

THANH KHOẢN VÀ TỶ SUẤT SINH LỢI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

TS. Đỗ Đoàn Trang* - Ths. Nguyễn Việt Hằng* - Ths. Võ Hoàng Oanh*

Nghiên cứu này kiểm định xem thanh khoản có ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi của thị trường chứng khoán Việt Nam hay không khi xét đến tính biến động đồng thời giữa thanh khoản và tỷ suất sinh lợi thị trường. Trong bài, hai chỉ số chứng khoán chính của thị trường Việt Nam - VN_Index và HNX_Index-được dùng làm đại diện cho danh mục thị trường. Mẫu nghiên cứu gồm các quan sát hàng ngày của 2 chỉ số này trong giai đoạn 2009-2022. Kết quả từ mô hình hồi quy GARCH-in-mean cho thấy rằng thanh khoản thị trường thực sự có tác động ngược chiều đến tỷ suất sinh lợi thị trường và có tác động cùng chiều đến biến động của tỷ suất sinh lợi thị trường.

• Từ khóa: thanh khoản, thị trường chứng khoán, tỷ suất sinh lợi, Việt Nam, GARCH-in-mean.

This study investigates the effect of market liquidity on the stock market returns in Vietnam, considering the simultaneous volatility between liquidity and market returns. In this paper, two major stock market indices of Vietnam, VN_Index and HNX_Index, are used as proxies for the market portfolio. The study sample consists of daily observations of these two indices over the period 2009-2022. The results from the GARCH-in-mean regression model show that market liquidity has a negative effect on market returns, and a positive effect on the volatility of market returns.

• Key words: liquidity, stock market, return, Vietnam, GARCH-in-mean.

JEL codes: P 33, P45, Z23

Ngày nhận bài: 22/11/2023

Ngày gửi phản biện: 24/11/2023

Ngày nhận kết quả phản biện: 25/12/2023

Ngày chấp nhận đăng: 06/02/2024

1. Giới thiệu

Thanh khoản là điều các nhà đầu tư quan tâm khi quyết định đầu tư vào một cổ phiếu hay danh mục nhất định nhằm mục tiêu tìm kiếm lợi nhuận, bên cạnh biến động giá của cổ phiếu. Sự biến động trong tính thanh khoản sẽ tạo ra rủi ro cho họ nên yếu tố này cần được đánh giá trong quá trình định giá cổ phiếu. Tuy nhiên,

chỉ những rủi ro nào mang tính hệ thống, tức không thể loại trừ bằng cách đa dạng hóa danh mục đầu tư, mới đáng được định giá. Nhiều nghiên cứu trên thế giới đã chứng minh rằng tính thanh khoản của các cổ phiếu có tính tương đồng (commonality) theo nghĩa rằng chúng có xu hướng biến động cùng nhau, từ đó tương quan với thanh khoản của toàn bộ thị trường (Chordia et al., 2000; Hasbrouck & Seppi, 1998; Huberman & Halka, 2001). Điều này dẫn đến câu hỏi rằng liệu rủi ro thanh khoản có phải là một rủi ro hệ thống hay không, theo nghĩa tỷ suất sinh lợi (TSSL) của cổ phiếu có thể hiện phần bù rủi ro cho nhân tố này hay không? Ngoài ra, để có kết quả kiểm tra phù hợp cho mối quan hệ này, cần sử dụng một mô hình kiểm định trong đó thể hiện được sự biến động đồng thời giữa tỷ suất sinh lợi của cổ phiếu và tính thanh khoản của thị trường.

Thông qua việc kiểm định trên chuỗi dữ liệu hàng ngày của 2 chỉ số cổ phiếu chính ở thị trường Việt Nam giai đoạn 2009-2022 bao gồm VN_Index, HNX_Index, nghiên cứu hiện tại giúp làm sáng tỏ mối quan hệ giữa thanh khoản thị trường và TSSL chứng khoán. Kết quả nghiên cứu nghiên cứu được kỳ vọng giúp nhà đầu tư nhìn nhận đúng đắn vai trò của nhân tố thanh khoản thị trường đối với TSSL của cổ phiếu, từ đó đưa ra được định giá hợp lý cho các cổ phiếu và có các quyết định giao dịch, đầu tư và quản lý danh mục phù hợp.

2. Lược khảo tài liệu nghiên cứu liên quan

Thanh khoản là một khái niệm phức tạp và khó xác định, thông thường dùng để chỉ khả năng mua/bán một khối lượng lớn tài sản một cách nhanh chóng, tổn ít chi

* Đại học Bình Dương

phí và không bị trượt giá (Pástor & Stambaugh, 2003) hay sự dễ dàng trong giao dịch chứng khoán (Amihud et al., 2005). Một nguyên nhân dẫn đến sự kém thanh khoản là các chi phí chuyển đổi ngoại sinh như chi phí môi giới, chi phí đặt lệnh, tiền hoa hồng hay thuế. Yếu tố khác có thể khiến chứng khoán kém thanh khoản hay khiến tính thanh khoản của nó biến động theo thời gian đến từ rủi ro tồn trữ (inventory risk) và vấn đề bất cân xứng thông tin. Tuy vậy, các mô hình định giá tài sản lại bỏ qua tính thanh khoản bởi vì chi phí và thời gian cần thiết để chuyển đổi tài sản tài chính thành tiền mặt được giả định bằng không.

Đã có nghiên cứu cho thấy thanh khoản của các cổ phiếu có tính tương đồng. Cụ thể, biến động trong tính thanh khoản của các cổ phiếu khác nhau có tương quan với nhau, khiến chúng biến động tương tự với thanh khoản của toàn bộ thị trường (Chordia et al., 2000; Hasbrouck & Seppi, 1998; Huberman & Halka, 2001). Trên góc độ toàn bộ thị trường, các nghiên cứu đo lường thanh khoản của toàn bộ thị trường (aggregate market liquidity) thông qua các thước đo thanh khoản riêng từng cổ phiếu nhưng được mở rộng ra trên góc độ danh mục thị trường, hoặc bằng thước đo sự kém thanh khoản của Amihud (2002) hay Pástor & Stambaugh (2003) hoặc thước đo thanh khoản dựa trên danh mục thị trường (Gibson & Mougeot, 2004).

Đối với thị trường Việt Nam đã có các nghiên cứu về chủ đề thanh khoản của thị trường chứng khoán cũng như phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản và TSSL trên thị trường. Các nghiên cứu này đo lường thanh khoản bằng nhiều thước đo khác nhau như khối lượng giao dịch, giá trị giao dịch, chênh lệch giá hỏi mua-giá chào bán, thước đo thanh khoản của Amihud (2002)... và chỉ là các thước đo cho từng cổ phiếu riêng lẻ.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

Để đo lường thanh khoản và TSSL của toàn thị trường, nghiên cứu nghiên cứu sử dụng lần lượt khối lượng giao dịch và TSSL của chỉ số chứng khoán thị trường đại diện cho thanh khoản và TSSL của toàn thị trường. Cụ thể, đối với thị trường Việt Nam, chỉ số chứng khoán đại diện đó chính là chỉ số VN_Index và chỉ số HNX_Index.

Mức thay đổi trong khối lượng giao dịch hằng ngày của chỉ số chứng khoán được sử dụng là biến đại diện cho thanh khoản thị trường. Khối lượng giao dịch hằng ngày của hai chỉ số được thu thập trong khoảng thời gian từ 1/1/2009 đến 31/12/2020. Giá trị của các chỉ số TSSL là giá trị đóng cửa hằng ngày, những ngày không có giao dịch hoặc nghỉ lễ sẽ được bỏ qua. Nguồn dữ liệu được tổng hợp từ trang web cafe.vn.

TSSL hằng ngày của chỉ số chứng khoán được tính theo công thức số (1) như sau:

$$r_{Mt} = \ln(\text{Index}/\text{Index}_{t-1}) \quad (1)$$

với: r_{Mt} là TSSL của chỉ số Index (VN_Index/HNX_Index) trong ngày giao dịch t hay TSSL của danh mục thị trường tại ngày giao dịch t

Index_t là giá trị đóng cửa của chỉ số Index (VN_Index/HNX_Index) tại ngày giao dịch t

Index_{t-1} là giá trị đóng cửa của chỉ số Index (VN_Index/HNX_Index) tại ngày giao dịch $(t-1)$

\ln là hàm logarit tự nhiên

Mức thay đổi hằng ngày của thanh khoản thị trường $-r_{L,t}$ được tính theo công thức số (2) như sau:

$$r_{L,t} = \ln(\text{vol_Index}/\text{vol_Index}_{t-1}) \quad (2)$$

với: vol_Index_t là khối lượng giao dịch của chỉ số Index (VN_Index/HNX_Index) tại ngày giao dịch t

vol_Index_{t-1} là khối lượng giao dịch chỉ số Index (VN_Index/HNX_Index) tại ngày giao dịch $(t-1)$

\ln là hàm logarit tự nhiên Trong đề tài, lãi suất phi rủi ro là lãi suất trái phiếu kho bạc kỳ hạn 1 năm công bố trên website của Quỹ tiền tệ quốc tế - IMF. Do hiện tại dữ liệu về lãi suất trái phiếu chính phủ của Việt Nam công bố trên IMF chỉ có duy nhất đối với kỳ hạn 1 năm nên mức lãi suất này xem như là đại diện tốt nhất cho lãi suất phi rủi ro.

Nghiên cứu hiện tại sử dụng (1,1) mô hình ước lượng được mô tả trong phương trình số (3) và (4) dưới đây. Trong đó phương trình (3) là phương trình trung bình, phương trình (4) là phương trình phương sai. này giúp thể hiện được TSSL thông qua. Thêm vào đó, nghiên cứu kiểm định dựa trên mô hình ICAPM với dữ liệu của các chỉ số thị trường chứng khoán nên cần thiết phải đưa phương sai của TSSL thị trường vào phương trình trung bình để thể hiện quan hệ rủi ro - TSSL của thị trường. Như vậy việc sử dụng mô hình GARCH(1,1)-in-mean là phù hợp với mục tiêu của đề tài.

$$r_{Me,t} = \mu_{Me} + \lambda_{Me}\sigma_{Me,t}^2 + \lambda_{ML}r_{L,t} + \epsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 r_{L,t} + \gamma_0 \epsilon_{t-1} + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

Phương trình trung bình có điều kiện số (3) ước lượng ảnh hưởng của các nhân tố lên TSSL vượt trội của thị trường $r_{Me,t}$. Với $(r_{Me,t} = r_{Mt} - r_{ft})$ là TSSL của chỉ số Index (VN_Index/HNX_Index) trong ngày giao dịch t hay tỷ suất sinh lợi của danh mục thị trường tại ngày giao dịch t ; r_{ft} là mức thay đổi của thanh khoản thị trường ở ngày t ; $\sigma_{Me,t}^2$ là phương sai của $r_{Me,t}$.

Phương trình phương sai có điều kiện số (4) ước lượng ảnh hưởng của nhân tố thanh khoản thị trường

lên mức biến động của TSSL thị trường $-\sigma_t^2$; với σ_t^2 là phương sai có điều kiện của sai số ước lượng $-\epsilon_t$ từ phương trình (3); \ln là hàm logarit tự nhiên; $\lambda_{Mc,t}$ là phần bù rủi ro thị trường và $\lambda_{ML,t}$ là phần bù rủi ro thanh khoản. Ngoài việc kiểm định trên hai chỉ số chứng khoán chính của thị trường Việt Nam, nghiên cứu hiện tại còn kiểm định tính vững của các kết quả qua 2 chỉ số nhỏ hơn là VN30 và HNX30 thuộc giai đoạn 2012-2022 do hai chỉ số này bắt đầu được công bố từ năm 2012.

4. Kết quả

4.1. Thống kê mô tả

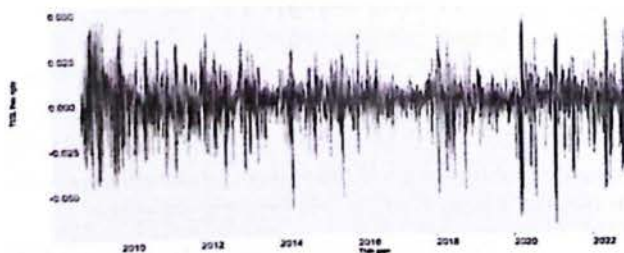
Bảng 1 trình bày một số kết quả thống kê mô tả TSSL (rM) và thanh khoản (rL) hằng ngày của hai chỉ số VN_Index và HNX_Index trong giai đoạn 2009-2022. Có thể thấy mức TSSL trung bình của cả hai chỉ số đều dương nhưng giá trị của VN_Index cao hơn so với HNX_Index (0,033% so với 0,019%).

Xét về thanh khoản của hai chỉ số trên, các giá trị thống kê cũng có kết quả khá tương đồng. Biến động thanh khoản trung bình hằng ngày của hai chỉ số VN_Index và HNX_Index lần lượt là 0,094% và 0,057% đi kèm với độ lệch chuẩn rất lớn (24,92% và 35,82%). Giá trị độ nhọn của phân phối thanh khoản của VN_Index và HNX_Index lần lượt là 3,3 và 56,57, cho thấy mức độ xảy ra những mức biến động thanh khoản cực đoan (tiêu cực và tích cực) là rất lớn.

Bảng 1: Thống kê mô tả TSSL (rM) và thanh khoản (rL) hằng ngày của hai chỉ số VN_Index và HNX_Index

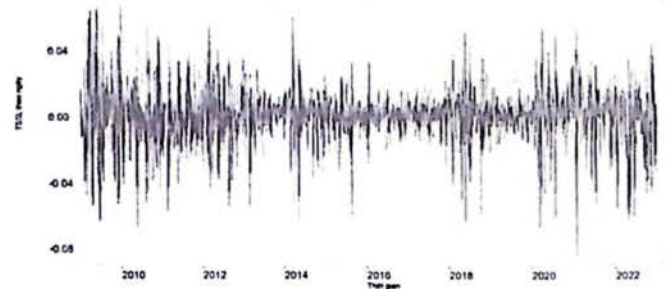
	VN_Index		HNX_Index	
	rM	rL	rM	rL
Mean	0.00033	0.00094	0.00019	0.00057
Standard Error	0.00022	0.00422	0.00026	0.00607
Median	0.00097	0.00354	0.00071	-0.00306
Standard Deviation	0.01293	0.24921	0.01548	0.35824
Sample Variance	0.00017	0.0621	0.00024	0.12833
Kurtosis	2.68558	3.30538	3.06132	56.5736
Skewness	-0.50289	0.02001	-0.3616	0.18299
Range	0.11768	3.31655	0.15045	11.5341
Minimum	-0.06908	-1.5439	-0.0838	-5.40105
Maximum	0.0486	1.77265	0.06669	6.133
Sum	1.16414	3.28461	0.66942	1.96912
Count	3494	3494	3485	3485

Hình 1: TSSL VN_Index theo ngày - Giai đoạn 2009-2022



Ghi chú: TSSL tính theo công thức: $R_t = \ln(\text{Index}/\text{Index}_{t-1})$

Hình 2: TSSL HNX_Index theo ngày - Giai đoạn 2009-2022



Ghi chú: TSSL tính theo công thức: $R_t = \ln(\text{Index}/\text{Index}_{t-1})$

Hình 1 và 2 lần lượt minh họa trực quan diễn biến TSSL hằng ngày của hai chỉ số VN_Index và HNX_Index trong giai đoạn 2009-2022. Nhìn chung, hai hình này đã cung cấp bằng chứng cho thấy mô hình GARCH phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

4.2. Các kiểm định trước khi ước lượng mô hình

Để đánh giá sự phù hợp của mô hình ước lượng GARCH-in-mean đối với dữ liệu nghiên cứu, các kiểm định cần thiết đã được thực hiện trước khi ước lượng mô hình. Kiểm định ADF và kiểm định Philip-Peron đều được sử dụng để kiểm tra tính dừng trong dữ liệu chuỗi thời gian. Một chuỗi thời gian được coi là dừng nếu giá trị trung bình, phương sai và tự tương quan của chuỗi không đổi theo thời gian.

Kết quả của các kiểm tra ADF và Philip-Peron lần lượt được trình bày trong bảng 2A và bảng 2B. Theo đó, chuỗi TSSL của VN-Index và HNX-Index đều dừng. Đây là một điều kiện phù hợp với mô hình GARCH, vì các mô hình GARCH yêu cầu dữ liệu dừng.

Kết quả của kiểm định tính ARCH (được trình bày trong bảng 3) cho thấy chuỗi TSSL của VN_Index và HNX_Index thể hiện tính ARCH với mức ý nghĩa thống kê cao ở độ trễ bậc 1.

Tóm lại, kết quả của các kiểm định ADF, Philip-Peron và kiểm định ARCH cho thấy rằng mô hình GARCH-in-mean phù hợp với dữ liệu nghiên cứu trong bài.

Bảng 2A: Kết quả kiểm định tính dừng theo ADF test

	Độ trễ	p_value	tau
<i>rme</i>			
VN_Index	0	0.000	-38.3112
HNX_Index	0	0.000	-38.4645
<i>rL</i>			
VN_Index	0	0.000	-61.9737
HNX_Index	0	0.000	-38.418

Bảng 2B: Kết quả kiểm định tính dừng theo Philip-Peron test

	Độ trễ	p_value	rho
<i>rme</i>			
VN_Index	9	0.000	-3206.74
HNX_Index	9	0.000	-3487.64
<i>rL</i>			
VN_Index	9	0.000	-3825.14
HNX_Index	9	0.000	-3602.98

Bảng 3: Kết quả kiểm định tính ARCH

	Độ trễ	Giá trị thống kê	p_value
<i>Box-Ljung test</i>			
VN_Index	1	228.04	0.000
HNX_Index	1	390.43	0.000
<i>Lagrange Multiplier test</i>			
VN_Index	1	4470.02	0.000
HNX_Index	1	3865.15	0.000

4.3. Kết quả ước lượng

Kết quả ước lượng từ mô hình nghiên cứu đề xuất trong bài này được thể hiện trong bảng 4. Theo đó, mô hình GARCH-in-mean phù hợp với dữ liệu cho cả chỉ số VN_Index và HNX_Index. Hệ số của thước đo thanh khoản thị trường (λ_{ML}) là âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy thanh khoản càng tăng thì TSSL kỳ vọng của chỉ số càng giảm. Nhìn chung, mô hình nghiên cứu đề xuất rất phù hợp với mẫu dữ liệu nghiên cứu trong bài khi giá trị LogLikelihood cho hai chỉ số VN_Index và HNX_Index rất cao, lần lượt là 10799.58 và giá trị LogLikelihood cho các chỉ số VN30 và HNX30 lần lượt là 8490.8 và 10359.95.

Từ những kết quả ước tính ở trên có thể thấy rằng mô hình GARCH-in-mean là một công cụ hữu ích để phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản thị trường và TSSL thị trường chứng khoán Việt Nam.

Bảng 4: Kết quả ước lượng ảnh hưởng của thanh khoản đến TSSL VN_Index và HNX_Index giai đoạn 2009-2022

$$r_{Me,t} = \mu_{Me} + \lambda_{Me}\sigma_{Me,t}^2 + \lambda_{ML}r_{L,t} + \epsilon_{1,t}$$

$$\sigma_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 r_{L,t} + \gamma_0 \epsilon_{t-1} + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2$$

	Giá trị	Std.Error	t value	p-value	Giá trị	Std.Error	t value	p-value
<i>VN_Index</i>				<i>HNX_Index</i>				
μ_{Me}	0.000	0.000	1.855	0.064	0.001	0.000	3.322	0.001
λ_{Me}	1.271	1.799	0.707	0.480	-0.225	0.070	-3.223	0.001
λ_{ML}	-0.002	0.001	-3.336	0.001	-0.001	0.000	-3.975	0.000
λ_1	5E-06	0.000	47.594	0.000	3E-06	0.000	0.040	0.968
γ_0	0.138	0.001	124.145	0.000	0.166	0.064	2.600	0.009
γ_1	0.832	0.000	1708.533	0.000	0.824	0.372	2.218	0.027
λ_0	9.2E-05	0.000	18.376	0.000	6E-05	0.000	10.419	0.000
LogLikelihood	10799.58				10359.95			

4.4. Kiểm tra tính vững trên dữ liệu VN30 và HNX30

Bảng 5: Kết quả ước lượng ảnh hưởng của thanh khoản đến TSSL VN30_Index và HNX30_Index giai đoạn 2012-2022

$$r_{Me,t} = \mu_{Me} + \lambda_{Me}\sigma_{Me,t}^2 + \lambda_{ML}r_{L,t} + \epsilon_{1,t}$$

$$\sigma_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 r_{L,t} + \gamma_0 \epsilon_{t-1} + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2$$

	Giá trị	Std.Error	t value	p-value	Giá trị	Std.Error	t value	p-value
<i>VN30</i>				<i>HNX30</i>				
μ_{Me}	0.000	0.001	0.105	0.916	0.001	0.000	2.921	0.003
λ_{Me}	2.870	7.195	0.399	0.690	0.769	1.537	0.500	0.617
λ_{ML}	-0.001	0.000	-4.579	0.000	0.000	0.000	0.712	0.477
λ_1	0.000	0.000	1512.584	0.000	0.000	0.000	131.863	0.000
γ_0	0.115	0.002	48.634	0.000	0.167	0.002	110.067	0.000
γ_1	0.837	0.001	810.859	0.000	0.794	0.001	1193.603	0.000
λ_0	0.000	0.000	9.064	0.000	0.000	0.000	179.950	0.000
LogLikelihood	8490.8				7400.603			

Để kiểm tra tính vững của các kết quả thu được từ mẫu nghiên cứu của hai chỉ số VN_Index và HNX_Index, bài nghiên cứu hiện tại sử dụng mẫu dữ liệu của hai chỉ số nhỏ hơn tại thị trường chứng khoán Việt Nam là VN30 và HNX30. Kết quả kiểm định được trình bày trong bảng 5 dưới đây. Dựa trên các số liệu trên bảng 5, có thể nhận thấy kết quả ước lượng khá tương đồng so với những gì đã được thể hiện trong bảng 4. Giá trị LogLikelihood rất cao thể hiện sự phù hợp rất cao của mô hình so với dữ liệu. Đa phần các hệ số ước lượng đều có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%.

5. Kết luận và kiến nghị

Kết quả từ mô hình hồi quy GARCH-in-mean cho thấy rằng thanh khoản thị trường thực sự có tác động ngược chiều đến tỷ suất sinh lợi thị trường và có tác động cùng chiều đến biến động của tỷ suất sinh lợi thị trường. Điều này có nghĩa là các cổ phiếu có tính thanh khoản cao hơn thường có lợi nhuận cao hơn.

Những phát hiện này có một số ý nghĩa đối với các nhà đầu tư như: Nên nhận thức được tính biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam trước khi đầu tư; Có thể muốn tránh đầu tư vào thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời kỳ biến động cao; Có thể muốn cân nhắc đầu tư vào các cổ phiếu có biến động thấp hơn và tính thanh khoản cao hơn; Có thể sử dụng mô hình GARCH-in-mean để dự báo biến động của TSSL VN_Index và HNX_Index.

Dựa trên kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả đưa ra một số kiến nghị đối với các nhà hoạch định chính sách như: Nên thực hiện các bước để cải thiện tính thanh khoản thị trường ở Việt Nam. Điều này có thể được thực hiện bằng cách giảm chi phí giao dịch, cải thiện cơ sở hạ tầng thị trường và khuyến khích nhiều nhà đầu tư tổ chức tham gia tích cực hơn; Có thể cân nhắc thực hiện các biện pháp để giảm thiểu tính biến động đồng thời giữa thanh khoản và lợi nhuận thị trường.

Tài liệu tham khảo:

Fama, E.F. and French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Gibson, R., & Mougeot, N. (2004). The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market. *Journal of Banking and Finance*, 28, 157-178. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00402-8](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00402-8).

Hasbrouck, J., & Seppi, D. J. (1998). Common Factors in Prices, Order Flows and Liquidity. <https://doi.org/10.2139/ssrn.159698>.

Ho, T., & Chang, S. (2015). The pricing of liquidity risk on the Shanghai stock market. *International Review of Economics and Finance*, 38, 112-130. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.12.006>.

Jarrow, R. (2018). Asset market equilibrium with liquidity risk. *Annals of Finance*, 14(2), 253-288. <https://doi.org/10.1007/s10436-017-0316-x>.

Jean, W. H. (1971). The Extension of Portfolio Analysis to Three or More Parameters. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6(1), 505-515.

Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1086/374184>.

Phong, N. A. (2012). Tác động của thanh khoản đến tỷ suất sinh lời các cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 264(10), 33-39.

Samuelson, P. A. (1970). The Fundamental Approximation Theorem of Portfolio Analysis in terms of Means, Variances and Higher Moments. *The Review of Economic Studies*, 37(4), 537-542. <https://doi.org/10.2307/296483>.

Shih, Y., & Su, X.-Q. (2016). Liquidity in Up and Down Markets for Asset Pricing: Evidence from the Taiwan Stock Market. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 45, 729-754. <https://doi.org/10.1111/ajfs.12150>.

Vũ, X. P., & Bùi, H. T. (2012). Liquidity, liquidity risk and Stock Returns - Evidence from Vietnam. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2500689> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2500689>.