó HOSE tiếp tục sụt giảm và hàng chục ngàn tỷ đồng vốn hóa thị trường đã biến mất.

Từ 30/11/2012 đến 06/3/2013, các NĐT nước ngoài rót vốn mạnh vào thị trường. Tỷ lệ mua vào hàng tháng của nhà NĐT nước ngoài đã tăng đáng kể, từ mức khoảng 16% cuối năm 2012, lên mức 20% đầu năm 2013. Thị trường hồi phục mạnh và khởi sắc trở lại. VN - Index tăng từ 377,82 điểm ngày 30/11/2012 lên 464,19 điểm ngày 06/03/2013.

Từ 06/03/2013 đến 31/12/2013, thị trường đi vào giai đoạn giằng co khá mạnh do đã hết các động lực thúc đẩy, tâm lý thận trọng chi phối thị trường, các thông tin tốt và xấu đan xen nhau.

Từ đầu tháng 7/2013 với những lo ngại tăng tỷ giá, lạm phát và kết quả kinh doanh các công ty không khả quan, nhiều NĐT đứng ngoài thị trường thị trường. Chính điều này đã làm cho thị trường sụt giảm. Giá trị giao dịch trung bình tháng 7/2013 giảm 21% so tháng 6/2013. Tuy nhiên, do có khá nhiều

thông tin tích cực từ các công ty lớn sau đợt công bố kết quả kinh doanh của quý 2/2013, làm cho ROE thị trường có nhiều chuyển biến tốt so với cùng kỳ năm 2012.

Những thông tin liên quan tới động thái từ FED và tình hình phức tạp tại Syria khiến cho các NĐT nước ngoài hoang mang, rút vốn mạnh ở các thị trường mới nổi, trong đó có thị trường Việt Nam. Diễn biến này khiến các NĐT trong nước phải thận trọng, không dám tham gia vào thị trường khiến thanh khoản tiếp tục giảm. Kết thúc năm 2013 chỉ số CK VN - Index dao động quanh mức 504,63 điểm.

Giai đoạn từ 02/01/2014 đến 25/01/2016



Biểu đồ 3.8. Diễn biến chỉ số VN - Index giai đoạn từ 02/01/2014 đến 25/01/2016⁵

⁵ <https://www.vndirect.com.vn/portal/cong-cu-phan-tich-chung-khoan/bieu-do-ky-thuat.shtml>

HOSE chứng kiến nhiều thăng trầm chưa từng có kéo dài liên tục trong hai năm, những đợt sóng lên rồi xuống tạo ra nhiều cung bậc cảm xúc khó quên cho các NĐT.

Quý 1/2014 thị trường tăng mạnh từ 504,51 điểm ngày 02/01/2014 đến 596,11 điểm ngày 14/04/2014. Nguyên nhân là do có những thông tin tích cực như CPI thấp, chính sách tiền tệ nới lỏng, lãi suất giảm khiến cho dòng tiền đổ mạnh vào thị trường để đón đầu kết quả kinh doanh quý 1/2014.

Đầu năm 2014, sau một thời gian tăng điểm mạnh, thị trường đã giảm điểm trở lại và trở về gần mức xuất phát đầu năm. Nguyên nhân là do các NĐT nước ngoài đẩy mạnh bán ra để chốt lời ở những nhóm cổ phiếu bluechip, khi bắt đầu có các thông tin liên quan đến kết quả kinh doanh.

Ngoài ra, do sự kiện Trung Quốc đặt giàn khoan trái phép trong vùng đặc quyền kinh tế của Việt Nam, khiến cho các NĐT lo lắng và ồ ạt bán cổ phiếu trên diện rộng. Chỉ số VN - Index trượt dốc xuống còn 527,09 điểm.

Từ giữa tháng 5/2014 đến tháng 9/2014, các NĐT đẩy mạnh mua vào do dự đoán chỉ số VN - Index đã chạm đáy và các NĐT nước ngoài đổ vốn mạnh vào thị trường. Điều này đã khiến thị trường hồi phục mạnh trở lại. Chỉ số VN - Index tăng lên đến 644 điểm vào đầu tháng 9/2014.

Từ tháng 9/2014 đến cuối năm 2014, thị trường lại giảm mạnh, gần như quay trở lại mức điểm xuất phát từ đầu năm 2014. Hai nguyên nhân chính tác động đến sự đi xuống của thị trường là do:

(i) NĐT lo lắng hơn đối với dòng tiền margin do NHNN mới ban hành Thông tư 36/2014/TT-NHNN vào ngày 20/11/2014 để quản lý rủi ro tại các tổ chức tín dụng. Trước và sau thông tư ban hành, VN - Index liên tiếp mất điểm. Trong 3 phiên từ 26-28/11 chỉ số VN - Index đã mất xấp xỉ 20 điểm.

(ii) Do giá dầu thế giới giảm mạnh nên ảnh hưởng tiêu cực đến nhóm cổ phiếu dầu khí, khiến thị trường chung cũng suy giảm theo. Phiên 10/10/2014

đánh dấu sự khởi động chuỗi trượt giảm của VN - Index. Tính đến hết phiên 18/12/2014, chỉ số VN - Index chỉ còn 521,43 điểm, tức đã giảm khoảng 15% sau hai tháng rưỡi.

Từ 18/12/2014 đến ngày 05/03/2015, do có nhiều thông tin tích cực như hiệp định TPP, FTA, nới room cho NĐT nước ngoài... khiến VN - Index tăng mạnh từ 521 điểm lên đến 602 điểm. Tuy nhiên, từ ngày 05/03/2015 VN - Index quay đầu giảm, từ mức 602 điểm về mức 529 điểm vào ngày 18/05/2015 do thiếu các động lực thúc đẩy mới và hoạt động chốt lời.

Từ ngày 18/05/2015 đến 15/07/2015, do ảnh hưởng của việc chính thức ký kết FTA giữa Việt Nam và Liên minh kinh tế Á Âu (29/05). VN - Index tăng từ 529 điểm lên đến 641 điểm.

Từ ngày 15/07/2015 đến 25/08/2015, Cổ phiếu các ngân hàng và các công ty bảo hiểm đã ngừng tăng giá. Bên cạnh đó, do đồng nhân dân tệ giảm giá mạnh so đồng USD nên buộc Việt Nam phải điều chỉnh tỷ giá mạnh, VND tăng 5%. Điều này đã tác động đến tâm lý các NĐT, nhiều NĐT lo lắng bán mạnh cổ phiếu khiến cho VN - Index giảm từ 641 điểm về 511 điểm.

Từ ngày 25/08/2015 đến ngày 4/11/2015 do có thông tin không giới hạn tỷ lệ sở hữu của NĐT nước ngoài từ Nghị định 60 và việc kết thúc đàm phán Hiệp định TPP vào ngày 5/10/2015 đã tác động tích cực đến thị trường, khiến VN - Index tăng từ 511 điểm lên đến 617 điểm. Bên cạnh đó, vào ngày 14/10/2015 sự kiện Tổng công ty đầu tư và kinh doanh vốn nhà nước (SCIC) quyết định thoái vốn khỏi 10 doanh nghiệp nhà nước lớn khiến cho giá các cổ phiếu VNM, FPT, NTP, BMP... tăng mạnh.

Từ ngày 4/11/2015 đến 25/01/2016, do FED công bố tăng lãi suất và quá trình sụt giảm giá dầu thô vẫn đang tiếp tục nên đã ảnh hưởng tiêu cực đến tâm lý của các NĐT. Các NĐT đẩy mạnh bán ra khiến VN - Index giảm từ 617 điểm xuống còn 542,35 điểm với thanh khoản ảm đảm.

Giai đoạn từ 22/01/2016 đến 30/12/2016

Bên cạnh một vài dao động nhỏ, VN - Index giữ xu thế tăng một cách vững chắc trong gần suốt cả năm. Xu thế tăng vững mạnh và kéo dài do có sự ổn định của nền kinh tế và sự lạc quan về tăng điểm của VN - Index của các NĐT.



**Biểu đồ 3.9. Diễn biến chỉ số VN - Index giai đoạn
từ 22/01/2016 đến 30/12/2016⁶**

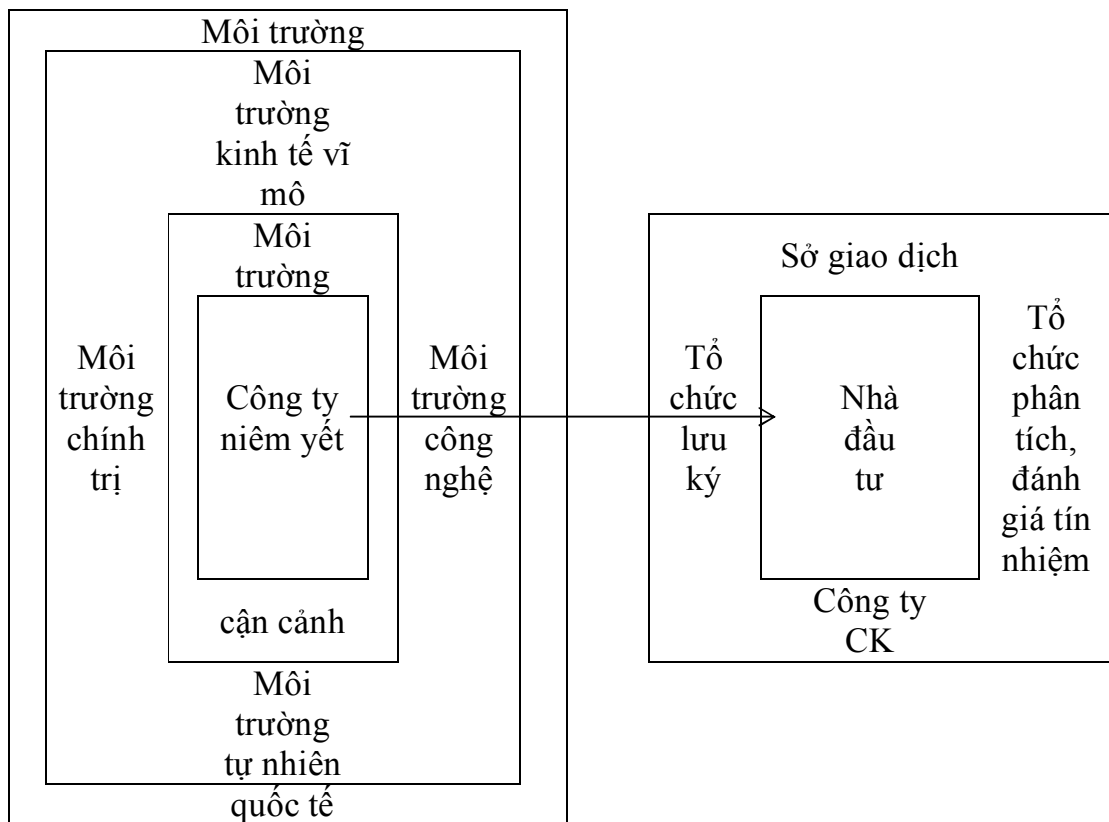
Trong nửa đầu năm 2016, đã có nhiều cổ phiếu dầu khí tăng giá gấp đôi, thậm chí gấp 3 lần. Tuy nhiên, sự kiện Anh rời khỏi Liên minh Châu Âu (Brexit) đã ảnh hưởng đến tâm lý thị trường các nước. Ngày 24/6, khi diễn ra việc bỏ phiếu cho sự kiện Anh rời khỏi Liên minh Châu Âu, VN - Index lao dốc với tâm lý hoảng loạn, đã có lúc giảm 34 điểm (-5,47%) với áp lực bán mạnh mẽ và dồn dập, thanh khoản đạt 271 triệu cổ phiếu - mức cao nhất trong cả năm 2016. Chốt phiên giao dịch cuối cùng của năm 2016 VN - Index vẫn

⁶ <https://www.vndirect.com.vn/portal/cong-cu-phan-tich-chung-khoan/bieu-do-ky-thuat.shtml>

giữ được 664 điểm, tăng 142 điểm so với ngày 22/01/2016. Mức vốn hóa thị trường đạt 1.923.000 tỷ đồng, xấp xỉ 46% GDP, giá trị giao dịch bình quân đạt 6.888 tỷ đồng/phần, tăng 39% so với cuối năm 2015.

3.2. Nhận dạng rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch CK Thành phố Hồ Chí Minh

Dựa vào quy trình đầu tư CK trên HOSE có thể xây dựng lưu đồ thể hiện mối quan hệ giữa các yếu tố có khả năng gây rủi ro trong quá trình đầu tư cổ phiếu trên HOSE như trong Hình 3.1.



Hình 3.1. Lưu đồ hoạt động đầu tư chứng khoán

Trên lưu đồ, NĐT cổ phiếu là đối tượng gánh chịu rủi ro. Dựa vào lưu đồ, NĐT dễ dàng nhận ra các nguồn rủi ro tiềm ẩn trên TTCK bao gồm: môi trường quốc tế, môi trường kinh tế vĩ mô, môi trường chính trị, môi trường công nghệ, môi trường cạnh tranh của từng công ty niêm yết, bản thân các

công ty niêm yết, SGD, tổ chức lưu ký, các công ty chứng khoán, các tổ chức phân tích, đánh giá tín nhiệm, và bản thân NĐT.

Trong đó, các nguồn rủi ro tiềm ẩn tác động đến tất cả các cổ phiếu trên thị trường theo chiều thời gian trong lưu như: môi trường quốc tế, môi trường kinh tế vĩ mô, môi trường chính trị, SGD, tổ chức lưu ký... có thể được định giá và kiểm soát bởi yếu tố rủi ro đại diện chung là yếu tố rủi ro thị trường (rủi ro chỉ số thị trường) trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản.

Các nguồn rủi ro tiềm ẩn tác động đến các cổ phiếu trên thị trường theo các chiều qui mô, giá trị, và thanh khoản như: môi trường cạnh tranh, môi trường công nghệ, môi trường chính trị, bản thân các công ty niêm yết,... có thể được định giá và kiểm soát bởi 3 yếu tố rủi ro đại diện là yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản.

Tuy nhiên, yếu tố rủi ro thị trường của một cổ phiếu được xác định dựa trên rủi ro của toàn bộ thị trường (rủi ro chỉ số thị trường, theo chiều thời gian) và hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thị trường của cổ phiếu đó. Do đó, muốn kiểm soát tốt yếu tố rủi ro thị trường của cổ phiếu cần kiểm soát tốt các nguồn rủi ro tiềm ẩn theo chiều thời gian trên toàn bộ thị trường (sớm phát hiện các biến động mạnh của thị trường để tăng hay giảm đầu tư đúng lúc). Tương tự, muốn kiểm soát tốt yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị, yếu tố rủi ro thanh khoản của các cổ phiếu cần kiểm soát tốt các nguồn rủi ro tiềm ẩn theo các chiều qui mô, giá trị, thanh khoản tương ứng.

Mặt khác, mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản chỉ cho phép kiểm soát tốt các rủi ro có tính thường xuyên, kéo dài bởi vì mô hình này được xác định dựa vào dữ liệu lịch sử trong một thời gian dài. Mô hình

FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản không đủ độ nhạy bén để kiểm soát hữu hiệu các rủi ro có tính sự kiện, đột biến.

Do đó, trong số các nguồn rủi ro tiềm ẩn được trình bày trong lưu đồ Hình 3.1, trên HOSE hiện nay các NĐT cần đặc biệt lưu ý sáu nguồn rủi ro tiềm ẩn đáng kể sau đây.

3.2.1. Rủi ro từ môi trường quốc tế

Nền kinh tế Việt Nam hiện có độ mở rất lớn nên phụ thuộc rất nhiều vào các thị trường xuất khẩu, nhập khẩu. Do đó những biến động từ môi trường quốc tế có tác động rất lớn đến rủi ro trên HOSE. Sau đây là những sự kiện minh chứng cụ thể cho nguồn rủi ro tiềm ẩn từ môi trường quốc tế.

Những tháng cuối năm 2014 do có sự biến động mạnh của giá dầu thế giới. Giá dầu giảm mạnh nên có ảnh hưởng lớn đến các cổ phiếu dầu khí, TTCK nói chung cũng suy giảm theo. Chỉ số VN - Index giảm từ 600,93 điểm ngày 17/11/2014 xuống đến 518,22 điểm ngày 17/12/2014 tức là đánh mất khoảng 13,76% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác đánh mất một TSSL khoảng 13,76% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng một tháng.

Từ tháng 4 đến tháng 5/2014, Trung Quốc đặt giàn khoan trái phép trong vùng đặc quyền kinh tế của Việt Nam đã gây nên những căng thẳng trên biển Đông. Điều này khiến cho các NĐT hoang mang, lo lắng và đẩy mạnh bán cổ phiếu. Chỉ số VN - Index chứng kiến một phiên ngày 8/5/2014 mất hơn 32 điểm, từ mức 559,97 điểm xuống còn 527,09 điểm tức là đánh mất 5,87% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác đánh mất một TSSL khoảng 5,87% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong một phiên.

Tháng 6/2016 sự kiện Anh rời khỏi Liên minh Châu Âu (Brexit) đã gây ra tâm lý lo lắng trên thị trường tài chính quốc tế, điều này cũng còn ảnh

hưởng trực tiếp đến Việt Nam. Ngày 24/6/2016, khi diễn ra việc bỏ phiếu cho sự kiện Anh rời khỏi Liên minh Châu Âu, VN - Index lao dốc trong phiên Brexit với tâm lý hoảng loạn, với áp lực bán mạnh và dồn dập đã có lúc giảm 34 điểm tức là đánh mất khoảng 5,47% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác đánh mất một TSSL khoảng 5,47% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong phiên Brexit.

3.2.2. Rủi ro từ môi trường kinh tế vĩ mô

Nền kinh tế Việt Nam đang trong giai đoạn chuyển đổi sang nền kinh tế thị trường, hội nhập kinh tế quốc tế. Các hàng rào thuế quan, phi thuế quan phải được dỡ bỏ dần dần, phải mở cửa nhiều thị trường cho đầu tư nước ngoài. Các cơ hội và thách thức là rất nhiều, đan xen lẫn nhau ảnh hưởng rất mạnh đến lợi nhuận của các ngành và các doanh nghiệp.

Sự biến động của tỷ giá, lãi suất, lạm phát, thâm hụt thương mại luôn luôn là mối đe dọa. Đây là những biểu hiện bất ổn của môi trường kinh tế vĩ mô. Chính điều này đã gây ra nhiều rủi ro tiềm ẩn cho các NĐT cổ phiếu trên TTCK. Sau đây là những sự kiện minh chứng cụ thể.

Ngày 9/5/2012 sau thông báo chính thức của NHNN về tỷ lệ nợ xấu của toàn hệ thống lên đến 10% thay vì mức 4% mà các ngân hàng thương mại báo cáo. Những bất ổn vĩ mô bắt đầu xuất hiện từ hệ thống ngân hàng. Tâm lý thị trường tiếp tục sụt giảm sau khi Habubank công bố tình hình tài chính tồi tệ đã được che giấu với tỷ lệ nợ xấu lên đến 13% và rơi vào tình trạng cần được giải cứu. Chỉ số VN-Index liên tục giảm điểm từ 487,62 điểm vào ngày 9/5/2012 xuống còn 421,02 điểm vào ngày 5/6/2012 tức là đánh mất khoảng 13,66% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác đánh mất một TSSL khoảng 13,66% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng chưa đầy một tháng.

Từ tháng cuối năm 2014 đến tháng 03/2015, những thông tin tích cực về các hiệp định TPP, FTA, việc nới room cho NĐT nước ngoài đã khiến chỉ số VN - Index tăng từ 523,09 điểm ngày 19/12/2014 lên đến 600,29 điểm ngày 4/3/2015 tức là tạo ra khoảng 14,76% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác tạo ra một TSSL khoảng 14,76% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng ba tháng.

Từ ngày 15/07/2015 đến ngày 25/08/2015, do Trung Quốc phá giá nhân dân tệ, Việt Nam buộc phải điều chỉnh tỷ giá mạnh, nới tỷ giá tăng 2 lần và nới rộng biên độ, đưa mức tăng tối đa VND lên +5% . Điều này gây ảnh hưởng lớn đến tâm lý NĐT. Chỉ số VN - Index quay đầu giảm từ đỉnh 635,46 điểm ngày 27/7/2015 về đáy 526,93 điểm ngày 24/8/2015 tức là đánh mất khoảng 17,08% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác đánh mất một TSSL khoảng 17,08% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng chưa đầy một tháng.

3.2.3. Rủi ro chính sách (môi trường chính trị)

Do đặc thù của nền kinh tế Việt Nam còn non trẻ, đang trong quá trình hoàn thiện các thể chế, kinh nghiệm quản lý chưa nhiều, chính sách vĩ mô không ổn định, hay thay đổi gây ảnh hưởng lớn đến TTCK. Yếu tố rủi ro này rất lớn và thường trực đối với các NĐT cổ phiếu trên HOSE. Sau đây là những sự kiện minh chứng cụ thể cho nguồn rủi ro chính sách.

Vào khoảng giữa năm 2012, Thủ tướng Chính phủ ký ban hành 3 văn bản đẩy mạnh hoạt động và tăng cường quản lý HOSE và việc giảm lãi suất từ 14%/năm xuống còn 9%/năm khiến cho chỉ số VN - Index tăng từ 418,04 điểm ngày 27/6/2012 lên 494,83 điểm ngày 20/2/2013 tức là tạo ra khoảng 18,36% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác tạo ra một TSSL khoảng 18,36% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng nửa năm.

Ngày 20/11/2014, để quản lý rủi ro tại các tổ chức tín dụng, NHNN ban hành Thông tư số 36/2014/TT-NHNN. Điều này khiến các NĐT lo lắng đối với dòng tiền giao dịch mua ký quỹ CK (margin) khi NHNN thắt chặt hơn dòng vốn cho vay đối với hoạt động đầu tư cổ phiếu. Theo đó, trước và sau khi thông tư ban hành, VN - Index liên tiếp mất điểm, từ 604,01 điểm ngày 11/11/2014 xuống còn 518,23 điểm ngày 17/12/2014 tức là đánh mất 14,2% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác đánh mất một TSSL 14,2% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng hơn 1 tháng.

Đầu tháng 9/2015, thông tin không giới hạn tỷ lệ sở hữu của NĐT nước ngoài qua Nghị định 60 và sự kiện Việt Nam cùng 11 đối tác kết thúc đàm phán Hiệp định TPP vào ngày 5/10/2015 đã tác động tích cực lên thị trường. Bên cạnh đó, sự kiện Tổng công ty đầu tư và kinh doanh vốn nhà nước (SCIC) quyết định thoái vốn khỏi 10 công ty nhà nước lớn được công bố vào ngày 14/10/2015 cũng đã khiến cho chỉ số VN - Index tăng từ 526,93 điểm ngày 24/8/2015 lên đến 615,18 điểm ngày 5/11/2015 tức là tạo ra khoảng 16,75% giá trị vốn hóa thị trường hay nói cách khác tạo ra một TSSL khoảng 16,75% của NĐT theo chiến lược danh mục thị trường thụ động trong khoảng 3 tháng.

3.2.4. Rủi ro từ các công ty niêm yết

Đa phần các doanh nghiệp Việt Nam còn kém về năng lực quản trị dễ dẫn đến bất lực tìm kiếm lợi nhuận trong một môi trường kinh doanh thường xuyên biến động, cạnh tranh cao. Một bộ phận lãnh đạo doanh nghiệp còn thiếu đạo đức kinh doanh có thể đánh bóng thông tin tài chính, giao dịch nội gián hay theo đuổi những phương án kinh doanh nhiều rủi ro để thực hiện các mưu đồ trục lợi. Sử dụng đòn bẩy tài chính cao, vay mượn quá đà nhằm mở rộng các hoạt động kinh doanh không hiệu quả có thể đặt doanh nghiệp

vào nguy cơ mất khả năng kiểm soát. Các công ty niêm yết công bố thông tin không kịp thời, không đầy đủ, không đủ độ tin cậy dễ dẫn đến những quyết định sai lầm cho NĐT. Đây là những nguy cơ rủi ro rất lớn và rất phổ biến đối với các NĐT cổ phiếu trên HOSE, đặc biệt vào những năm nền kinh tế gặp khó khăn. Sau đây là những sự kiện minh chứng cụ thể cho nguồn rủi ro từ các công ty niêm yết.

Trong báo cáo tài chính hợp nhất năm 2015, kiểm toán khẳng định: Công ty cổ phần Thiết bị y tế Việt Nhật (JVC) đã sử dụng khoản vốn chào bán cổ phiếu ra công chúng hồi tháng 1/2015 sai với kế hoạch sử dụng vốn sửa đổi đã được đại hội cổ đông thông qua. Từ mức giá khoảng 22.000đ/CP giữa năm 2015 giá cổ phiếu JVC giảm xuống còn khoảng 5000đ/CP vào cuối năm tức là đánh mất 77,27% giá trị hay nói cách khác đánh mất một TSSL 77,27% của NĐT trong khoảng nửa năm.

Tổng công ty cổ phần đầu tư phát triển xây dựng (DIG) công bố doanh thu 6 tháng đầu năm 2016 là 2.194 tỷ đồng, lợi nhuận trước thuế đạt 47,5 tỷ đồng (tăng 20% so với cùng kỳ năm 2015), nhưng khi báo cáo tài chính quý II hợp nhất thì DIG chỉ đạt 473,3 tỷ đồng doanh thu và lợi nhuận sau thuế công ty mẹ âm 3,85 tỷ đồng. Giá cổ phiếu DIG giảm từ mức đỉnh 8.900đ/CP ngày 11/7/2016 xuống còn 7.300đ/CP ngày 10/8/2016 tức là đánh mất 17,98% giá trị hay nói cách khác đánh mất một TSSL 17,98% của NĐT trong 1 tháng.

Ngày 29/7/2016 Công ty cổ phần xuất nhập khẩu Quảng Bình (QBS) khẳng định ước tính doanh thu quý II đạt trên 1.000 tỷ đồng, lợi nhuận sau thuế ước đạt 28 tỷ đồng, nhưng ngày 30/7, báo cáo tài chính hợp nhất quý II/2016 của QBS cho thấy Công ty lỗ hơn 22 tỷ đồng. Giá cổ phiếu QBS giảm từ mức đỉnh 12.500/CP ngày 18/7/2016 xuống còn 6.000/CP ngày 05/8/2016 tức là đánh mất 52% giá trị hay nói cách khác đánh mất một TSSL 52% của NĐT trong khoảng hơn nửa tháng.

Giá cổ phiếu của Công ty cổ phần Tập đoàn kỹ nghệ gỗ trường thành (TTF) rơi từ mức đỉnh 43.700đ/CP ngày 19/7/2016 về mức đáy 3.810đ/CP ngày 21/11/2016 với nhiều phiên giảm sàn tức là đánh mất 91,28% giá trị hay nói cách khác đánh mất một TSSL 91,28% của NĐT trong 4 tháng. Nguyên nhân là do khoản mục “Hàng tồn kho” bị phát hiện thiếu khi kiểm kê của TTF lên tới 980 tỷ đồng.

3.2.5. Rủi ro từ các công ty chứng khoán

Chất lượng nguồn nhân lực của nhiều công ty chứng khoán ở Việt Nam còn rất hạn chế. Sự tư vấn hay cung cấp thông tin của các nhân viên cho khách hàng còn rất hời hợt và thiếu chính xác. Nhiều NĐT cá nhân hầu như không được tiếp cận với mảng tư vấn của các công ty chứng khoán. Lạm dụng nghiệp vụ tự doanh và kê hở luật pháp cũng như thiếu đạo đức nghề nghiệp, một số công ty chứng khoán đã lợi dụng vị thế của mình đặt lệnh trước, hủy lệnh trong cùng đợt khớp lệnh, tư vấn theo đặt hàng của các nhà đầu cơ lớn... nhằm thu lợi bất chính. Các công ty chứng khoán chưa có công cụ theo dõi rủi ro của các cổ phiếu một cách hiệu quả để điều chỉnh tỷ lệ cho vay mua ký quỹ chứng khoán (margin) kịp thời dẫn đến tình trạng dùng cho vay mua ký quỹ chứng khoán đột ngột một mã cổ phiếu gây rủi ro cho khách hàng. Đây là nguồn rủi ro đáng lưu ý cho các NĐT cổ phiếu trên HOSE. Sau đây là những con số minh chứng cụ thể cho nguồn rủi ro này.

Năm 2014, UBCKNN đã xử phạt 20 công ty chứng khoán và người hành nghề với số tiền nộp ngân sách là 3,21 tỷ đồng, gấp đôi số tiền phạt trong năm 2013, trong đó có những công ty chứng khoán có số phạt lên tới 500 triệu đồng.

3.2.6. Rủi ro từ bản thân NĐT

Tỷ phú Warren Buffet từng khuyên các NĐT: “Điều quan trọng nhất mà bạn phải làm đó là kiểm soát cảm xúc, bạn phải suy nghĩ một cách độc lập để

đưa ra kết luận, đừng nghe những gì mà người khác nói, hãy dựa vào thực tế, số liệu và phân tích của bạn.”

Trên HOSE rủi ro do đầu tư theo cảm xúc còn rất lớn. Nhiều NĐT còn hạn chế về kiến thức phân tích, thiếu kinh nghiệm đầu tư, tâm lý không vững vàng dễ chạy theo đám đông, dễ hoảng sợ khi có những tin đồn xấu, bán tháo cổ phiếu với mọi giá hoặc hưng phấn quá mức tranh mua vào bằng được khi thị trường đã tăng nóng gây rủi ro cao cho các NĐT cổ phiếu.

Các NĐT nhỏ lẻ rất thích nhìn bảng giao dịch điện tử. Theo dõi bảng giao dịch điện tử càng nhiều thì cảm xúc càng dễ giao động, vì bản chất của TTCK là “luôn biến động”. Sự biến động, lên xuống của bảng giao dịch điện tử sẽ ảnh hưởng xấu đến cảm xúc của NĐT, và sẽ dẫn tới việc ra quyết định sai, nhiều người bán cổ phiếu đúng đáy và mua cổ phiếu đúng đỉnh cũng là do trạng thái cảm xúc trên bảng điện tử.

Cổ phiếu khi giá thấp, thanh khoản ít, các NĐT sợ không dám mua vì không đánh giá được doanh nghiệp nhưng khi giá cao, thanh khoản lớn thì mua rất nhiệt tình, trong khi doanh nghiệp chẳng có gì thay đổi.

Các diễn đàn, group, facebook cũng là thủ phạm làm xao nhãng và biến động tâm lý của NĐT, những NĐT nhỏ lẻ vì thiếu kiến thức nên tâm lý thường bất an, khi cổ phiếu xuống và thua lỗ thì thay vì tìm hiểu và đánh giá đúng doanh nghiệp để điều chỉnh lại quá trình đầu tư thì họ đi tìm kiếm đồng minh là những người cùng hoàn cảnh với mình để chia sẻ.

Một sự kiện điển hình minh chứng cho yếu tố rủi ro từ bản thân NĐT là giá cổ phiếu của Công ty cổ phần đầu tư căn nhà mơ ước (DRH) tăng từ 7.900đ/CP ngày 10/11/2015 và đạt đỉnh 78.000đ/CP ngày 13/7/2016 tức là tăng thêm 887% giá trị hay nói cách khác tạo ra một TSSL 887% trong khoảng 8 tháng cho NĐT, đã tạo nên cơn sốt mang tên DRH . Chỉ chưa đầy 1

tháng rưỡi sau, giá cổ phiếu DRH lại lao dốc về 16.600đ/CP vào ngày 23/8/2016 tức là đánh mất 78,7% giá trị hay nói cách khác đánh mất một TSSL 78,7% của NĐT, cũng tạo nên cú sốc cho cổ đông. Rất khó lý giải cho sự tăng giảm giá bất ngờ này ngoài cảm xúc sai lệch của các NĐT nhỏ lẻ.

3.3. Đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên Sở Giao dịch CK Thành phố Hồ Chí Minh

3.3.1. Phân tích thống kê mô tả mẫu

Thống kê mô tả kích cỡ mẫu được trình bày trong Bảng 3.3.

Bảng 3.3. Thống kê mô tả kích cỡ mẫu

Năm	Số cổ phiếu niêm yết	Số cổ phiếu mỗi danh mục	Số quan sát mỗi danh mục, thị trường không điều kiện (tuần)	Số quan sát mỗi danh mục, thị trường lên (tuần)	Số quan sát mỗi danh mục, thị trường xuống (tuần)
2012	235	13	50	30	20
2013	250	13-14	45	28	17
2014	252	14	49	28	21
2015	255	14-15	50	26	24
2016	253	13-15	50	30	20
Tổng số	-	-	244	142	102

Số liệu trong bảng cho thấy trong 5 năm nghiên cứu có tổng cộng 244 quan sát cho mỗi danh mục và 4.392 quan sát cho cả 18 danh mục (244x18) trên thị trường không điều kiện (toàn bộ thị trường).

Thị trường lên được phân tách bằng cách lọc các quan sát có phần bù TSSL thị trường dương. Số liệu trong bảng 3.3 cho thấy trong 5 năm nghiên

cứ có tổng cộng 142 quan sát cho mỗi danh mục và 2556 quan sát cho cả 18 danh mục (142x18) trên thị trường lên.

Thị trường xuống được phân tách bằng cách lọc các quan sát có phần bù TSSL thị trường âm. Số liệu trong bảng 3.3 cho thấy trong 5 năm nghiên cứu có tổng cộng 102 quan sát cho mỗi danh mục và 1836 quan sát cho cả 18 danh mục (102x18) trên thị trường xuống.

Kích cỡ mẫu nói trên cho cả ba loại điều kiện thị trường là khá lớn, đáp ứng tốt yêu cầu của kỹ thuật hồi quy.

Số cổ phiếu niêm yết trên HOSE có xu hướng tăng chậm trong thời gian 5 năm nghiên cứu. Trong đó có một số ít cổ phiếu bị gỡ niêm yết do kinh doanh thua lỗ kéo dài. Số cổ phiếu mỗi danh mục trong thời gian nghiên cứu khác nhau không nhiều giữa các năm, dao động trong khoảng từ 13 đến 15 cổ phiếu một danh mục. Điều này hạn chế ảnh hưởng của sự khác biệt số lượng cổ phiếu trong mỗi danh mục đến kết quả nghiên cứu.

Thống kê mô tả TSSL thị trường được trình bày trong Bảng 3.4.

Bảng 3.4. Thống kê mô tả tỉ suất sinh lời thị trường

Năm	TSSL phi rủi ro trung bình (%)	TSSL trung bình của thị trường (%)	Độ lệch chuẩn TSSL của thị trường	TSSL bù rủi ro trung bình của thị trường (%)
2012	0,0248	0,0936	0,5962	0,0688
2013	0,0183	0,0617	0,5077	0,0434
2014	0,0137	0,0770	0,5175	0,0633
2015	0,0118	0,0311	0,4641	0,0193
2016	0,0125	0,1364	0,6638	0,1239

Số liệu trong bảng 3.4 cho thấy TSSL phi rủi ro có xu hướng giảm khá rõ từ 2012 đến 2015 sau đó chứng lại và tăng nhẹ ở 2016. Điều này thể hiện xu hướng giảm lạm phát hay tăng sức mua rõ rệt của đồng tiền Việt Nam trong thời gian nghiên cứu. Tuy nhiên, xu hướng này không thể hiện rõ trong TSSL trung bình của thị trường và TSSL bù rủi ro trung bình của thị trường. TSSL bù rủi ro trung bình của thị trường và độ lệch chuẩn TSSL của thị trường cho thấy rủi ro của thị trường chỉ có biểu hiện giảm đi chút ít ở năm 2013 và khá rõ ở năm 2015. Nhưng sau đó rủi ro thị trường lại tăng mạnh ở năm 2016.

3.3.2. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo kết hợp thời gian của cả 18 danh mục trên thị trường không điều kiện (toàn bộ thị trường)

Kỹ thuật hồi qui bình phương bé nhất (OLS) được dùng để hồi qui mô hình CAPM, mô hình FAMA, mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản dựa trên 4392 quan sát của dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho tất cả 18 danh mục trên thị trường không điều kiện (xem phụ lục 6). Tuy nhiên để bảo đảm độ tin cậy của mô hình, các kiểm tra chuẩn đoán các hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi và tự tương quan được thực hiện. Kết quả kiểm tra chuẩn đoán được tổng hợp trình bày trong Bảng 3.5.

Số liệu bảng 3.5 cho thấy mô hình FAMA và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) không có hiện tượng đa cộng tuyến ($vif < 10$). Các kiểm định phương sai sai số thay đổi và tự tương quan cho thấy cả ba mô hình CAPM, FAMA và FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản đều có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan rất mạnh (có ý nghĩa thống kê ở mức 1%).

Bảng 3.5. Kiểm tra chuẩn đoán kết quả hồi quy OLS dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường không điều kiện

Mô hình định giá	Kiểm tra đa cộng tuyến (vif)				Kiểm định phương sai sai số thay đổi (χ^2)	Kiểm định tự tương quan (χ^2)
	Yếu tố thị trường	Yếu tố qui mô	Yếu tố giá trị	Yếu tố thanh khoản		
Mô hình CAPM	-	-	-	-	73,20 ^{**}	56,73 ^{**}
Mô hình FAMA	1,71	1,52	1,44	-	376,23 ^{**}	40,63 ^{**}
Mô hình 4 yếu tố ^a	2,99	2,36	2,13	1,57	284,55 ^{**}	27,53 ^{**}

a Mô hình 4 yếu tố: Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Do đó, phương pháp Prais – Winsten kết hợp tùy chọn Robust trong STATA được dùng để khử hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi. Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust (xem phụ lục 6) được tổng hợp trình bày trong Bảng 3.6.

Số liệu kiểm định F ở Bảng 3.6 cho thấy cả ba mô hình CAPM, mô hình FAMA, và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) đều phù hợp với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%.

Do số quan sát (4.392) rất lớn so với số biến của các mô hình nên sự sai khác giữa hệ số xác định R^2 và hệ số xác định R^2 hiệu chỉnh là không nhiều. Vì vậy có thể sử dụng hệ số xác định R^2 để so sánh giữa các mô hình. Hệ số xác định R^2 ở Bảng 3.6 cho thấy mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) tỏ ra tốt hơn mô hình CAPM và mô hình FAMA trong việc giải thích phần bù rủi ro trên HOSE.

Hệ số R^2 là khá nhỏ so với các nghiên cứu khác trước đây. Điều này có thể được giải thích là do luận án sử dụng giá đóng cửa điều chỉnh cổ tức và

chia tách cổ phiếu để tính TSSL cổ phiếu. Tuy nhiên chỉ số Vn - Index dùng để tính TSSL thị trường chưa loại trừ được yếu tố cổ tức.

Mặt khác kiểm định t các phần bù yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) đều có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%.

Bảng 3.6. Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường không điều kiện

	b_p	s_p	h_p	w_p	R^2	Kiểm định F
Mô hình CAPM	0,535 (19,74)**				0,240	389,8**
Mô hình FAMA	0,424 (16,8)**	0,090 (2,13)*	0,454 (14,22)**		0,331	151,1**
Mô hình 4 yếu tố ^a	0,258 (9,06)**	0,212 (5,14)**	0,216 (6,02)**	-0,402 (-13,69)**	0,372	177,1**

a Mô hình 4 yếu tố: Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

Giá trị thống kê t được trình bày trong ngoặc đơn

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Nói tóm lại, việc bổ sung các phần bù yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản cho mô hình CAPM như đã nói đến trong phần cơ sở lý luận là phù hợp. Kết quả này cũng ủng hộ các kết quả nghiên cứu đã nêu ở phần tổng quan.

3.3.3. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo kết hợp thời gian của cả 18 danh mục trên thị trường lên

Phương pháp OLS được dùng để hồi qui mô hình CAPM, mô hình FAMA, mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản dựa trên 2556 quan sát của dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho tất cả 18 danh mục trên thị trường lên (xem phụ lục 7). Tuy nhiên để bảo đảm độ tin cậy của mô hình, các kiểm tra chuẩn đoán các hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi và tự tương quan được thực hiện. Kết quả được trình bày tổng hợp trong Bảng 3.7.

Bảng 3.7. Kiểm tra chuẩn đoán kết quả hồi quy OLS dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường lên

Mô hình định giá	Kiểm tra đa cộng tuyến (vif)				Kiểm định phương sai sai số thay đổi (χ^2)	Kiểm định tự tương quan (χ^2)
	Yếu tố thị trường	Yếu tố qui mô	Yếu tố giá trị	Yếu tố thanh khoản		
Mô hình CAPM	-	-	-	-	560,32**	42,99**
Mô hình FAMA	1,42	1,34	1,33	-	946,60**	24,13**
Mô hình 4 yếu tố ^a	2,32	1,99	1,72	1,50	760,04**	28,37**

a Mô hình 4 yếu tố: Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Số liệu bảng 3.7 cho thấy mô hình FAMA và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) không có hiện tượng đa cộng tuyến ($vif < 10$). Các kiểm định phương sai sai số thay đổi và tự tương quan cho thấy cả ba mô hình CAPM, FAMA và FAMA tăng cường yếu tố thanh

khoản đều có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan rất mạnh (có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%).

Do đó, phương pháp Prais – Winsten kết hợp tùy chọn Robust trong STATA được dùng để khử hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi. Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust (xem phụ lục 7) được tổng hợp trình bày trong Bảng 3.8.

Bảng 3.8. Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường lên

	b_p	s_p	h_p	w_p	R^2	Kiểm định F
Mô hình CAPM	0,381 (5,99)**				0,077	35,9**
Mô hình FAMA	0,315 (5,58)**	0,143 (2,73)**	0,360 (8,69)**		0,169	41,1**
Mô hình 4 yếu tố ^a	0,120 (2,00)*	0,310 (5,94)**	0,111 (2,30)*	-0,441 (-12,44)**	0,227	87,1**

a Mô hình 4 yếu tố: Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

Giá trị thống kê *t* được trình bày trong ngoặc đơn

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Số liệu kiểm định F ở Bảng 3.8 cho thấy cả ba mô hình CAPM, mô hình FAMA, và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) đều phù hợp với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%.

Do số quan sát (2556) rất lớn so với số biến của các mô hình nên sự sai khác giữa hệ số xác định R^2 và hệ số xác định R^2 hiệu chỉnh là không nhiều. Vì vậy có thể sử dụng hệ số xác định R^2 để so sánh giữa các mô hình. Hệ số xác định R^2 ở Bảng 3.8 cho thấy mô hình FAMA tăng cường yếu tố

thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) tỏ ra tốt hơn mô hình CAPM và mô hình FAMA trong việc giải thích phần bù rủi ro trên HOSE.

Mặt khác kiểm định t các phần bù yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5% hoặc 1%.

Nói tóm lại, việc bổ sung các phần bù yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản cho mô hình CAPM như đã nói đến trong phần cơ sở lý luận vẫn phù hợp trong thị trường lên.

3.3.4. Kết quả hồi quy dữ liệu chéo kết hợp thời gian của cả 18 danh mục trên thị trường xuống

Phương pháp OLS được dùng để hồi qui mô hình CAPM, mô hình FAMA, mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản dựa trên 1836 quan sát của dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho tất cả 18 danh mục trên thị trường xuống (xem phụ lục 8). Tuy nhiên để bảo đảm độ tin cậy của mô hình, các kiểm tra chuẩn đoán các hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi và tự tương quan được thực hiện. Kết quả được trình bày tổng hợp trong Bảng 3.9.

Số liệu bảng 3.9 cho thấy mô hình FAMA và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) không có hiện tượng đa cộng tuyến ($vif < 10$). Các kiểm định phương sai sai số thay đổi và tự tương quan cho thấy cả ba mô hình CAPM, FAMA và FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản đều có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan rất mạnh (có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%).

Bảng 3.9. Kiểm tra chuẩn đoán kết quả hồi quy OLS dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường xuống

Mô hình định giá	Kiểm tra đa cộng tuyến (vif)				Kiểm định phương sai sai số thay đổi (χ^2)	Kiểm định tự tương quan (χ^2)
	Yếu tố thị trường	Yếu tố quy mô	Yếu tố giá trị	Yếu tố thanh khoản		
Mô hình CAPM	-	-	-	-	139,63**	44,46**
Mô hình FAMA	1,46	1,40	1,31	-	125,33**	31,46**
Mô hình 4 yếu tố ^a	2,13	1,95	1,70	1,41	166,16**	33,20**

a Mô hình 4 yếu tố: Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Do đó, phương pháp Prais – Winsten kết hợp tùy chọn Robust trong STATA được dùng để khử hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi. Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust (xem phụ lục 8) được tổng hợp trình bày trong Bảng 3.10.

Số liệu kiểm định F ở Bảng 3.10 cho thấy cả ba mô hình CAPM, mô hình FAMA, và mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) đều phù hợp với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%.

Do số quan sát (1836) rất lớn so với số biến của các mô hình nên sự sai khác giữa hệ số xác định R^2 và hệ số xác định R^2 hiệu chỉnh là không nhiều. Vì vậy có thể sử dụng hệ số xác định R^2 để so sánh giữa các mô hình. Hệ số xác định R^2 ở Bảng 3.10 cho thấy mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) tỏ ra tốt hơn mô hình CAPM và mô hình FAMA trong việc giải thích phần bù rủi ro trên HOSE.

Bảng 3.10. Kết quả hồi quy Prais kết hợp tùy chọn Robust dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục trên thị trường xuống

	b_p	s_p	h_p	w_p	R^2	Kiểm định F
Mô hình CAPM	0,711 (15,29)**				0,190	233,7**
Mô hình FAMA	0,540 (11,05)**	0,024 (0,36)	0,607 (14,05)**		0,314	151,2**
Mô hình 4 yếu tố ^a	0,393 (7,53)**	0,079 (1,20)	0,370 (8,43)**	-0,375 (-7,80)**	0,351	121,0**

a Mô hình 4 yếu tố: Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

Giá trị thống kê t được trình bày trong ngoặc đơn

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Mặt khác kiểm định t các phần bù yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (mô hình 4 yếu tố) có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%.

Chỉ có kiểm định t của phần bù yếu tố rủi ro qui mô không có ý nghĩa thống kê trong trường hợp này. Tuy nhiên, như trên đã biết, yếu tố rủi ro qui mô là bổ sung thích hợp cho CAPM trên thị trường không điều kiện và thị trường lên vì vậy có thể xem trong trường hợp thị trường xuống rủi ro qui mô giảm xuống rất nhỏ gần như không đáng kể. Lập luận này sẽ được củng cố và làm rõ thêm trong phần kết quả hồi qui dữ liệu thời gian theo từng danh mục dưới đây.

Nói tóm lại, việc bổ sung các phần bù yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản cho mô hình CAPM như đã nói đến trong phần cơ sở lý luận vẫn phù hợp trong thị trường xuống.

Tổng hợp các kết quả hồi quy mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản (đã được khử các hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi bằng phương pháp Prais – Winsten kết hợp tùy chọn Robust trong STATA) trong cả ba loại điều kiện thị trường được trình bày chung trong Bảng 3.11.

Bảng 3.11. Kết quả hồi quy chung 18 danh mục trên mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản trong ba loại điều kiện thị trường

Điều kiện thị trường	b_p	s_p	h_p	w_p	R^2	Kiểm định F
Thị trường không điều kiện	0,258 (9,06)**	0,212 (5,14)**	0,216 (6,02)**	-0,402 (-13,69)**	0,372	177,1**
Thị trường lên	0,120 (2,00)*	0,310 (5,94)**	0,111 (2,30)*	-0,441 (-12,44)**	0,227	87,1**
Thị trường xuống	0,393 (7,53)**	0,079 (1,20)	0,370 (8,43)**	-0,375 (-7,80)**	0,351	121,0**

Giá trị thống kê t được trình bày trong ngoặc đơn

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Số liệu Bảng 3.11 cho thấy hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thị trường (b_p) mang dấu dương kỳ vọng của giả thuyết H1 với mức ý nghĩa thống kê 1% ở thị trường không điều kiện và thị trường xuống và với mức ý nghĩa thống kê 5% ở thị trường lên. Do đó, giả thuyết H1 được thừa nhận trên cả ba loại điều kiện thị trường. Mặt khác, độ lớn hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thị trường (b_p) và mức ý nghĩa thống kê của nó cũng cho thấy rủi ro thị trường của cổ phiếu tăng lên khi thị trường xuống và giảm xuống khi thị trường lên. Kết quả này bổ sung thêm cho kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2014).

Số liệu Bảng 3.11 cho thấy hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro qui mô (s_p) mang dấu dương trên cả ba loại điều kiện thị trường và có ý nghĩa thống kê mức 1% trên thị trường không điều kiện và thị trường lên. Do đó giả thuyết H2 được thừa nhận trên thị trường không điều kiện và thị trường lên. Mặt khác, độ lớn hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro qui mô (s_p) và mức ý nghĩa thống kê của nó cũng cho thấy rủi ro qui mô của cổ phiếu tăng lên khi thị trường lên và giảm mạnh khi thị trường xuống. Kết quả này không ủng hộ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2004) rằng rủi ro qui mô mang dấu âm (liên hệ nghịch với TSSL).

Số liệu Bảng 3.11 cho thấy hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro giá trị (h_p) mang dấu dương trên cả ba loại điều kiện thị trường và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trên thị trường không điều kiện và thị trường xuống và có mức ý nghĩa thống kê 5% ở thị trường lên. Do đó, giả thuyết H3 được thừa nhận trên cả ba loại điều kiện thị trường. Mặt khác, độ lớn hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro giá trị (h_p) và mức ý nghĩa thống kê của nó cũng cho thấy rủi ro giá trị của cổ phiếu tăng lên khi thị trường xuống và giảm xuống khi thị trường lên. Kết quả này cũng nhất quán với kết quả trong mô hình FAMA nên không ủng hộ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2004) rằng rủi ro giá trị là không ổn định.

Số liệu Bảng 3.11 cho thấy hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thanh khoản (w_p) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê 1% trên cả ba loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống. Mặt khác, độ lớn hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thanh khoản (w_p) và mức ý nghĩa thống kê của nó cũng cho thấy rủi ro thanh khoản của cổ phiếu khác nhau không nhiều trong thị trường lên và thị trường xuống. Do đó giả thuyết H4 được thừa nhận trên cả ba loại điều kiện thị trường. Kết quả này ủng hộ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2004) rằng rủi ro thanh khoản mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê mạnh.

Điều đáng lưu ý ở đây là hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thanh khoản (w_p) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê mạnh cho thấy trong định giá cổ phiếu cân bằng trên thị trường giữa người mua và người bán, không có phần bù rủi ro thanh khoản kỳ vọng thông thường cho người mua vào nắm giữ cổ phiếu mà ngược lại có phần bù rủi ro thanh khoản rõ rệt cho người bán ra cổ phiếu trên thị trường.

Tuy nhiên, dấu âm của hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thanh khoản (w_p) có vẻ không phù hợp với kỳ vọng của rủi ro thanh khoản trong lý thuyết tài chính nói chung. Bởi vì, tính thanh khoản kém phản ánh giá chiết khấu mà một người bán thừa nhận hay phần bù rủi ro người mua trả khi thực hiện một lệnh thị trường. Đó là kết quả của chi phí lựa chọn bất lợi và chi phí hàng tồn kho (Amihud và Mendelson, 1980; Glosten và Milgrom, 1985). Điều này cần được khảo sát kỹ càng hơn dựa trên kết quả hồi quy dữ liệu thời gian trên từng danh mục dưới đây.

3.3.5. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro thị trường của từng danh mục theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản

Phương pháp OLS được dùng để hồi qui mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản cho từng danh mục trên từng loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện (244 quan sát), thị trường lên (142 quan sát) và thị trường xuống (102 quan sát).

Để bảo đảm độ tin cậy của mô hình, các kiểm tra chuẩn đoán các hiện tượng đa cộng tuyến, phương sai sai số thay đổi và tự tương quan được thực hiện. Phương pháp Prais – Winsten trong STATA được dùng để khử hiện tượng tự tương quan. Tùy chọn Robust trong STATA được dùng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Phương pháp Prais – Winsten kết hợp tùy chọn Robust trong STATA được dùng để khử hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi.

Kết quả hồi qui cho thấy cả $18 \times 3 = 54$ mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản đều bảo đảm ý nghĩa thống kê của kiểm định F ở mức 1% (xem phụ lục 9, 10, 11).

Kết quả hồi quy hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) được tổng hợp, sắp xếp theo độ lớn và trình bày trên Bảng 3.12, Bảng 3.13 và Bảng 3.14.

Bảng 3.12 cho thấy trên thị trường không điều kiện có 14/18 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) có ý nghĩa thống kê. Trong đó có đến 12/18 danh mục có (b_p) có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%, 2/18 danh mục có (b_p) có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Tất cả 18 danh mục đều có dấu dương kỳ vọng của rủi ro thị trường. Bốn danh mục có rủi ro thị trường không đáng kể.

Bảng 3.13 cho thấy trong điều kiện thị trường lên chỉ có 7/18 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro thị trường có ý nghĩa thống kê và mang dấu dương kỳ vọng của rủi ro thị trường. Trong đó có 3/18 danh mục có (b_p) có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%, 4/18 danh mục có (b_p) có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Có đến 11 danh mục có rủi ro thị trường không đáng kể.

Bảng 3.14 cho thấy trong điều kiện thị trường xuống có đến 15/18 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro thị trường có ý nghĩa thống kê. Trong đó có 9/18 danh mục có (b_p) có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1%, 5/18 danh mục có (b_p) có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Tất cả 18 danh mục đều có dấu dương kỳ vọng của rủi ro thị trường. Ba danh mục có rủi ro thị trường không đáng kể.

Tóm lại, kết quả trên cho thấy rủi ro thị trường của cổ phiếu được định giá khác nhau rõ rệt giữa các danh mục trên HOSE, giảm xuống rõ rệt trên thị trường lên, tăng lên rõ rệt trên thị trường xuống. Điều này cho thấy yếu tố tâm lý e ngại rủi ro chi phối trong thị trường xuống mạnh hơn trong thị trường lên.

**Bảng 3.12. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p)
trên thị trường không điều kiện**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro thị trường b_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t
BLR _b	0,039	0,47	0,640
SHW _b	0,042	0,50	0,620
SLA _a	0,134	2,14*	0,034
SHA _b	0,142	1,40	0,163
BLA _b	0,159	1,33	0,186
BIR _a	0,191	3,50**	0,001
SIW _a	0,218	3,28**	0,001
BHR _b	0,234	2,29*	0,023
BIA _a	0,253	4,14**	0,000
SLW _a	0,259	3,65**	0,000
BHW _b	0,267	3,01**	0,003
BHA _a	0,294	4,30**	0,000
SLR _a	0,313	4,53**	0,000
SIA _c	0,330	5,48**	0,000
BIW _a	0,398	6,92**	0,000
SHR _b	0,436	5,05**	0,000
SIR _b	0,507	6,02**	0,000
BLW _b	0,521	7,12**	0,000

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

**Bảng 3.13. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p)
trong điều kiện thị trường lên**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro thị trường b_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t
SHW _a	-0,184	-1,87	0,063
BLR _b	-0,141	-1,35	0,178
BLA _b	-0,137	-1,15	0,252
SHA _b	-0,025	-0,23	0,817
BHR _a	-0,023	-0,26	0,798
SLW _a	0,072	0,67	0,502
SLA _a	0,082	0,92	0,360
BIR _a	0,109	1,34	0,181
BIA _a	0,114	1,28	0,204
SIW _a	0,127	1,41	0,160
BHW _a	0,175	1,91	0,058
SHR _b	0,208	2,10*	0,038
SIA _c	0,217	2,35*	0,020
SLR _a	0,237	2,20*	0,029
BHA _c	0,325	3,15*	0,002
BIW _a	0,349	4,22**	0,000
BLW _c	0,381	4,61**	0,000
SIR _b	0,538	5,42**	0,000

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

**Bảng 3.14. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p)
trong điều kiện thị trường xuống**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro thị trường b_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t
SLA _a	0,091	0,68	0,497
BLR _c	0,193	1,58	0,117
SHA _a	0,239	1,51	0,135
SHW _a	0,300	2,33*	0,022
SLR _a	0,320	2,42*	0,017
BLA _a	0,324	2,53*	0,013
BHW _a	0,337	2,48*	0,015
BHA _c	0,344	2,59*	0,011
SIW _c	0,355	2,73**	0,008
BHR _a	0,361	2,91**	0,004
BIR _a	0,398	3,67**	0,000
BIA _a	0,399	3,16**	0,002
BIW _a	0,408	3,27**	0,001
SLW _b	0,489	2,52*	0,013
SIA _a	0,499	4,07**	0,000
SHR _a	0,515	3,58**	0,001
SIR _a	0,559	3,45**	0,001
BLW _a	0,579	5,11**	0,000

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Mặt khác, các bảng b_p sắp xếp theo độ lớn không cho thấy một trật tự rõ rệt nào về qui mô, giá trị hay thanh khoản của các danh mục. Điều này chứng tỏ rủi ro thị trường của cổ phiếu trên HOSE không có liên hệ rõ rệt nào với qui mô, giá trị hay thanh khoản của cổ phiếu đó.

3.3.6. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro qui mô của từng danh mục theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản

Kết quả hồi quy hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) trên mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản (xem phụ lục 9, 10, 11) cho từng danh mục trên từng loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống được tổng hợp, sắp xếp theo độ lớn và trình bày trên Bảng 3.15, Bảng 3.16 và Bảng 3.17.

Bảng 3.15 cho thấy trên thị trường không điều kiện, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p), các danh mục được sắp xếp theo hai nhóm (S) và (B) rõ rệt.

Tất cả 9/9 danh mục nhỏ (S) đều có hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) mang dấu dương với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy rõ phần bù rủi ro qui mô nhỏ trên tất cả danh mục qui mô nhỏ (S) trên thị trường không điều kiện.

Tất cả 9/9 danh mục qui mô lớn (B) đều có hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) mang dấu âm, với 4/9 danh mục có ý nghĩa thống kê, trong đó 3/9 danh mục có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1% cho thấy có phần bù rủi ro qui mô (cho người bán) rõ rệt của các cổ phiếu qui mô lớn (B) trên thị trường không điều kiện.

Bảng 3.16 cho thấy trên thị trường lên, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p), các danh mục được sắp xếp theo hai nhóm (S) và (B) rõ rệt.

Tất cả 9/9 danh mục nhỏ (S) trong điều kiện thị trường lên đều có hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) mang dấu dương với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy rõ phần bù rủi ro qui mô nhỏ (S) trên tất cả danh mục qui mô nhỏ trong điều kiện thị trường lên.

**Bảng 3.15. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p)
trên thị trường không điều kiện**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro qui mô s_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Qui mô
BIW _a	-0,417	-3,78 ^{**}	0,000	Lớn (B)
BIR _a	-0,335	-3,20 ^{**}	0,002	Lớn (B)
BHW _b	-0,328	-2,71 ^{**}	0,007	Lớn (B)
BLR _b	-0,322	-2,56 [*]	0,011	Lớn (B)
BHR _b	-0,264	-1,90	0,058	Lớn (B)
BHA _a	-0,254	-1,93	0,055	Lớn (B)
BLA _b	-0,227	-1,47	0,143	Lớn (B)
BIA _a	-0,194	-1,65	0,100	Lớn (B)
BLW _b	-0,057	-0,46	0,643	Lớn (B)
SLA _a	0,418	3,48 ^{**}	0,001	Nhỏ (S)
SIA _c	0,545	4,72 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SIR _b	0,686	4,03 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SHW _b	0,722	5,43 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SIW _a	0,792	6,18 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SLW _a	0,822	6,05 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SHA _b	0,829	5,52 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SHR _b	0,831	5,80 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)
SLR _a	0,894	6,74 ^{**}	0,000	Nhỏ (S)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tỳ chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

**Bảng 3.16. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p)
trong điều kiện thị trường lên**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro qui mô s_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Qui mô
BIW _a	-0,315	-2,37*	0,019	Lớn (B)
BIR _a	-0,243	-1,86	0,065	Lớn (B)
BLA _b	-0,215	-1,20	0,233	Lớn (B)
BLR _b	-0,215	-1,57	0,119	Lớn (B)
BHW _a	-0,205	-1,40	0,164	Lớn (B)
BHR _a	-0,203	-1,41	0,162	Lớn (B)
BHA _c	-0,149	-0,90	0,368	Lớn (B)
BIA _a	-0,095	-0,67	0,507	Lớn (B)
BLW _c	0,096	0,72	0,471	Lớn (B)
SIA _c	0,494	3,35**	0,001	Nhỏ (S)
SLA _a	0,567	3,96**	0,000	Nhỏ (S)
SHW _a	0,671	4,25**	0,000	Nhỏ (S)
SIR _b	0,824	3,63**	0,000	Nhỏ (S)
SLW _a	0,882	5,11**	0,000	Nhỏ (S)
SHR _b	0,951	6,06**	0,000	Nhỏ (S)
SLR _a	0,979	5,67**	0,000	Nhỏ (S)
SIW _a	0,988	6,84**	0,000	Nhỏ (S)
SHA _b	1,010	5,54**	0,000	Nhỏ (S)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

**Bảng 3.17. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p)
trong điều kiện thị trường xuống**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro qui mô s_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Qui mô
BIW _a	-0,608	-3,07**	0,003	Lớn (B)
BHW _a	-0,506	-2,34*	0,021	Lớn (B)
BHA _c	-0,498	-2,49*	0,015	Lớn (B)
BLR _c	-0,471	-2,37*	0,020	Lớn (B)
BIR _a	-0,455	-2,65**	0,010	Lớn (B)
BHR _a	-0,340	-1,73	0,087	Lớn (B)
BIA _a	-0,329	-1,64	0,105	Lớn (B)
BLW _a	-0,317	-1,76	0,082	Lớn (B)
BLA _a	-0,242	-1,18	0,239	Lớn (B)
SLA _a	0,142	0,67	0,504	Nhỏ (S)
SIW _c	0,481	2,47*	0,015	Nhỏ (S)
SHA _a	0,488	1,93	0,057	Nhỏ (S)
SIR _a	0,503	1,96	0,053	Nhỏ (S)
SHR _a	0,615	2,69**	0,008	Nhỏ (S)
SIA _a	0,675	3,47**	0,001	Nhỏ (S)
SLR _a	0,719	3,42**	0,001	Nhỏ (S)
SLW _b	0,801	3,93**	0,000	Nhỏ (S)
SHW _a	0,851	4,16**	0,000	Nhỏ (S)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Trong khi đó, 8/9 danh mục qui mô lớn (B) đều có hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) mang dấu âm, nhưng chỉ có 1/9 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 5% và mang dấu âm cho thấy có phần bù rủi ro qui mô (cho người bán) của một số rất ít các cổ phiếu qui mô lớn (B) trên thị trường lên.

Bảng 3.17 cho thấy trên thị trường xuống, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p), các danh mục cũng được sắp xếp theo hai nhóm (S) và (B) rõ rệt.

Tất cả 9/9 danh mục nhỏ (S) đều có hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) mang dấu dương, với 6/9 danh mục có ý nghĩa thống kê, trong đó có 5/9 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy rõ phần bù rủi ro qui mô nhỏ trên tất cả danh mục qui mô nhỏ (S) trên thị trường xuống.

Tất cả 9/9 danh mục qui mô lớn (B) đều có hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) mang dấu âm, với 5/9 danh mục có ý nghĩa thống kê, trong đó có 2/9 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy có phần bù rủi ro qui mô (cho người bán) khá rõ rệt của các cổ phiếu qui mô lớn (B) trên thị trường xuống.

Tóm lại, các bảng sắp xếp theo độ lớn của s_p ở trên cho thấy một sự phân hóa theo hai nhóm qui mô lớn (B) và qui mô nhỏ (S) rất rõ rệt trên cả ba loại điều kiện thị trường. Nhóm qui mô nhỏ có s_p mang dấu dương kỳ vọng và hầu hết có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% thể hiện rủi ro qui mô của cổ phiếu nhỏ (S) rất rõ rệt trên HOSE.

Trong khi đó, nhóm qui mô lớn có s_p hầu hết mang dấu âm ngược kỳ vọng. Tuy nhiên trên thị trường không điều kiện và thị trường lên chỉ có một danh mục lớn (B) mang dấu âm có ý nghĩa thống kê ở mức thấp 5%. Điều đáng lưu ý là trên thị trường xuống có đến 5 danh mục lớn (B) mang dấu âm có ý nghĩa thống kê, trong đó có 2 danh mục lớn (B) có ý nghĩa thống kê ở

mức cao 1% cho thấy có phần bù rủi ro qui mô (cho người bán) rõ rệt của các cổ phiếu qui mô lớn (B) trên thị trường xuống.

Trên thị trường xuống, sự trái dấu của phần bù rủi ro qui mô giữa hai nhóm danh mục qui mô nhỏ (S) và qui mô lớn (B) khá cân bằng giải thích rõ tại sao kết quả hồi qui dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục cho thấy rủi ro qui mô không tồn tại trên thị trường xuống như đã đề cập ở Bảng 3.17. Về thực chất rủi ro qui mô vẫn được định giá rõ rệt trên thị trường xuống.

Nói tóm lại rủi ro qui mô của cổ phiếu được định giá khác nhau rõ rệt giữa các danh mục trên HOSE. Xét theo nghĩa rủi ro qui mô thông thường (rủi ro cho người mua vào nắm giữ cổ phiếu), rủi ro qui mô cao hơn trên thị trường lên so với trên thị trường xuống như đã được xét đến trong Bảng 3.11. Ngược lại, nếu xét về phía người bán, rủi ro qui mô thấp hơn trên thị trường lên so với trên thị trường xuống.

3.3.7. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro giá trị của từng danh mục theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản

Kết quả hồi quy hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) trên mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản (xem phụ lục 9, 10, 11) cho từng danh mục trên từng loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống được tổng hợp, sắp xếp theo độ lớn và trình bày trên Bảng 3.18, Bảng 3.19 và Bảng 3.20.

Bảng 3.18 cho thấy trên thị trường không điều kiện, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p), các danh mục sắp xếp theo ba nhóm giá trị thấp (L), giá trị vừa (I) và giá trị cao (H) rất rõ rệt.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị cao (H) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) cao nhất, mang dấu dương với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy có phần bù rủi ro giá trị rõ rệt trên tất cả danh mục giá trị cao (H) trên thị trường không điều kiện.

**Bảng 3.18. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p)
trên thị trường không điều kiện**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro giá trị h_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Tỉ lệ BE/ME
SLA _a	-0,389	-4,89**	0,000	Thấp (L)
SLW _a	-0,276	-3,07**	0,002	Thấp (L)
BLW _b	-0,264	-3,22**	0,001	Thấp (L)
BLA _b	-0,259	-1,92	0,056	Thấp (L)
SLR _a	-0,231	-2,64**	0,009	Thấp (L)
BLR _b	-0,148	-1,44	0,152	Thấp (L)
SIW _a	-0,032	-0,37	0,710	Vừa (I)
BIA _a	0,022	0,29	0,774	Vừa (I)
SIA _c	0,114	1,47	0,142	Vừa (I)
BIW _a	0,255	3,50**	0,001	Vừa (I)
SIR _b	0,256	2,37*	0,019	Vừa (I)
BIR _a	0,270	3,91**	0,000	Vừa (I)
BHR _b	0,505	4,22**	0,000	Cao (H)
BHW _b	0,688	6,49**	0,000	Cao (H)
SHR _b	0,742	6,87**	0,000	Cao (H)
BHA _a	0,763	8,77**	0,000	Cao (H)
SHA _b	0,798	6,28**	0,000	Cao (H)
SHW _b	0,923	8,94**	0,000	Cao (H)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

**Bảng 3.19. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p)
trong điều kiện thị trường lên**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro giá trị h_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Tỉ lệ BE/ME
SLA _a	-0,508	-5,41 ^{**}	0,000	Thấp (L)
SLW _a	-0,416	-3,68 ^{**}	0,000	Thấp (L)
BLA _b	-0,356	-2,70 ^{**}	0,008	Thấp (L)
BLW _c	-0,345	-3,98 ^{**}	0,000	Thấp (L)
BLR _b	-0,302	-3,02 ^{**}	0,003	Thấp (L)
SLR _a	-0,259	-2,29 [*]	0,024	Thấp (L)
SIW _a	-0,215	-2,28 [*]	0,024	Vừa (I)
BIA _a	-0,084	-0,90	0,370	Vừa (I)
SIA _c	0,023	0,24	0,814	Vừa (I)
SIR _b	0,121	0,88	0,379	Vừa (I)
BIR _a	0,221	2,58 [*]	0,011	Vừa (I)
BIW _a	0,253	2,91 ^{**}	0,004	Vừa (I)
BHR _a	0,367	3,88 ^{**}	0,000	Cao (H)
BHW _a	0,510	5,32 ^{**}	0,000	Cao (H)
SHR _b	0,626	5,63 ^{**}	0,000	Cao (H)
BHA _c	0,682	6,30 ^{**}	0,000	Cao (H)
SHA _b	0,735	5,09 ^{**}	0,000	Cao (H)
SHW _a	0,889	8,59 ^{**}	0,000	Cao (H)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

**Bảng 3.20. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p)
trong điều kiện thị trường xuống**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro giá trị h_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Tỉ lệ BE/ME
SLR _a	-0,206	-1,45	0,149	Thấp (L)
SLA _a	-0,172	-1,21	0,230	Thấp (L)
BLW _a	-0,166	-1,36	0,176	Thấp (L)
BLA _a	-0,098	-0,71	0,477	Thấp (L)
SLW _b	-0,036	-0,24	0,810	Thấp (L)
BLR _c	0,129	0,98	0,331	Thấp (L)
BIA _a	0,194	1,44	0,154	Vừa (I)
SIA _a	0,214	1,64	0,105	Vừa (I)
BIW _a	0,220	1,65	0,103	Vừa (I)
SIW _c	0,242	1,80	0,075	Vừa (I)
BIR _a	0,321	2,77**	0,007	Vừa (I)
SIR _a	0,509	2,94**	0,004	Vừa (I)
BHR _a	0,744	5,60**	0,000	Cao (H)
SHA _a	0,849	4,99**	0,000	Cao (H)
SHR _a	0,925	6,00**	0,000	Cao (H)
BHA _c	0,942	6,83**	0,000	Cao (H)
SHW _a	0,961	6,98**	0,000	Cao (H)
BHW _a	1,026	7,04**	0,000	Cao (H)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Tất cả 6/6 danh mục giá trị vừa (I) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) bậc trung. Trong đó 3/6 danh mục có ý nghĩa thống kê mang dấu dương, cho thấy có phần bù rủi ro giá trị rõ rệt trên một nửa số danh mục giá trị vừa (I) trên thị trường không điều kiện.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị thấp (L) đều có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) mang dấu âm. Trong đó 4/6 danh mục có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1% cho thấy có phần bù rủi ro giá trị (cho người bán) rõ rệt của các cổ phiếu giá trị thấp (L) trên thị trường không điều kiện.

Bảng 3.19 cho thấy trên thị trường lên, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p), các danh mục cũng sắp xếp theo ba nhóm giá trị thấp (L), giá trị vừa (I), và giá trị cao (H) rất rõ rệt.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị cao (H) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) cao nhất, mang dấu dương với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy có phần bù rủi ro giá trị rõ rệt trên tất cả danh mục giá trị cao trong điều kiện thị trường lên.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị vừa (I) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) bậc trung. Trong đó 2/6 danh mục mang dấu dương có ý nghĩa thống kê cho thấy có phần bù rủi ro giá trị (cho người mua). 1/6 danh mục mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê 5% cho thấy có phần bù rủi ro giá trị (cho người bán) của các cổ phiếu giá trị vừa (I) trên thị trường lên.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị thấp (L) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro thấp nhất. Trong đó 6/6 danh mục đều có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) mang dấu âm với 5/6 danh mục có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 1/6 danh mục có ý nghĩa thống kê cao ở mức 5% cho thấy có phần bù rủi ro giá trị (cho người bán) rõ rệt của các cổ phiếu giá trị thấp (L) trên thị trường lên.

Bảng 3.20 cho thấy trên thị trường xuống, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p), các danh mục cũng sắp xếp theo ba nhóm giá trị thấp (L), giá trị vừa (I), và giá trị cao (H) rất rõ rệt.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị cao (H) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) cao nhất, mang dấu dương với mức ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% cho thấy có phần bù rủi ro giá trị rõ rệt trên tất cả danh mục giá trị cao (H) trong điều kiện thị trường xuống.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị vừa (I) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) bậc trung, mang dấu dương, trong đó 2/6 danh mục có ý nghĩa thống kê cho thấy phần bù rủi ro giá trị trên một số ít danh mục giá trị vừa (I) trong điều kiện thị trường xuống.

Tất cả 6/6 danh mục giá trị thấp (L) đều không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy không có phần bù rủi ro giá trị cho các danh mục giá trị thấp (L) trong điều kiện thị trường xuống.

Nói tóm lại rủi ro giá trị của cổ phiếu được định giá khác nhau rất rõ rệt giữa các danh mục trên HOSE. Tất cả các danh mục có giá trị cao (H) thể hiện rủi ro giá trị cao rất rõ rệt trên HOSE trên cả ba loại điều kiện thị trường và có biểu hiện cao hơn ở thị trường lên so với thị trường xuống. Ngược lại, tất cả các danh mục giá trị thấp (L) không có rủi ro giá trị rõ rệt trên thị trường xuống và có rủi ro giá trị (cho người bán) rất rõ rệt trên thị trường lên. Các danh mục giá trị vừa có rủi ro giá trị nằm giữa hai loại trên.

3.3.8. Kết quả đo lường yếu tố rủi ro kém thanh khoản từng danh mục đầu tư theo mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản

Kết quả hồi quy hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) trên mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản (xem phụ lục 9, 10, 11) cho từng danh mục trên từng loại điều kiện thị trường: thị trường không điều kiện, thị

trường lên và thị trường xuống được tổng hợp, sắp xếp theo độ lớn và trình bày trên Bảng 3.21, Bảng 3.22 và Bảng 3.23.

Bảng 3.21 cho thấy trên thị trường không điều kiện, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p), các danh mục sắp xếp theo ba nhóm kém thanh khoản yếu (W), kém thanh khoản trung bình (A), và kém thanh khoản mạnh (R) rất rõ rệt.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản mạnh (R) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) lớn nhất. Trong đó, 5/6 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) mang dấu dương. Tuy nhiên chỉ có 2/6 danh mục kém thanh khoản mạnh (R) mang dấu dương là có ý nghĩa thống kê 1% và 5%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro kém thanh khoản đúng kỳ vọng cho một số ít danh mục trên thị trường không điều kiện.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản vừa (A) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) bậc trung, mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê mạnh ở mức 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro thanh khoản (cho người bán) rõ rệt của tất cả các danh mục kém thanh khoản vừa (A) trên thị trường không điều kiện.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản yếu (W) đều có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) nhỏ nhất, mang dấu âm, có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro thanh khoản (cho người bán) rõ rệt của tất cả các danh mục kém thanh khoản yếu (W) trên thị trường không điều kiện.

Bảng 3.22 cho thấy trong điều kiện thị trường lên, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p), các danh mục sắp xếp theo ba nhóm kém thanh khoản yếu (W), kém thanh khoản trung bình (A), và kém thanh khoản mạnh (R) rất rõ rệt.

**Bảng 3.21. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p)
trên thị trường không điều kiện**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản w_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Kém thanh khoản
SHW _b	-1,187	-13,85 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BHW _b	-0,994	-9,56 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SIW _a	-0,994	-12,32 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SLW _a	-0,910	-10,62 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BIW _a	-0,710	-10,21 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BLW _b	-0,692	-8,85 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BLA _b	-0,507	-4,47 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
SHA _b	-0,475	-4,35 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
SLA _a	-0,460	-6,08 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BHA _a	-0,454	-5,48 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BIA _a	-0,375	-5,06 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
SIA _c	-0,267	-3,61 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BLR _b	-0,113	-1,59	0,114	Mạnh (R)
SLR _a	0,027	0,33	0,745	Mạnh (R)
BIR _a	0,042	0,63	0,529	Mạnh (R)
BHR _b	0,106	1,32	0,188	Mạnh (R)
SIR _b	0,212	2,00 [*]	0,046	Mạnh (R)
SHR _b	0,358	3,77 ^{**}	0,000	Mạnh (R)

a. Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b. Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c. Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

**Bảng 3.22. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p)
trong điều kiện thị trường lên**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản w_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Kém thanh khoản
SHW _a	-1,168	-11,31 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BHW _a	-1,043	-10,89 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SLW _a	-1,032	-9,14 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SIW _a	-0,998	-10,60 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BIW _a	-0,735	-8,46 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BLW _c	-0,679	-7,84 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BHA _c	-0,491	-4,54 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BLA _b	-0,468	-3,49 ^{**}	0,001	Trung bình (A)
SLA _a	-0,460	-4,90 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
SHA _b	-0,443	-3,46 ^{**}	0,001	Trung bình (A)
BIA _a	-0,431	-4,61 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
SIA _c	-0,348	-3,60 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BLR _b	-0,165	-1,95	0,053	Mạnh (R)
BIR _a	0,020	0,24	0,814	Mạnh (R)
BHR _a	0,050	0,53	0,597	Mạnh (R)
SLR _a	0,063	0,55	0,581	Mạnh (R)
SIR _b	0,097	0,74	0,459	Mạnh (R)
SHR _b	0,347	3,08 ^{**}	0,003	Mạnh (R)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

**Bảng 3.23. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p)
trong điều kiện thị trường xuống**

Danh mục	Hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản w_p	Kiểm định thống kê t	Độ ý nghĩa của thống kê t	Kém thanh khoản
SHW _a	-1,225	-10,12 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SIW _c	-0,924	-7,85 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BHW _a	-0,910	-7,10 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BLW _a	-0,740	-6,93 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SLW _b	-0,724	-4,11 ^{**}	0,000	Yếu (W)
BIW _a	-0,707	-6,02 ^{**}	0,000	Yếu (W)
SHA _a	-0,580	-3,87 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BLA _a	-0,572	-4,74 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
SLA _a	-0,468	-3,74 ^{**}	0,000	Trung bình (A)
BHA _c	-0,388	-3,22 ^{**}	0,002	Trung bình (A)
BIA _a	-0,305	-2,56 [*]	0,012	Trung bình (A)
SIA _a	-0,196	-1,70	0,093	Trung bình (A)
BLR _c	-0,057	-0,49	0,627	Mạnh (R)
SLR _a	-0,051	-0,41	0,682	Mạnh (R)
BIR _a	0,042	0,42	0,678	Mạnh (R)
BHR _a	0,192	1,64	0,103	Mạnh (R)
SHR _a	0,352	2,60 [*]	0,011	Mạnh (R)
SIR _a	0,392	2,57 [*]	0,012	Mạnh (R)

a Phương pháp hồi quy OLS được sử dụng

b Tùy chọn Robust được sử dụng để khử hiện tượng phương sai sai số thay đổi

c Phương pháp Prais – Winsten được sử dụng để khử hiện tượng tự tương quan

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%*

*** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%*

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản mạnh (R) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) lớn nhất. Trong đó, 5/6 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) mang dấu dương. Tuy nhiên chỉ có 1/6 danh mục kém thanh khoản mạnh (R) mang dấu dương là có ý nghĩa thống kê mạnh 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro kém thanh khoản kỳ vọng trên rất ít danh mục kém thanh khoản mạnh (R) trong điều kiện thị trường lên.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản vừa (A) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) bậc trung, mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê mạnh ở mức 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro thanh khoản (cho người bán) rõ rệt của các danh mục kém thanh khoản vừa (A) trong điều kiện thị trường lên.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản yếu (W) đều có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) nhỏ nhất, mang dấu âm, có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro thanh khoản tốt (cho người bán) rõ rệt của các danh mục kém thanh khoản yếu (W) trong điều kiện thị trường lên.

Bảng 3.23 cho thấy trong điều kiện thị trường xuống, theo độ lớn hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p), các danh mục cũng sắp xếp theo ba nhóm kém thanh khoản yếu (W), kém thanh khoản trung bình (A), và kém thanh khoản mạnh (R) rất rõ rệt.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản mạnh (R) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) lớn nhất. Trong đó, 4/6 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) mang dấu dương. Tuy nhiên chỉ có 2/6 danh mục kém thanh khoản mạnh mang dấu dương là có ý nghĩa thống kê mạnh 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro kém thanh khoản đúng kỳ vọng trên một số ít danh mục kém thanh khoản mạnh (R) trong điều kiện thị trường xuống.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản vừa (A) thuộc nhóm có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) bậc trung và mang dấu âm. Có 5/6 danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) có ý nghĩa thống kê, trong đó 4/6 và có ý nghĩa thống kê mạnh ở mức 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro thanh khoản (cho người bán) rõ rệt của các danh mục kém thanh khoản vừa (A) trong điều kiện thị trường xuống.

Tất cả 6/6 danh mục kém thanh khoản yếu (W) đều có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) nhỏ nhất, mang dấu âm, có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%. Điều này cho thấy có phần bù rủi ro thanh khoản tốt (cho người bán) rõ rệt của các danh mục kém thanh khoản yếu (W) trong điều kiện thị trường xuống.

Nói tóm lại rủi ro thanh khoản của cổ phiếu được định giá khác nhau rất rõ rệt giữa các danh mục trên cả ba loại điều kiện thị trường của HOSE và có biểu hiện gần tương tự nhau giữa thị trường lên so với thị trường xuống. Một số ít các danh mục thanh khoản kém (R) có phần bù rủi ro thanh khoản kém đúng kỳ vọng trên cả ba loại điều kiện thị trường. Ngược lại, tất cả các danh mục thanh khoản tốt (W) có phần bù rủi ro thanh khoản tốt (cho người bán) rất rõ rệt trên cả ba loại điều kiện thị trường. Các danh mục thanh khoản trung bình (A) có rủi ro thanh khoản nằm giữa hai loại trên.

Do số lượng các danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) mang dấu âm nhiều hơn hẳn các danh mục có hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) mang dấu dương. Điều này giải thích rõ kết quả hồi qui dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho 18 danh mục cho thấy rủi ro thanh khoản mang dấu âm trên cả ba loại điều kiện thị trường như đã đề cập ở Bảng 3.11.

Một điểm nữa cần lưu ý là Nguyễn Anh Phong (2014) cho rằng (kết quả hồi qui dữ liệu chéo kết hợp thời gian chung cho các danh mục) cho thấy

rủi ro thanh khoản mang dấu âm là vì các cổ phiếu có thanh khoản tốt ở Việt Nam đa phần là cổ phiếu Blue-chip (qui mô lớn) nên NĐT sẵn lòng chấp nhận rủi ro cao để có được TSSL cao. Tuy nhiên Bảng 3.21, Bảng 3.22 và Bảng 3.23 cho thấy có đến 6/9 danh mục cổ phiếu lớn (B) và 5/9 danh mục cổ phiếu nhỏ (S) nằm trong nhóm các danh mục có phần bù rủi ro thanh khoản mang dấu âm. Không thể có quá nhiều cổ phiếu Blue-chip trên thị trường HOSE như vậy.

Một lời giải thích khả dĩ cho hiện tượng rủi ro thanh khoản mang dấu âm (có phần bù rủi ro thanh khoản tốt cho người bán ra) trên HOSE trên đây là do nhiều NĐT trên HOSE có quan điểm chủ quan rằng cổ phiếu nào tốt mới được nhiều người mua bán (thanh khoản tốt) nên sẵn sàng mua giá cao hơn (có phần bù rủi ro thanh khoản tốt cho người bán ra).

KẾT LUẬN CHƯƠNG 3

Các NĐT và các nhà quản lý thị trường cần sử dụng kết hợp các phương pháp nhận dạng khác nhau để nhận biết một cách đầy đủ các nguồn rủi ro tiềm ẩn và nắm vững bản chất của chúng để có biện pháp phòng ngừa thích đáng. Ba mô hình định lượng rủi ro là mô hình CAPM, mô hình FAMA và mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản đã được kiểm định dựa trên dữ liệu lịch sử của HOSE trong giai đoạn từ 01/01/2012 đến 30/12/2016.

Kết quả nghiên cứu cho thấy mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản giúp nâng cao khả năng giải thích phần bù rủi ro trên HOSE, kể cả trong điều kiện thị trường lên hay xuống. Đây là mô hình phù hợp để sử dụng trong việc đo lường và quản lý rủi ro trên HOSE.

CHƯƠNG 4

TỔNG KẾT VÀ KHUYẾN NGHỊ

4.1. Tổng kết

4.1.1. Về nhận dạng rủi ro trên HOSE

Các nhà quản lý thị trường và các NĐT cần sử dụng kết hợp các tiếp cận nhận dạng rủi ro khác nhau một cách có hệ thống để nhận dạng một cách toàn diện và sâu sắc các nguồn rủi ro tiềm ẩn trên HOSE nói riêng và trên TTCK VN nói chung.

Trong số các nguồn rủi ro tiềm ẩn trên HOSE được nhận dạng trong lưu đồ Hình 3.1, các nguồn rủi ro cấu thành nên các yếu tố rủi ro hệ thống theo các chiều thời gian, qui mô, giá trị, và thanh khoản có thể được định giá và kiểm soát bởi 4 yếu tố rủi ro đại diện trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản.

Tuy nhiên, muốn kiểm soát tốt các yếu tố rủi ro đại diện nêu trên, ngoài việc sử dụng mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản, cần phải kiểm soát tốt các nguồn rủi ro tiềm ẩn trong lưu đồ Hình 3.1 (sớm phát hiện các nguy cơ rủi ro cao để tăng hay giảm đầu tư đúng lúc).

Các NĐT cần đặc biệt lưu ý sáu nguồn rủi ro tiềm ẩn đáng kể, có tính sự kiện, đột biến trên HOSE hiện nay là: rủi ro từ môi trường quốc tế, rủi ro từ môi trường kinh tế vĩ mô, rủi ro chính sách (môi trường chính trị), rủi ro từ các công ty niêm yết, rủi ro từ các công ty chứng khoán, rủi ro từ bản thân NĐT.

4.1.2. Về đo lường rủi ro trên HOSE

Kết quả nghiên cứu cho thấy, việc bổ sung các phần bù yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản cho mô hình CAPM là

phù hợp cho HOSE kể cả trên thị trường không điều kiện, thị trường lên, thị trường xuống. Các kết quả cụ thể như sau:

Hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thị trường mang dấu dương (thuận với rủi ro hệ thống của thị trường) có ý nghĩa thống kê trên cả ba loại điều kiện thị trường, tăng lên khi thị trường xuống và giảm xuống khi thị trường lên. Kết quả này bổ sung thêm cho kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2014).

Hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro qui mô mang dấu dương (rủi ro cho người mua) trên cả ba loại điều kiện thị trường và có ý nghĩa thống kê cao trên thị trường không điều kiện và thị trường lên, tăng lên khi thị trường lên và giảm mạnh khi thị trường xuống. Kết quả này không ủng hộ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2004) rằng rủi ro qui mô mang dấu âm (liên hệ nghịch với TSSL). Cụ thể hơn, nhóm cổ phiếu qui mô nhỏ (S) có s_p mang dấu dương (rủi ro cho người mua) và hầu hết có ý nghĩa thống kê ở mức cao; nhóm cổ phiếu qui mô lớn (B) có s_p hầu hết mang dấu âm (rủi ro cho người bán).

Hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro giá trị mang dấu dương (rủi ro cho người mua) trên cả ba loại điều kiện thị trường và có ý nghĩa thống kê, tăng lên khi thị trường xuống và giảm xuống khi thị trường lên. Kết quả này không ủng hộ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2004) rằng rủi ro giá trị là không ổn định. Cụ thể hơn, nhóm cổ phiếu giá trị cao (H) có h_p mang dấu dương (rủi ro cho người mua) và có ý nghĩa thống kê ở mức cao trên cả ba loại điều kiện thị trường. Nhóm cổ phiếu giá trị thấp (L) có h_p mang dấu âm (rủi ro cho người bán) và có ý nghĩa thống kê ở mức cao trên thị trường lên và hầu hết không có ý nghĩa thống kê trên thị trường xuống. Nhóm cổ phiếu giá trị vừa có h_p nằm giữa hai loại trên.

Hệ số độ nhạy yếu tố rủi ro thanh khoản mang dấu âm (rủi ro cho người bán) và có ý nghĩa thống kê cao trên cả ba loại điều kiện thị trường, khác nhau không nhiều giữa thị trường lên và thị trường xuống. Kết quả này ủng hộ

hệ kết quả nghiên cứu của Nguyễn Anh Phong (2004) rằng rủi ro thanh khoản mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê mạnh. Cụ thể hơn, một số ít các danh mục thanh khoản kém (R) có w_p mang dấu dương (rủi ro cho người mua). Tất cả các danh mục thanh khoản tốt (W) có w_p mang dấu âm (rủi ro cho người bán). Các danh mục thanh khoản trung bình (A) có rủi ro thanh khoản nằm giữa hai loại trên.

Lời giải thích khả dĩ cho hiện tượng rủi ro thanh khoản mang dấu âm (rủi ro cho người bán) trên HOSE trên đây là do nhiều NĐT trên HOSE có quan điểm chủ quan rằng cổ phiếu nào tốt mới được nhiều người mua bán (thanh khoản tốt) nên sẵn sàng mua giá cao hơn (có phần bù rủi ro thanh khoản tốt cho người bán).

Kết quả nghiên cứu trên cho thấy mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản giúp nâng cao khả năng đo lường và kiểm soát phần bù rủi ro trên thị trường HOSE, kể cả trong điều kiện thị trường lên hay xuống.

Kết quả nghiên cứu trên cũng giúp các nhà quản lý và các NĐT có nhận thức và cái nhìn cập nhật hơn với thị trường HOSE để nâng cao hiệu quả quản lý và đầu tư.

4.2. Khuyến nghị

4.2.1. Các khuyến nghị dựa trên kết quả nghiên cứu về đo lường rủi ro

Như đã đề cập trong mục nhận dạng rủi ro ở chương 3, hầu hết các nguồn rủi ro tiềm ẩn tác động đến các cổ phiếu trên thị trường theo các chiều qui mô, giá trị, và thanh khoản có thể được định giá và kiểm soát bởi 3 yếu tố rủi ro đại diện là yếu tố rủi ro qui mô, yếu tố rủi ro giá trị và yếu tố rủi ro thanh khoản trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản.

Kết quả kiểm định mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản trên HOSE cho thấy mô hình này có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% trên cả ba loại điều kiện thị trường (Bảng 3.11). Nói cách khác mô hình này đảm bảo độ

tin cậy 99% trên cả ba loại điều kiện thị trường, đây là một độ tin cậy rất cao. Mặt khác các hệ số độ nhạy b_p , s_p , h_p , w_p cũng có ý nghĩa thống kê ở mức cao 1% hay 5% trong hầu hết các trường hợp trên cả ba loại điều kiện thị trường (Bảng 3.11).

Do đó muốn kiểm soát tốt rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE, trước hết các nhà quản lý thị trường và các NĐT cần sử dụng mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản để kiểm soát một cách hiệu quả các nguồn rủi ro có tính thường xuyên, lâu dài.

Cụ thể hơn, các NĐT nên sử dụng các bảng hệ số độ nhạy của từng yếu tố rủi ro, trong từng điều kiện thị trường đã được kiểm chứng dựa trên dữ liệu lịch sử sau đây, để hướng dẫn đầu tư và xây dựng danh mục đầu tư theo các mục tiêu rủi ro và TSSL kỳ vọng của từng NĐT.

Bảng 4.1 hỗ trợ NĐT quản lý rủi ro thị trường dựa trên các hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) được sắp xếp theo độ lớn rủi ro thị trường của từng loại danh mục trong thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống.

Bảng 4.2 hỗ trợ NĐT quản lý rủi ro qui mô dựa trên các hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) được sắp xếp theo độ lớn rủi ro qui mô của từng loại danh mục trong thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống.

Bảng 4.3 hỗ trợ NĐT quản lý rủi ro giá trị dựa trên các hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) được sắp xếp theo độ lớn rủi ro qui mô của từng loại danh mục trong thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống.

Bảng 4.4 hỗ trợ NĐT quản lý rủi ro thanh khoản dựa trên các hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) được sắp xếp theo độ lớn rủi ro kém thanh khoản của từng loại danh mục trong thị trường không điều kiện, thị trường lên và thị trường xuống.

Bảng 4.1. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro thị trường (b_p) theo độ lớn

Thị trường không điều kiện		Thị trường lên		Thị trường xuống	
Danh mục	b_p	Danh mục	b_p	Danh mục	b_p
BLR	0,039	SHW	-0,184	SLA	0,091
SHW	0,042	BLR	-0,141	BLR	0,193
SLA	0,134 [*]	BLA	-0,137	SHA	0,239
SHA	0,142	SHA	-0,025	SHW	0,300 [*]
BLA	0,159	BHR	-0,023	SLR	0,320 [*]
BIR	0,191 ^{**}	SLW	0,072	BLA	0,324 [*]
SIW	0,218 ^{**}	SLA	0,082	BHW	0,337 [*]
BHR	0,234 [*]	BIR	0,109	BHA	0,344 [*]
BIA	0,253 ^{**}	BIA	0,114	SIW	0,355 ^{**}
SLW	0,259 ^{**}	SIW	0,127	BHR	0,361 ^{**}
BHW	0,267 ^{**}	BHW	0,175	BIR	0,398 ^{**}
BHA	0,294 ^{**}	SHR	0,208 [*]	BIA	0,399 ^{**}
SLR	0,313 ^{**}	SIA	0,217 [*]	BIW	0,408 ^{**}
SIA	0,330 ^{**}	SLR	0,237 [*]	SLW	0,489 ^{**}
BIW	0,398 ^{**}	BHA	0,325 [*]	SIA	0,499 ^{**}
SHR	0,436 ^{**}	BIW	0,349 ^{**}	SHR	0,515 ^{**}
SIR	0,507 ^{**}	BLW	0,381 ^{**}	SIR	0,559 ^{**}
BLW	0,521 ^{**}	SIR	0,538 ^{**}	BLW	0,579 ^{**}

^{*} Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

^{**} Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Bảng 4.2. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro qui mô (s_p) theo độ lớn

Thị trường không điều kiện		Thị trường lên		Thị trường xuống	
Danh mục	s_p	Danh mục	s_p	Danh mục	s_p
BIW	-0,417**	BIW	-0,315*	BIW _a	-0,608**
BIR	-0,335**	BIR	-0,243	BHW _a	-0,506*
BHW	-0,328**	BLA	-0,215	BHA _c	-0,498*
BLR	-0,322*	BLR	-0,215	BLR _c	-0,471*
BHR	-0,264	BHW	-0,205	BIR _a	-0,455**
BHA	-0,254	BHR	-0,203	BHR _a	-0,340
BLA	-0,227	BHA	-0,149	BIA _a	-0,329
BIA	-0,194	BIA	-0,095	BLW _a	-0,317
BLW	-0,057	BLW	0,096	BLA _a	-0,242
SLA	0,418**	SIA	0,494**	SLA _a	0,142
SIA	0,545**	SLA	0,567**	SIW _c	0,481*
SIR	0,686**	SHW	0,671**	SHA _a	0,488
SHW	0,722**	SIR	0,824**	SIR _a	0,503
SIW	0,792**	SLW	0,882**	SHR _a	0,615**
SLW	0,822**	SHR	0,951**	SIA _a	0,675**
SHA	0,829**	SLR	0,979**	SLR _a	0,719**
SHR	0,831**	SIW	0,988**	SLW _b	0,801**
SLR	0,894**	SHA	1,010**	SHW _a	0,851**

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Bảng 4.3. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro giá trị (h_p) theo độ lớn

Thị trường không điều kiện		Thị trường lên		Thị trường xuống	
Danh mục	h_p	Danh mục	h_p	Danh mục	h_p
SLA	-0,389**	SLA	-0,508**	SLR	-0,206
SLW	-0,276**	SLW	-0,416**	SLA	-0,172
BLW	-0,264**	BLA	-0,356**	BLW	-0,166
BLA	-0,259	BLW	-0,345**	BLA	-0,098
SLR	-0,231**	BLR	-0,302**	SLW	-0,036
BLR	-0,148	SLR	-0,259*	BLR	0,129
SIW	-0,032	SIW	-0,215*	BIA	0,194
BIA	0,022	BIA	-0,084	SIA	0,214
SIA	0,114	SIA	0,023	BIW	0,220
BIW	0,255**	SIR	0,121	SIW	0,242
SIR	0,256*	BIR	0,221*	BIR	0,321**
BIR	0,270**	BIW	0,253**	SIR	0,509**
BHR	0,505**	BHR	0,367**	BHR	0,744**
BHW	0,688	BHW	0,510**	SHA	0,849**
SHR	0,742**	SHR	0,626**	SHR	0,925**
BHA	0,763**	BHA	0,682**	BHA	0,942**
SHA	0,798**	SHA	0,735**	SHW	0,961**
SHW	0,923**	SHW	0,889**	BHW	1,026**

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Bảng 4.4. Bảng hệ số độ nhạy rủi ro kém thanh khoản (w_p) theo độ lớn

Thị trường không điều kiện		Thị trường lên		Thị trường xuống	
Danh mục	w_p	Danh mục	w_p	Danh mục	w_p
SHW	-1,187**	SHW	-1,168**	SHW	-1,225**
BHW	-0,994*	BHW	-1,043**	SIW	-0,924**
SIW	-0,994**	SLW	-1,032**	BHW	-0,910**
SLW	-0,910**	SIW	-0,998**	BLW	-0,740**
BIW	-0,710**	BIW	-0,735**	SLW	-0,724**
BLW	-0,692**	BLW	-0,679**	BIW	-0,707**
BLA	-0,507**	BHA	-0,491**	SHA	-0,580**
SHA	-0,475**	BLA	-0,468**	BLA	-0,572**
SLA	-0,460**	SLA	-0,460**	SLA	-0,468**
BHA	-0,454**	SHA	-0,443**	BHA	-0,388**
BIA	-0,375**	BIA	-0,431**	BIA	-0,305*
SIA	-0,267**	SIA	-0,348**	SIA	-0,196
BLR	-0,113	BLR	-0,165	BLR	-0,057
SLR	0,027	BIR	0,020	SLR	-0,051
BIR	0,042	BHR	0,050	BIR	0,042
BHR	0,106	SLR	0,063	BHR	0,192
SIR	0,212*	SIR	0,097	SHR	0,352*
SHR	0,358**	SHR	0,347**	SIR	0,392*

* Có ý nghĩa thống kê ở mức 5%

** Có ý nghĩa thống kê ở mức 1%

Điều cần lưu ý là tương tự mô hình FAMA, mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro kém thanh khoản sử dụng danh mục thay cho cổ phiếu riêng lẻ để tránh hiện tượng chệch (bias). Tuy nhiên các danh mục sử dụng trong mô hình nghiên cứu được phân loại theo ba hướng qui mô, giá trị và thanh khoản thành 18 danh mục.

Cũng cần phải lưu ý rằng các danh mục sử dụng trong mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản không phải là các danh mục đầu tư thông thường của các NĐT trên thực tế. Các cổ phiếu trong mỗi danh mục là khá tương đồng về rủi ro trên 3 hướng phân loại. Do đó, các NĐT muốn biết rủi ro từng cổ phiếu thì có thể xem cổ phiếu đó nằm ở trong danh mục nào để sử dụng các hệ số độ nhạy rủi ro ở danh mục đó.

Mặt khác, như đã đề cập ở trên, muốn kiểm soát tốt rủi ro trong đầu tư cổ phiếu ngoài việc kiểm soát bằng mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản cần phải kiểm soát tốt tất cả các nguồn rủi ro tiềm ẩn trong đầu tư cổ phiếu, đặc biệt là các rủi ro có tính sự kiện, đột biến.

4.2.2. Các khuyến nghị dựa trên kết quả nghiên cứu về nhận dạng rủi ro

Cần phải nhấn mạnh lại rằng, mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản chỉ cho phép kiểm soát tốt các rủi ro có tính thường xuyên, lâu dài bởi vì mô hình này được xác định dựa vào dữ liệu lịch sử trong một thời gian dài. Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản không đủ độ nhạy bén để kiểm soát hữu hiệu các rủi ro có tính sự kiện, đột biến. Do đó bên cạnh việc sử dụng mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản, các nhà quản lý thị trường và các NĐT phải nhạy bén nhận dạng các rủi ro có tính sự kiện, đột biến để có biện pháp kiểm soát rủi ro bổ sung kịp thời.

4.2.2.1. Các khuyến nghị với Chính phủ

- Khuyến nghị từ bài học rủi ro của TTCK Thái Lan:

(1) Nguồn vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài có tính lỏng cao. Cần có chính sách kiểm soát chặt chẽ vốn đầu tư gián tiếp của nước ngoài, đặc biệt dòng vốn ngắn hạn dưới hình thức tín dụng. Trường hợp dòng vốn này đảo chiều, sẽ tác động tới tâm lý NĐT nước ngoài trên TTCK, dẫn tới xu hướng bán ra ồ ạt. Nhất là trong bối cảnh NĐT tổ chức trong nước có tiềm lực tài chính còn hạn chế, chưa thể hấp thụ hết lượng CK bán ra của NĐT nước ngoài, thì điều này dễ dẫn tới khủng hoảng trên TTCK và rủi ro đầu tư cho danh mục của các NĐT khác. Nhìn chung, việc khuyến khích dòng vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài, cần được thực hiện song hành với hai chính sách: (i) kiểm soát và có các giải pháp ứng phó chính sách hợp lý, đặc biệt trong lĩnh vực tiền tệ, để giảm thiểu tác động đảo chiều của dòng vốn này lên hiệu quả chính sách tiền tệ (cụ thể là chính sách tỷ giá đủ linh hoạt, chính sách tiền tệ theo mục tiêu lạm phát, chính sách lãi suất không dựa trên khối lượng cung tiền và các giải pháp củng cố dự trữ ngoại hối); (ii) thúc đẩy sự phát triển của hệ thống NĐT tổ chức trong nước, bảo đảm đủ tiềm lực để chống đỡ các cú sốc gây ra bởi NĐT tổ chức nước ngoài.

(2) Sự thay đổi chính sách quản lý đối với nguồn vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài phải rất thận trọng, tránh gây thiệt hại lớn, gây tâm lý lo ngại trong các NĐT nước ngoài dẫn đến sự tháo chạy mất kiểm soát của nguồn vốn này.

- Khuyến nghị từ bài học rủi ro của TTCK Hồng Kông:

(1) Cần xây dựng một hệ thống tiền tệ quốc gia vững mạnh và an toàn, tránh những điểm yếu mà các nhà đầu cơ tiền tệ có thể khai thác. Đặc biệt hạn chế sử dụng chế độ tỉ giá cố định cứng nhắc trong một thời gian dài. Kết hợp với việc tăng cường các giải pháp củng cố dự trữ ngoại hối.

(2) Hiện đại hóa các chính sách tiền tệ theo thông lệ quốc tế, loại bỏ các biện pháp hành chính và chính sách điều chỉnh lãi suất dựa trên cung tiền, tăng cường các giải pháp thị trường. Xây dựng hệ thống các giải pháp ứng phó để hấp thụ và phản ứng trước biến động của dòng vốn ngắn hạn (sterilization policy)

- *Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ môi trường kinh tế vĩ mô:*

(1) Nâng cao năng lực điều hành nhằm tạo lập một môi trường kinh tế vĩ mô ổn định và dự đoán được, hạn chế tối đa ảnh hưởng tiêu cực của quá trình chuyển đổi nền kinh tế, hội nhập kinh tế quốc tế đến TTCK.

(2) Tăng cường hệ thống giám sát tài chính nhằm hạn chế rủi ro đối với các nguồn vốn nước ngoài, đảm bảo sự an toàn hệ thống.

(3) Chính phủ cần đóng vai trò định hướng thông tin, ổn định tâm lý thị trường và có các biện pháp can thiệp kịp thời.

- *Khuyến nghị về nguồn rủi ro chính sách (môi trường chính trị):*

(1) Tích cực hoàn thiện thể chế kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa để định hướng chính sách dài hạn, minh bạch và hiệu quả.

(2) Thực hiện qui trình xây dựng chính sách hài hòa quyền lợi của tất cả các bên có liên quan nhằm đảm bảo tính hiệu lực, hiệu quả và sự ổn định lâu dài của chính sách.

(3) Tiếp tục hoàn thiện khung pháp lý bình đẳng và đồng bộ cho các NĐT thuộc mọi thành phần kinh tế để thu hút các NĐT chiến lược, có năng lực tài chính và năng lực quản lý.

4.2.2.2. Khuyến nghị với UBCKNN và SGDC:

- *Khuyến nghị từ bài học rủi ro của TTCK Mỹ:* Cần phải rất thận trọng khi đưa các sản phẩm tài chính phức tạp ra TTCK. Phải bảo đảm rằng nhà quản lý thị trường hiểu biết tường tận, hầu hết các NĐT đã được tìm hiểu một cách cặn kẽ trước khi đưa các sản phẩm tài chính phức tạp mới ra TTCK.

- Khuyến nghị từ bài học rủi ro của TTCK Mỹ và Nhật Bản:

(1) Phải bảo đảm có được một hệ thống chuẩn mực kế toán, kiểm toán và một hệ thống công bố thông tin tài chính theo các chuẩn mực này hiện đại, cập nhật, phù hợp với thông lệ quốc tế, có đủ sức ngăn ngừa và phát hiện các gian lận tại các công ty niêm yết.

(2) Giám sát chặt chẽ các hoạt động trên thị trường. Các vi phạm phải được xử lý nghiêm minh, công bằng, công khai để củng cố lòng tin của NĐT.

- Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ các công ty niêm yết:

(1) Tăng cường kiểm tra, giám sát về tính minh bạch các thông tin trong các báo cáo tài chính của những công ty niêm yết. Tăng cường xử phạt các vi phạm, đặc biệt là các vi phạm về công bố thông tin chậm, không chính xác, để rò rỉ thông tin và giao dịch nội gián...

(2) Quản lý chặt chẽ việc chào bán CK ra công chúng và việc sử dụng vốn huy động của các tổ chức phát hành, tổ chức niêm yết; tránh việc sử dụng vốn của NĐT không đúng mục đích.

- Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ các công ty chứng khoán

(1) Tái cấu trúc hệ thống các tổ chức kinh doanh chứng khoán để giảm số lượng và nâng cao chất lượng dịch vụ;

(2) Nâng cao chất lượng và đạo đức nghề nghiệp nhân viên hành nghề kinh doanh CK thông qua việc chuẩn hóa các chương trình đào tạo;

(3) Hoàn thiện hệ thống cơ sở dữ liệu để thực hiện công khai danh sách người hành nghề CK trên công thông tin điện tử.

(4) Cần áp dụng các thông lệ và chuẩn mực quốc tế về quản trị công ty cho các công ty chứng khoán.

(5) Xây dựng các quy định về xếp hạng tín nhiệm và thiết lập tổ chức định mức tín nhiệm của Việt Nam.

(6) Bổ sung các hình thức vi phạm mới của các công ty chứng khoán trên thị trường vào danh sách xử phạt, nâng cao chế tài xử phạt đối với một số hành vi, từ đó góp phần tăng cường khả năng phòng ngừa vi phạm.

(7) Đẩy mạnh việc kiểm tra, thanh tra để xử lý các vi phạm của các công ty chứng khoán trên thị trường

- *Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ bản thân NĐT*: Phát triển hệ thống NĐT tổ chức, ngân hàng, tài chính - CK, bảo hiểm, quỹ đầu tư hưu trí và chuyên nghiệp hóa các NĐT cá nhân... Các NĐT có tổ chức sẽ giúp thị trường vận hành có hiệu quả hơn và định hướng phát triển bền vững cho thị trường. Sự có mặt của các NĐT này không những định hướng và xác lập giá trị thị trường cho các cổ phiếu niêm yết một cách chuyên nghiệp mà còn góp phần tăng cầu và tính thanh khoản cho thị trường. Các tổ chức này sẽ định hướng và xác lập giá trị thị trường của các cổ phiếu niêm yết một cách chuyên nghiệp.

4.2.2.3. Khuyến nghị với các NĐT

- *Khuyến nghị từ bài học rủi ro của TTCK Đài Loan*:

(1) Cần phải lưu ý sự chuyển đổi cơ cấu nền kinh tế Việt Nam trong quá trình phát triển theo hướng ngày càng khó cho các công ty trong các ngành sử dụng nhiều lao động giản đơn, càng thuận lợi cho các ngành phục vụ các nhu cầu thuộc phân khúc khách hàng trung và cao cấp.

(2) Cần phải thận trọng với xu hướng qui mô công ty ngày càng lớn làm suy giảm tỉ lệ nắm giữ cổ phần của các nhà lãnh đạo công ty dẫn đến nguy cơ theo đuổi những dự án kinh doanh nhiều rủi ro.

- *Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ môi trường quốc tế*:

(1) Cần cập nhật thông tin, thường xuyên theo dõi diễn biến của môi trường kinh tế quốc tế từ các nguồn thông tin đáng tin cậy.

(2) Cần dự đoán, sớm phát hiện và có hành động phòng vệ thích đáng với các sự kiện kinh tế, chính trị và quân sự trên thế giới có ảnh hưởng sâu rộng đến nền kinh tế các nước nói chung và TTCK VN nói riêng.

- Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ môi trường kinh tế vĩ mô:

(1) Cần đánh giá kỹ lưỡng các cơ hội và thách thức xuất hiện trong các giai đoạn của quá trình chuyển đổi nền kinh tế, hội nhập kinh tế quốc tế đến TTCK.

(2) Cần có chiến lược đầu tư phù hợp với các cơ hội và thách thức xuất hiện trong các giai đoạn của quá trình chuyển đổi nền kinh tế, hội nhập kinh tế quốc tế đến TTCK.

- Khuyến nghị về nguồn rủi ro chính sách (môi trường chính trị)

(1) Cần đánh giá kỹ lưỡng mức độ và chiều hướng tác động của những chính sách mới của chính phủ đến nền kinh tế và TTCK.

(2) Cần có chiến lược đầu tư phù hợp với mức độ và chiều hướng tác động của những chính sách mới của chính phủ đến nền kinh tế và TTCK.

- Khuyến nghị về nguồn rủi ro từ bản thân NĐT

(1) Thường xuyên cập nhật thông tin, không ngừng nâng cao kiến thức và kỹ năng phân tích thông tin các loại. Nếu không, nên dùng các dịch vụ tư vấn của các công ty chứng khoán có uy tín.

(2) Nên thận trọng với những thông tin không chính thức, cần có sự phân tích, đối chiếu thông tin từ nhiều nguồn khác nhau để đưa ra những quyết định chính xác.

(3) Cần rèn luyện bản lĩnh đầu tư, kiên trì với chiến lược đầu tư đã lựa chọn, hạn chế đầu tư theo tâm lý đám đông.

(4) Hạn chế sử dụng đòn bẩy tài chính khi thị trường có độ rủi ro cao và nhiều bất ổn.

Cuối cùng cần phải khẳng định rằng đầu tư cổ phiếu đòi hỏi tài năng, khả năng nhạy bén thiên bẩm của NĐT nhiều hơn là các công cụ kỹ thuật. Vì vậy những khuyến nghị nêu trên chỉ hỗ trợ thêm các công cụ kỹ thuật cho các NĐT trong kiểm soát rủi ro khi đầu tư cổ phiếu trên HOSE. Việc vận dụng các khuyến nghị nêu trên như thế nào để có hiệu quả cao tùy thuộc rất nhiều vào các tố chất thiên bẩm của NĐT.

KẾT LUẬN CHƯƠNG 4

Các kết quả nghiên cứu ở chương 3 khẳng định mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản cần được dùng để kiểm soát một cách hiệu quả các nguồn rủi ro có tính thường xuyên, lâu dài. Cụ thể, các NĐT nên sử dụng các bảng hệ số độ nhạy để hướng dẫn đầu tư và xây dựng danh mục đầu tư. Sự nhạy bén của các nhà quản lý thị trường và các NĐT trong nhận dạng các rủi ro có tính sự kiện, đột biến cần được sử dụng để có biện pháp kiểm soát rủi ro bổ sung kịp thời. Những khuyến nghị với chính phủ, với các NĐT, với UBCKNN và SGDCK được đưa ra dựa trên những bài học rủi ro từ TTCK các nước khác và kết quả nhận dạng một cách có hệ thống các nguồn rủi ro trên HOSE.

KẾT LUẬN

Luận án đã nhận dạng một cách có hệ thống những nguồn rủi ro tiềm ẩn và đã chỉ ra những nguồn rủi ro sự kiện đáng lưu ý cần phải kiểm soát trên HOSE. Luận án cũng đã lựa chọn và kiểm chứng thành công mô hình đo lường rủi ro đáng tin cậy trên HOSE.

Luận án đã đi sâu kiểm chứng mô hình đo lường rủi ro được lựa chọn trên cả ba loại điều kiện thị trường khác nhau: thị trường không điều kiện, thị trường lên, thị trường xuống. Điều này cung cấp thêm một góc nhìn thực nghiệm mới trên TTCK VN.

Luận án tái khẳng định các kết quả nghiên cứu ở các TTCK mới nổi nhằm cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm ủng hộ việc sử dụng mô hình FAMA tăng cường yếu tố rủi ro thanh khoản vào khắc phục khuyết điểm của CAPM trong việc đo lường rủi ro trên TTCK nói chung.

Luận án đã đề xuất bảy nhóm khuyến nghị với Chính phủ, UBCKNN, SGDCK, các Công ty chứng khoán và các NĐT nhằm giúp NĐT phòng tránh các rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE. Qua đó, luận án góp phần thúc đẩy sự phát triển lành mạnh của TTCK VN nói chung.

Hạn chế của nghiên cứu này là Việt Nam chưa có thị trường tín phiếu kho bạc theo đúng nghĩa nên dữ liệu về lãi suất tín phiếu kho bạc có thể chưa phản ánh chính xác lãi suất phi rủi ro. Mặt khác việc nhận dạng và đo lường rủi ro chỉ mới được thực hiện trên HOSE chưa được thực hiện trên SGDCK Hà nội. Đây là một hướng nghiên cứu mở rộng trong tương lai.

DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH ĐÃ CÔNG BỐ

1. Võ Thị Thúy Anh, Bùi Thị Lệ (2011), “Nhận dạng rủi ro trên TTCK VN”, *Tạp chí Ngân hàng, NHNN Việt Nam*, 05(03), 46-51.
2. Võ Thị Thúy Anh, Bùi Thị Lệ (2011), “Đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên TTCK VN”, *Tạp chí Công Nghệ Ngân hàng, Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh*, 60(03), 20-25.
3. Bùi Thị Lệ, Nguyễn Thị Ngọc Diễm (2015), “Rủi ro thao túng thông tin báo cáo tài chính trên TTCK VN”, *Kỷ yếu hội thảo khoa học Quản trị rủi ro trong lĩnh vực Tài chính - Ngân hàng tại Việt Nam hiện nay*, tháng 11 năm 2015, trang 196-200.
4. Bùi Thị Lệ (2017a), “Ứng dụng mô hình Fama tăng cường yếu tố rủi thanh khoản để đo lường rủi ro trong đầu tư cổ phiếu trên HOSE”, *Kỷ yếu hội thảo khoa học Thị trường tài chính Việt Nam trong giai đoạn hội nhập mới*, tháng 05 năm 2017, trang 229-239.
5. Bùi Thị Lệ (2017b), “Kiểm chứng mô hình Fama trên HOSE”, *Tạp chí Khoa Học và Công Nghệ, Đại học Đà Nẵng*, 08(117), 64-67.
6. Bùi Thị Lệ (2017c), “Kiểm chứng mô hình Fama tăng cường yếu tố rủi thanh khoản trên HOSE của Việt Nam”, *Tạp chí Khoa học Kinh Tế, Trường Đại học Kinh Tế Đà Nẵng*, 05(03), 59-68.
7. Bùi Thị Lệ (2018), “Rủi ro thanh khoản và định giá tài sản: bằng chứng từ TTCK Thành phố Hồ Chí Minh”, *Tạp chí Khoa học Trường đại học Cần Thơ*, 54 (1), 125-132.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Tiếng Việt

1. Trần Thị Xuân Anh (2014), “Tăng cường Quản lý rủi ro trong hoạt động kinh doanh của các Công ty cổ phần CK ở Việt Nam”, *Luận án tiến sĩ*, Trường Đại học kinh tế quốc dân.
2. Võ Thị Thúy Anh, Lê Phương Dung và Đặng Hữu Mẫn (2012), *Đầu tư tài chính*, Nhà xuất bản tài chính.
3. Nguyễn Quang Dong (2006), *Bài giảng kinh tế lượng*, Nhà xuất bản Thống kê.
4. Võ Hồng Đức và Mai Duy Tân (2014), “Ứng dụng mô hình Fama-French 3 yếu tố cho Việt Nam: Cách tiếp cận mới về phân chia danh mục đầu tư”, *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 290, 3, 2-20.
5. Nguyễn Thu Hằng và Nguyễn Mạnh Hiệp (2012), “Kiểm định mô hình Fama-French tại TTCK VN”, *Tạp chí Công nghệ ngân hàng*, 81, 49-56.
6. Trịnh Thị Phan Lan, (2012), “Rủi ro trên TTCK VN: Góc nhìn từ phía NĐT cá nhân”, *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN, Kinh tế và Kinh doanh*, 28, 209-215 .
7. ThS. Bùi Thị Lệ (2018), “Rủi ro thanh khoản và định giá tài sản: bằng chứng từ TTCK Thành phố Hồ Chí Minh”, *Tạp chí Khoa học Trường đại học Cần Thơ*.
8. Nguyễn Thị Phương Liên, Phùng Việt Hà, Lê Nam Long, Nguyễn Thu Thủy, Đặng Thị Minh Nguyệt (2009), *Giáo trình kinh doanh CK*, Nhà xuất bản Thống kê.
9. Nguyễn Thành Long (2010), *Giáo trình quản lý danh mục đầu tư CK*, Nhà xuất bản Văn hóa thông tin.

10. Nguyễn Thành Long và Hà Nguyên Hương (2005), “Mô hình định giá rủi ro VaR và khả năng ứng dụng trong quản lý TTCK VN”, *Đề tài nghiên cứu khoa học cấp UBCKNN*.
11. Trương Đông Lộc và Dương Thị Hoàng Trang (2014), “Mô hình 3 yếu tố fama – french: các bằng chứng thực nghiệm từ HOSE”, *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Cần Thơ*, 32: 61-68.
12. Trần Thị Hải Lý (2010), “Mô hình 3 yếu tố của Fama và French hoạt động như thế nào trên TTCK VN”, *Tạp chí phát triển kinh tế*, 239, trang 50-57.
13. Hoàng Đức Mạnh (2014), “Một số mô hình đo lường rủi ro trên TTCK VN”, *Luận án tiến sĩ*, Trường Đại học kinh tế quốc dân.
14. Phan Thị Bích Nguyệt, (2006), *Đầu tư tài chính*, Nhà xuất bản Thống kê.
15. Nguyễn Đăng Nam, (2006), *Phân tích và Đầu tư CK*, Nhà xuất bản Tài chính.
16. Nguyễn Anh Phong, (2012), “Tác động của thanh khoản đến suất sinh lời các cổ phiếu niêm yết trên TTCK VN”, *Tạp chí Phát triển kinh tế*, 264, 33-39.
17. Nguyễn Anh Phong (2014), “Tỷ suất lợi nhuận và rủi ro các cổ phiếu niêm yết trên TTCK VN”, *Luận án tiến sĩ*, Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học quốc gia Tp.HCM.
18. Nguyễn Minh Phong (2007), “Nhận diện những rủi ro trong đầu tư CK”, *Tạp chí Cộng Sản*, 10 (130)
19. Vương Đức Hoàng Quân và Hồ Thị Huệ (2008), “Mô hình Fama - French: Một nghiên cứu thực nghiệm đối với TTCK VN”, *Tạp chí Ngân hàng*, 22, 38 - 45.
20. Đinh Văn Sơn, Nguyễn Thị Phương Liên (2009), *TTCK*, Nhà xuất bản Thống kê.

21. Nguyễn Quang Thu, Ngô Quang Huân, Võ Thị Quý, Trần Quang Trung (1998), *Quản trị rủi ro*, Nhà xuất bản Giáo dục.
22. Bùi Kim Yển, (2009), *TTCK*, Nhà xuất bản Thống kê.

Tiếng Anh

23. Amihud, Y., Mendelson, H., (1980), “Dealership market: market making with inventory”, *Journal of Financial Economics* 8, 311–353.
24. Amihud, Y., (2002), “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets*, Volume 5, Issue 1, Pages 31-56.
25. Amihud, Y., Allaudeen H., Wenjin K., Huiping Z., (2015), “The illiquidity premium: International evidence”, *Journal of Financial Economics*, Volume 117, Issue 2, Pages 350-368.
26. Andrew D. C., Richard P., (1998), “Risk factors in the Malaysian stock market”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 103–114.
27. Bekaert, G., Harvey, C., Lundblad, C., (2007). “Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets”. *Review of Financial Studies*, 20, 1783–1831.
28. Brailsford, T., Gaunt, C., O’Brien, M.A., (2012), “The investment value of the value premium”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 20, 416-437.
29. Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A., (1986), “Economic forces and the stock market”, *Journal of Business* 59, 383– 403.
30. De Santis, G., Gérard, B., (1998), “How big is the premium for currency risk?”, *Journal of Financial Economics* 49, 375–412.
31. Ding Du, Ou Hu (2012), “Exchange rate risk in the US stock market, Int. Fin. Markets”, *Inst. and Money* 22, 137–150.

32. Drew, M. E., & Veeraraghavan, M., (2003), “Beta, firm size, book to market equity and stock returns: Further evidence from emerging markets”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 8, 354–379.
33. Drhymes, P., Friend, I., Gultekin, M., Gultekin, N. (1985), “New tests of the APT and their implications”, *Journal of Finance* 40, 659–674.
34. Fama, E., MacBeth, J., (1973), “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests”, *Journal of Political Economy* 81, 607– 636.
35. Fama, E. F., & French, K. R. (1992), The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 47, 427–465.
36. Fama, E. F., & French, K. R. (1993), “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
37. Fama, E. F., & French, K. R. (1996), “Multifactor explanations of asset pricing anomalies”, *Journal of Finance*, 51, 55–84.
38. Ferson, W.E., Harvey, C.R., (1991), “The variation of economic risk premiums”, *Journal of Political Economy* 99, 385– 415.
39. Gordon Y.N.T., Wai C.S. (2004), “The risk–return relations in the Singapore stock market”, *Pacific-Basin Finance Journal* 12, 179 – 195.
40. Glosten, L.R., Milgrom, P.R., (1985), “Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders”, *Journal of Financial Economics* 14, 71–100.
41. Jan, A., Mika, V. (2012), “Pricing currency risk in the stock market: Evidence from Finland and Sweden 1970–2009”, *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*, 22, 120–136.
42. Jiaqi C., Mohamed S. (2016), “Illiquidity premium and expected stock returns in the UK: A new approach”, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Volume 458, 52-66.

43. Kasimir K., Lasse K. (2008), “Stock market bubbles, inflation and investment risk”, *International Review of Financial Analysis* 17, 592–603.
44. Keith S.K. Lam, Lewis H.K. Tam (2011), “Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market”, *Journal of Banking & Finance* 35, 2217–2230.
45. Kim H. L, Muhammad F. I., Qiong H. (2006), “Macroeconomic risk influences on the property stock market”, *Journal of Property Investment & Finance*, Vol. 24 Iss 4 pp. 295 – 323.
46. Lintner, J., (1965), “The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets”, *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 12 - 37.
47. Markowitz, H.M. (1952), “Portfolio Selection”, *The Journal of Finance* 7 (1): 77 – 91.
48. McElroy, M.B., Burmeister, E., Wall, K.D., (1985), “Two estimators for the APT model when factors are measured”, *Economic Letters* 19, 271 – 275.
49. Pettengill, G.N., Sundaram, S., Mathur, I., (1995), “The conditional relation between beta and returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 101– 116.
50. Raveh, A., (1985), “A note on factor analysis and arbitrage pricing theory”, *Journal of Banking and Finance* 9, 317–321.
51. Roll, R., Ross, S.A., (1980), “An empirical investigation of the arbitrage pricing theory”, *Journal of Finance* 35, 1073–1103.
52. Ross, S.A., (1976), “The arbitrage theory of capital asset pricing”, *Journal of Economic Theory* 13, 341–360.
53. Sharpe, W., (1964), “Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk”, *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

54. Wai C. S., Gordon Y.N.T. (2005), “Common risk factors in returns in Asian emerging stock markets”, *International Business Review* 14 , 695–717.
55. Wei, K.C.J., (1988), “An asset pricing theory unifying the CAPM and APT”, *Journal of Finance* 43, 881–892.

Website

56. <http://www.bvsc.com.vn>
57. <http://data.imf.org>
58. <http://www.hsx.vn>.
53. <https://www.vndirect.com.vn>

PHỤ LỤC

PHỤ LỤC 1. CÁC DANH MỤC NĂM 2012

Danh mục	Cổ phiếu trong danh mục													
	SLW	LCM	KSA	SRC	DXG	VPK	TPC	KSH	AAM	SFI	CMV	SC5	BCE	LGC
SLA	ACC	VMD	BRC	SRF	PAN	DAG	TIC	GMC	LM8	CTI	BTT	GDT	CLC	
SLR	HU3	TNA	PTB	VNL	MPC	PDN	RDP	HOT	CLW	KAC	TDW	STG	SVT	
SIW	DIC	CLG	TS4	PXI	DHA	DXV	KHA	LAF	LBM	PXT	HMC	STC	HTV	
SIA	ATA	ITC	PJT	DCL	L10	HU1	FMC	UIC	D2D	C47	CCL	SCD	TV1	
SIR	VRC	THG	GTA	STB	CCI	NAV	TMT	VNG	DTT	DHC	VSI	HAX	HTL	
SHW	NVT	BGM	HAP	TTF	KMR	VHG	PTC	ASP	TNT	DRH	VID	CDC	SBA	
SHA	VPH	TIE	TSC	SMA	PPI	TYA	TCR	LGL	SAV	ITD	PIT	ICF	SHI	
SHR	VTB	VNA	MDG	PNC	HAS	VNH	STT	CMX	CMT	HVX	MHC	CIG	CYC	
BLW	VNM	HAG	VIC	FPT	CTG	PVD	KDC	DRC	SBT	NTL	CSM	BMC	CII	
BLA	MSN	PVT	PHR	CNG	JVC	SJS	PNJ	DHG	BMP	PGD	VSC	VCF	TAC	
BLR	TRA	DSN	DPR	NSC	ELC	GIL	HRC	OPC	NNC	SSC	VHC	FDC	PDR	
BIW	REE	OGC	HSG	VSH	ASM	IJC	HPG	FLC	HCM	TDC	TNC	PPC	PXS	
BIA	HVG	LSS	HDG	ACL	TRC	BHS	DMC	SJD	IMP	PAC	CTD	TIX	POM	
BIR	LIX	VNS	HLG	TCL	SPM	NKG	VFG	HAI	BCI	DTL	TBC	TMS	TMP	
BHW	ITA	LCG	SAM	PET	KBC	KDH	HQC	VIS	HBC	TDH	GMD	DQC	VIP	
BHA	TLH	PGC	IDI	PTL	MCG	TCM	BBC	BTP	VOS	ANV	HT1	KHP	KSB	
BHR	DIG	DLG	SMC	CMG	SVC	HDC	NBB	TIG	SZL	AGF	PGI	RIC	SGI	

PHỤ LỤC 2. CÁC DANH MỤC NĂM 2013

Danh mục	Cổ phiếu trong danh mục													
	SLW	LCM	DHM	KSA	VPK	CLG	TPC	LAF	SFI	ACC	STC	GMC	SC5	CLC
SLA	DAG	AAM	LBM	ACL	PDN	LM8	BTT	STB	SCD	SRF	CMV	GDT	CLW	LGC
SLR	C47	RDP	MPC	VNL	HOT	TIC	TV1	CCI	TDW	STG	TCO	SVT	DRL	
SIW	ASM	IDI	DIC	GSP	ASP	SZL	TIE	HTV	BCE	DCL	KHA	TNA	FMC	BRC
SIA	UIC	PJT	HMC	KSH	D2D	VTB	VMD	TYA	CMX	L10	CTI	HU1	GTA	THG
SIR	HU3	EMC	DHC	TMT	NAV	MHC	DTT	VSI	HVX	VNG	KAC	SGI	HTL	HAX
SHW	TTF	DIG	DLG	HAP	MCG	BGM	KMR	VPH	DHA	TS4	PTL	SMA	TNT	VHG
SHA	PXI	PPI	LGL	PTC	CCL	VNA	DXV	ITD	ICF	VID	CDC	SHI	SAV	PXT
SHR	ATA	VNH	PIT	TSC	TCR	VRC	MDG	CMT	PNC	HAS	CYC	DRH	CIG	STT
BLW	VNM	REE	GAS	HAG	CSM	VIC	DRC	CTG	HPG	PPC	PVD	HSG	FPT	
BLA	MSN	CII	BMC	KDC	BMP	VSC	CNG	DHG	PTB	PHR	PNJ	TRA	DSN	PGD
BLR	SII	VCF	DVP	OPC	TAC	VNS	NSC	NNC	HRC	HHS	SSC	GIL	ELC	PDR
BIW	PET	VSH	OGC	NTL	VIS	SBT	IJC	HCM	JVC	SRC	HBC	PXS	KHP	HVG
BIA	TNC	SJS	LIX	SJD	HDG	PAC	DMC	PAN	RAL	KSB	IMP	DPR	POM	TCL
BIR	TRC	TIX	TIG	TBC	VHC	VFG	EVE	HAI	NKG	DTL	TMP	FDC	COM	TMS
BHW	ITA	SAM	FLC	GMD	HQC	KBC	LCG	FCN	VIP	PVT	TDH	TDC	PGC	BTP
BHA	TLH	DQC	TCM	DXG	KDH	BHS	NBB	VOS	LSS	NVT	BBC	BCI	HT1	ANV
BHR	QCG	SMC	SVC	CTD	SBA	AGF	HDC	CMG	PGI	SPM	AGM	RIC	LHG	HLG

PHỤ LỤC 3. CÁC DANH MỤC NĂM 2014

Danh mục	Cổ phiếu trong danh mục													
	SLW	HAR	FCM	DCL	DHC	LAF	BCE	NKG	MHC	ITC	STC	FMC	VPK	GDT
SLA	SFI	TSC	TCO	STB	GIL	KHA	LM8	SC5	PDN	ACC	VNL	DAG	RDP	TIC
SLR	C47	SCD	LGC	CTI	HOT	CMV	TV1	TDW	MPC	HTL	STG	KAC	DRL	HAX
SIW	KSA	KMR	DHM	LCM	DIC	ASP	PXI	TS4	TNC	CLG	TYA	VID	VPH	TMT
SIA	L10	UIC	TIE	SZL	SRF	D2D	TPC	VMD	ACL	GTA	VTB	KSH	AAM	HTV
SIR	HMC	HU3	LBM	CMT	TNA	PJT	PNC	BRC	AGM	VNG	VSI	CCI	SGI	SVT
SHW	MCG	HAP	BGM	CCL	PTL	ITD	VNH	PPI	SMA	CMX	VRC	PXT	SHI	ATA
SHA	DRH	CDC	SMC	ICF	SPM	DHA	TNT	DXV	TCR	SAV	AGF	LGL	VNA	LHG
SHR	HAS	MDG	PIT	THG	HU1	PTC	CIG	CYC	EMC	NAV	HLG	DTT	HVX	STT
BLW	FPT	GAS	PVD	VIC	VNM	HPG	HCM	TCM	MSN	CSM	FCN	PXS	DRC	HSG
BLA	KDC	HHS	VSC	BMP	DHG	SRC	CNG	BMC	HDG	DMC	PGD	PTB	NNC	DSN
BLR	LIX	TRA	PNJ	PAN	VNS	OPC	DVP	VCF	NSC	TIG	TAC	SSC	TMP	SII
BIW	HAG	REE	OGC	HVG	PVT	PET	CTG	PPC	VSH	IJC	TDC	DXG	NTL	JVC
BIA	HT1	SJS	CII	PGC	GSP	IMP	KHP	VHC	DQC	SJD	PAC	TCL	RAL	KSB
BIR	CTD	HRC	BBC	PHR	CDC	CLC	TBC	VFG	HDC	PDR	BTT	HAI	CLW	TMS
BHW	FLC	ITA	HQC	SAM	VHG	KBC	GMD	DIG	DLG	TLH	TTF	ASM	LCG	IDI
BHA	HBC	VIP	TDH	NBB	SVC	VIS	SBT	QCG	KDH	SBA	NVT	VOS	BTP	TRC
BHR	CMG	LSS	FDC	ANV	DPR	BHS	BCI	PGI	TIX	ELC	POM	EVE	DTL	RIC

PHỤ LỤC 4. CÁC DANH MỤC NĂM 2015

Danh mục	Cổ phiếu trong danh mục														
	SLW	FMC	TSC	GIL	GSP	MHC	DCL	CMX	DHC	BMC	STC	SFI	LAF	RDP	STB
SLA	LM8	DAG	GDT	VMD	CTI	PDN	KHA	SCD	VPK	VNL	LBM	D2D	TIC	SC5	STG
SLR	SRF	GTA	BTT	CMV	THG	TV1	ACC	CLW	TDW	DRL	HOT	PNC	VNG	HAX	
SIW	HAI	HAR	SHI	PPI	FCM	DHA	DIC	KSH	DRH	ITD	PXI	ITC	VPH	TNT	
SIA	SZL	TYA	BCE	UIC	VRC	C47	PJT	VTB	TNA	L10	TNC	TCO	ACL	EMC	
SIR	VID	TPC	HTV	BRC	CMT	VSI	MPC	PTC	CCI	NAV	KAC	SVT	SGI	DTT	
SHW	KSA	HAP	KMR	BGM	MCG	CCL	DHM	NVT	PTL	ASP	CDC	VIS	LCM	PXT	
SHA	TS4	VNH	SMA	CLG	SMC	AGF	SPM	LGL	LHG	ATA	ICF	HMC	AAM	PIT	
SHR	TIE	AGM	VNA	TCR	MDG	DXV	HAS	SAV	HU3	STT	HU1	HLG	HVX	CYC	CIG
BLW	VIC	CII	FPT	VNM	GAS	HCM	TCM	MSN	HSG	CSM	PXS	BMP	DRC	VSC	
BLA	DHG	VHC	TMT	PTB	NNC	HT1	CNG	DSN	SRC	LIX	SHP	PNJ	DVP	TRA	
BLR	HTL	GMC	VCF	TIG	NSC	OPC	CLC	TMS	HDG	TAC	TBC	TMP	SSC	SII	
BIW	HPG	PVD	KDC	CTG	REE	DXG	KBC	HHS	TTF	PDR	HVG	HBC	FCN	VSH	
BIA	NTL	PPC	KDH	DQC	SJS	PGD	PAC	LGC	NKG	SBT	CMG	DMC	KSB	CTD	
BIR	IMP	PGI	TCL	SJD	VNS	PAN	PGC	ELC	BHS	RAL	VFG	HRC	BBC	COM	
BHW	FLC	HAG	NT2	DIG	DLG	VHG	HQC	ITA	PVT	ASM	GMD	PET	SAM	IDI	
BHA	JVC	IJC	OGC	VIP	SVC	LCG	TLH	TDC	QCG	TDH	LSS	NBB	KHP	VTO	
BHR	SBA	VOS	ANV	DPR	PHR	BCI	TRC	BTP	FDC	HDC	TIX	EVE	POM	RIC	DTL

PHỤ LỤC 5. CÁC DANH MỤC NĂM 2016

Danh mục	Cổ phiếu trong danh mục														
	SLW	PXS	FMC	ITD	DHA	GSP	RDP	VNG	ITC	BMC	SFI	STC	LM8	KHA	TNA
SLA	THG	UIC	GMC	SCD	STB	LBM	STG	TYA	HAX	GTA	TNT	ACC	D2D	CMX	
SLR	PJT	VNL	CMV	LAF	TIC	TV1	SC5	VMD	BTT	TDW	CLW	EMC	HOT	PNC	DRL
SIW	SHI	DHM	DAG	TSC	MHC	DIC	VPH	DCL	C47	PXT	KHP	VSI	SZL	CDC	
SIA	TCR	BCE	SMC	LGL	VPK	AGM	HTV	TNC	L10	PIT	MDG	BRC	VTB	VRC	
SIR	ACL	HLG	CMT	TCO	AAM	VID	NAV	CCI	HU3	STT	DTT	KAC	SVT		
SHW	VHG	HAR	HAI	TDH	PPI	LCG	KMR	JVC	HAP	KSA	FCM	PTL	BGM	CCL	
SHA	NVT	KSH	MCG	LCM	VOS	PXI	ASP	ATA	VNH	HAS	PTC	SPM	ANV	TS4	
SHR	AGF	TIE	CLG	HMC	SMA	TPC	DXV	ICF	VNA	SAV	HU1	CIG	CYC	HVX	
BLW	VNM	FPT	SBT	VIC	MSN	GAS	NT2	CTD	BMP	KSB	VSC	DRC	PAC	PTB	
BLA	DHG	DHC	LIX	SRC	PNJ	NNC	CTI	DQC	DSN	TMT	DMC	DVP	PGD	HT1	
BLR	CNG	TRA	CLC	DRH	HTL	GDT	TIG	NSC	OPC	VCF	TMP	TAC	SSC	SII	
BIW	HPG	CII	BHS	HSG	ASM	HCM	CTG	CSM	HBC	PDR	TCM	DXG	KDC	KDH	
BIA	FCN	ELC	VHC	SJS	SVC	VFG	VNS	NKG	TCL	IMP	SJD	RAL	GIL	SHP	
BIR	CMG	PAN	TMS	PGI	BBC	SRF	LGC	HDG	PDN	TBC	TTF	FDC	HRC	COM	TIX
BHW	FLC	PVD	KBC	HQC	HAG	ITA	PVT	DIG	DLG	REE	GMD	HHS	HVG	SAM	
BHA	PET	LSS	NTL	IJC	IDI	LHG	PPC	VIP	TLH	OGC	PGC	TDC	VTO	BTP	
BHR	VSH	BCI	QCG	DPR	TRC	HDC	SBA	PHR	EVE	NBB	VIS	DTL	POM	RIC	

PHỤ LỤC 6. KẾT QUẢ HỒI QUY DỮ LIỆU CHÉO KẾT HỢP THỜI GIAN, THỊ TRƯỜNG KHÔNG ĐIỀU KIỆN

Mô hình CAPM

. regress rpmrf rmmrf (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 4392
 F(1, 4390) = 1454.09
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.2488
 Adj R - squared = 0.2486
 Root MSE = 0.52606

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.550012	0.014424	38.13	0.000
_cons	0.029644	0.007991	3.71	0.000

. estat hettest (Kiểm định phương sai thay đổi)

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 73.20$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	56.730	1	0.0000
2	70.371	2	0.0000
3	73.706	3	0.0000
4	73.750	4	0.0000

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs = 4392
 F(1, 4390) = 389.77
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.2402

	Semirobust			
rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.534664	0.027082	19.74	0.000
_cons	0.030619	0.008924	3.43	0.001

Mô hình FAMA

. regress rpmrf rmmrf smb hml (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 4392
 F(3, 4388) = 752.77
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.3398
 Adj R - squared = 0.3393

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.442771	0.017662	25.07	0.000
smb	0.112916	0.039256	2.88	0.004
hml	0.451265	0.02176	20.74	0.000
_cons	0.065718	0.007701	8.53	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 376.23$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
Rmmrf	1.71	0.586439
smb	1.52	0.658631
hml	1.44	0.693676

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative		test for autocorrelation	
lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	40.625	1	0.0000
2	46.899	2	0.0000
3	47.379	3	0.0000
4	48.470	4	0.0000

Ho: no serial correlation.

. prais rpmrf rmmrf smb hml, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs	=	4392
F(3, 4388)	=	151.14
Prob > F	=	0.000
R - squared	=	0.3311
Root MSE	=	0.49096

Semirobust

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.424226	0.025257	16.8	0.000
smb	0.089852	0.042166	2.13	0.033
hml	0.45445	0.031951	14.22	0.000
_cons	0.066866	0.008657	7.72	0.000

Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

```
. regress rpmrf rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs   =    4392
F( 4, 4387)     =    671.88
Prob > F        =    0.0000
R - squared     =    0.3799
Adj R - squared =    0.3793
```

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.26379	0.02015	13.09	0.000
smb	0.23226	0.03870	6.00	0.000
hml	0.20645	0.02562	8.06	0.000
rmw	-0.41105	0.02440	-16.84	0.000
_cons	0.06350	0.00747	8.51	0.000

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 284.55$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

```
. vif      (Kiểm tra đa cộng tuyến)
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	27.528	1	0.0000
2	32.010	2	0.0000
3	32.034	3	0.0000
4	32.558	4	0.0000

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs	=	4392
F(4, 4387)	=	177.13
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.3715
Root MSE	=	0.47661

Semirobust

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.2576333	0.028434	9.06	0.000
smb	0.2124913	0.041372	5.14	0.000
hml	0.2163951	0.03595	6.02	0.000
rmw	-0.4018363	0.029352	-13.69	0.000
_cons	0.0642986	0.008253	7.79	0.000

PHỤ LỤC 7. KẾT QUẢ HỒI QUY DỮ LIỆU CHÉO KẾT HỢP THỜI GIAN THỊ TRƯỜNG LÊN

Mô hình CAPM

. regress rpmrf rmmrf (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of
Obs = 2556
F(1, 2554) = 238.68
Prob > F = 0.0000
R - squared = 0.0855
Adj R -
squared = 0.0851

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3876579	0.025093	15.45	0.000
_cons	0.1116913	0.014337	7.79	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 560.32$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. estat durbinalt, lags (1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	42.989	1	0.0000
2	55.777	2	0.0000
3	77.171	3	0.0000
4	77.567	4	0.0000

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs = 2556
 F(1, 2554) = 35.91
 Prob > F = 0.000
 R - squared = 0.0773

Semirobust

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.3805288	0.063505	5.99	0.000
_cons	0.1103557	0.024729	4.46	0.000

Mô hình FAMA

. regress rpmrf rmmrf smb hml (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 2556
 F(3, 2552) = 186.32
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.1797
 Adj R - squared = 0.1787

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.3316664	0.027507	12.06	0.000
smb	0.1664087	0.048463	3.43	0.001
hml	0.3598255	0.026816	13.42	0.000
_cons	0.1309505	0.013728	9.54	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 946.60$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
smb	1.42	0.706073
rmmrf	1.34	0.747022
hml	1.33	0.750237

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	24.126	1	0
2	35.625	2	0
3	48.124	3	0
4	49.324	4	0

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf smb hml, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs	=	2556
F(3, 2552)	=	41.07
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.1685
Root MSE	=	0.49207

Semirobust				
	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.3148473	0.056419	5.58	0.000
smb	0.143232	0.052498	2.73	0.006
hml	0.3597316	0.041411	8.69	0.000
_cons	0.1321469	0.023115	5.72	0.000

Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

. regress rpmrf rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 2556
 F(4, 2551) = 198.35
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.2372
 Adj R - squared = 0.236

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rpmrf				
rmmrf	0.1363251	0.030034	4.54	0.000
smb	0.3273184	0.048159	6.8	0.000
hml	0.1085954	0.031571	3.44	0.001
rmw	-0.4373226	0.031519	-13.87	0.000
_cons	0.1318461	0.01324	9.96	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 760.04$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative		test for autocorrelation	
lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	28.371	1	0.0000
2	33.387	2	0.0000
3	42.943	3	0.0000
4	46.810	4	0.0000

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs	=	2556
F(4, 2551)	=	87.12
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.2273

	Semirobust			
rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.1200271	0.060124	2.00	0.046
smb	0.3100444	0.052155	5.94	0.000
hml	0.1107453	0.048159	2.30	0.022
rmw	-0.4406485	0.035432	-12.44	0.000
_cons	0.1330413	0.022789	5.84	0.000

**PHỤ LỤC 8. KẾT QUẢ HỒI QUY DỮ LIỆU CHÉO KẾT HỢP THỜI
GIAN THỊ TRƯỜNG XUỐNG**

Mô hình CAPM

. regress rpmrf rmmrf (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 1836
 F(1, 1834) = 409.83
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.1826
 Adj R - squared = 0.1822

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.7036496	0.034758	20.24	0.000
_cons	0.0657803	0.018387	3.58	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 139.63$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. estat durbinalt, lags (1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	44.469	1	0.000
2	98.571	2	0.000
3	115.029	3	0.000
4	173.136	4	0.000

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of
Obs = 1836
F(1, 1834) = 233.71
Prob > F = 0.0000
R - squared = 0.1899

Semirobust

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.7112365	0.046523	15.29	0.000
_cons	0.0764955	0.01919	3.99	0.000

Mô hình FAMA

. regress rpmrf rmmrf smb hml (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of Obs = 1836
F(3, 1832) = 278.54
Prob > F = 0.0000
R - squared = 0.3132
Adj R - squared = 0.3121

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.525105	0.038489	13.64	0.000
smb	0.035521	0.065856	0.54	0.590
hml	0.6161698	0.036523	16.87	0.000
_cons	0.1165277	0.017083	6.82	0.000

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 125.33$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmmrf	1.46	0.685971
smb	1.40	0.713140
hml	1.31	0.761985

```
. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	31.463	1	0.000
2	60.121	2	0.000
3	75.352	3	0.000
4	92.814	4	0.000

Ho: no serial correlation

```
. prais rpmrf rmmrf smb hml, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)
```

Number of obs	=	1836
F(3, 1832)	=	151.16
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.3139

	Semirobust			
rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.5396292	0.048813	11.05	0.000
smb	0.0242893	0.068294	0.36	0.722
hml	0.6070227	0.043208	14.05	0.000
_cons	0.124501	0.018427	6.76	0.000

Mô hình FAMA tăng cường yếu tố thanh khoản

. regress rpmrf rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 1836
 F(4, 1831) = 245.81
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.3494
 Adj R - squared = 0.348

rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3708336	0.040475	9.16	0.000
smb	0.0877895	0.064326	1.36	0.172
hml	0.3666575	0.04332	8.46	0.000
rmw	-0.3843269	0.038111	-10.08	0.000
_cons	0.1199844	0.016635	7.21	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of rpmrf

$\chi^2(1) = 166.16$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	33.200	1	0.000
2	61.471	2	0.000
3	74.361	3	0.000
4	93.254	4	0.000

Ho: no serial correlation

. prais rpmrf rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục tự tương quan và phương sai thay đổi)

Number of obs	=	1836
F(4, 1831)	=	121.02
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.3507

	Semirobust			
rpmrf	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3929794	0.052174	7.53	0.000
smb	0.0789775	0.065604	1.20	0.229
hml	0.3697547	0.043849	8.43	0.000
rmw	-0.3749889	0.048082	-7.80	0.000
_cons	0.1269671	0.018146	7.00	0.000

**PHỤ LỤC 9. KẾT QUẢ HỒI QUY DỮ LIỆU THỜI GIAN TỪNG
DANH MỤC, THỊ TRƯỜNG KHÔNG ĐIỀU KIỆN**

SLW

. regress slw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 88.09
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.5959
 Adj R - squared = 0.5891

slw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.258545	0.070742	3.65	0.000
smb	0.821864	0.135886	6.05	0.000
hml	-0.27636	0.089932	-3.07	0.002
rmw	-0.91035	0.085683	-10.62	0.000
_cons	0.085664	0.026211	3.27	0.001

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of slw

$\chi^2(1) = 0.03$

Prob > $\chi^2 = 0.8539$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.63655

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.097	1	0.7549
2	0.332	2	0.8472
3	0.343	3	0.9518
4	1.546	4	0.8186

Ho: no serial correlation

SLA

. regress sla rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	20.21
Prob > F	=	0.000
R - squared	=	0.2528
Adj R - squared	=	0.2403

sla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.133697	0.062528	2.14	0.034
smb	0.417743	0.120107	3.48	0.001
hml	-0.38888	0.079489	-4.89	0.000
rmw	-0.46013	0.075734	-6.08	0.000
_cons	0.069517	0.023168	3	0.003

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sla

$\chi^2(1) = 0.23$

Prob > $\chi^2 = 0.6315$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.031	1	0.1541
2	2.565	2	0.2773
3	2.556	3	0.4652
4	3.333	4	0.5037

Ho: no serial correlation

SLR

. regress slr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	12.58
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.1739
Adj R - squared	=	0.1601

slr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3128384	0.069034	4.53	0.000
smb	0.8943692	0.1326047	6.74	0.000
hml	-0.2312493	0.0877606	-2.64	0.009
rmw	0.0272248	0.0836142	0.33	0.745
_cons	0.0628411	0.0255784	2.46	0.015

estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of slr

$\chi^2(1) = 0.19$

Prob > $\chi^2 = 0.6598$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.863	1	0.0906
2	2.854	2	0.24
3	5.464	3	0.1408
4	5.544	4	0.2359

Ho: no serial correlation

SIW

. regress siw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	139.88
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.7007
Adj R - squared	=	0.6957

siw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.218327	0.066642	3.28	0.001
smb	0.791641	0.12801	6.18	0.000
hml	-0.03152	0.08472	-0.37	0.710
rmw	-0.99418	0.080717	-12.32	0.000
_cons	0.034492	0.024692	1.4	0.164

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of siw

$\chi^2(1) = 1.14$

Prob > $\chi^2 = 0.2861$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
Rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.719	1	0.1899
2	1.737	2	0.4197
3	1.877	3	0.5984
4	3.565	4	0.468

Ho: no serial correlation

SIA

```
. regress sia rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs      =      244
F( 4, 239)         =      49.05
Prob > F           =      0.0000
R - squared         =      0.4508
Adj R - squared    =      0.4416
```

sia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.342301	0.061392	5.58	0.000
smb	0.585932	0.117925	4.97	0.000
hml	0.092266	0.078045	1.18	0.238
rmw	-0.27238	0.074358	-3.66	0.000
_cons	0.070557	0.022747	3.1	0.002

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sia

$\chi^2(1) = 0.63$

Prob > $\chi^2 = 0.4261$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.775	1	0.052
2	8.186	2	0.0167
3	9.302	3	0.0255
4	9.763	4	0.0446

Ho: no serial correlation

. prais sia rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	47.66
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.4437
Adj R - squared	=	0.4344

sia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.329597	0.06011	5.48	0.000
smb	0.544803	0.115414	4.72	0.000
hml	0.113615	0.077194	1.47	0.142
rmw	-0.26744	0.074015	-3.61	0.000
_cons	0.072623	0.025703	2.83	0.005

SIR

. regress sir rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	19.3
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.2441
Adj R - squared	=	0.2315

Variable	Coef.	Std. Err.	t	P>t
sir				
rmmrf	0.506586	0.082664	6.13	0.000
smb	0.685822	0.158786	4.32	0.000
hml	0.256078	0.105088	2.44	0.016
rmw	0.212297	0.100123	2.12	0.035
_cons	0.048805	0.030629	1.59	0.112

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sir

$\chi^2(1) = 3.96$

Prob > $\chi^2 = 0.0465$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.265	1	0.2607
2	1.870	2	0.3926
3	1.902	3	0.593
4	6.095	4	0.1922

Ho: no serial correlation

. regress sir rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 17.35
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.2441

	Robust			
sir	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.506586	0.084172	6.02	0.000
smb	0.685822	0.170302	4.03	0.000
hml	0.256078	0.108122	2.37	0.019
rmw	0.212297	0.105907	2.00	0.046
_cons	0.048805	0.031978	1.53	0.128

SHW

. regress shw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 366.07
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.8597
 Adj R - squared = 0.8573

shw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.041826	0.066502	0.63	0.530
smb	0.72191	0.12774	5.65	0.000
hml	0.923114	0.084541	10.92	0.000
rmw	-1.18731	0.080547	-14.74	0.000
_cons	0.070682	0.02464	2.87	0.004

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of shw

$\chi^2(1) = 5.47$

Prob > $\chi^2 = 0.0194$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.265	1	0.2607
2	1.870	2	0.3926
3	1.902	3	0.593
4	6.095	4	0.1922

Ho: no serial correlation

. regress shw rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs = 244

F(4, 239) = 217.58

Prob > F = 0.000

R - squared = 0.8597

	Robust			
shw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.041826	0.084157	0.5	0.620
smb	0.72191	0.132972	5.43	0.000
hml	0.923114	0.103278	8.94	0.000
rmw	-1.18731	0.085716	-13.85	0.000
_cons	0.070682	0.025725	2.75	0.006

SHA

. regress sha rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 121.75
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.6708
 Adj R - squared = 0.6653

sha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.141969	0.074414	1.91	0.058
smb	0.828706	0.142939	5.8	0.000
hml	0.79756	0.0946	8.43	0.000
rmw	-0.47492	0.090131	-5.27	0.000
_cons	0.065305	0.027572	2.37	0.019

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sha

$\chi^2(1) = 11.94$

Prob > $\chi^2 = 0.0005$


```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

```
. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.204	1	0.6515
2	0.224	2	0.8941
3	1.112	3	0.7742
4	1.427	4	0.8396

Ho: no serial correlation

```
. regress sha rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)
```

```
Number of obs   =    244
F( 4, 239)      =    59.14
Prob > F        =    0.0000
R - squared     =    0.6708
```

	Robust			
sha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.141969	0.101391	1.4	0.163
smb	0.828706	0.150145	5.52	0.000
hml	0.79756	0.126971	6.28	0.000
rmw	-0.47492	0.109299	-4.35	0.000
_cons	0.065305	0.029396	2.22	0.027

SHR

```
. regress shr rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs   =       244
F( 4, 239)      =       56.99
Prob > F        =       0.0000
R - squared     =       0.4882
Adj R -
squared        =       0.4796
```

shr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.4357864	0.0703978	6.19	0.000
smb	0.8306743	0.1352244	6.14	0.000
hml	0.7419906	0.0894944	8.29	0.000
rmw	0.357846	0.0852661	4.20	0.000
_cons	0.0654598	0.0260837	2.51	0.013

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of shr

$\chi^2(1) = 7.79$

Prob > $\chi^2 = 0.0052$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

Lags (p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.637	1	0.4247
2	2.090	2	0.3517
3	3.334	3	0.3429
4	4.894	4	0.2984

Ho: no serial correlation

. regress shr rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 38.66
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.4882

		Robust		
shr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.435786	0.086294	5.05	0.000
smb	0.830674	0.143286	5.8	0.000
hml	0.741991	0.10801	6.87	0.000
rmw	0.357846	0.095004	3.77	0.000
_cons	0.06546	0.027082	2.42	0.016

BLW

. regress blw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 179.16
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.7499

Adj R - squared	=	0.7457		
blw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.521477	0.056891	9.17	0.000
smb	-0.05739	0.109279	-0.53	0.600
hml	-0.26422	0.072323	-3.65	0.000
rmw	-0.69203	0.068906	-10.04	0.000
_cons	0.063807	0.021079	3.03	0.003

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of blw

$\chi^2(1) = 4.92$

Prob > $\chi^2 = 0.0266$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf2.36	0.423327	
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.290	1	0.5902
2	1.193	2	0.5508
3	1.269	3	0.7365
4	1.417	4	0.8412

Ho: no serial correlation

. regress blw rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 90.88
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.7499

	Robust			
blw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.521477	0.07326	7.12	0.000
smb	-0.05739	0.123475	-0.46	0.643
hml	-0.26422	0.082144	-3.22	0.001
rmw	-0.69203	0.07822	-8.85	0.000
_cons	0.063807	0.021197	3.01	0.003

BLA

. regress bla rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 34.16
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.3638
 Adj R - squared = 0.3531

bla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.158513	0.07242	2.19	0.030
smb	-0.22676	0.139109	-1.63	0.104
hml	-0.2586	0.092065	-2.81	0.005
rmw	-0.50659	0.087715	-5.78	0.000

```
_cons      0.031756      0.026833      1.18      0.238
```

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bla

$\chi^2(1) = 5.39$

Prob > $\chi^2 = 0.0202$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

```
. estat durbinalt, lags(1/4)      (Kiểm định tự tương quan)
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1.0	0.687	1	0.4073
2.0	1.059	2	0.5888
3.0	1.796	3	0.6157
4.0	1.982	4	0.7390

Ho: no serial correlation

```
. regress bla rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)
```

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	13.92
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.3638

		Robust		
bla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.158513	0.119508	1.33	0.186
smb	-0.22676	0.154496	-1.47	0.143
hml	-0.2586	0.134655	-1.92	0.056
rmw	-0.50659	0.113435	-4.47	0.000
_cons	0.031756	0.027761	1.14	0.254

BLR

. regress blr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 7.85
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.1161
 Adj R - squared = 0.1013

blr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.039429	0.060698	0.65	0.517
smb	-0.32189	0.116592	-2.76	0.006
hml	-0.14812	0.077163	-1.92	0.056
rmw	-0.1131	0.073517	-1.54	0.125
_cons	0.073214	0.02249	3.26	0.001

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of blr

$\chi^2(1) = 13.63$

Prob > $\chi^2 = 0.0002$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.183	1	0.2767
2	3.894	2	0.1427
3	4.876	3	0.1811
4	6.050	4	0.1955

Ho: no serial correlation

. regress blr rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	6.5
Prob > F	=	0.0001
R - squared	=	0.1161

		Robust		
blr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.039429	0.084105	0.47	0.640
smb	-0.32189	0.125876	-2.56	0.011
hml	-0.14812	0.10313	-1.44	0.152
rmw	-0.1131	0.071215	-1.59	0.114
_cons	0.073214	0.023246	3.15	0.002

BIW

```
. regress biw rmmrf smb hml rmw    (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs    =    244
F( 4, 239)       =   242.07
Prob > F         =    0.0000
R - squared       =    0.802
Adj R - squared  =    0.7987
```

biw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.397794	0.057459	6.92	0.000
smb	-0.41686	0.11037	-3.78	0.000
hml	0.255379	0.073045	3.5	0.001
rmw	-0.71041	0.069594	-10.21	0.000
_cons	0.032992	0.02129	1.55	0.123

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of biw

$\chi^2(1) = 2.71$

Prob > $\chi^2 = 0.1000$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.009	1	0.9236
2	0.162	2	0.9224
3	3.088	3	0.3783
4	7.322	4	0.1198

Ho: no serial correlation

BIA

. regress bia rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	56.75
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.4871
Adj R - squared	=	0.4785

bia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.2533685	0.0611736	4.14	0.000
smb	-0.19415	0.1175061	-1.65	0.100
hml	0.0223958	0.077768	0.29	0.774
rmw	-0.3750503	0.0740938	-5.06	0.000
_cons	0.1065366	0.022666	4.7	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bia

$\chi^2(1) = 3.02$

Prob > $\chi^2 = 0.0820$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative		test for autocorrelation	
lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.576	1	0.2094
2	5.352	2	0.0688
3	10.935	3	0.0121
4	11.794	4	0.0190

Ho: no serial correlation

BIR

. regress bir rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	244
F(4, 239)	=	23.34
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.2809
Adj R - squared	=	0.2689

bir	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.190591	0.054475	3.5	0.001
smb	-0.33521	0.104638	-3.2	0.002
hml	0.270492	0.069252	3.91	0.000
rmw	0.041564	0.06598	0.63	0.529
_cons	0.07752	0.020184	3.84	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bir

$\chi^2(1) = 2.43$

Prob > $\chi^2 = 0.1193$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.282	1	0.5954
2	1.123	2	0.5704
3	1.959	3	0.5809
4	2.105	4	0.7164

Ho: no serial correlation

BHW

. regress bhw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244

F(4, 239) = 328.56

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.8461

Adj R - squared = 0.8436

bhw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.267001	0.064645	4.13	0.000
smb	-0.3281	0.124173	-2.64	0.009
hml	0.688265	0.082181	8.38	0.000
rmw	-0.99421	0.078298	-12.7	0.000
_cons	0.062691	0.023952	2.62	0.009

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bhw

$\chi^2(1) = 8.09$

Prob > $\chi^2 = 0.0044$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.011	1	0.9158
2	4.524	2	0.1041
3	4.617	3	0.2021
4	5.627	4	0.2288

Ho: no serial correlation

. regress bhw rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 133.56
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.8461

	Robust			
bhw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.267001	0.0886	3.01	0.003
smb	-0.3281	0.121095	-2.71	0.007
hml	0.688265	0.106009	6.49	0.000
rmw	-0.99421	0.104032	-9.56	0.000
_cons	0.062691	0.024961	2.51	0.013

BHA

. regress bha rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 155.21
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.722
 Adj R - squared = 0.7174

bha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.294109	0.068408	4.3	0.000
smb	-0.25389	0.131402	-1.93	0.055
hml	0.762616	0.086965	8.77	0.000
rmw	-0.45365	0.082856	-5.48	0.000
_cons	0.093985	0.025346	3.71	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bha

$\chi^2(1) = 0.13$

Prob > $\chi^2 = 0.7165$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57 0	.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.141	1	0.076
2	3.199	2	0.202
3	3.187	3	0.364
4	3.525	4	0.474

Ho: no serial correlation

BHR

. regress bhr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 244

F(4, 239) = 30.69

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.3393

Adj R - squared = 0.3282

bhr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.234029	0.063113	3.71	0.000
smb	-0.26365	0.121232	-2.17	0.031
hml	0.504839	0.080234	6.29	0.000
rmw	0.106458	0.076443	1.39	0.165
_cons	0.027124	0.023385	1.16	0.247

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bhr

$\chi^2(1) = 72.81$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.99	0.334422
rmmrf	2.36	0.423327
hml	2.13	0.470312
smb	1.57	0.636555

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.024	1	0.8767
2	0.030	2	0.985
3	0.264	3	0.9667
4	0.411	4	0.9816

Ho: no serial correlation

. regress bhr rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs = 244
 F(4, 239) = 5.04
 Prob > F = 0.0006
 R - squared = 0.3393

Robust				
bhr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.234029	0.102293	2.29	0.023
smb	-0.26365	0.138504	-1.9	0.058
hml	0.504839	0.119755	4.22	0.000
rmw	0.106458	0.08066	1.32	0.188
_cons	0.027124	0.023915	1.13	0.258

**PHỤ LỤC 10. KẾT QUẢ HỒI QUY DỮ LIỆU THỜI GIAN TỪNG
DANH MỤC THỊ TRƯỜNG LÊN**

SLW

. regress slw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of Obs = 142
 F(4, 137) = 34.97
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.5052
 Adj R - squared = 0.4908

slw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.072322	0.107561	0.67	0.502
smb	0.882014	0.172472	5.11	0.000
hml	-0.41555	0.113068	-3.68	0.000
rmw	-1.03195	0.112882	-9.14	0.000
_cons	0.15323	0.047419	3.23	0.002

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of slw

$\chi^2(1) = 2.72$

Prob > $\chi^2 = 0.0988$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.054	1	0.8168
2	0.058	2	0.9712
3	1.665	3	0.6447
4	3.048	4	0.5499

Ho: no serial correlation

SLA

. regress sla rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	10.37
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.2323
Adj R - squared	=	0.2099

sla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.082076	0.08935	0.92	0.360
smb	0.567052	0.14327	3.96	0.000
hml	-0.50827	0.093924	-5.41	0.000
rmw	-0.4599	0.093769	-4.90	0.000
_cons	0.117976	0.03939	3.00	0.003

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sla

$\chi^2(1) = 0.06$

Prob > $\chi^2 = 0.8091$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.124	1	0.0772
2	5.800	2	0.055
3	5.943	3	0.1144
4	6.997	4	0.136

Ho: no serial correlation

SLR

. regress slr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	9.22
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.212
Adj R - squared	=	0.189

slr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.2372669	0.1077535	2.2	0.029
smb	0.979291	0.1727805	5.67	0.000
hml	-0.2588833	0.1132701	-2.29	0.024
rmw	0.0626275	0.1130833	0.55	0.581
_cons	0.1218684	0.0475032	2.57	0.011

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of slr

$\chi^2(1) = 0.76$

Prob > $\chi^2 = 0.3835$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.503460
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.50	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.862	1	0.1724
2	3.329	2	0.1893
3	3.306	3	0.3468
4	4.970	4	0.2904

Ho: no serial correlation

SIW

. regress siw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 142

F(4, 137) = 57.31

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.6259

Adj R - squared = 0.615

siw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.092615	0.094204	0.98	0.3270
smb	0.962536	0.151054	6.37	0.0000
hml	-0.19705	0.099027	-1.99	0.0490
rmw	-1.01532	0.098863	-10.27	0.0000
_cons	0.108899	0.04153	2.62	0.0100

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of siw

$\chi^2(1) = 0.76$

Prob > $\chi^2 = 0.3836$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	4.159	1	0.0414
2	5.175	2	0.0752
3	5.956	3	0.1138
4	5.964	4	0.2019

Ho: no serial correlation

. prais siw rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of obs = 142

F(4, 137) = 66.17

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.6589

Adj R - squared = 0.649

siw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.127294	0.090104	1.41	0.160
smb	0.988314	0.144579	6.84	0.000
hml	-0.21505	0.094431	-2.28	0.024
rmw	-0.9979	0.094186	-10.6	0.000
_cons	0.101557	0.037516	2.71	0.008

SIA

. regress sia rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 142

F(4, 137) = 16.51

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.3253

Adj R - squared = 0.3056

sia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.264018	0.093807	2.81	0.006
smb	0.567247	0.150417	3.77	0.000
hml	0.028065	0.098609	0.28	0.776
rmw	-0.315	0.098447	-3.2	0.002
_cons	0.092883	0.041355	2.25	0.026

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sia

$\chi^2(1) = 0.10$

Prob > $\chi^2 = 0.7560$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	4.328	1	0.0375
2	7.509	2	0.0234
3	7.660	3	0.0536
4	7.887	4	0.0958

Ho: no serial correlation

. prais sia rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	15.83
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.3161
Adj R - squared	=	0.2961

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
sia				
rmmrf	0.216517	0.092066	2.35	0.020
smb	0.494247	0.147342	3.35	0.001
hml	0.022781	0.09656	0.24	0.814
rmw	-0.34757	0.096451	-3.6	0.000
_cons	0.097661	0.044255	2.21	0.029

SIR

. regress sir rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of Obs = 142
 F(4, 137) = 9.87
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.2237
 Adj R - squared = 0.201

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
sir				
rmmrf	0.537914	0.127889	4.21	0.000
smb	0.823843	0.205067	4.02	0.000
hml	0.120607	0.134436	0.9	0.371
rmw	0.097295	0.134215	0.72	0.470
_cons	0.008771	0.05638	0.16	0.877

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sir

$\chi^2(1) = 4.46$

Prob > $\chi^2 = 0.0346$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.503460
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.50	0.665126

```
. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.381	1	0.537
2	0.885	2	0.6425
3	3.601	3	0.3079
4	3.776	4	0.4372

Ho: no serial correlation

```
. regress sir rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)
```

```
Number of obs = 142
F( 4, 137) = 14.97
Prob > F = 0.0000
R - squared = 0.2237
```

Robust

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
sir				
rmmrf	0.537914	0.099271	5.42	0.000
smb	0.823843	0.22679	3.63	0.000
hml	0.120607	0.136727	0.88	0.379
rmw	0.097295	0.130992	0.74	0.459
_cons	0.008771	0.053057	0.17	0.869

SHW

```
. regress shw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs      =       142
F( 4, 137)         =       167.45
Prob > F           =       0.0000
R - squared         =       0.8302
Adj R - squared    =       0.8252
```

shw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.18446	0.098441	-1.87	0.063
smb	0.671368	0.157849	4.25	0.000
hml	0.889222	0.103481	8.59	0.000
rmw	-1.1682	0.103311	-11.31	0.000
_cons	0.184087	0.043398	4.24	0.000

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of shw

$\chi^2(1) = 0.16$

Prob > $\chi^2 = 0.6919$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.530	1	0.4665
2	1.185	2	0.553
3	1.957	3	0.5813
4	8.034	4	0.0903

Ho: no serial correlation

SHA

. regress sha rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 142
 F(4, 137) = 71.71
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.6768
 Adj R - squared = 0.6673

sha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.02549	0.102683	-0.25	0.804
smb	1.009557	0.16465	6.13	0.000
hml	0.735396	0.10794	6.81	0.000
rmw	-0.44294	0.107762	-4.11	0.000
_cons	0.175767	0.045268	3.88	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sha

$\chi^2(1) = 10.76$

Prob > $\chi^2 = 0.0010$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.207	1	0.6488
2	0.746	2	0.6885
3	1.355	3	0.7162
4	1.598	4	0.8091

Ho: no serial correlation

. regress sha rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	46.28
Prob > F	=	0.000
R - squared	=	0.6768

	Robust			
sha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.02549	0.110089	-0.23	0.817
smb	1.009557	0.182074	5.54	0.000
hml	0.735396	0.144592	5.09	0.000
rmw	-0.44294	0.127849	-3.46	0.001
_cons	0.175767	0.052171	3.37	0.001

SHR

```
. regress shr rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs      =       142
F( 4, 137)         =       35.9
Prob > F           =       0.0000
R - squared         =       0.5118
Adj R - squared    =       0.4975
```

shr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.207775	0.099255	2.09	0.038
smb	0.950923	0.159153	5.97	0.000
hml	0.626081	0.104336	6.00	0.000
rmw	0.347414	0.104164	3.34	0.001
_cons	0.203537	0.043757	4.65	0.000

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of shr

$\chi^2(1) = 6.76$

Prob > $\chi^2 = 0.0093$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.101	1	0.7507
2	3.267	2	0.1953
3	4.170	3	0.2436
4	4.738	4	0.3152

Ho: no serial correlation

. regress shr rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	32.31
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.5118

Robust

shr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.207775	0.099042	2.1	0.038
smb	0.950923	0.156903	6.06	0.000
hml	0.626081	0.11118	5.63	0.000
rmw	0.347414	0.112946	3.08	0.003
_cons	0.203537	0.04513	4.51	0.000

BLW

. regress blw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	50.31
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.595
Adj R - squared	=	0.5831

blw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.396419	0.083202	4.76	0.000
smb	0.083659	0.133412	0.63	0.532
hml	-0.33809	0.087461	-3.87	0.000
rmw	-0.6824	0.087317	-7.82	0.000
_cons	0.145944	0.03668	3.98	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of blw

$\chi^2(1) = 0.65$

Prob > $\chi^2 = 0.4195$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.788	1	0.095
2	8.078	2	0.0176
3	8.352	3	0.0393
4	8.807	4	0.0661

Ho: no serial correlation

. prais blw rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of Obs = 142
 F(4, 137) = 45.79
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.5721
 Adj R - squared = 0.5596

blw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.38144	0.082659	4.61	0.000
smb	0.095785	0.132382	0.72	0.471
hml	-0.34549	0.086806	-3.98	0.000
rmw	-0.67936	0.086694	-7.84	0.000
_cons	0.143329	0.038612	3.71	0.000

BLA

. regress bla rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of Obs = 142
 F(4, 137) = 7.49
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.1795
 Adj R - squared = 0.1555

bla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.13703	0.107316	-1.28	0.204
smb	-0.21491	0.172079	-1.25	0.214
hml	-0.35602	0.112811	-3.16	0.002
rmw	-0.46763	0.112624	-4.15	0.000
_cons	0.207596	0.047311	4.39	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bla

$\chi^2(1) = 20.20$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.115	1	0.7346
2	0.172	2	0.9174
3	0.289	3	0.9622
4	0.808	4	0.9373

Ho: no serial correlation

. regress bla rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	3.68
Prob > F	=	0.007
R - squared	=	0.1795

	Robust			
bla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.13703	0.119141	-1.15	0.252
smb	-0.21491	0.179376	-1.2	0.233
hml	-0.35602	0.131702	-2.7	0.008
rmw	-0.46763	0.13400	-3.49	0.001
_cons	0.207596	0.050996	4.07	0.000

BLR

. regress blr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 142
 F(4, 137) = 6.64
 Prob > F = 0.0001
 R - squared = 0.1624
 Adj R - squared = 0.1379

blr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.14071	0.084948	-1.66	0.100
smb	-0.2149	0.136212	-1.58	0.117
hml	-0.3015	0.089297	-3.38	0.001
rmw	-0.16466	0.08915	-1.85	0.067
_cons	0.160724	0.037449	4.29	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of blr

$\chi^2(1) = 5.95$

Prob > $\chi^2 = 0.0147$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.447	1	0.5036
2	0.694	2	0.7067
3	2.221	3	0.5279
4	6.093	4	0.1923

Ho: no serial correlation

. regress blr rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	4.56
Prob > F	=	0.0017
R - squared	=	0.1624

Robust

blr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.14071	0.10386	-1.35	0.178
smb	-0.2149	0.136798	-1.57	0.119
hml	-0.3015	0.099825	-3.02	0.003
rmw	-0.16466	0.084478	-1.95	0.053
_cons	0.160724	0.042772	3.76	0.000

BIW

```
. regress biw rmmrf smb hml rmw    (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of Obs      =      142
F( 4, 137)         =      97.85
Prob > F           =      0.0000
R - squared         =      0.7407
Adj R - squared    =      0.7331
```

biw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.349362	0.082855	4.22	0.000
smb	-0.31546	0.132857	-2.37	0.019
hml	0.253115	0.087097	2.91	0.004
rmw	-0.73532	0.086954	-8.46	0.000
_cons	0.060084	0.036527	1.64	0.102

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of biw

$\chi^2(1) = 0.58$

Prob > $\chi^2 = 0.4459$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.702	1	0.0543
2	3.682	2	0.1587
3	3.679	3	0.2983
4	3.727	4	0.4442

Ho: no serial correlation

BIA

. regress bia rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	15.17
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.3069
Adj R - squared	=	0.2867

bia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.113737	0.089072	1.28	0.204
smb	-0.09498	0.142825	-0.67	0.507
hml	-0.08419	0.093632	-0.9	0.370
rmw	-0.43076	0.093478	-4.61	0.000
_cons	0.171503	0.039267	4.37	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bia

$\chi^2(1) = 0.00$

Prob > $\chi^2 = 0.9791$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.608	1	0.2048
2	3.883	2	0.1435
3	15.591	3	0.0014
4	15.867	4	0.0032

Ho: no serial correlation

BIR

. regress bir rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	4.87
Prob > F	=	0.0011
R - squared	=	0.1245
Adj R - squared	=	0.099

bir	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.109119	0.08125	1.34	0.181
smb	-0.24259	0.130283	-1.86	0.065
hml	0.220508	0.08541	2.58	0.011
rmw	0.020078	0.085269	0.24	0.814
_cons	0.106378	0.035819	2.97	0.004

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bir

$\chi^2(1) = 0.97$

Prob > $\chi^2 = 0.3238$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.150	1	0.1426
2	2.367	2	0.3062
3	3.301	3	0.3475
4	4.188	4	0.3812

Ho: no serial correlation

BHW

. regress bhw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	135.68
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.7985
Adj R - squared	=	0.7926

bhw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.174689	0.091249	1.91	0.058
smb	-0.20472	0.146316	-1.4	0.164
hml	0.510466	0.09592	5.32	0.000
rmw	-1.04287	0.095762	-10.89	0.000
_cons	0.113121	0.040227	2.81	0.006

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bhw

$\chi^2(1) = 2.25$

Prob > $\chi^2 = 0.1333$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.138	1	0.2861
2	1.583	2	0.4531
3	1.602	3	0.6588
4	2.532	4	0.6389

Ho: no serial correlation

BHA

```
. regress bha rmmrf smb hml rmw    (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs    =    142
F( 4, 137)       =    62.98
Prob > F         =    0.0000
R - squared      =    0.6477
Adj R - squared  =    0.6375
```

bha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.327303	0.104511	3.13	0.002
smb	-0.11537	0.167581	-0.69	0.492
hml	0.663338	0.109861	6.04	0.000
rmw	-0.49235	0.10968	-4.49	0.000
_cons	0.07636	0.046074	1.66	0.100

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bha

$\chi^2(1) = 0.68$

Prob > $\chi^2 = 0.4092$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.991	1	0.0457
2	4.565	2	0.102
3	4.815	3	0.1859
4	8.092	4	0.0883

Ho: no serial correlation

. prais bha rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of Obs	=	142
F(4, 137)	=	64.22
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.6522
Adj R - squared	=	0.642

bha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.325089	0.103208	3.15	0.002
smb	-0.14934	0.165221	-0.9	0.368
hml	0.682172	0.108306	6.3	0.000
rmw	-0.49086	0.108177	-4.54	0.000
_cons	0.071182	0.049043	1.45	0.149

BHR

. regress bhr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of Obs	=	142
F(4, 137)	=	5.27
Prob > F	=	0.0006
R - squared	=	0.1333
Adj R - squared	=	0.108

bhr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	-0.02307	0.090019	-0.26	0.798
smb	-0.20283	0.144343	-1.41	0.162
hml	0.367466	0.094627	3.88	0.000
rmw	0.050084	0.094471	0.53	0.597
_cons	0.164504	0.039685	4.15	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bhr

$\chi^2(1) = 2.25$

Prob > $\chi^2 = 0.1337$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.32	0.430903
hml	1.99	0.50346
rmmrf	1.72	0.582868
smb	1.5	0.665126

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.090	1	0.7642
2	0.487	2	0.7837
3	3.017	3	0.389
4	3.021	4	0.5543

Ho: no serial correlation

**PHỤ LỤC 11. KẾT QUẢ HỒI QUY DỮ LIỆU THỜI GIAN TỪNG
DANH MỤC THỊ TRƯỜNG XUỐNG**

SLW

. regress slw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102
 F(4, 97) = 30.66
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.5584
 Adj R - squared = 0.5402

slw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.488808	0.136802	3.57	0.0010
smb	0.801308	0.217418	3.69	0.0000
hml	-0.03648	0.146418	-0.25	0.8040
rmw	-0.72424	0.128812	-5.62	0.0000
_cons	0.153301	0.056226	2.73	0.0080

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of slw

$\chi^2(1) = 4.85$

Prob > $\chi^2 = 0.0276$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.241	1	0.1344
2	3.445	2	0.1786
3	3.641	3	0.303
4	3.663	4	0.4535

Ho: no serial correlation

. regress slw rmmrf smb hml rmw, vce(robust) (Khắc phục phương sai thay đổi)

Number of obs	=	102
F(4, 97)	=	24.34
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.5584

		Robust		
slw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.488808	0.193679	2.52	0.013
smb	0.801308	0.203734	3.93	0.000
hml	-0.03648	0.151229	-0.24	0.810
rmw	-0.72424	0.17627	-4.11	0.000
_cons	0.153301	0.05378	2.85	0.005

SLA

. regress sla rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	102
F(4, 97)	=	6.19
Prob > F	=	0.0002
R - squared	=	0.2034
Adj R - squared	=	0.1706

sla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.090687	0.132985	0.68	0.497
smb	0.141753	0.211351	0.67	0.504
hml	-0.17188	0.142332	-1.21	0.230
rmw	-0.46799	0.125217	-3.74	0.000
_cons	0.097065	0.054657	1.78	0.079

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sla

$\chi^2(1) = 0.05$

Prob > $\chi^2 = 0.8283$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.417	1	0.2339
2	2.377	2	0.3047
3	2.754	3	0.4311
4	2.746	4	0.6012

Ho: no serial correlation

SLR

```
. regress slr rmmrf smb hml rmw
```

(Hồi quy dữ liệu gốc)

```
Number of obs      =      102
F( 4, 97)          =      3.36
Prob > F           =     0.0128
R - squared        =     0.1215
Adj R - squared    =     0.0853
```

slr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3202363	0.1321508	2.42	0.017
smb	0.7191531	0.2100254	3.42	0.001
hml	-0.2056136	0.1414392	-1.45	0.149
rmw	-0.0511586	0.1244318	-0.41	0.682
_cons	0.0857358	0.0543137	1.58	0.118

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of slr

 $\chi^2(1) = 0.52$ Prob > $\chi^2 = 0.4688$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.214	1	0.1368
2	4.094	2	0.1291
3	6.747	3	0.0804
4	6.676	4	0.154

Ho: no serial correlation

SIW

. regress siw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102
 F(4, 97) = 53.96
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.6899
 Adj R - squared = 0.6771

siw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.33357	0.136332	2.45	0.016
smb	0.519154	0.216671	2.4	0.018
hml	0.255584	0.145914	1.75	0.083
rmw	-0.97667	0.128369	-7.61	0.000
_cons	0.133422	0.056032	2.38	0.019

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of siw

$\chi^2(1) = 3.53$

Prob > $\chi^2 = 0.0604$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	5.252	1	0.0219
2	5.312	2	0.0702
3	5.297	3	0.1513
4	5.303	4	0.2576

Ho: no serial correlation

. prais siw rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of obs	=	102
F(4, 97)	=	50.55
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.6758
Adj R - squared	=	0.6624

siw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3547481	0.1301698	2.73	0.008
smb	0.481227	0.1944429	2.47	0.015
hml	0.2422785	0.1345279	1.8	0.075
rmw	-0.9236666	0.1176267	-7.85	0.000
_cons	0.1209155	0.0586605	2.06	0.042

SIA

```
. regress sia rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs      =       102
F( 4,  97)         =       17.76
Prob > F           =       0.0000
R - squared        =       0.4228
Adj R - squared    =       0.399
```

sia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.4985051	0.1224222	4.07	0.000
smb	0.6751989	0.194564	3.47	0.001
hml	0.2142838	0.1310269	1.64	0.105
rmw	-0.1957346	0.1152716	-1.7	0.093
_cons	0.128404	0.0503153	2.55	0.012

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sia

$\chi^2(1) = 2.65$

Prob > $\chi^2 = 0.1033$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.041	1	0.3076
2	1.302	2	0.5216
3	1.458	3	0.692
4	7.512	4	0.1112

Ho: no serial correlation

SIR

. regress sir rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102
 F(4, 97) = 6.99
 Prob > F = 0.0001
 R - squared = 0.2238
 Adj R - squared = 0.1918

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
sir				
rmmrf	0.5591384	0.1618992	3.45	0.001
smb	0.5032115	0.2573041	1.96	0.053
hml	0.5093277	0.1732786	2.94	0.004
rmw	0.39185	0.1524426	2.57	0.012
_cons	0.0999694	0.0665403	1.5	0.136

. estat hettest

reusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sir

$\chi^2(1) = 0.37$

Prob > $\chi^2 = 0.5431$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.473	1	0.4916
2	3.306	2	0.1915
3	3.628	3	0.3045
4	3.628	4	0.4587

Ho: no serial correlation

SHW

. regress shw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	102
F(4, 97)	=	148.79
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.8599
Adj R - squared	=	0.8541

shw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.2997062	0.128547	2.33	0.022
smb	0.8506164	0.2042981	4.16	0.000
hml	0.96056	0.1375822	6.98	0.000
rmw	-1.224976	0.1210386	-10.12	0.000
_cons	0.153621	0.0528326	2.91	0.005

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of shw

$\chi^2(1) = 0.30$

Prob > $\chi^2 = 0.5858$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.070	1	0.7911
2	0.578	2	0.7491
3	0.927	3	0.8188
4	0.918	4	0.9219

Ho: no serial correlation

SHA

. regress sha rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	102
F(4, 97)	=	40.39
Prob > F	=	0.0000
R - squared	=	0.6248
Adj R - squared	=	0.6094

sha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.2394817	0.1589718	1.51	0.135
smb	0.4875496	0.2526518	1.93	0.057
hml	0.8488437	0.1701455	4.99	0.000
rmw	-0.5795391	0.1496863	-3.87	0.000
_cons	0.1363075	0.0653371	2.09	0.040

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of sha

$\chi^2(1) = 0.10$

Prob > $\chi^2 = 0.7558$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.70	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.382	1	0.1228
2	3.945	2	0.1391
3	4.658	3	0.1987
4	4.756	4	0.3133

Ho: no serial correlation

SHR

```
. regress shr rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs      =       102
F( 4,  97)         =       20.98
Prob > F           =       0.0000
R - squared        =       0.4639
Adj R - squared    =       0.4418
```

shr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.5149708	0.1439814	3.58	0.001
smb	0.6154046	0.2288278	2.69	0.008
hml	0.9247607	0.1541015	6	0.000
rmw	0.3522212	0.1355715	2.6	0.011
_cons	0.0962771	0.0591761	1.63	0.107

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of shr

$\chi^2(1) = 0.48$

Prob > $\chi^2 = 0.4881$

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.180	1	0.0745
2	3.282	2	0.1938
3	7.059	3	0.070
4	7.168	4	0.1273

Ho: no serial correlation

BLW

. regress blw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102
 F(4, 97) = 52.25
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.683
 Adj R - squared = 0.6699

blw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.5789039	0.1133827	5.11	0.000
smb	-0.3171401	0.1801977	-1.76	0.082
hml	-0.1655323	0.1213521	-1.36	0.176
rmw	-0.7396916	0.1067601	-6.93	0.000
_cons	0.1119185	0.0466001	2.40	0.018

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of blw

$\chi^2(1) = 0.03$

Prob > $\chi^2 = 0.8712$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.260	1	0.6102
2	0.268	2	0.8746
3	0.502	3	0.9185
4	2.904	4	0.574

Ho: no serial correlation

BLA

. regress bla rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102

F(4, 97) = 20.1

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.4533

Adj R - squared = 0.4307

bla	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3242672	0.1283575	2.53	0.013
smb	-0.2415168	0.2039969	-1.18	0.239
hml	-0.0981149	0.1373794	-0.71	0.477
rmw	-0.5723522	0.1208602	-4.74	0.000
_cons	0.0870011	0.0527547	1.65	0.102

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bla

$\chi^2(1) = 0.01$

Prob > $\chi^2 = 0.9096$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	2.194	1	0.1386
2	3.383	2	0.1842
3	4.810	3	0.1862
4	4.759	4	0.3129

Ho: no serial correlation

BLR

. regress blr rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs	=	102
F(4, 97)	=	5.9
Prob > F	=	0.0003
R - squared	=	0.1957
Adj R - squared	=	0.1625

blr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.2368621	0.1236025	1.92	0.058
smb	-0.4548266	0.1964399	-2.32	0.023
hml	0.1155544	0.1322902	0.87	0.385
rmw	-0.0425347	0.1163829	-0.37	0.716
_cons	0.1707262	0.0508004	3.36	0.001

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of blr

$\chi^2(1) = 1.15$

Prob > $\chi^2 = 0.2842$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.830	1	0.3624
2	9.364	2	0.0093
3	9.625	3	0.022
4	11.460	4	0.0218

Ho: no serial correlation

. prais blr rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of Obs = 102
 F(4, 97) = 5.46
 Prob > F = 0.0005
 R - squared = 0.1839
 Adj R - squared = 0.1502

blr	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.1929381	0.121961	1.58	0.117
smb	-0.470936	0.1989228	-2.37	0.020
hml	0.1291492	0.132088	0.98	0.331
rmw	-0.0570201	0.1170356	-0.49	0.627
_cons	0.1644467	0.0488416	3.37	0.001

BIW

. regress biw rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of Obs = 102
 F(4, 97) = 49.27
 Prob > F = 0.0000
 R - squared = 0.6702
 Adj R - squared = 0.6566

biw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.4083471	0.1248401	3.27	0.001
smb	-0.6081768	0.1984067	-3.07	0.003
hml	0.2198042	0.1336147	1.65	0.103
rmw	-0.7071334	0.1175482	-6.02	0.000

_cons 0.0319459 0.0513091 0.62 0.535

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of biw

$\chi^2(1) = 1.73$

Prob > $\chi^2 = 0.1884$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	1.377	1	0.2406
2	1.807	2	0.4052
3	2.772	3	0.4281
4	4.064	4	0.3974

Ho: no serial correlation

BIA

. regress bia rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102

F(4, 97) = 18.72

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.4356

Adj R - squared = 0.4123

bia	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3991016	0.1262902	3.16	0.002
smb	-0.328671	0.2007114	-1.64	0.105
hml	0.1941996	0.1351668	1.44	0.154
rmw	-0.3046583	0.1189136	-2.56	0.012
_cons	0.1698571	0.0519051	3.27	0.001

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bia

$\chi^2(1) = 1.21$

Prob > $\chi^2 = 0.2723$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	3.513	1	0.0609
2	5.193	2	0.0745
3	5.820	3	0.1207

4 8.570 4 0.0728

Ho: no serial correlation

BIR

. regress bir rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102

F(4, 97) = 14.72

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.3777

Adj R - squared = 0.352

bir	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3975021	0.1083162	3.67	0.000
smb	-0.4554452	0.1721455	-2.65	0.010
hml	0.3208524	0.1159294	2.77	0.007
rmw	0.042489	0.1019895	0.42	0.678
_cons	0.1863506	0.0445178	4.19	0.000

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bir

$\chi^2(1) = 0.78$

Prob > $\chi^2 = 0.3785$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413


```
rmmrf          1.7          0.587977
smb            1.41         0.70851
. estat durbinalt, lags(1/4)    (Kiểm định tự tương quan)
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.041	1	0.840
2	1.906	2	0.386
3	2.737	3	0.434
4	2.740	4	0.602

Ho: no serial correlation

BHW

```
. regress bhw rmmrf smb hml rmw    (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```
Number of obs    =    102
F( 4, 97)        =   100.81
Prob > F          =    0.0000
R - squared       =    0.8061
Adj R - squared   =    0.7981
```

bhw	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.3372274	0.1360899	2.48	0.015
smb	-0.5055495	0.2162859	-2.34	0.021
hml	1.025563	0.1456553	7.04	0.000
rmw	-0.9095485	0.1281409	-7.1	0.000
_cons	0.129969	0.0559327	2.32	0.022

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bhw

$$\chi^2(1) = 3.59$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0.0583$$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.001	1	0.9706
2	2.526	2	0.2827
3	2.549	3	0.4664
4	3.996	4	0.4065

Ho: no serial correlation

BHA

. regress bha rmmrf smb hml rmw (Hồi quy dữ liệu gốc)

Number of obs = 102

F(4, 97) = 47.5

Prob > F = 0.0000

R - squared = 0.662

Adj R - squared = 0.6481

bha	Coef.	Std. Err.	t	P>t
rmmrf	0.2865636	0.1373546	2.09	0.040
smb	-0.4813734	0.2182958	-2.21	0.030
hml	0.9441268	0.1470089	6.42	0.000

rmw	-0.4003429	0.1293317	-3.1	0.003
_cons	0.1378982	0.0564525	2.44	0.016

. estat hettest

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bha

$\chi^2(1) = 0.46$

Prob > $\chi^2 = 0.4998$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.7	0.587977
smb	1.41	0.70851

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	4.228	1	0.0398
2	5.070	2	0.0793
3	5.064	3	0.1672
4	5.280	4	0.2598

Ho: no serial correlation

. prais bha rmmrf smb hml rmw (Khắc phục tự tương quan)

Number of obs = 102

F(4, 97) = 51.72

Prob > F = 0.0000

```

R - squared      =      0.6808
Adj R - squared  =      0.6676
bha      Coef.      Std. Err.      t      P>t
rmmrf    0.3441781   0.1326676   2.59    0.011
smb      -0.4978248   0.2001575  -2.49    0.015
hml      0.9423984   0.1379857   6.83    0.000
rmw      -0.3881057   0.1206762  -3.22    0.002
_cons    0.147887      0.0586558   2.52    0.013

```

BHR

```
. regress bhr rmmrf smb hml rmw      (Hồi quy dữ liệu gốc)
```

```

Number of obs      =      102
F( 4, 97)          =      16.98
Prob > F           =      0.000
R - squared        =      0.4118
Adj R - squared    =      0.3876

```

```

bhr      Coef.      Std. Err.      t      P>t
rmmrf    0.3611266   0.1240468   2.91    0.004
smb      -0.3404379   0.197146    -1.73    0.087
hml      0.7440022   0.1327657   5.6     0.000
rmw      0.1921153   0.1168013   1.64    0.103
_cons    0.0499499     0.050983    0.98    0.33

```

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of bhr

$\chi^2(1) = 0.25$

Prob > $\chi^2 = 0.6190$

. vif

Variable	VIF	1/VIF
rmw	2.13	0.470404
hml	1.95	0.513413
rmmrf	1.70	0.587977
smb	1.41	0.708510

. estat durbinalt, lags(1/4) (Kiểm định tự tương quan)

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	χ^2	df	Prob > χ^2
1	0.451	1	0.5018
2	1.163	2	0.5591
3	6.847	3	0.0769
4	7.334	4	0.1192

Ho: no serial correlation