

Biến động thu nhập bất thường, tính thanh khoản và tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Võ Xuân Vinh*, Lê Thị Kim Phượng**

Nghiên cứu này xem xét ảnh hưởng riêng lẻ và kết hợp của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán lên tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính trên sàn chứng khoán Hồ Chí Minh từ năm 2007 đến năm 2012. Nghiên cứu chỉ ra rằng có mối liên hệ cùng chiều giữa biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính và tính thanh khoản cổ phiếu. Kết quả nghiên cứu tìm thấy sự tác động có ý nghĩa thống kê của các yếu tố riêng lẻ biến động thu nhập bất thường, tính thanh khoản chứng khoán lên tỷ suất sinh lời cổ phiếu. Tuy nhiên, ảnh hưởng kết hợp giữa hai yếu tố này lên tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính lại không có ý nghĩa thống kê trong mẫu thực hiện.

Từ khóa: thu nhập bất thường, tỷ suất sinh lời, thanh khoản

1. Giới thiệu

Biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính là hiện tượng bất thường của thị trường khi tỷ suất sinh lời cộng dồn của một cổ phiếu biến động đột biến trong một khoảng thời gian sau khi công bố thu nhập. Hiện tượng biến động này trái với các giả thuyết thị trường hiệu quả cho rằng giá cổ phiếu hàm chứa tất cả các thông tin có sẵn trên thị trường, một khi thông tin mới được đưa ra thì giá cổ phiếu ngay lập tức điều chỉnh phản ánh thông tin mới đó.

Sự tồn tại của hiện tượng biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính đã được xác nhận trong nghiên cứu đầu tiên của Ball and Brown (1968). Hiện tượng này không chỉ được tìm thấy ở Mỹ trong nhiều năm sau Ball và Brown (1968) công bố, mà còn ở Anh trong các nghiên cứu của Hew và cộng sự (1996); Liu và Strong (2003); ở Phần Lan trong nghiên cứu của Schadewitz và cộng sự (2005), ở Tây Ban Nha qua nghiên cứu của Forner và cộng sự (2009).

Những nghiên cứu gần đây cho rằng rủi ro thanh khoản có mối quan hệ với hiện tượng biến động này và chúng có ảnh hưởng nhất định tới tỷ suất sinh lời của cổ phiếu. Sử dụng các phép đo khác nhau của tính thanh khoản, các nghiên cứu cho rằng những cổ phiếu biến động thu nhập bất thường khi công bố

báo cáo tài chính càng lớn thì có tính thanh khoản càng cao và ngược lại, ví dụ như nghiên cứu của Chordia và cộng sự (2006).

Cho đến nay chưa có nhiều nghiên cứu về biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán khi công bố báo cáo tài chính ở Việt Nam. Đóng góp đầu tiên của bài báo là một trong những nghiên cứu đầu tiên về chủ đề này sử dụng dữ liệu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu giúp các nhà đầu tư lựa chọn nắm giữ hay từ bỏ cổ phiếu có biến động thu nhập bất thường cao và tính thanh khoản cao để tăng suất sinh lời cổ phiếu.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Biến động thu nhập bất thường cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính (Post-Earnings-Announcement Drift – PEAD)

Theo Bernard và Thomas (1989), Ball (1992), Bhushan (1994), Chordia và cộng sự (2006) và một số nhà nghiên cứu khác, có hai nguyên nhân dẫn đến hiện tượng biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính. Một là do sự phản ứng quá chậm bao gồm: sự phản ứng quá chậm của các nhà phân tích, sự phản ứng quá chậm của các nhà đầu tư và xử lý các thông tin bất cân xứng. Hai là do sai số khi đo lường rủi ro, trong đó bao gồm sai số hệ số beta trong CAPM và rủi ro giao dịch (tính thanh

khoản).

Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng phương pháp đo lường dựa trên thu nhập cụ thể là đột biến về thu nhập được chuẩn hóa (Standardized Unexpected Earnings - SUE) tương tự như nghiên cứu của Bernard và Thomas (1990), Chan và cộng sự (1996), Chordia và cộng sự (2006), Chordia và cộng sự (2013). Cụ thể, công thức tính:

$$SUE_{iq} = \frac{E_{iq} - E_{iq-4}}{\sigma_{iq}}$$

trong đó, E_{iq} là thu nhập gần nhất ở quý q , được công bố hoặc trong tháng t hoặc trong 3 tháng trước đó, E_{iq-4} là thu nhập ở quý $q-4$, σ_{iq} là độ lệch chuẩn của $(E_{iq} - E_{iq-4})$ trên tám quý trước đó.

2.2. Thanh khoản

Theo Amihud và Mendelson (1986), thanh khoản là khả năng giao dịch cổ phiếu nhanh chóng với chi phí thấp. Thanh khoản chứng khoán được đo lường phổ biến theo quy mô công ty theo Garbade (2002), chỉ số thanh khoản Amihud (2002), tỷ lệ doanh thu theo Datar và cộng sự (1998), khoảng chênh lệch giữa giá mua và giá bán (Bid – ask spread) theo Amihud và Mendelson (1986). Chúng tôi lựa chọn phương pháp đo lường của Amihud (2002) để đại diện cho tính thanh khoản cả về khối lượng giao dịch và tác động của giá cổ phiếu. Công thức tính như sau:

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{t=1}^{D_{it}} \frac{|R_{itd}|}{DVOL_{itd}} \times 10^6$$

trong đó, R_{itd} là lợi nhuận hàng ngày, $DVOL_{itd}$ là khối lượng giao dịch tính bằng tiền của cổ phiếu i vào ngày d trong tháng t và D_{it} là số tại thời điểm trong tháng t mà dữ liệu là có sẵn đối với cổ phiếu i .

2.3. Mối quan hệ giữa biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản khi công bố báo cáo tài chính

Bhushan (1994) cho rằng có mối liên hệ giữa biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính và thanh khoản chứng khoán, độ lớn của biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính có liên quan trực tiếp đến chi phí giao dịch; sau đó còn có các nghiên cứu của Chordia và cộng sự (2006), Ng và cộng sự (2008), Weiqiang (2008). Trong đó, nổi bật nhất là nghiên cứu của Chordia và

cộng sự (2006) trên thị trường Mỹ, bằng cách sử dụng đột biến về thu nhập được chuẩn hóa (SUE) để đo lường biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính và chỉ số thanh khoản Amihud (2002), họ đã chỉ ra rằng, những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa dương thì tính thanh khoản cổ phiếu cao hơn.

2.4. Ảnh hưởng riêng lẻ và kết hợp giữa biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính

Ảnh hưởng riêng lẻ của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính được thể hiện trong một số nghiên cứu thực nghiệm.

Weiqiang (2008) kết luận rằng các doanh nghiệp có tin xấu (đột biến về thu nhập thấp) kém thanh khoản hơn so với các doanh nghiệp có tin tốt (đột biến về thu nhập cao). Bằng cách thực hiện chiến lược kinh doanh mua những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao và bán những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa thấp, nhà đầu tư có thể thu được lợi nhuận khi dựa vào hiện tượng biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính. Kết quả chung từ các mô hình hồi quy về lợi nhuận điều chỉnh rủi ro trên các đặc tính của công ty là biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản có tác động riêng lẻ cùng chiều và có ý nghĩa thống kê đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính. Nhìn chung, biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính là phổ biến chủ yếu ở các cổ phiếu kém thanh khoản.

Chordia và cộng sự (2013) cho thấy ảnh hưởng riêng lẻ của biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính được đo lường bằng đột biến thu nhập được chuẩn hóa và chỉ số thanh khoản Amihud (2002) đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu là mối tương quan cùng chiều.

Chordia và cộng sự (2006) xem xét ảnh hưởng riêng lẻ và kết hợp của biến động thu nhập bất thường và thanh khoản chứng khoán đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính và khẳng định mối quan hệ cùng chiều giữa hai yếu tố này. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng chỉ ra nhà đầu tư có thể khai thác để gia tăng lợi nhuận bằng cách kinh doanh theo chiến lược mua những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao và bán

những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa thấp.

2.5. Giả thuyết nghiên cứu

Từ các nghiên cứu tham khảo của Chordia và cộng sự (2006), Chordia và cộng sự (2013), chúng tôi đưa ra các giả thuyết cần nghiên cứu sau:

H1: Có mối quan hệ cùng chiều giữa biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán khi công bố báo cáo tài chính.

H2: Biến động thu nhập bất thường có tác động cùng chiều đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính.

H3: Tính thanh khoản chứng khoán có tác động ngược chiều đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính.

H4: Kết hợp của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán có tác động cùng chiều tới tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính.

H5. Nhà đầu tư sẽ thu được lợi nhuận nếu kinh doanh theo chiến lược mua những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao, bán những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa thấp.

3. Phương pháp và mô hình nghiên cứu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Tương tự, Chordia và cộng sự (2006), chúng tôi sắp xếp các danh mục đầu tư tứ phân vị theo yếu tố đột biến về thu nhập được chuẩn hóa và chỉ số thanh khoản Amihud (2002) để tìm hiểu mối quan hệ nếu có của chúng, ảnh hưởng riêng lẻ và kết hợp của chúng đến lợi nhuận danh mục cổ phiếu. Đồng thời, theo Jegadeesh và Titman (1993), Chan và Chordia và cộng sự (2006) dựa vào danh mục đầu tư tứ phân vị đã được sắp xếp của toàn mẫu, chúng tôi xây dựng chiến lược mua những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao và bán những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa thấp để tối đa hóa lợi nhuận khi dựa vào hiện tượng biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính.

Danh mục đầu tư tứ phân vị được sắp xếp bằng cách vào mỗi tháng t các công ty trong toàn mẫu được sắp xếp vào các danh mục đầu tư tứ phân vị dựa trên giá trị SUE gần nhất. Các danh mục đầu tư tứ phân vị này được nắm giữ trong sáu tháng tiếp theo để tránh thống kê kiểm tra dựa trên sự chồng chéo lợi nhuận theo Jegadeesh và Titman (1993). Như vậy, giá trị lợi nhuận hàng tháng của danh mục

là giá trị trung bình của lợi nhuận cổ phiếu qua sáu tháng nắm giữ. Trong bảng tổng hợp thống kê mô tả, giá trị SUE, ILLIQ và lợi nhuận của danh mục đầu tư tứ phân vị thứ nhất của toàn mẫu sẽ là giá trị trung bình tương ứng của tất cả 72 danh mục đầu tư tứ phân vị thứ nhất của 72 tháng. Tương tự cho các danh mục đầu tư tứ phân vị còn lại.

Sau đó, để ước lượng mô hình hồi quy dữ liệu chéo chúng tôi sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính theo phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS) để nghiên cứu ảnh hưởng riêng lẻ và kết hợp của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Theo Chordia và cộng sự (2006) và Chordia và cộng sự (2013) chúng tôi tiến hành chạy hồi quy dữ liệu chéo theo mô hình của Fama và MacBeth (1973) về lợi nhuận điều chỉnh rủi ro trên các đặc tính của công ty.

Mô hình thứ nhất:

$$R_{jt} - R_{ft} - CNTS_t = c_{0t} + c_{SIZE_{jt}}SIZE_{jt-2} + c_{BM_{jt}}BM_{jt-2} + c_{DVOL_{jt}}DVOL_{jt-2} + c_{RET12_{jt}}RET12_{jt-2} + e_{jt}$$

Mô hình thứ hai:

$$R_{jt} - R_{ft} - CNTS_t = c_{0t} + c_{SIZE_{jt}}SIZE_{jt-2} + c_{BM_{jt}}BM_{jt-2} + c_{DVOL_{jt}}DVOL_{jt-2} + c_{RET12_{jt}}RET12_{jt-2} + c_{SUE_{jt}}SUE_{jt-2} + c_{ILLIQ_{jt}}ILLIQ_{jt-2} + c_{SUE*ILLIQ_{jt}}SUE*ILLIQ_{jt-2} + e_{jt}$$

Trong đó:

R_{jt} là tỷ suất sinh lợi của cổ phiếu j tại tháng t; R_{ft} là tỷ suất sinh lợi phi rủi ro tại tháng t; CNTS là tổng các tích số giữa hệ số hồi quy trong mô hình ba yếu tố Fama và French (1993) có điều chỉnh theo Chordia và cộng sự (2006) được chạy khi tính giá trị alpha trong bảng 3 và giá trị của các yếu tố tương ứng trong mô hình này.

Các đặc tính công ty bao gồm: SIZE đại diện cho quy mô công ty, tính bằng logarit tự nhiên của giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu; BM là tỷ lệ giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu và giá trị thị trường của vốn cổ phần; DVOL đại diện cho khối lượng giao dịch, tính bằng logarit tự nhiên của tích số giá cổ phiếu chưa điều chỉnh lúc đóng cửa và số lượng cổ phiếu giao dịch trong ngày tính bằng tiền; RET12 là lợi nhuận cổ phiếu cộng dồn từ mười hai tháng trước; SUE là đột biến về thu nhập được chuẩn hóa được tính bằng cách lấy thu nhập được công bố ở quý gần nhất trừ cho thu nhập được công bố cách đó

bốn quý, sau đó hiệu số thay đổi thu nhập này được chuẩn hóa bằng cách chia độ lệch chuẩn được ước lượng trên tám quý trước đó; ILLIQ là chỉ số thanh khoản Amihud (2002) được tính bằng trị tuyệt đối sự thay đổi giá cổ phiếu chia cho khối lượng giao dịch tính bằng tiền hàng ngày; SUE*ILLIQ: là sự kết hợp giữa hai biến đột biến về thu nhập được chuẩn hóa và chỉ số thanh khoản Amihud (2002). Tất cả các đặc tính được tính trễ hai tháng (t-2) so với tháng t là thời điểm biến phụ thuộc được đo vì theo Bernard và Thomas (1989), Chordia và Shivakumar (2006) và Chordia và cộng sự (2006), khoảng thời gian 2 tháng sau công bố báo cáo tài chính, sự tác động của biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính đến giá hay tỷ suất sinh lời của cổ phiếu là rõ nét nhất.

4. Dữ liệu

Dữ liệu được thu thập với tần suất tháng cho khoảng thời gian từ 01/01/2007 đến 31/12/2012. Dữ liệu phải đảm bảo được các tiêu chuẩn sau: i) Các công ty được niêm yết trước ngày 01/01/2007 và các báo cáo tài chính được công bố đầy đủ; ii) Các công ty tài chính sẽ được loại ra khỏi mẫu vì cấu trúc và chế độ kế toán có sự khác biệt đáng kể với các công ty phi tài chính; và iii) Các công ty không bị hủy niêm yết trong thời gian 2007-2012, cổ phiếu được giao dịch liên tục trong khoảng thời gian này.

5. Kết quả

Bảng 1 cho thấy khối lượng giao dịch tính bằng tiền và chỉ số thanh khoản Amihud (2002) được điều chỉnh có biến động mạnh, khối lượng giao dịch tính bằng tiền có độ lệch chuẩn là 1,95, giá trị cao nhất là 25,91, giá trị nhỏ nhất là 9,903 và chỉ số thanh khoản Amihud (2002) có độ lệch chuẩn là 1.119, giá

trị nhỏ nhất là 0 và giá trị lớn nhất là 40,56.

Đột biến về thu nhập được chuẩn hóa là biến có sự khác biệt rất lớn trong các công ty trong mẫu. Đồng thời biến kết hợp giữa đột biến về thu nhập được chuẩn hóa và chỉ số thanh khoản Amihud (2002) biến động mạnh. Đột biến về thu nhập được chuẩn hóa ở mỗi công ty là không đồng đều và có sự khác biệt rất lớn. Đặc biệt, kết hợp giữa đột biến về thu nhập được chuẩn hóa và chỉ số thanh khoản Amihud (2002) biến động mạnh từ -48.119 đến 67.074.

Để kiểm tra khả năng có thể xuất hiện đa cộng tuyến giữa các biến, bài báo sẽ sử dụng ma trận hệ số tương quan giữa các biến số, kết quả được thể hiện như bảng 2.

Dựa vào số liệu ở bảng 2, chúng tôi nhận thấy hệ số tương quan giữa các cặp biến không có trường hợp vượt quá 0,8 và không ảnh hưởng nhiều tới độ thiên lệch của mô hình khi tiến hành ước lượng hồi quy và không có khả năng xuất hiện đa cộng tuyến trong mô hình hồi quy.

5.1. Phân tích kết quả sắp xếp các danh mục đầu tư

Giá trị trung bình SUE tăng dần từ -0,98842 đối với danh mục đầu tư có giá trị SUE thấp nhất đến 2,64371 đối với danh mục đầu tư có giá trị SUE cao nhất. Bảng 3 cho thấy danh mục đầu tư có giá trị SUE cao thì có tính thanh khoản cao hơn so với danh mục đầu tư có giá trị SUE thấp. Giá trị chỉ số thanh khoản Amihud (2002) là 0.33874 của danh mục đầu tư có giá trị SUE thấp nhất và giảm dần xuống 0.21857 của danh mục đầu tư có giá trị SUE cao nhất cho thấy những công ty có đột biến về thu nhập dương có tính thanh khoản hơn so với những

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

	Trung bình	Trung vị	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn	Số lượng quan sát
CNST	-0,008	-0,008	0,009	-0,022	0,006	5328
SIZE	13,486	13,356	16,807	10,356	1,161	5289
BM	0,102	0,085	0,687	0,003	0,074	5289
DVOL	20,754	20,865	25,91	9,903	1,95	5289
RET12	0,034	-0,165	13,11	-0,873	0,783	4292
ILLIQ	0,24	0,004	40,56	0	1,119	5289
SUE	0,464	0,006	53,819	-4,395	2,425	4886
SUE*ILLIQ	-0,079	0	67,074	-48,119	1,775	4870

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 2: Ma trận tương quan của các biến

	CNST	SIZE	BM	DVOL	RET12	ILLIQ	SUE	SUE*ILLIQ
CNST	1							
SIZE	0,010	1						
BM	0,143	-0,138	1					
DVOL	-0,094	0,521	-0,392	1				
RET12	0,016	-0,005	-0,336	0,315	1			
ILLIQ	0,051	-0,170	0,173	-0,406	-0,069	1		
SUE	-0,106	-0,002	-0,193	0,093	0,254	-0,063	1	
SUE*ILLIQ	-0,025	0,051	-0,085	0,143	0,017	-0,343	0,232	1

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 3: Thống kê mô tả danh mục đầu tư tứ phân vị sắp xếp theo SUE

Danh mục đầu tư tứ phân vị	SUE	ILLIQ	Lợi nhuận
1	-0,98828	0,33874	-0,00066
2	-0,08465	0,30433	-0,00056
3	1,26986	0,25129	-0,00057
4	2,56835	0,21857	-0,00087
(4)-(1)	3,55663	-0,1202	-0,0002
	Giá trị alpha		
CAPM Alpha			-0,00034
t-statistic			(-0,741)
p-value			0,461
FF3 Alpha			-0,00029
t-statistic			(-0,751)
p-value			0,45526
FF3 + UMD Alpha			-0,00075**
t-statistic			(-1,193)
p-value			0,0254
FF3 + UMD + TR Alpha			-0,00154***
t-statistic			(-3,635)
p-value			0,00054

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

công ty có đột biến về thu nhập âm giống với Chordia và cộng sự (2006). Do đó, chúng tôi có thể chấp nhận giả thuyết H1, biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính và tính thanh khoản chứng khoán có mối tương quan cùng chiều.

Tuy nhiên, lợi nhuận trung bình của các danh mục đầu tư biến thiên không theo một chiều hướng nhất định. Nhìn chung, lợi nhuận danh mục giảm so với chiều tăng của đột biến về thu nhập được chuẩn hóa. Sự khác biệt lợi nhuận trung bình giữa hai cực danh mục đầu tư tứ phân vị xếp theo SUE là -

0.00021%. Do đó, chiến lược kinh doanh dựa vào biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính bằng cách mua các cổ phiếu có giá trị SUE cao và bán các cổ phiếu có giá trị SUE thấp trong vòng sáu tháng sẽ không mang lại lợi nhuận cho nhà đầu tư. Kết quả này khác biệt với Jegadeesh và Titman (1993), Chordia và cộng sự (2006). Như vậy, chúng tôi không thể chấp nhận giả thuyết H5 là nhà đầu tư sẽ thu được lợi nhuận nếu kinh doanh theo chiến lược mua những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao, bán những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa thấp. Nguyên

nhân có thể là thông tin của các công ty hay bị rò rỉ trước thời điểm công bố, nên hiệu ứng biến động này không mạnh như ở thị trường Mỹ.

Xét giá trị alpha được tính toán qua các mô hình định giá tài sản, chúng tôi thấy dựa vào những yếu tố rủi ro chuẩn trong mô hình CAPM và mô hình ba yếu tố Fama và French (1993), không thể đưa ra được tỷ suất sinh lợi có ý nghĩa thông kê dựa trên rủi ro đã được điều chỉnh. Nhưng khi đưa thêm các yếu tố rủi ro khác vào mô hình Fama và French (1993) theo Chordia và cộng sự (2006) như đã tăng giá cổ phiếu làm tăng lợi nhuận và chỉ số thanh khoản Datar và cộng sự (1998) thì việc xác định tỷ suất sinh lợi này có thể có kết quả tốt và có ý nghĩa thống kê hơn.

Bảng 4 thể hiện danh mục đầu tư tứ phân vị được sắp xếp một cách độc lập lần lượt dựa trên SUE và ILLIQ. Kết quả có 16 danh mục theo sự sắp xếp theo SUE và ILLIQ. Lợi nhuận trong mỗi danh mục đầu tư là giá trị trung bình của các cổ phiếu có trong

danh mục qua sáu tháng nắm giữ sau khi hình thành danh mục đầu tư theo SUE – ILLIQ. Mục đích là để khẳng định có sự phân bố đều các cổ phiếu trong các danh mục đầu tư sắp xếp theo SUE và ILLIQ và để kiểm tra lại kết quả về tác động của biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính và tính thanh khoản chứng khoán đến lợi nhuận danh mục. Nhìn chung, đa số các danh mục đầu tư xếp theo chỉ số thanh khoản Amihud (2002) đều có lợi nhuận danh mục giảm theo chiều tăng của độ biến về thu nhập được chuẩn hóa. Như danh mục đầu tư thứ ba theo ILLIQ, lợi nhuận giảm từ -0.00012% của danh mục đầu tư thứ nhất theo SUE xuống còn -0.00021% của danh mục đầu tư thứ tư theo SUE.

Xét về chiều biến thiên của lợi nhuận danh mục khi xét danh mục đầu tư sắp xếp theo SUE, nhìn chung, lợi nhuận danh mục tăng lên với chiều tăng của ILLIQ. Bất kỳ danh mục đầu tư nào được xếp theo SUE, lợi nhuận danh mục đều tăng theo chiều tăng ILLIQ. Do đó, không thể thực hiện “chiến lược kinh doanh cổ phiếu dựa vào biến động thu nhập bất

Bảng 4: Thống kê mô tả danh mục đầu tư tứ phân vị sắp xếp theo SUE và ILLIQ

Danh mục đầu tư tứ phân vị theo SUE	Danh mục đầu tư tứ phân vị theo ILLIQ			
	1	2	3	4
	Lợi nhuận của các danh mục đầu tư			
1	-0,00032	-0,00024	-0,00012	-0,00011
2	-0,0003	-0,00018	-0,00019	-0,00023
3	-0,00027	-0,00017	-0,0002	-0,00015
4	-0,00035	-0,00019	-0,00021	-0,00012
(4) - (1)	-0,00003	0,00005	-0,00009	-0,00001

Giá trị Alpha của các danh mục đầu tư (4) – (1)

CAPM Alpha	0,0066	0,0065	0,0058	0,0047
t-statistic	-12,394	-11,283	-9,97	-7,329
p-value	0	0	0	0
FF3 Alpha	-0,0003	0,0063	0,0059	0,0048
t-statistic	(-0,751)	-11,931	-11,131	-7,178
p-value	0,4553	0	0	0
FF3 + UMD Alpha	0,0065	0,0063	0,0059	0,0047
t-statistic	-11,592	-11,805	-10,83	-6,887
p-value	0,0016	0	0	0
FF3 + UMD + TR Alpha	0,0042	0,0043	0,0036	0,0021
t-statistic	-6,585	-7,578	-5,969	-3,751
p-value	0,0015	0	0	0,0004

Nguồn: Theo tính toán của nhóm tác giả

thường khi công bố báo cáo tài chính bằng cách mua những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao và bán những cổ phiếu có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa thấp sẽ thu được lợi nhuận cao hơn đối với các cổ phiếu kém thanh khoản”. Đây được xem như kết quả kiểm định về ảnh hưởng kết hợp của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán đến lợi nhuận cổ phiếu bằng cách dựa vào bảng kết quả sắp xếp danh mục đầu tư tứ phân vị theo SUE và ILLIQ.

5.2. Phân tích kết quả hồi quy

Dựa vào kết quả hồi quy của hai mô hình, trong ba biến độc lập chính có biến SUE*ILLIQ không có ý nghĩa thống kê nhưng mang đúng dấu với kỳ vọng. Hai biến chính còn lại là SUE và ILLIQ có ý nghĩa thống kê, trong đó SUE có các hệ số tương quan mang dấu đúng như kỳ vọng, còn ILLIQ thì ngược lại.

Kết quả mô hình thứ hai cho thấy hệ số hồi quy của biến SUE mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê 5%. Điều này có nghĩa là những công ty có đột biến về thu nhập được chuẩn hóa cao thì có tỷ suất sinh lời cao. Như vậy đột biến về thu nhập được chuẩn hóa có tác động cùng chiều đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu. Kết luận này tương tự kết luận của Chordia và Shivakumar (2006), Chordia và cộng sự (2006). Do đó, chúng tôi có thể chấp nhận giả thuyết H2: Biến động thu nhập bất thường có tác động cùng chiều đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính. Điều này cho thấy, khi các công ty công bố thông tin thu nhập bất thường cao hơn thu nhập kỳ vọng làm giá cổ phiếu tăng lên giúp cho tỷ suất sinh lời của cổ phiếu cao hơn. Ngược lại, nếu

các công ty công bố thông tin thu nhập bất thường thấp hơn thu nhập kỳ vọng sẽ làm cho giá cổ phiếu giảm và dẫn đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu giảm.

Ở mô hình thứ hai, hệ số hồi quy của ILLIQ mang dấu âm với mức ý nghĩa thống kê 10%. Vì biến ILLIQ là chỉ số thanh khoản Amihud (2002), giá trị chỉ số này càng nhỏ thì cổ phiếu có tính thanh khoản càng cao và ngược lại. Như vậy, có thể thấy giả thuyết H3: “thanh khoản chứng khoán có tác động ngược chiều đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính” không được chấp nhận ở nghiên cứu này. Nghiên cứu cho thấy mối liên hệ nghịch biến giữa chỉ số thanh khoản Amihud (2002) và tỷ suất sinh lời cổ phiếu hay đó là quan hệ cùng chiều giữa tính thanh khoản chứng khoán và tỷ suất sinh lời cổ phiếu, và khác biệt với kết quả nghiên cứu của Chordia và cộng sự (2006), Chordia và cộng sự (2013).

Kết quả này cho thấy, sau khi công bố báo cáo tài chính, những cổ phiếu có thanh khoản càng cao thì tỷ suất sinh lời cổ phiếu càng cao và những cổ phiếu càng kém thanh khoản thì có tỷ suất sinh lời càng thấp.

Hệ số hồi quy của biến SUE*ILLIQ ở mô hình thứ 2 mang dấu dương, có giá trị gần bằng 0 và không có ý nghĩa thống kê. Tuy kết quả này không phù hợp với kết quả của Chordia và cộng sự (2006) nhưng nó hoàn toàn phù hợp và nhất quán với kết luận đã được đưa ra “tác động kết hợp của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán không mang lại lợi nhuận cho các nhà đầu tư” khi dựa vào kết quả sắp xếp danh mục đầu tư tứ phân vị theo SUE và ILLIQ. Do đó, nghiên cứu

Bảng 5: Kết quả hệ số hồi quy của các biến độc lập trong hai mô hình hồi quy

	CNST	SIZE	BM	DVOL	RET12	SUE	ILLIQ	SUE*ILLIQ
Mô hình 1	0,99***	-0,0001	0,006***	0,00001	-0,0001			
t_value	66,0141	-0,7354	4,693	0,1938	-1,5092			
p-value	0	0,462	0	0,846	0,131			
Mô hình 2	0,9836**	-0,0001	0,0067**	0	-0,0002**	0,0001*	-0,0002*	0,00003
t_value	65,4321	-0,688	4,9647	-0,4358	-2,0401	2,5374	-1,914	0,5366
p-value	0	0,4915	0	0,663	0,0414	0,0112	0,0557	0,5916

Ghi chú: *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

không tìm thấy ảnh hưởng kết hợp của biến động thu nhập và thanh khoản của cổ phiếu lên tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính. Như vậy, giả thuyết H4 không được chấp nhận.

Ngoài ra, các yếu tố được chọn làm biến kiểm soát trong mô hình cũng cho thấy mối liên hệ với tỷ suất sinh lời cổ phiếu. Cụ thể tỷ số giá trị sổ sách và giá trị thị trường có tác động cùng chiều, biến lợi nhuận cổ phiếu cộng dồn từ mười hai tháng trước lại có tác động trái với giả thiết ban đầu, và có tác động ngược chiều với tỷ suất sinh lời cổ phiếu. Còn mối quan hệ của hai biến đại diện quy mô công ty, khối lượng giao dịch bằng tiền và tỷ suất sinh lời cổ phiếu không có ý nghĩa thống kê.

6. Kết luận

Nghiên cứu cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa của biến động thu nhập bất thường và thanh khoản chứng khoán khi công bố báo cáo tài chính, đó là những công ty có đột biến về thu nhập dương có thanh khoản cao hơn so với những công ty có đột

biến về thu nhập âm. Ảnh hưởng riêng lẻ của biến động thu nhập bất thường và tính thanh khoản chứng khoán đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu khi công bố báo cáo tài chính là tác động cùng chiều. Mặc dù sự kết hợp của biến động thu nhập bất thường khi công bố báo cáo tài chính và tính thanh khoản chứng khoán tác động đến tỷ suất sinh lời cổ phiếu không có ý nghĩa thống kê nhưng dấu hệ số hồi quy của nó cũng đúng với giả thuyết ban đầu. Ngoài ra, tỷ suất sinh lời cổ phiếu còn chịu sự tác động của tỷ số giá trị sổ sách và giá trị thị trường, lợi nhuận cổ phiếu cộng dồn trong mười hai tháng trước.

Từ kết quả phân tích và các kết luận nêu trên, nghiên cứu có hàm ý các nhà đầu tư muốn đạt được tỷ suất sinh lời cổ phiếu cao, họ có thể theo dõi các thông tin công bố tài chính xem những công ty nào có đột biến thu nhập bất thường cao và có tính thanh khoản cao thì lựa chọn vào danh mục đầu tư của mình. □

Tài liệu tham khảo:

- Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time Series Effects', *Journal of Financial Market*, vol. 5, pp. 31-56.
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986), 'Asset Pricing and the Bid-Ask Spread', *Journal of Financial Economics*, vol. 17, pp. 223-49.
- Ball, R. (1992), 'The Earnings-price Anomaly', *Journal of Accounting & Economics*, vol. 15, pp. 319-45.
- Ball, R. & Brown, P. (1968), 'An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers', *Journal of Accounting Research*, vol. 6, pp. 159-78.
- Bernard, V.L. & Thomas, J.K. (1989), 'Post-Earnings-Announcements Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?', *Journal of Accounting Research*, vol. 27, pp. 1-36.
- Bernard, V.L. & Thomas, J.K. (1990), 'Evidence that Stock Prices Do not Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings', *Journal of Accounting Research*, vol. 13, pp. 305-40.
- Bhushan, R. (1994), 'An Information Efficiency Perspective on the Post-Earnings Announcement Drift', *Journal of Accounting & Economics*, vol. 18, pp. 45-65.
- Chan, L.K.C., Jegadeesh, N. & Lakonishok, J. (1996), 'Momentum Strategies', *Journal of Finance*, vol. 51, pp. 1681-713.
- Chordia, T., Goyal, A., Sadka, G., Sadka, R. & Shivakumar, L. (2006), 'Liquidity and the post-earnings-announcement drift', *Financial Analysts Journal*, vol. 65, no. 4, pp. 31-56.
- Chordia, T. & Shivakumar, L. (2006), 'Earnings and Price Momentum', *Journal of Financial Economics*, vol. 80, pp. 627-56.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A. & Tong, Q. (2013), 'Trends in Capital Market Anomalies', <http://ssrn.com/abstract=2029057>.
- Datar, V.T., Naik, N.Y. & Radcliffe, R. (1998), 'Liquidity and Stock returns: An Alternative Test', *Journal of Financial Market*, vol. 1, pp. 203-19.
- Fama, E.F. & French, K.R. (1993), 'Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds', *Journal of Finan-*

- cial Economics*, vol. 33, pp. 3-56.
- Fama, E.F. & MacBeth, J.D. (1973), 'Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests', *Journal of Political Economy*, vol. 81, pp. 607-36.
- Forner, C., Sanabria, S. & Marhuenda, J. (2009), 'Post-earnings announcement drift: Spanish evidence', *Spanish Economic Review*, vol. 11, pp. 207-41.
- Garbade, K.D. 2002, *Pricing Corporate Securities as Contingent Claims*, vol. 31.
- Hew, D., Skerratt, L., Strong, N. & Warker, M. (1996), 'Post Earnings Announcement Drift: Some Preliminary Evidence for the UK', *Accounting and Business Research*, vol. 26, pp. 283-93.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993), 'Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency', *Journal of Finance*, vol. 48, pp. 65-91.
- Liu, W. & Strong, N. (2003), 'Post Earnings-Announcement Drift in the UK', *European Financial Management*, vol. 9, pp. 89-116.
- Ng, J., Rusticus, T.O. & Verdi, R.S. (2008), 'Implications of Transaction Costs for the Post Earnings Announcement Drift', *Journal of Accounting Research*, vol. 46 pp. 661-96.
- Schadewitz, H.J., Kanto, A.J., Kahra, H.A. & Blevins, D.R. (2005), 'Post- announcement drift in an emerging market', *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation AA*, vol. 2(1), pp. 168-85.
- Weiqiang, T. (2008), 'Post-earning-announcement Drift Anomaly and Liquidity:Empirical Evidence from Chinese Stock Market', *Securities Market Herald*, vol. 5, no. 2008, pp. 1-13.

Abnormal income, liquidity and stock returns at the announcement of financial earnings.

Abstract:

This paper examines the impacts of abnormal income and stock liquidity on stock returns at the announcement of financial earnings of firms listed on Ho Chi Minh city stock exchange from 2007 to 2012. The results indicate that there is a positive relationship between abnormal returns and stock liquidity at the earning announcement. In addition, the paper finds a positive impact of individual factors on stock returns including abnormal returns and stock liquidity. However, when considering these two factors jointly, there is no significant relationship with stock returns.

Thông tin tác giả:

***Võ Xuân Vinh**, tiến sĩ

- Nơi công tác: Khoa Ngân Hàng - Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: vinhvx@ueh.edu.vn

****Lê Thị Kim Phượng**, thạc sĩ

Trung tâm công nghệ thông tin - Ngân hàng TMCP Công thương Việt Nam

Email: kimphuongad@yahoo.com