

MÔ HÌNH ĐỊNH GIÁ TÀI SẢN HỢP LÝ TẠI VIỆT NAM

THE RATIONAL ASSET PRICING MODEL IN VIETNAM

Trần Việt Hoàng

ĐHQG-HCM - tranviethoangvnu@yahoo.com

Nguyễn Ngọc Huy

Trường Đại học Kinh tế - Luật, ĐHQG-HCM - nnhuy@uel.edu.vn

Nguyễn Anh Phong

Trường Đại học Kinh tế - Luật, ĐHQG-HCM - phongna@uel.edu.vn

(Bài nhận ngày 03 tháng 4 năm 2014, hoàn chỉnh sửa chữa ngày 21 tháng 8 năm 2014)

TÓM TẮT

Hiện nay có rất nhiều nghiên cứu thực chứng kiểm chứng các mô hình định giá tài sản như CAPM, mô hình ba nhân tố, bốn nhân tố, các kiểm chứng được thực hiện trên các thị trường chứng khoán trong và ngoài nước. Các công ty được chọn phải niêm yết liên tục ít nhất là 24 tháng tính đến năm 2011, các công ty có giá trị sổ sách < 0 sẽ bị loại, tính từ lúc niêm yết cho đến hết năm 2011. Theo cách chọn mẫu này tính đến năm 2011 có 299 mã cổ phiếu thỏa điều kiện. Bài nghiên cứu này nhằm đánh giá tính hợp lý các mô hình định giá: CAPM, FF3 (mô hình 3 nhân tố của Fama-French), FF3 kết hợp với thanh khoản. Kết quả cho thấy tại Việt Nam, mô hình FF3 tốt hơn CAPM, FF3 khi kết hợp với thanh khoản tốt hơn FF3. Từ đó chúng tôi đề xuất áp dụng mô hình 4 nhân tố trong định giá chứng khoán.

Từ khóa: CAPM, Fama và French, mô hình ba nhân tố, thanh khoản, phương pháp FM, phương pháp GRS, phương pháp GMM.

ABSTRACT

Nowadays there are many empirical studies verifying the models of asset pricing such as the CAPM (Capital Asset Pricing Model), the Three - Factored Model (FF3), Four - Factored Model (FF4), and the testing studies on the Vietnam stock market as well as studies abroad. We selected stocks listed on Vietnam stock market which have been listed continuously at the end of 2011, stocks which have BE/ME < 0 were eliminated. Following this selection 299 stocks have been selected. This research aims to evaluate the rationality of pricing models: the CAPM, the FF3, the FF3 combined with the liquidity. The findings showed that in Vietnam context, the FF3 model is more accordant than the CAPM, the model of FF3 combined with liquidity is more coincident than the FF3 model. Thus, we suggested the Four Factored Model for the case of the stock market of Vietnam.

Keywords: CAPM, Fama and French, Three Factor Model, liquidity, FM method, GRS method, GMM method.

1. GIỚI THIỆU

Hiện nay, có rất nhiều nghiên cứu đề cập và kiểm chứng các mô hình định giá tài sản trên các thị trường chứng khoán trong và ngoài nước. Mô hình định giá nào hợp lý cho đến nay vẫn còn nhiều tranh cãi, từ mô hình CAPM ban đầu cho đến nghiên cứu của Fama (đoạt giải Nobel kinh tế năm 2013). Các nghiên cứu tập trung vào các rủi ro về quy mô (đo bằng giá trị giao dịch), giá trị (đo bằng các biến như giá trị sổ sách so giá trị thị trường, giá so cổ tức). Các nghiên cứu khác thì cho rằng các rủi ro không hẳn do quy mô hay giá trị mà đơn giản là do tính đặc thù hay đặc trưng của từng nhóm cổ phiếu hay tài sản. Mặc dù tại Việt Nam cũng có các nghiên cứu đánh giá tính hợp lý của CAPM hay kiểm định sự phù hợp của FF3. Theo lý thuyết định giá tài sản, người nghiên cứu được phép bổ sung phần bù suất sinh lời của bất kỳ yếu tố nào bất thường vào trong mô hình định giá. Tuy nhiên để chứng minh phần bù yếu tố nào đưa vào mô hình sẽ tốt, người phân tích cần chứng minh: hệ số chặn (Intercept) $\alpha^i \rightarrow 0$ và phần dư của mô hình $E(\epsilon^i) \rightarrow 0$. Các so sánh khác như hệ số R^2 hiệu chỉnh, hay kiểm định chi bình phương,... chỉ mang tính bổ sung. Hiện nay các nghiên cứu trong nước hầu như chỉ mang tính kiểm tra tính phù hợp của các mô hình định giá, như đánh giá xem mô hình ba nhân tố của Fama và French, mô hình bốn nhân tố của Carhart,... có hợp lý hay không tại thị trường chứng khoán Việt Nam. Tuy nhiên các nghiên cứu chỉ dừng lại so sánh chỉ số R^2 hiệu chỉnh, và một số kiểm định khác (như kiểm định chuỗi dừng, kiểm định chi bình phương,...) bằng phương pháp OLS, trong khi phần chính để xem các mô hình có hợp lý hơn hay không thì cần kiểm chứng thống kê hệ số chặn (Intercept) α^i và phần dư của mô hình $E(\epsilon^i)$ có bằng không hay không thì chưa đề cập. Cho đến ngày nay các nghiên cứu kiểm chứng các mô hình định giá như vậy có thể sử dụng ba phương pháp sau: (1) Phương pháp của Fama và MacBeth (1973), (2) phương pháp GMM

của Hansen (1982), (3) phương pháp GRS của Gibbons, Ross và Shanken năm 1989. Trong đó nổi bật là phương pháp GMM người mà cùng với Fama đoạt giải Nobel kinh tế năm 2013 bởi lẽ tính khả dụng và hợp lý của GMM. GMM đã làm cho việc đánh giá tính kinh tế của các mô hình định giá tài sản khả thi dưới các giả định thực tế hơn liên quan đến bản chất của các quá trình ngẫu nhiên chi phối sự tiến triển theo thời gian của các biến ngoại sinh. Các mô hình định giá tài sản khác nhau giải thích xem làm thế nào giá của các tài sản tài chính được xác định trong thị trường tài chính. Những mô hình này là khác nhau do bản chất của các giả định mà họ đưa ra liên quan đến các đặc tính nhà đầu tư, đó là: sở thích, nguồn lực, và tập hợp thông tin; quá trình ngẫu nhiên kiểm soát sự xuất hiện của thông tin trên thị trường tài chính; và bản chất của công nghệ sử dụng trong giao dịch để trao đổi các tài sản tài chính và tài sản thực giữa các đại lý khác nhau trong nền kinh tế. Ngoài ra điểm mới trong nghiên cứu của chúng tôi là đưa thêm biến thanh khoản vào trong mô hình định giá bởi lẽ thị trường chứng khoán nước ta có quy mô nhỏ, sự biến động của giá bị chi phối rất mạnh của yếu tố thanh khoản. Do vậy bài nghiên cứu này ngoài kiểm chứng, so sánh các mô hình như CAPM, FF3 theo phương pháp mới, chúng tôi còn đề xuất mô hình mới trong đó có yếu tố thanh khoản đóng vai trò trung tâm.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Cơ sở lý thuyết

Các mô hình định giá tài sản đều xuất phát từ lý thuyết tiêu dùng tối ưu. Đối với bất kỳ nhà đầu tư nào đều dựa vào mô hình tiêu dùng cơ bản như sau:

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_{t+1} \right] \quad (1)$$

Mục tiêu quan trọng nhất là làm sao tìm ra giá trị của dòng tiền không chắc chắn. Mô hình CAPM có dạng: $m_{t+1} = a + bR^w$; Trong đó R^w là suất sinh lời toàn bộ danh mục tài sản. CAPM là mô hình đầu tiên, nổi tiếng nhất và là mô hình phổ biến nhất trong định giá tài sản, nó ràng buộc giữa yếu tố chiết khấu m với suất sinh lời của toàn bộ danh mục tài sản. Mô hình dạng tuyến tính:

$$m_{t+1} = a + b.R_{t+1}^w \quad (2)$$

Trong đó a, b là hai tham số tự do, chúng ta có thể tìm ra a và b bằng cách chiết khấu yếu tố m với hai tài sản bất kỳ, chẳng hạn như giữa suất sinh lời toàn bộ danh mục tài sản với lãi suất phi rủi ro. Trong các nghiên cứu thực chứng, người ta tìm a, b bằng hồi quy dữ liệu yếu tố m so với danh mục thị trường. Tuy nhiên chúng ta khó có thể có được dữ liệu về danh mục thị trường, do vậy nghiên cứu thực nghiệm thường dùng các chỉ số suất sinh lời của thị trường chứng khoán đại diện cho suất sinh lời danh mục thị trường, ví dụ như ở Hoa Kỳ thường dùng NYSE hay S&P500 làm đại diện. CAPM thường được đề cập phổ biến dưới dạng suất sinh lời kỳ vọng:

$$E(R^i) = \alpha + \beta_{i,R^w} [E(R^w) - \alpha] \quad (3)$$

Hay có thể nói suất sinh lời trên tài sản i là α (nó là suất sinh lời kỳ vọng không có rủi ro R^f) cộng với phần bù rủi ro của tài sản đó (bằng β nhân với chênh lệch suất sinh lời của toàn bộ danh mục tài sản trừ cho suất sinh lời không có rủi ro). Phương trình (3) có thể viết lại:

$$E(R^i) = R^f + \beta_{i,R^w} [E(R^w) - R^f] \quad (4)$$

Phương trình (4) trong nghiên cứu thực chứng kinh tế lượng có thể viết lại dưới dạng:

$$R^i - R^f = \alpha^i + \beta_{i,R^w} [R^w - R^f] + \varepsilon^i \quad (5)$$

Với: R_i là tỷ suất sinh lợi của chứng khoán i ; R^f : tỷ suất sinh lợi phi rủi ro của thị trường; $\beta_{i,w}$: hệ số beta của chứng khoán i so với danh mục

thị trường; R^w : tỷ suất sinh lợi của danh mục thị trường; α^i là hệ số dốc của phương trình (5); ε^i là sai số ngẫu nhiên của mô hình. Các phương pháp kinh tế lượng nhằm xem xét mô hình nào hợp lý là ở chỗ cần chứng minh: $\alpha^i \rightarrow 0$ và $E(\varepsilon^i) \rightarrow 0$.

2.2. Phương pháp, mô hình và dữ liệu nghiên cứu

Cho đến thời điểm hiện nay đã có nhiều phương pháp nghiên cứu thực chứng và định lượng được sử dụng vào các mô hình định giá tài sản như: phương pháp FM (Fama và MacBeth 1973), phương pháp GRS (Gibbons, Ross và Shanken 1989), phương pháp GLS (General Least square), phương pháp của Shanken (1992), phương pháp GMM của Hansen (1982). Trong các phương pháp kể trên, theo tổng quan nghiên cứu đa số các tác giả thường sử dụng phương pháp FM và GMM trong định lượng, và gần đây một số tác giả có kết hợp hay bổ sung thêm phương pháp GRS như nghiên cứu của Fama (2012). Từ tổng hợp các nghiên cứu trên, để đánh giá tính khả thi và phù hợp các mô hình định giá hiện đại, ngoài mô hình CAPM truyền thống, tác giả sử dụng mô hình FF3, ngoài ra rủi ro thanh khoản là yếu tố rủi ro đặc trưng ở TTCK các quốc gia mới nổi (Bekaert et al ; Judith Lischewski-Svitlana Voronkova 2010 ; Saeed Fathi 2012). Do đó trong nghiên cứu tác giả sử dụng mô hình ba nhân tố kết hợp với thanh khoản trong nghiên cứu. Mô hình được sử dụng như sau:

Mô hình ba nhân tố của Fama và French

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_1(R_{Mt} - R_{ft}) + s_i(R_{SMBt}) + h_i(R_{HMLt}) + e_{it}$$

Trong đó:

R_{it} : suất sinh lợi trung bình của danh mục cổ phiếu i

R_{Mt} : suất sinh lợi trung bình thị trường

R_{it} : suất sinh lời 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} : suất sinh lời trung bình danh mục quy mô nhỏ trừ quy mô lớn

R_{HMLt} : suất sinh lời trung bình của danh mục có chỉ số BE/ME cao trừ suất sinh lời trung bình của danh mục có chỉ số BE/ME thấp

a_i : hệ số chặn

b_p, s_p, h_i : hệ số hồi quy theo các danh mục

e_{it} : sai số ngẫu nhiên

Mô hình bốn nhân tố: kết hợp mô hình ba nhân tố với thanh khoản

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

Trong đó:

R_{LMHt} : suất sinh lời trung bình của danh mục có thanh khoản thấp trừ suất sinh lời trung bình của danh mục có thanh khoản cao

l_i : hệ số dốc hồi quy theo nhân tố thanh khoản

e_{it} : sai số ngẫu nhiên

Dữ liệu nghiên cứu: Nhằm đảm bảo số liệu được liên tục, đảm bảo số mẫu trong hồi quy tuyến tính đơn (ít nhất 24 tháng), đảm bảo dữ liệu khi tính toán các hệ số bê-ta có đầy đủ các tháng trong năm 2011, tác giả chọn các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ năm 2007 đến năm 2011 (bao gồm các công ty niêm yết tại Sở GDCK TP.HCM và Sở GDCK Hà Nội), các công ty được chọn phải niêm yết liên tục ít nhất là 24 tháng tính đến năm 2011, các công ty có giá trị sổ sách < 0 sẽ bị loại, tính từ lúc niêm yết cho đến hết năm 2011. Theo cách chọn mẫu này tính đến năm 2011 có 299 mã cổ phiếu thỏa điều kiện. **Dữ liệu giá** để tính suất sinh lời trung bình theo tháng, tác giả lấy từ phần mềm Metastock, lấy theo dữ liệu giá đã được điều chỉnh theo cổ tức, cổ phiếu thưởng. Áp dụng phương pháp FF để tính toán suất sinh lời các danh mục: **SMB và HML**

3. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU:

Bảng 1. Mô tả dữ liệu nghiên cứu

Danh mục	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Trung bình	Độ lệch chuẩn	P-Value (JB)	P-Value (ADF)
S/L	-28.49%	52.77%	-2.94%	16.24%	0.081	0.000
S/M	-26.65%	44.01%	-4.14%	15.03%	0.042	0.000
S/H	-29.47%	52.99%	-3.53%	18.24%	0.035	0.000
B/L	-24.16%	38.49%	-2.36%	12.94%	0.087	0.000
B/M	-25.22%	27.46%	-3.97%	12.03%	0.028	0.000
B/H	-24.59%	50.67%	-3.89%	15.50%	0.012	0.000
R_{SMB}	-13.71%	38.72%	-1.26%	7.79%	0.013	0.000
$R_M - R_f$	-25.29%	41.62%	-2.02%	12.52%	0.094	0.000
R_{HML}	-14.07%	13.90%	1.19%	4.79%	0.069	0.005
$R_{LMHLiq2}$	-28.02%	6.61%	-1.22%	6.43%	0.056	0.000
$R_{LMHLiq1}$	-21.95%	12.07%	-1.49%	5.46%	0.014	0.004

Nguồn: Tính toán của tác giả suất sinh lời theo nhóm các danh mục

Bảng 1 mô tả dữ liệu nghiên cứu được tính theo suất sinh lời các danh mục từ tháng 1/2006 cho đến tháng 12/2011. Kết quả cho thấy suất sinh lời các danh mục hầu hết có sự biến động mạnh, chênh lệch giữa giá trị lớn nhất và nhỏ nhất khá cao, độ lệch chuẩn của các danh mục S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H đều cao và trên 10%/tháng. Tuy nhiên khi tính suất sinh lời bình quân theo các danh mục SMB, HML hay LMHL thì sự dao động giảm xuống, và độ lệch chuẩn

cũng biến động dưới 10%. Giá trị P-value của thống kê JB (Jarque-Bera) đều lớn hơn 0.01, do vậy các biến có phân phối chuẩn ở mức ý nghĩa 99%. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị (ADF-Augmented Dickey Fuller) cho các giá trị $P\text{-value} \leq 0.01$, cho thấy với mức ý nghĩa 99% các biến hầu hết đạt tính dừng. Kết quả mô tả dữ liệu này cho thấy trong trường hợp này sử dụng phương pháp GMM là hợp lý (theo Jagannathan, Skoulakis 2002).

Bảng 2. Kết quả hồi quy các mô hình theo 6 danh mục bằng phương pháp GRS

Mô hình	Chỉ số bình quân	S/L	S/M	S/H	B/L	B/M	B/H	Trung bình
CAPM	a	0.0147	0.0086	0.0388	0.0105	0.0066	0.0304	0.0179
	b	1.0385	0.9233	1.1481	0.9820	0.8658	1.1698	1.0213
	GRS	0.7242	0.7049	0.8764	0.7439	0.7208	1.5478	0.8721
	S.D (a)	0.0032	0.0038	0.0061	0.0011	0.0012	0.0039	0.0032
	S.R (a)	4.5150	2.2704	6.3207	9.4217	5.2785	7.8099	5.9029
Fama-French	a	0.0181	0.0052	0.0185	0.0178	0.0037	0.0174	0.0130
	b	1.0970	0.8653	1.0464	1.0335	0.8911	1.0841	1.0029
	s	1.1630	1.0873	1.1613	0.0842	0.2415	0.0860	0.6373
	h	-0.6369	0.1660	0.4402	-0.3653	-0.2229	0.5575	-0.0098
	GRS	1.2702	1.2702	1.1919	1.2199	1.0423	1.3182	1.2055
	S.D (a)	0.0034	0.0014	0.0026	0.0017	0.0023	0.0024	0.0022
	S.R (a)	5.3816	3.7171	7.1564	10.7180	1.6135	7.1231	5.8663
Fama-French với Liq1	a	0.0027	0.0001	0.0102	0.0091	0.0021	0.0015	0.0043
	b	0.9819	0.9027	0.9841	0.9685	0.9338	0.9663	0.9563
	s	1.4337	0.9994	1.3076	0.2370	0.1407	0.3631	0.7468
	h	-0.6680	0.1743	0.4222	-0.3831	-0.2152	0.5268	-0.0233
	ll	-0.5615	0.1815	-0.3043	-0.3172	0.2072	-0.5744	-0.2278
	GRS	0.4300	0.4294	0.4430	0.4413	0.4333	0.4288	0.4343
	S.D (a)	0.0021	0.0020	0.0021	0.0012	0.0044	0.0016	0.0022
	S.R(a)	1.2586	0.0702	4.7756	7.7222	0.4827	0.9883	2.5250

Fama-French với Liq2	a	0.0021	0.0158	0.0066	0.0037	0.0214	0.0007	0.0083
	b	0.9454	0.7861	0.8584	0.8722	0.7585	0.9592	0.8635
	s	0.9159	0.9578	0.8546	-0.1790	0.0250	-0.1177	0.4097
	h	-0.5780	0.1966	0.5136	-0.3023	-0.1718	0.6062	0.0445
	l2	-0.5136	-0.2684	-0.6365	-0.5459	-0.4494	-0.4231	-0.4724
	GRS	0.5694	0.6051	0.5744	0.5702	0.6295	0.5694	0.5856
	S.D (a)	0.0020	0.0020	0.0012	0.0014	0.0018	0.0015	0.0016
	S.R (a)	1.0511	8.0046	5.5008	2.5889	11.9738	0.4646	5.1630

Nguồn: Tính toán của tác giả theo phương pháp GRS;

S.D(a) là độ lệch chuẩn của hệ số a trong mô hình; S.R(a) là chỉ số Sharp Ratio của hệ số a;

Các hệ số được tính bình quân từ các mô hình hồi quy 24 mô hình trong 24 tháng.

Bảng 3 Kết quả hồi quy các mô hình theo 6 danh mục bằng phương pháp GMM

Mô hình	Chỉ số bình quân	S/L	S/M	S/H	B/L	B/M	B/H	Trung bình
CAPM	a	0.0145	0.0067	0.0331	0.0104	0.0071	0.0284	0.0163
	b	1.0391	0.9205	1.1501	0.9763	0.8645	1.1730	1.0204
	Adj.R ²	0.6271	0.5927	0.6439	0.8875	0.8201	0.9189	0.7571
	RootMSE	0.1090	0.1051	0.1172	0.0472	0.0554	0.0476	0.0785
	GRS	0.7097	0.6908	0.8568	0.7291	0.7063	1.511	0.8532
	S.D (a)	0.0030	0.003	0.0047	0.0009	0.0085	0.0023	0.0021
	S.R (a)	4.4210	2.2242	6.1832	9.2314	5.1641	7.644	5.791
Fama-French	a	0.0177	0.0038	0.0169	0.0171	0.0043	0.0178	0.0126
	b	1.0961	0.8717	1.0451	1.0340	0.8963	1.0850	1.0047
	s	1.1604	1.0851	1.1551	0.0792	0.2365	0.0849	0.6336
	h	-0.6302	0.1183	0.4481	-0.3783	-0.2264	0.5415	-0.0202
	Adj.R ²	0.9280	0.9235	0.9294	0.8962	0.8380	0.9374	0.9117
	RootMSE	0.0481	0.0454	0.0524	0.0460	0.0530	0.0840	0.0529
	GRS	0.7025	0.6838	0.8501	0.7216	0.6992	1.5014	0.8459
	S.D (a)	0.0031	0.0037	0.0059	0.0011	0.0012	0.0038	0.0031
	S.R (a)	4.3796	2.2023	6.1311	9.1390	5.1201	7.5756	5.7258

Fama-French với Liq1	a	0.0024	0.0014	0.0095	0.0091	0.0021	0.0054	0.0049
	b	0.9801	0.9150	0.9865	0.9740	0.9430	0.9664	0.9614
	s	1.4420	0.9803	1.2952	0.2210	0.1225	0.3745	0.7393
	h	-0.6760	0.1311	0.4195	-0.4020	-0.2212	0.4970	-0.0414
	l1	-0.5721	0.2060	-0.2880	-0.2946	0.2274	-0.5850	-0.2171
	Adj.R ²	0.9390	0.9250	0.9330	0.9102	0.8380	0.9514	0.9188
	RootMSE	0.0440	0.0500	0.0519	0.0450	0.0525	0.0370	0.0459
	GRS	0.3784	0.3779	0.3898	0.3883	0.3813	0.3773	0.3822
	S.D (a)	0.0018	0.0018	0.0018	0.0011	0.0039	0.0014	0.0019
	S.R (a)	1.1076	0.0618	4.2025	6.7955	0.4248	0.8697	2.2120
Fama-French với Liq2	a	0.0021	0.0123	0.0054	0.0017	0.0259	0.0021	0.0080
	b	0.9425	0.8050	0.8695	0.8865	0.7586	0.9654	0.8710
	s	0.9094	0.9704	0.8621	-0.1632	0.0153	-0.1124	0.4147
	h	-0.5485	0.1335	0.4912	-0.3435	-0.2430	0.5750	0.0062
	l2	-0.5350	-0.2354	-0.6247	-0.5145	-0.4553	-0.4230	-0.4638
	Adj.R ²	0.9375	0.9220	0.9410	0.9105	0.8530	0.9450	0.9210
	RootMSE	0.0446	0.0450	0.0483	0.0425	0.0510	0.0395	0.0441
	GRS	0.4840	0.5143	0.4882	0.4847	0.5351	0.4840	0.4978
	S.D (a)	0.0017	0.0017	0.0010	0.0012	0.0015	0.0013	0.0014
	S.R (a)	0.8934	6.8039	4.6757	2.2006	10.177	0.3949	4.3886

Nguồn: Tính toán của tác giả từ chương trình Stata theo phương pháp GMM;

() Mức ý nghĩa 1%, (**) Mức ý nghĩa 5%, (***) Mức ý nghĩa 10%;*

Các hệ số được tính bình quân từ các mô hình hồi quy 24 mô hình trong 24 tháng.

Kết quả hồi quy các mô hình theo hai phương pháp GRS và GMM từ bảng 2 và 3 cho thấy:

– Hệ số chặn (a) trung bình trong các mô hình giảm dần và tiến về 0 cho dù sử dụng phương pháp GRS hay GMM. Cụ thể hệ số chặn trung bình a trong mô hình CAPM theo phương pháp GRS là 0.0179, FF3 là 0.013, FF3 kết hợp thêm biến thanh khoản 1 là 0.0043, FF3 kết hợp thêm biến thanh khoản 2 là 0.0083; các

hệ số này theo phương pháp GMM lần lượt là: 0.0163, 0.0126, 0.0049 và 0.008. Kết quả này chứng tỏ rằng mô hình FF3 tốt hơn CAPM, trong khi nếu sử dụng FF3 kết hợp thêm biến thanh khoản thì kết quả còn tốt hơn cả mô hình FF3.

– Kết quả chứng minh tại TTCK nước ta thì yếu tố thanh khoản có ảnh hưởng rất lớn đến suất sinh lời cổ phiếu, do vậy mô hình CAPM

hay FF3 không tốt hơn mô hình FF3 kết hợp với biến thanh khoản. Bằng chứng cho thấy hệ số GRS của mô hình kết hợp biến thanh khoản là nhỏ nhất (hệ số GRS trung bình CAPM là 0.8721, của mô hình FF3 là 1.2005, FF3 với Liq1 là 0.4343 và mô hình FF3 với Liq2 là 0.5856), kết quả theo phương pháp GRS còn chứng tỏ mô hình FF3 thất bại ngay cả so với CAPM (FF3 không tốt hơn CAPM) bởi hệ số GRS của mô hình FF3 lớn hơn hệ số GRS của CAPM. Bên cạnh đó, bằng phương pháp GRS còn có chỉ số Sharp, theo kết quả cho thấy chỉ số S.R hệ số chặn của mô hình FF3 kết hợp với thanh khoản vẫn tốt hơn FF3 hay CAPM. Còn theo phương pháp GMM hệ số R^2 hiệu chỉnh của mô hình FF3 cao hơn CAPM, tuy nhiên khi mô hình FF3 kết hợp với thanh khoản thì hệ số R^2 hiệu chỉnh cao hơn cả trong mô hình FF3, cụ thể hệ số R^2 hiệu chỉnh của CAPM bình quân là

0.7571, FF3 là 0.9117, FF3 với Liq1 là 0.9188 và của FF3 với thanh khoản 2 là 0.9210. Kết quả cũng minh chứng thông qua hệ số RootMSE của mô hình FF3 kết hợp thanh khoản là tốt hơn (vì hệ số RootMSE nhỏ hơn). Đối chứng các chỉ số GRS, SD(a) và S.R(a) ở cả hai phương pháp GRS và GMM đều cho thấy mô hình FF3 kết hợp với thanh khoản hiệu quả hơn mô hình FF3 và CAPM.

– Theo lý thuyết rủi ro là lợi nhuận, các doanh nghiệp có quy mô nhỏ hay có chỉ số BE/ME cao là các doanh nghiệp có rủi ro cao (rủi ro về quy mô và rủi ro giá trị) do vậy suất sinh lời của nó phải cao để bù đắp cho rủi ro cao. Bởi vì một cổ phiếu có đặc điểm giống nhau (ví dụ như đều có quy mô nhỏ) thì chúng sẽ có dao động giống nhau, nhưng sẽ khác với thị trường. Xét theo lý thuyết này thì các danh mục phải có các hệ số dốc như sau:

Bảng 4 Giá trị các hệ số hồi quy theo các danh mục

Danh mục	Hệ số b	Hệ số s	Hệ số h	Hệ số l1	Hệ số l2
S/L	+ (Đúng)	+ (Đúng)	- (Đúng)	+ (Sai)	+ (Sai)
S/M	+ (Đúng)	+ (Đúng)	+/- (Đúng)	+ (Sai)	+ (Sai)
S/H	+ (Đúng)	+ (Đúng)	+ (Đúng)	+ (Sai)	+ (Sai)
B/L	+ (Đúng)	- (Sai)	- (Đúng)	+ (Sai)	+ (Sai)
B/M	+ (Đúng)	- (Sai)	+/- (Đúng)	+ (Sai)	+ (Sai)
B/H	+ (Đúng)	- (Sai)	+ (Đúng)	+ (Sai)	+ (Sai)

Số trong (.) là số thực tế kiểm chứng

Hệ số dốc thể hiện phần bù rủi ro quy mô (s) trung bình ở các danh mục có quy mô nhỏ (Small) có $s > 0$, trong khi ở các danh mục có quy mô lớn (Big) lại có $s > 0$ kết quả này đúng kể cả hai phương pháp GRS và GMM. Kết quả này là không phù hợp theo lý thuyết về rủi ro và lợi nhuận. Kết quả này cũng phù hợp với phân tích mô tả cũng như hồi quy đơn biến giữa suất sinh lời với quy mô: tại Việt Nam giữa suất sinh lời với quy mô tồn tại quan hệ thuận chiều, nghĩa

là doanh nghiệp có quy mô lớn thường cho suất sinh lời cao. Còn đối với rủi ro giá trị (phần bù rủi ro giá trị-h) trị số h đều phù hợp lý thuyết, cho thấy hành vi đầu tư của nhà đầu tư tại Việt Nam là có đầu tư dựa vào giá trị.

– Tương tự như quy mô, rủi ro thanh khoản tại TTCK Việt Nam cũng không phù hợp theo lý thuyết rủi ro. Kết quả hồi quy bằng hai phương pháp GRS và GMM đều cho thấy các hệ số dốc

thể hiện phần bù rủi ro thanh khoản (1) đều <0 , đều phù hợp với phần phân tích mô tả, cũng như kết quả hồi quy riêng lẻ giữa thanh khoản với suất sinh lời: cổ phiếu có thanh khoản cao có suất sinh lời trung bình cao hơn cổ phiếu có thanh khoản thấp. Cụ thể hệ số dốc trung bình của phần bù rủi ro thanh khoản $Liq1$ theo GRS là -0.2278 của $Liq2$ là -0.4624 ; trong khi kết quả này bằng phương pháp GMM là -0.2171 và -0.4638 . Hệ số dốc trung bình $I1$ và $I2$ tính bằng chênh lệch trung bình suất sinh lời của nhóm có thanh khoản thấp trừ suất sinh lời của nhóm có thanh khoản cao, do vậy hệ số dốc <0 cho thấy nhóm có thanh khoản cao có suất sinh lời trung bình cao hơn nhóm có thanh khoản thấp.

4. KẾT LUẬN VÀ CÁC GỢI Ý

Kết quả hồi quy bằng các phương pháp GRS hay GMM đều cho thấy hai yếu tố rủi ro quy mô và thanh khoản là trái ngược với lý thuyết về rủi ro và lợi nhuận, bởi lẽ các cổ phiếu có thanh khoản thấp thường chứa đựng nhiều rủi ro, do vậy nó phải cho suất sinh lời cao hơn các cổ phiếu có thanh khoản cao (tương tự như quy mô). Kết quả này có thể do các lý do sau đây:

Một là các nhà đầu tư ở Việt Nam họ chỉ kỳ vọng suất sinh lời cao vào các cổ phiếu có tính thanh khoản cao, vì các cổ phiếu có thanh khoản cao ở Việt Nam đa phần là các cổ phiếu Blue-chip do vậy họ sẵn lòng chấp nhận mức rủi ro cao hơn để có thể có được suất sinh lời cao.

Hai là các nhà đầu tư ở Việt Nam có hiện tượng đầu tư bầy đàn, họ mua các cổ phiếu có

mức vốn hóa lớn (quy mô lớn), cổ phiếu dễ giao dịch theo sự dẫn dắt của các nhà đầu tư lớn mà bất chấp rủi ro có thể có nếu thị trường đi xuống, hay khi có thông tin xấu. Ví dụ điển hình là trong tháng 3/2012, một số cổ phiếu thuộc diện cảnh báo nhưng vẫn tăng giá trần như SAM, NTB,...

Ba là các nhà đầu tư tại TTCK Việt Nam có thể 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 suất sinh lời 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

Bốn là theo nghiên cứu của Daniel và Titman (1997) thì không có bằng chứng thể hiện các phần bù về quy mô hay giá trị, mà các quan hệ này đôi khi bởi 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.

Các kết quả trên cho thấy thanh khoản là biến cần thiết và hợp lý 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 suất sinh lời với thanh khoản hay giữa suất sinh lời thanh khoản kết hợp với các biến thị trường, quy mô hay biến giá trị (BE/ME). Trong khi biến giá trị và quy mô có ý nghĩa giải thích không ổn định trong trường hợp riêng lẻ hay kết hợp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1]. Amihud, Y. and H. Mendelson (1986), Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.

[2]. Banz, R. W. (1981), The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.

- [3]. Basu, Sanjoy (1983), The relationship between earning yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence, *Journal of financial economics* 12, pp129-156.
- [4]. Carhart, Mark M (1997), On persistence in Mutual Fund performance, *Journal of Finance*, Vol LII, No.1, March 1997.
- [5]. Daniel, K., Titman (1997), Evidence on the Characteristics of cross sectional Variation in Stock returns, *Journal of finance*, Vol LII, No.1 March 1997.
- [6]. Datar, Naik and Radcliffe (1998), Liquidity and stock returns: An alternative test, *Journal of Financial Markets* 1 (1998), pp203-219.
- [7]. Cochrane John H. (2000), *Asset Pricing*, University of Chicago, 1101 E.58th St.
- [8]. Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, return and equilibrium: Empirical tests". *Journal of Political Economy* 81, pp607-636.
- [9]. Fama, E. F. and K. R. French (1992), The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, pp427-465.
- [10]. Fama, E. F. and K. R. French (1993), Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- [11]. Fama, E. F. and K. R. French (2012), Size, value, and momentum in international stock returns, *Journal of financial Economics* 105 (2012) pp457-472.
- [12]. Gibbons, M. Ross and Shanken (1989), A test of efficiency of a given portfolios, *Econometrica* 57, pp1121-1152
- [13]. Hansen, L. P. (1982), Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, 50, pp1029-1054.
- [14]. Jagannathan, R., and Wang, Z. (1996), The conditional CAPM and the cross-section of expected returns, *Journal of Finance* 51, pp3-52.91
- [15]. Lam, K and Tam Lewis H.K, Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market, *Journal of Banking and Finance* 35(2011) pp2217-2230.
- [16]. Lubos Paster and Robert F. Stambaugh (2003), Liquidity Risk and expected stock returns, *Journal of political economy* 111, pp 642-685
- [17]. Sharpe, W. (1964), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19, pp425-442.
- [18]. Weimin Liu (2006), A Liquidity augmented capital asset pricing model, *Journal of Financial Economics* 82(2006), pp631-671.
- [19]. Yuenan Wang, Amalia Di Iorio (2007), The cross section of expected stock returns in the Chinese A-share market, *Global Finance Journal* 17 (2007) 335-349.