

TÁC ĐỘNG CỦA THANH KHOẢN ĐẾN SUẤT SINH LỜI CÁC CỔ PHIẾU NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

NGUYỄN ANH PHONG*

Bài nghiên cứu này đánh giá ảnh hưởng của thanh khoản và rủi ro thanh khoản lên suất sinh lời các cổ phiếu niêm yết tại thị trường chứng khoán (TTCK) VN. Nghiên cứu đo tính thanh khoản bằng ba cách khác nhau: thứ nhất là đo bằng tỷ lệ giữa số lượng cổ phiếu giao dịch chia cho số lượng cổ phiếu đang lưu hành (turnover), giống như các nghiên cứu của Amihud và Mendelson (1986), nghiên cứu của Datar-Naik và Radcliffe (1998), nghiên cứu của Wang và Iorio (2007). Ngoài ra, tác giả cũng sử dụng hai phương pháp khác đo lường tính thanh khoản như: giá trị giao dịch bình quân trong tháng của cổ phiếu và tỷ lệ giữa giá trị giao dịch bình quân trong tháng so với giá trị giao dịch bình quân toàn thị trường. Khác với các nghiên cứu trước đó, nghiên cứu này cho thấy tỷ lệ giữa số lượng cổ phiếu giao dịch chia cho số lượng cổ phiếu đang lưu hành không có ảnh hưởng đến suất sinh lời và rủi ro các cổ phiếu niêm yết, ngược lại hai chỉ số thanh khoản còn lại có quan hệ với suất sinh lời, trong khi chỉ số beta có quan hệ khá mờ nhạt đến suất sinh lời của các cổ phiếu.

Từ khóa: Thanh khoản, CAPM, suất sinh lời chéo cổ phiếu, thị trường chứng khoán.

1. Giới thiệu

1.1. Thanh khoản

Thanh khoản là tính dễ dàng bán một tài sản ngay lập tức sau khi mua nó mà không có giảm giá và không có phát sinh chi phí giao dịch. Điều này có nghĩa là bất cứ khi nào một nhà đầu tư xem xét đầu tư vào một tài sản, họ sẽ xem xét rất kỹ khả năng tài sản đó có thể bán lại một lần nữa, và xem nó có gánh chịu chi phí giao dịch trong tương lai khi bán lại hay không. Đây là các vấn đề liên quan đến tính thanh khoản của một tài sản, và các vấn đề có thể ảnh hưởng đến dòng tiền mặt trong tương lai của tài sản. Nếu dòng tiền trong tương lai bị ảnh hưởng bởi tính thanh khoản, thì nó là một yếu tố quan trọng trong định giá tài sản. Thanh khoản không chỉ là yếu tố liên quan đến tài sản tài chính (chẳng hạn như cổ phiếu) mà nó còn ảnh hưởng đến giá cả của hầu hết các loại tài sản khác. Damodaran (2005) mô tả các chi phí thiếu tính thanh khoản giống như chi phí hối hận của người mua: "Khi bạn mua một cổ phiếu, trái

phiếu, tài sản thực tế hoặc một doanh nghiệp, đôi khi bạn phải đối mặt với sự ăn năn của người mua, bởi vì bạn muốn đảo ngược quyết định của bạn và bán những gì bạn đã mua. Chi phí thiếu tính thanh khoản là chi phí của sự hối hận". Rõ ràng, vấn đề ở chỗ bạn mua tài sản. Nếu bạn mua một cổ phiếu trong một công ty lớn công khai giao dịch trên TTCK (như Sở GDCK New York), bạn sẽ có thể bán lại nó ngay lập tức mà hầu như không có chi phí (bạn sẽ phải trả một khoản phí nhỏ) và bạn sẽ nhận được một mức giá hơi thấp hơn giá mua (gọi là khoảng chênh lệch giữa giá bán và giá mua). Ngược lại, nếu bạn mua một công ty tư nhân nhỏ (chưa niêm yết), và bạn muốn bán nó lại ngay lập tức, có thể bạn sẽ trải qua một thời gian khó khăn để tìm được người mua. Điều này có thể làm bạn tổn kém. Nếu bạn may mắn sẽ tìm được một người mua ngay lập tức, bạn sẽ may mắn hơn nếu người mua muốn trả cùng một mức giá mà bạn muốn bán, do đó còn có một chi phí tiềm năng là tài sản đó có thể bị giảm giá. Từ các phân

* ThS., Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia TP.HCM
Email: phongna@uel.edu.vn

tích như vậy cho thấy nếu một tài sản có tính thanh khoản thấp (khó mua bán, tốn chi phí, bị giảm giá) phải gánh chịu rủi ro cao, theo lý thuyết về lợi nhuận và rủi ro thì các tài sản như vậy phải mang lại suất sinh lời cao để bù lại cho phần rủi ro cao mà nhà đầu tư gánh chịu, nghĩa là giữa suất sinh lời và thanh khoản phải có mối quan hệ âm (hệ số dốc thể hiện rủi ro thanh khoản).

1.2. Các nghiên cứu thực chứng

Nghiên cứu của Amihud và Mendelson (1986) kiểm tra các giả thuyết theo phương pháp của Fama và MacBeth (1973) bằng cách hồi quy dữ liệu chéo. Họ áp dụng phương pháp này để ước lượng mối quan hệ giữa suất sinh lời, rủi ro thị trường và tỷ lệ chênh lệch giữa giá bán và giá mua cho danh mục cổ phiếu. Các mẫu dữ liệu cho nghiên cứu thực nghiệm của họ được chọn trong giai đoạn 1960-1980 bao gồm cổ phiếu niêm yết trên NYSE. Thông qua kiểm chứng dữ liệu chéo, họ phát hiện rằng: gia tăng 1% trong tỷ lệ chênh lệch giữa giá bán và giá mua, tương ứng với mức tăng 0,211% rủi ro hàng tháng. Ngoài ra, họ tìm thấy các hệ số dốc của tỷ lệ chênh lệch giữa giá bán và giá mua là dương.

Nghiên cứu của Datar, Naik và Radcliffe (1998) kiểm tra vai trò của thanh khoản đối với giá cổ phiếu bằng cách khám phá một đại diện mới cho tính thanh khoản là tỷ lệ giữa số lượng cổ phiếu được giao dịch so với số lượng cổ phiếu đang lưu hành (turnover). Về cơ bản họ áp dụng cùng một phương pháp luận như Amihud và Mendelson (1986) nhưng bổ sung tỷ lệ giá trị sổ sách so với giá thị trường của các cổ phiếu. Trong nghiên cứu thực nghiệm, họ sử dụng dữ liệu hàng tháng cho tất cả các cổ phiếu của các công ty phi tài chính trên sàn NYSE từ tháng 7/1962 đến tháng 12/1991. Khám phá của họ về ảnh hưởng của tỷ lệ turnover đến suất sinh lời cổ phiếu là: suất sinh lời cổ phiếu có tương quan âm với tỷ lệ turnover. Kết quả cho thấy giảm 1% trong tỷ lệ turnover, thì suất sinh lời cao hơn 4,5%.

Nghiên cứu của Chan và Faff (2005), cũng như các phương pháp tiếp cận của Amihud và Mendelson (1986) chỉ ra rằng các biến phụ thuộc trong phân tích của họ là suất sinh lời vượt trội của danh mục cổ phiếu. Các danh mục này được dựa trên quy mô, giá sổ sách so giá thị trường và tính thanh khoản. Các biến độc lập / giải thích trong

nghiên cứu của họ là danh mục mô phỏng. Cách tiếp cận này được biết đến từ nghiên cứu nổi tiếng của Fama và French (1992). Nghiên cứu của họ sử dụng dữ liệu hàng tháng giai đoạn từ năm 1989 đến năm 1998 cho các công ty niêm yết ở Úc. Họ xác định phần bù rủi ro tỷ lệ turnover hàng năm là hơn 20%. Phát hiện của họ rất thuyết phục và cung cấp bằng chứng mạnh mẽ về giá của thanh khoản tại TTCK Úc.

Nghiên cứu của Archarya và Pedersen (2005) chỉ ra rằng tính thanh khoản được điều chỉnh theo mô hình CAPM. Dữ liệu mẫu trong phân tích thực chứng bao gồm suất sinh lời từng ngày, dữ liệu về giá trị giao dịch toàn bộ các cổ phiếu niêm yết trên NYSE và AMEX từ tháng 6/1962 đến năm 1999. Họ ước tính rằng tác động của rủi ro thanh khoản là 1,1% (hàng năm) và tác động suất sinh lời hàng năm của mức độ thanh khoản sẽ là 3,5%. Điều này cho thấy ảnh hưởng của thiếu thanh khoản kỳ vọng và rủi ro thanh khoản là 4,6% mỗi năm.

Nghiên cứu của Wang và Iorio (2007) áp dụng khung nghiên cứu của Fama và French (1992), tác giả xem xét ảnh hưởng của nhiều yếu tố rủi ro khác ngoài beta theo CAPM, trong đó có yếu tố thanh khoản, tính thanh khoản họ sử dụng là tỷ lệ turnover. Dữ liệu được sử dụng cho các cổ phiếu niêm yết tại TTCK Trung Quốc, giai đoạn từ năm 1994 đến 2002, kết quả cho thấy tính thanh khoản cũng có tương quan âm đến suất sinh lời của cổ phiếu.

2. Phương pháp kinh tế lượng

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng phương pháp luận của Fama và MacBeth (1973), Fama và French (1992). Thực hiện quy trình kiểm chứng gồm 3 bước:

- **Bước 1:** Thực hiện ước tính các hệ số hồi quy giữa suất sinh lời với các biến beta và thanh khoản (Liq1, Liq2, Liq3) và sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian.

Liq1 đo bằng logarit tự nhiên giá trị giao dịch bình quân của cổ phiếu trong từng tháng (đơn vị tính: triệu đồng).

Liq2 đo bằng giá trị giao dịch bình quân của cổ phiếu trong tháng so với giá trị giao dịch bình quân thị trường.

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

- Ước tính beta của từng cổ phiếu riêng lẻ bằng phương trình hồi quy sau đây:

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_i(R_{m,t}) + \varepsilon_i$$

Trong đó:

$R_{i,t}$ là suất sinh lời tính theo tháng của cổ phiếu thứ i

$R_{m,t}$ là suất sinh lời tính theo tháng của danh mục thị trường

α_0 : là tung độ gốc (hằng số)

β_i : hệ số beta của cổ phiếu i

ε_i : sai số ngẫu nhiên

R_i và R_m tính theo công thức sau:

$$R_i / R_m = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}, \text{ trong đó } P_t \text{ và } P_{t-1} \text{ là mức}$$

giá cuối tháng này và mức giá cuối tháng trước

- Ước tính hệ số dốc của các biến thanh khoản theo phương trình sau:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{k=1}^3 \gamma_{kt} x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

R_{it} : là suất sinh lời cổ phiếu i ở tháng t

γ_{0t} : là hệ số hồi quy gốc

γ_{kt} : là hệ số gamma hồi quy giữa suất sinh lời với ba chỉ tiêu đại diện thanh khoản (x_{it}) (Liq1, Liq2 và Liq3)

ε_{it} : sai số ngẫu nhiên

• **Bước 2:** Ở mỗi giai đoạn thời gian t (từng tháng), hồi quy suất sinh lời với beta cổ phiếu, các chỉ tiêu đại diện cho tính thanh khoản. Hằng số và hệ số dốc được ước tính từ phương pháp hồi quy dữ liệu chéo theo phương trình:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{k=1}^4 \gamma_{kt} x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

R_{it} : là suất sinh lời cổ phiếu i ở tháng t

γ_{0t} : là hệ số hồi quy gốc

γ_{kt} : là hệ số gamma hồi quy giữa suất sinh lời với beta và ba chỉ tiêu đại diện thanh khoản (x_{it})

ε_{it} : sai số ngẫu nhiên

Các hệ số gamma hồi quy tìm theo từng giai đoạn thời gian (hồi quy từng tháng)

• **Bước 3:** Ước tính hai hệ số gamma γ_0 và γ_k bằng cách tính trung bình đơn giản của tất cả các gamma cho mỗi tháng theo công thức sau :

$$\hat{\gamma} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}, j = 0, 1 \quad (*)$$

Phương sai của các tham số ước tính được cho bởi:

$$\delta_{jj}^2 = \frac{1}{T(1-T)} \sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2, j = 0, 1$$

Nếu chỉ tiêu thanh khoản nào giải thích tốt đến suất sinh lời của chứng khoán thì $\hat{\gamma}_k$ phải ≈ 0

3. Mô tả dữ liệu

Dữ liệu được chọn bao gồm các cổ phiếu đã niêm yết tại Sở GDCK TP.HCM và Sở GDCK Hà Nội, giai đoạn được chọn là từ năm 2007 đến năm 2011. Dữ liệu dùng để tính toán trong bài viết này thuộc dạng dữ liệu chuỗi thời gian (time series) để tính toán chỉ số beta, dữ liệu dạng pool-dùng để tính toán trung bình nhóm, và dữ liệu chéo (cross-section) dùng để tính toán ước lượng tính phù hợp của các chỉ tiêu thanh khoản.

Để đánh giá tác động của tính thanh khoản đến suất sinh lời trung bình các cổ phiếu, tác giả chia các nhóm cổ phiếu thành 3 nhóm: nhóm có Liq1, Liq2, Liq3 cao (chiếm 30%, gọi là danh mục T); nhóm có Liq1, Liq2, Liq3 trung bình (chiếm 40%, gọi là danh mục N); và nhóm có Liq1, Liq2, Liq3 thấp (chiếm 30%, gọi là danh mục B). Đây là phương pháp phân chia danh mục theo Fama và French (1993). Trong nghiên cứu này tác giả có dùng phương pháp hồi quy để tính chỉ số beta, nhằm đảm bảo tính quy chuẩn nên các cổ phiếu phải niêm yết ít nhất là 24 tháng mới được lựa chọn. Do vậy, tác giả chọn giai đoạn thời gian là từ tháng 12/2007 đến tháng 12/2011 nhằm đảm bảo tính toán chỉ số beta phù hợp và đảm bảo số mẫu khảo sát để tiến hành nghiên cứu.

Bảng 1. Mô tả mẫu nghiên cứu

Tháng	Số mẫu	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Độ lệch chuẩn
Tháng 1	732	-26,71	39,9	8,68
Tháng 2	752	-4,48	31,53	9,71
Tháng 3	765	-47,87	72,52	14,46
Tháng 4	774	-39,41	140,89	20,59
Tháng 5	789	-47,22	112,49	20,86
Tháng 6	800	-34,31	139,91	13,55
Tháng 7	823	-45,83	79,73	12,33
Tháng 8	844	-48,07	126,92	19,89
Tháng 9	876	-45,81	108,49	14,02
Tháng 10	903	-58,49	83,84	15,17
Tháng 11	944	-57,97	46,59	11,06
Tháng 12	1.077	-47,5	80,01	13,07

Nguồn: Tính toán của tác giả bằng chương trình SPSS 11.5

Giá trị lớn nhất, nhỏ nhất và độ lệch chuẩn tính bằng %/tháng.

12/2011. Số mẫu tăng dần theo thời gian vì các cổ phiếu có thời gian niêm yết khác nhau. Bảng 1 cũng chỉ ra sự chênh lệch khá lớn giữa các giá trị lớn nhất và nhỏ nhất, ví dụ như số liệu trong tháng 4, giá trị nhỏ nhất là -39,41% trong khi giá trị lớn nhất là 140,89%. Kết quả là độ lệch chuẩn cũng khá cao, dao động từ 8,68%/tháng cho đến 20,86%/tháng, điều này chứng tỏ có sự biến động rất mạnh tại TTCK VN và do đó rủi ro cũng khá lớn.

Bảng 2 cho thấy kết quả tại TTCK nước ta là hầu như trái ngược với các nghiên cứu ở nước ngoài: các cổ phiếu ít thanh khoản (nhóm B và nhóm N) phải có suất sinh lời cao để bù lại cho rủi ro thanh khoản. Tuy nhiên, kết quả từ Bảng 2 cho thấy tại nước ta các cổ phiếu có thanh khoản cao (nhóm T) lại cho suất sinh lời cao hơn nhóm B ở hầu hết các tháng, chỉ có một vài tháng có kết quả phù hợp với lý thuyết (ví dụ như phân theo Liq1 có tháng 1 và tháng 2). Kết quả này cho thấy quan hệ giữa thanh khoản và suất sinh lời có thể là quan hệ dương (trái ngược với các nghiên cứu ở nước ngoài).

Bảng 2. Suất sinh lời trung bình theo tháng của 3 nhóm cổ phiếu T, N và B

Tháng	Số mẫu	Liq1			Liq2			Liq3		
		T	N	B	T	N	B	T	N	B
Tháng 1	732	-4,57	-5,51	-3,89	-5,95	-4,69	-3,68	-4,27	-4,92	-5,01
Tháng 2	752	-8,01	-7,57	-7,82	-7,70	-7,28	-8,40	-7,79	-8,71	-6,53
Tháng 3	765	5,25	1,28	-2,17	4,54	-0,52	0,89	8,00	-0,49	-2,54
Tháng 4	774	13,73	3,44	-2,12	12,85	3,63	-1,51	5,29	4,15	5,30
Tháng 5	789	-0,35	-5,48	-9,65	1,28	-6,78	-9,53	-1,55	-4,97	-9,14
Tháng 6	800	4,55	2,66	0,58	4,42	2,74	0,60	3,44	3,56	0,48
Tháng 7	823	3,79	0,04	-2,79	3,75	-0,68	-1,78	3,43	-0,12	-2,21
Tháng 8	844	8,34	3,08	1,38	2,56	5,27	4,21	5,19	4,76	2,27
Tháng 9	876	2,77	0,51	-2,14	3,94	-0,19	-2,35	0,08	1,36	-1,13
Tháng 10	903	2,89	-2,32	-3,46	3,11	-2,27	-3,76	4,14	-3,00	-3,79
Tháng 11	944	-7,28	-9,01	-7,71	-8,14	-8,57	-7,44	-7,45	-8,75	-7,88
Tháng 12	1077	0,12	-3,28	-4,30	-1,47	-3,31	-2,67	-1,79	-3,15	-2,57

Nguồn: Tính toán của tác giả bằng chương trình SPSS 11.5, dựa vào dữ liệu tính toán từ Sở GDCK TP.HCM và Hà Nội

Bảng 1 cho thấy số mẫu nghiên cứu được sắp xếp lại theo các tháng từ tháng 12/2007 đến tháng

4. Kết quả kiểm chứng

Bảng 3. Kết quả hồi quy giữa suất sinh lời với các chỉ tiêu thanh khoản Liq1, Liq2 và Liq3

Mô hình 1: $R-R_M = a_0 + a_1 \cdot Liq1$	
Hệ số chặn	-0,0538
Giá trị thống kê t-hệ số chặn	-2,14**
Hệ số dốc	-0,0521
Giá trị thống kê t-hệ số dốc	-3,61**
Mô hình 2: $R-R_M = a_0 + a_1 \cdot Liq2$	
Hệ số chặn	-0,0307
Giá trị thống kê t-hệ số chặn	-4,13**
Hệ số dốc	0,0883
Giá trị thống kê t-hệ số dốc	1,10
Mô hình 3: $R-R_M = a_0 + a_1 \cdot Liq3$	
Hệ số chặn	-0,0263
Giá trị thống kê t-hệ số chặn	-0,61
Hệ số dốc	0,6065
Giá trị thống kê t-hệ số dốc	6,82**

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa vào dữ liệu tính toán từ Sở GDCK TPHCM và Hà Nội, kết quả hồi quy bằng chương trình SPSS 11.5, (*) mức ý nghĩa 90%, (**) có mức ý nghĩa 95%, còn lại là không có ý nghĩa thống kê

Kết quả hồi quy giữa suất sinh lời với các chỉ tiêu Liq1 và Liq3 tính theo từng tháng (từ tháng 12/2007 đến tháng 12/2011) ở Bảng 3 cho thấy các chỉ tiêu thanh khoản được đưa vào mô hình là khá phù hợp. Riêng chỉ tiêu Liq2 có hệ số thống kê t bằng 1,1 khá nhỏ nên không có ý nghĩa thống kê, do vậy biến Liq2 sẽ bị loại khỏi mô hình tổng hợp. Trung bình hằng số của Liq1 là -0,0538, của Liq3 là -0,0263 (cũng khá nhỏ) cho thấy nếu sử dụng các chỉ tiêu thanh khoản này để dự đoán suất sinh lời là khá hợp lý. Các hệ số chặn đều âm, chứng tỏ trong giai đoạn nghiên cứu nếu loại trừ thanh khoản (nếu thanh khoản = 0) thì suất sinh lời kỳ vọng thực ($R_i - R_f$) là âm, tức nhà đầu tư bị lỗ. Hệ số beta trung bình của Liq1 = -0,0521 < 0 phù hợp lý thuyết, tuy nhiên mức ảnh hưởng là khá nhỏ, trong khi Liq3 = 0,6065 > 0 là trái ngược với các nghiên cứu của nước ngoài.

Ngoài ra, tác giả sử dụng dữ liệu chéo (cross-section) hồi quy giữa suất sinh lời, hệ số beta và các chỉ tiêu thanh khoản Liq1 và Liq3, kết quả cho ở Bảng 4 (vì Liq2 không có ý nghĩa thống kê nên bị loại khỏi các mô hình). Mục đích của việc nghiên cứu này là xem xét tác động của thanh khoản có

ổn định khi đưa vào biến kiểm soát khác là beta hay không, đồng thời xem xét ý nghĩa của mô hình khi thêm biến kiểm soát beta vào có ý nghĩa hay không trong giải thích tác động đến suất sinh lời.

Bảng 4. Kết quả hồi quy giữa suất sinh lời với các chỉ tiêu: beta, Liq1 và Liq3

Các hệ số hồi quy và t-stat tính bình quân theo phương trình (*) từ tháng 12/2007 đến tháng 12/2011

Mô hình	Hệ số chặn	Beta	Liq1	Liq3
1	-0,011 (-0,29)	-0,0071 (-2,93**)		
2	-0,0538 (-2,14**)		-0,0521 (-3,61**)	
3	-0,0263 (-0,61)			0,6065 (6,82**)
4	-0,0373 (-1,42)	-0,0146 (-2,58**)	0,0047 (2,26**)	
5	-0,0207 (-0,88)	-0,0102 (-2,65**)		0,7943 (1,66*)

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa vào dữ liệu tính toán từ Sở GDCK TPHCM và Hà Nội, kết quả hồi quy bằng chương trình SPSS11.5, (*) là mức ý nghĩa 90%, (**) là mức ý nghĩa 95%, số liệu trong ngoặc đơn là hệ số thống kê t-stat.

Kết quả ở Bảng 4 cho thấy chỉ số beta nhìn chung có tương quan âm với suất sinh lời là không hợp lý (theo Fama và MacBeth thì nếu CAPM đúng hệ số này phải dương), tuy nhiên hệ số dốc khá nhỏ, cho thấy giữa beta với suất sinh lời có mối tương quan khá mờ nhạt ngay cả khi chỉ xem xét duy nhất mối quan hệ giữa beta với suất sinh lời, kết quả này là phù hợp với nghiên cứu của Fama và French (1992), nghiên cứu của Wang và Iorio (2007)... Kết quả nghiên cứu cho thấy các mô hình định lượng tương quan giữa suất sinh lời với các chỉ tiêu thanh khoản Liq1 và Liq3 là khá hợp lý (vì các hằng số khá nhỏ).

Hệ số dốc giữa suất sinh lời với Liq1 và Liq3 lần lượt là 0,0047 và 0,7943 (theo mô hình 4 và 5 khi kết hợp với chỉ số beta). Nghĩa là nếu Liq1 tăng/giảm 1% làm suất sinh lời tăng/giảm khoảng 0,005%; Liq3 tăng/giảm 1% làm suất sinh lời tăng/giảm 0,7943%. Kết quả này chứng tỏ ảnh hưởng của thanh khoản đến suất sinh lời là khá mạnh và khá rõ nét, đặc biệt là chỉ tiêu Liq3 ảnh hưởng đến suất sinh lời và rủi ro khá cao (vì có hệ số dốc cao).

Kết quả hồi quy kinh tế lượng giữa suất sinh lời, beta kết hợp với các biến $Liq1$ và $Liq3$ cũng cho kết quả tương tự: Giữa suất sinh lời với beta vẫn có quan hệ âm nhưng khá nhỏ, giữa suất sinh lời với các biến $liq1$ và $liq3$ vẫn giữ mối quan hệ dương (mô hình 4 và 5 ở Bảng 4). Các kết quả này chứng tỏ các biến $Liq1$ và $Liq3$ là khá nhạy cảm đến suất sinh lời chứng khoán, thể hiện rủi ro từ hai yếu tố này cũng khá lớn nhất là $Liq3$.

Tuy nhiên, kết quả này là hoàn toàn trái ngược với các nghiên cứu tại TTCK nước ngoài, như nghiên cứu của Datar, Naik và Radcliffe (1998), Chan và Faff (2005), Wang và Iorio (2007)... các nghiên cứu này cho thấy có mối quan hệ nghịch giữa suất sinh lời với tính thanh khoản. Như vậy kết quả nghiên cứu của tác giả hàm ý các vấn đề sau đây:

- Một là các nhà đầu tư ở VN 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 VN đa phần là các cổ phiếu Bluechip 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 VN có hiện tượng đầu tư bầy đàn, họ mua các cổ phiếu có mức vốn hóa 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

- Ba là các nhà đầu tư tại TTCK VN 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 (bluechip) 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.

5. Kết luận

Tính thanh khoản có quan hệ với suất sinh lời, ngay cả khi hệ số beta được đưa vào mô hình nghiên cứu. Kết quả cũng cho thấy các chỉ tiêu thanh khoản khi kết hợp với biến beta là giải thích khá hợp lý đến suất sinh lời (vì có hệ số chặn khá nhỏ). Tuy nhiên kết quả nghiên cứu của tác giả cho thấy chỉ tiêu thanh khoản $Liq3$ (turnover) tính bằng số lượng cổ phiếu giao dịch so với số lượng cổ phiếu đang lưu hành và chỉ tiêu thanh khoản $Liq1$ -tính bằng logarit tự nhiên giá trị giao dịch bình quân trong tháng đều có quan hệ dương với suất sinh lời. Kết quả này là trái ngược với các nghiên cứu tại TTCK nước ngoài. Đây là khám phá mới phản ánh tính đặc trưng riêng tại TTCK VN. Ngoài ra, kết quả cũng cho thấy beta khi kết hợp với các chỉ tiêu thanh khoản có tương quan âm nhưng hệ số tương quan khá nhỏ, chứng tỏ nếu dùng CAPM để dự đoán rủi ro và suất sinh lời cho các cổ phiếu niêm yết tại TTCK VN là không phù hợp, mà thêm vào đó các chỉ tiêu thanh khoản giải thích tốt hơn đến suất sinh lời và rủi ro các cổ

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Amihud, Y. and H. Mendelson (1986), “Asset Pricing and The Bid-Ask Spread”, *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Amihud, Y., H. Mendelson and L. H. Pedersen (2005), “Liquidity and Asset Prices”, *Foundations and Trends in Finance* 1, 269-364.
- Archarya, V. V., and L. H. Pedersen (2005), “Asset Pricing with Liquidity Risk”, *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- Chan, H. W. and R. W. Faff (2005), “Asset Pricing and The Illiquidity Premium”, *The Financial Review* 40, 429-458.
- Damodaran, A. (2005), “Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount”, Working paper, *Stern School of Business*.

SAM, NTB...

phiếu niêm yết■

- Datar, V. T., N. Y. Naik and R. Radcliffe (1998), "Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test", *Journal of Financial Markets* 1, 205-219.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 47, 427-465.
- 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.
- Jagannathan, R., and Wang, Z. (1996), "The Conditional CAPM and The Cross-Section of Expected returns", *Journal of Finance* 51, 3-52.91
- Longstaff, F. A. (1995), "How Much Can Marketability Affect Security Values?", *Journal of Finance* 50, 1767-1774.
- Shanken, J. (1992), "On Estimation of Beta-Pricing Models", *Review of Financial Studies* 5, 1-33.
- Sharpe, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Yuenan Wang, Amalia Di Iorio (2007), "The Cross Section of Expected Stock Returns in the Chinese A-share Market", *Global Finance Journal* 17, 335-349.