



TÁC ĐỘNG CỦA TÍNH THANH KHOẢN ĐẾN RỦI RO TRƯỢT GIÁ CỔ PHIẾU: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Hoài Nam¹, Võ Thị Mỹ Dung, Nguyễn Lâm Bửu Nhi, Lê Trần Bảo Ngân

Sinh viên K57B, Tài chính quốc tế

Cơ sở II Trường Đại học Ngoại thương tại TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Nguyễn Thu Hằng

Giảng viên Bộ môn Nghiệp vụ

Cơ sở II Trường Đại học Ngoại thương tại TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Tóm tắt

Thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam được thành lập vào năm 1996. Với hơn 20 năm phát triển, hiện nay TTCK Việt Nam đã có sự ghi nhận tích cực về số lượng công ty đăng ký giao dịch trên cả hai sở giao dịch chứng khoán, lên đến hơn 1.600 công ty; đồng thời chiếm 103% GDP, qua đó, thể hiện vị trí quan trọng của thị trường đối với nền kinh tế (theo Trung tâm Giao dịch chứng khoán TP.HCM năm 2019). Đã nhiều lần trong lịch sử, TTCK Việt Nam nhận thấy tính thanh khoản có tác động mạnh mẽ đến sự trượt giá của cổ phiếu ngay sau đó, thông qua nhiều động thái thoái vốn của nhà đầu tư (ví dụ điển hình là TTCK Việt Nam giai đoạn 2018). Từ những dữ liệu thực nghiệm và quá trình nghiên cứu, bài viết hy vọng sẽ đóng góp ý nghĩa lý thuyết và ý nghĩa thực tiễn để người đọc có thể quản trị rủi ro trượt giá thông qua tính thanh khoản của cổ phiếu.

Từ khóa: tính thanh khoản, trượt giá, rủi ro trượt giá, thị trường chứng khoán.

STOCK LIQUIDITY AND STOCK PRICES CRASH RISK EVIDENCE FROM VIET NAM

Abstract

Vietnam's stock market (stock market) was established in 1996. With more than 20 years of development, Vietnam's stock market now has a positive record of the number of companies registered to trade on both exchanges. securities, up to more than 1,600 companies; At the same time, accounting for 103% of GDP, thereby, demonstrating the important position of the market to the economy (according to the Ho Chi Minh City Stock Exchange in 2019). Many times in history, Vietnam's stock market has found that liquidity has a strong impact on stock price crash right after that, through many divestments of investors (a typical example is the Vietnamese stock market Male period 2018). From experimental data and research process, the article hopes to contribute theoretical and practical meaning so that readers can manage crash risk through stock liquidity.

¹ Tác giả liên hệ, Email: nguyenhoainamtxqt@gmail.com

1. Lời mở đầu:

Thị trường chứng khoán (TTCK) là kênh dẫn vốn quan trọng với mục tiêu huy động nguồn vốn nhân rồi trong một quốc gia và cả nguồn tiền đầu tư từ nước ngoài; sau đó phân phối vốn vào những kênh đầu tư triển vọng. Trong đó, không thể nào không nhắc đến cổ phiếu. Khi lựa chọn cổ phiếu, người mua thường sẽ phải cân nhắc nhiều yếu tố như thông tin về doanh nghiệp, rủi ro trượt giá hay tính thanh khoản của chúng. Theo thành quả nghiên cứu “Tính thanh khoản và lợi nhuận cổ phiếu” của Jesper Rangvid (2009), tác giả đã định nghĩa tính thanh khoản là khả năng bán tài sản một cách nhanh chóng, dễ dàng chuyển đổi thành tiền mà không phải chịu bất cứ thiệt hại đáng kể nào. Tính thanh khoản của một tài sản càng cao sẽ càng thuận lợi khi kêu gọi nguồn vốn vì điều này thể hiện một phương án đầu tư linh hoạt, an toàn, kinh tế. Ngoài ra, khi cổ phiếu thường xuyên ghi nhận lợi suất biến động cao qua các thời kỳ sẽ được xem là một tài sản rủi ro cao nên khó thu hút sự chú ý của các nhà đầu tư vì thiếu sự ổn định. Chính vì nguyên nhân này, tầm quan trọng của việc thấu hiểu rủi ro trượt giá (stock price crash risk) cũng như tìm ra cơ chế quản trị nhằm khắc phục chúng cũng dần được các nhà kinh tế học quan tâm hơn.

Theo Edmans, 2009 và Bharath và cộng sự, 2013, tính thanh khoản của cổ phiếu mang đến nhiều thuận lợi cho các chủ sở hữu trong quản lý công ty. Cụ thể, vì hầu hết những quyền lợi đi kèm của nhà quản lý đều có liên quan đến cổ phiếu của doanh nghiệp nên các nhà quản lý có thể tận dụng tính thanh khoản của cổ phiếu để đưa ra những thông tin khác nhau làm ảnh hưởng đến giá tài sản và thu lại lợi ích riêng. Tuy nhiên các cổ đông lớn lại có ưu thế hơn vì họ sở hữu số lượng lớn cổ phiếu nên có thể hành động nếu cảm thấy không hài lòng với việc kinh doanh hay cách quản lý của ban giám đốc. Điều này gây ra những đợt giảm giá nặng nề do bán lượng lớn cổ phiếu trong thời gian ngắn và ảnh hưởng tiêu cực trực tiếp đến thu nhập của người quản lý khiến họ không dám che giấu thông tin. Nói cách khác, lập luận này cho rằng những cổ phiếu có tính thanh khoản cao thường đi kèm với rủi ro trượt giá thấp.

Từ những cơ sở nghiên cứu và lập luận trên, các tác giả tin rằng sự trượt giá của cổ phiếu có mối quan hệ ngược chiều với tính thanh khoản trên cơ sở tác động của chủ sở hữu và người quản lý doanh nghiệp. Các tác giả cho rằng nếu như tính lỏng của cổ phiếu thực sự tạo điều kiện cho việc giám sát thuận lợi thì cổ phiếu có tính thanh khoản cao sẽ đi kèm với rủi ro trượt giá thấp. Các tác giả tiến hành nghiên cứu chủ đề: **”Tác động của tính thanh khoản đến rủi ro trượt giá: bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam”** để hiểu rõ hơn ảnh hưởng của tính thanh khoản lên sự thay đổi giá cổ phiếu.

2. Cơ sở lý thuyết:

2.1. Hiện tượng trượt giá và cơ chế tác động:

Rủi ro trượt giá cổ phiếu là một trong những yếu tố quan trọng mà nhà đầu tư cần cân nhắc kỹ lưỡng trước khi giao dịch trên thị trường vì nó có tác động lớn đến quyết định danh mục đầu tư. Bởi lẽ hiện tượng này không thể phòng tránh bằng chiến lược đa dạng hóa danh mục đầu tư (Sunder (2010)) và các nhà đầu tư luôn yêu cầu lợi nhuận cao đối với các cổ phiếu có độ lệch âm trong hàm phân phối lợi suất như một phần bù rủi ro (Harvey và Siddique, 2000). Trong phạm vi nghiên cứu ảnh hưởng đến doanh nghiệp, hiện tượng giá cổ phiếu đột ngột giảm nhanh chóng trong một khoảng thời gian ngắn được Ak và cộng sự (2015) định nghĩa là sự sụp đổ giá

trị cổ phiếu. Sự trượt giá còn được hiểu là tần suất những giá trị tại cực âm trong hàm phân phối lợi suất đặc trưng của cổ phiếu tăng cao (Kim và cộng sự, 2014).

Có ba cơ sở lý thuyết thường sử dụng để giải thích những yếu tố thúc đẩy hiện tượng trượt giá cổ phiếu:

Hành vi che giấu thông tin và đặc điểm của ban điều hành: Học thuyết nghiên cứu về bất cân xứng thông tin giữa nội bộ trong công ty và nhà đầu tư bên ngoài và vấn đề đại diện giữa chủ sở hữu - nhà quản lý doanh nghiệp của Jin & Myers (2006) là nền tảng phát triển các lý thuyết về rủi ro trượt giá cổ phiếu hiện nay. Theo đó, các nhà quản lý cổ tình che giấu các thông tin phản ánh giá trị nội tại của doanh nghiệp trong một thời gian dài bằng cách lợi dụng những thông tin, khoản mục mập mờ, không rõ ràng trên BCTC (opaque reporting systems). Thông tin tiêu cực sẽ tiếp tục bị thao túng, tích lũy thành khối lượng lớn đến mức nhất định, khiến cho giá cổ phiếu bị định giá quá mức, vượt xa giá trị thực. Lúc này, nếu các thông tin bị công bố ra công chúng sẽ khiến nhiều nhà đầu tư thay đổi kỳ vọng mà thoát vị thế, gây áp lực giảm giá cổ phiếu ngay lập tức. Việc ghi nhận các giao dịch và lập BCTC được áp dụng phương pháp kế toán giá gốc cũng khiến cho nhà đầu tư trên thị trường khó định giá chính xác giá trị hiện tại của các dự án đầu tư (Bleck & Liu, 2007). Vì vậy, các nhà quản lý thường lợi dụng kẽ hở này để tiếp tục tham gia vào các dự án kém hiệu quả mà không bị ràng buộc giám sát hay phát hiện. Benmelech, Kandel, và Veronesi (2010) cũng phát hiện rằng những nhà quản lý có lương thưởng được trả bằng cổ phiếu sẽ có xu hướng tham gia vào các dự án có NPV (giá trị hiện tại ròng) âm để khiến công ty có vẻ như có nhiều cơ hội phát triển dù thực chất trên đà đi xuống.

Sự bất đồng quan điểm của các nhà đầu tư: Một lý thuyết của hai tác giả Hong và Stein (2003) giải thích rằng trong trường hợp xuất hiện các quy định hạn chế khai thác chênh lệch giá, sự khác biệt trong quan điểm của các nhà đầu tư là nguyên nhân chính dẫn đến rủi ro trượt giá cổ phiếu. Lý thuyết này được phát triển trên cơ sở: thị trường hiện có hai nhóm nhà đầu tư khác nhau, (1) một nhóm lạc quan về tương lai của công ty và (2) nhóm khác có tâm lý bi quan. Vì vậy họ sẽ suy nghĩ, hành động khác nhau nhằm đạt được kết quả lợi nhuận cao nhất. Tuy nhiên nhóm nhà đầu tư thứ hai sẽ khó kiếm lợi khi tham gia giao dịch vì xuất hiện các hạn chế giao dịch bán không, khiến giá cổ phiếu không thể phản ánh chính xác lượng thông tin mà họ nắm được. Khi những thông tin xấu tích lũy đẩy giá cổ phiếu khác xa so với giá trị nội tại, nếu được công bố với công chúng sẽ khiến các nhà đầu tư lạc quan ngay lập tức thay đổi kỳ vọng về tương lai cổ phiếu và quyết định thoát khỏi vị thế kéo theo tình trạng bán tháo hoảng loạn. Việc này sẽ dẫn đến sự giảm giá trị của cổ phiếu bất ngờ trong thời gian ngắn gây nên hiện tượng trượt giá cổ phiếu.

Tầm nhìn ngắn hạn của nhà đầu tư: Theo Morck và cộng sự (1990), những nhà đầu tư theo chiến lược đầu tư ngắn hạn đòi hỏi mức lợi suất chắc chắn nhằm bù đắp rủi ro. Đặt giả định rằng thị trường hiện nay chịu tác động phần lớn từ các nhà đầu tư ngắn hạn. Những nhà đầu tư này thường sẽ thích các dự án có thể tạo ra suất sinh lợi cao trong thời gian ngắn. Vì thế họ sẽ tạo áp lực lên các nhà quản lý trong công ty, buộc họ phải tập trung các hoạt động đầu tư ngắn hạn hơn là dài hạn. Chính hành vi này khiến những nhà quản lý phải cố gắng làm đẹp kết quả lợi nhuận bằng cách che giấu các thông tin gây ảnh hưởng tiêu cực (Bushee, 1998, 2001) dẫn đến cổ phiếu bị định giá khác xa giá trị thực của doanh nghiệp.

2.2. Tổng quan về thanh khoản cổ phiếu trên thị trường:

Tính thanh khoản ở quy mô tài sản riêng lẻ được định nghĩa lần đầu tiên bởi Keynes (1930) và phần lớn các khái niệm sau này đều được phát triển dựa trên cơ sở này. Ông cho rằng, một tài sản được coi là có tính thanh khoản khi nó có thể được giao dịch một cách dễ dàng mà không phải chịu bất kỳ sự sụt giảm giá trị nào. Tính thanh khoản đóng vai trò rất quan trọng trên thị trường tài chính, là thước đo tính hiệu quả hay mức độ ảnh hưởng đến các nhà đầu tư cá nhân, doanh nghiệp nói riêng và toàn bộ các bên liên quan đến thị trường nói chung. Theo nhiều nghiên cứu, thanh khoản cổ phiếu mang lại nhiều lợi ích: (1) cắt giảm chi phí vốn chủ sở hữu của công ty đáng kể theo Diamond & Verrecchia (1991), Butler và cộng sự (2005); (2) gia tăng chất lượng phản ánh giá trị nội tại công ty thông qua giá cổ phiếu theo Subrahmanyam & Titman (2001); Khanna & Sonti (2004) và (3) nâng giá trị doanh nghiệp (Fang, Noe & Tice, 2009). Tuy vậy, việc tập trung quá mức vào tác động tích cực của thanh khoản sẽ khiến nhà đầu tư chỉ đề ý tìm kiếm và tối ưu các khoản lợi suất trong ngắn hạn mà bỏ qua giá trị thật sự của doanh nghiệp (Keynes, 1930).

2.3. Mối quan hệ giữa thanh khoản và rủi ro trượt giá cổ phiếu:

2.3.1. Lý thuyết nền:

Theo tổng hợp của của Chang và cộng sự (2017) và Chauhan và cộng sự (2017), có hai lý thuyết chính được dùng làm cơ sở giải thích mối quan hệ giữa thanh khoản và rủi ro trượt giá cổ phiếu: (1) Vấn đề người đại diện và cơ chế quản trị (Governance Theory) – gia tăng thanh khoản góp phần nâng cao chất lượng quản trị tạo nên cơ chế hạn chế rủi ro trượt giá trong tương lai và (2) Lý thuyết chủ nghĩa ngắn hạn (Short-termism Theory) – thanh khoản tăng kéo theo nguy cơ trượt giá cổ phiếu gia tăng khi chịu ảnh hưởng của chủ nghĩa tập trung tìm kiếm lợi nhuận trong ngắn hạn.

2.3.2. Bằng chứng thực nghiệm:

Quan điểm cho rằng tính thanh khoản làm tăng sụp đổ giá cổ phiếu: Bằng chứng thực nghiệm của Chang và cộng sự (2017) cho thấy rằng: trường phái đầu tư ngắn hạn khiến các nhà đầu tư chú trọng quá mức vào lợi nhuận trong ngắn hạn mà bỏ qua việc phân tích giá trị nội tại của doanh nghiệp. Điều này sẽ tạo động cơ khiến các nhà quản lý cố tình giữ lại các tin tức xấu tránh trường hợp những nhà đầu tư ngắn hạn biết được mà quyết định bán tháo cổ phiếu. Trong trường hợp thị trường phản ứng mạnh đối với các tin xấu được công bố ra ngoài, thanh khoản cao tạo điều kiện các nhà đầu tư dễ dàng rút khỏi thị trường khi họ nhận thấy lợi suất kỳ vọng trong ngắn hạn không được đáp ứng. Hậu quả là, thanh khoản gia tăng khuếch đại phản ứng của thị trường trước thông tin tiêu cực, các nhà đầu tư bán tháo ồ ạt và đồng nghĩa với xác suất xảy ra hiện tượng sụt giảm giá trị cổ phiếu tăng cao trong tương lai.

Quan điểm cho rằng tính thanh khoản làm giảm hiện tượng sụt giá cổ phiếu: trong phạm vi nghiên cứu ảnh hưởng lên quản trị doanh nghiệp, Edmans và cộng sự (2013) đã chỉ ra rằng gia tăng thanh khoản giúp các nhà đầu tư chiến lược dễ dàng mua được khối lượng lớn cổ phiếu mà chỉ tốn một khoản nhỏ chi phí giao dịch, từ đó nâng cao tỷ lệ sở hữu, trở thành các cổ đông lớn trong công ty. Với lợi thế về sở hữu thông tin và chi phí, các cổ đông này có thể thành lập cơ chế, giám sát chặt chẽ các biểu hiện, hành vi của các nhà lãnh đạo, buộc họ xây dựng chính sách thông tin minh bạch, rõ ràng nhằm hạn chế động cơ tích trữ thông tin đánh lừa nhà đầu tư đồng thời cải thiện giá trị cổ

phiếu Maug (1998); Kahn và Winton (1998)). Ngoài ra, thông qua các bằng chứng thực nghiệm trong nghiên cứu của một số tác giả như Admati và Pfleiderer (2009), Edmans (2009), Edmans và Manso (2010), Bharath và cộng sự (2013) cho thấy các nhà đầu tư tổ chức có thể tham gia giám sát doanh nghiệp và tạo áp lực gián tiếp lên các nhà quản lý bằng những giao dịch trên thị trường. Do đó, rủi ro trượt giá cổ phiếu sẽ giảm khi thanh khoản cổ phiếu càng cao – nhấn mạnh tầm quan trọng của các cổ đông tổ chức đến khả năng hạn chế hành vi cố tình che giấu thông tin tiêu cực trong thời gian dài của các nhà quản lý.

3. Phương pháp nghiên cứu:

3.1. Mẫu và nguồn cung cấp dữ liệu:

Các tác giả thu thập mẫu dữ liệu của tất cả các mã cổ phiếu được niêm yết trên SGDCK thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) và SGDCK Hà Nội (HNX). Trong đó, dữ liệu về giao dịch bao gồm giá, khối lượng và giá trị giao dịch theo ngày trước và sau điều chỉnh trong giai đoạn 2010 – 2020, dữ liệu hoạt động bao gồm các chỉ số tài chính và các thông tin tài chính cơ bản của các doanh nghiệp trong giai đoạn 2010 – 2020. Nguồn dữ liệu được cung cấp từ phần mềm FiinPro phát triển bởi công ty Stoxplus. Sau đó, các tác giả tiến hành loại bỏ khỏi mẫu dữ liệu gốc ban đầu các công ty tiện ích, tài chính, các công ty có giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu âm, tuần giao dịch trong một năm ít hơn 26 tuần và các outliers của một số biến chính trong mô hình. Mẫu dữ liệu cuối cùng của các tác giả gồm 581 mã cổ phiếu trong giai đoạn 2010 – 2020.

Vì trong mô hình có biến trễ, nên tổng số quan sát của mô hình là 4733. Các tác giả tiến hành loại bỏ các outliers ở các biến NCSKEW, RET, SIZE, STD ở mức 5%. Từ đó, mô hình hồi quy theo biến $NCSKEW_{Y+1}$ có 2661 quan sát và mô hình hồi quy theo biến $DUVOL_{Y+1}$ có 2920 quan sát.

3.2. Biến phụ thuộc: NCSKEW và DUVOL:

Các biến phụ thuộc đo lường rủi ro trượt giá cổ phiếu được sử dụng trong bài nghiên cứu bao gồm: độ lệch âm trong hàm phân phối lợi suất NCSKEW và độ biến động lên xuống của lợi suất đặc trưng tuần so với giá trị trung bình (Down-to-up volatility_DUVOL). NCSKEW và DUVOL thường được sử dụng để đo lường rủi ro trượt giá trong nhiều nghiên cứu trước đây như Chen và cộng sự (2001); Chang và cộng sự (2017); Chauhan và cộng sự (2017). $NCSKEW_{i,t}$ đo lường rủi ro trượt giá của cổ phiếu i tại năm t bằng chỉ số NCSKEW, $DUVOL_{i,t}$ tính toán chênh lệch của những tuần có lợi suất thấp so với những tuần có lợi suất cao của cổ phiếu i trong năm quan sát t .

3.3. Biến giải thích:

Các tác giả sử dụng 5 biến kiểm soát trong bài nghiên cứu để đo lường tác động của chúng đến rủi ro trượt giá cổ phiếu CRASHRISK, bao gồm: chênh lệch chỉ số trung bình của turnover (Detrended Turnover_DTURNU), độ lệch chuẩn của lợi suất (Standard deviation_STD), lợi nhuận tích lũy (RET), giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu (Price to Book Value P_B) và quy mô doanh nghiệp (SIZE). DTURNU là sự thay đổi tương đối trong lợi nhuận của cổ phiếu trong hai năm liên tiếp được ước tính bằng cách chia chênh lệch về khối lượng giao dịch đã điều chỉnh giữa hai năm liên tiếp cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành của hai năm đó (Chen và cộng sự (2001)). STD là độ lệch chuẩn của lợi suất trên mỗi mã cổ phiếu i (YChauhan và cộng sự (2017)). RET là lợi suất trung bình tích lũy của mỗi mã cổ phiếu i trong năm t (Chen và cộng sự (2001)). P_B được tính bằng cách lấy giá đóng cửa của giá trị thị trường

chia cho giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu (Hutton và cộng sự, 2009). Quy mô doanh nghiệp (SIZE) được ước tính bằng logarithm tự nhiên của vốn hóa thị trường mỗi năm t trên từng mã cổ phiếu i (Kim và cộng sự, 2011).

3.4. Biến kiểm soát:

Các biến kiểm soát được sử dụng trong bài nghiên cứu này bao gồm chênh lệch chỉ số trung bình của turnover (Detrended Turnover_DTURN), độ lệch chuẩn của lợi suất (Standard deviation_STD), lợi nhuận tích lũy (RET), giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu (Price to Book Value P_B) và quy mô doanh nghiệp (SIZE). DTURN là sự thay đổi tương đối trong lợi nhuận của cổ phiếu trong hai năm liên tiếp được ước tính bằng cách chia chênh lệch về khối lượng giao dịch giữa hai năm liên tiếp cho tổng số cổ phiếu đang lưu hành của hai năm đó (Chen và cộng sự, 2001). STD là độ lệch chuẩn của lợi suất trên mỗi mã cổ phiếu (Chauhan và cộng sự, 2017). RET là lợi suất trung bình tích lũy của mỗi mã cổ phiếu i trong năm t (Chen và cộng sự, 2001). P_B được tính bằng cách lấy giá đóng cửa của giá trị thị trường chia cho giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu (Hutton và cộng sự, 2009). Quy mô doanh nghiệp (SIZE) được ước tính bằng logarithm tự nhiên của vốn hóa thị trường mỗi năm trên từng mã cổ phiếu (Kim và cộng sự, 2011).

3.5. Mô hình nghiên cứu:

$$\text{CRASHRISK}_{t+1,i} = \beta_0 + \beta_1 * \text{ILL}_{t,i} + \beta_2 * \text{ZDV}_{t,i} + \beta_3 * \text{TURN}_{t,i} + \beta_4 * \text{CRASHRISK}_{t,i} + \sum_c \beta_c * \text{CONTROL}_{t,i}^c + \varepsilon_{t,i} \quad (3.1)$$

Trong mô hình (3.1), các chỉ số phụ i và t lần lượt đề cập đến cổ phiếu i và năm thứ t . Biến phụ thuộc $\text{CRASHRISK}_{t+1,i}$ đo lường rủi ro trượt giá tại năm $t + 1$ của cổ phiếu i bằng hai đại lượng $\text{NCSKEW}_{t+1,i}$ và $\text{DUVOL}_{t+1,i}$ theo thang đo của Chen và cộng sự (2001); Chauhan và cộng sự (2017); Chang và cộng sự (2017). Các tác giả sử dụng ba biến giải thích, đó là: Amihud Illiquidity_ILL (Chỉ số kém thanh khoản), ZDV (tỷ ngày không giao dịch) và TURN (tỷ suất vòng quay chứng khoán). Trong đó, hai biến giải thích là chỉ số kém thanh khoản $\text{ILL}_{t,i}$ (đo lường theo thang đo của Amihud (2002)) và tỷ số ngày không giao dịch $\text{ZDV}_{t,i}$ đều đo lường tính kém thanh khoản của cổ phiếu i cho năm t . Với giả thuyết H_1 , các cổ phiếu có tính thanh khoản càng cao thì có rủi ro trượt giá càng thấp, tức tính kém thanh khoản càng cao thì rủi ro trượt giá càng cao, do đó, các tác giả kỳ vọng hệ hồi quy số dương cho cả hai biến này, tức là hệ số β_1 và β_2 phải lớn hơn 0. Trong khi hệ số hồi quy âm được kỳ vọng cho biến giải thích tỷ số vòng quay chứng khoán $\text{TURN}_{t,i}$, tức hệ số β_3 phải nhỏ hơn 0. Biến trễ của biến phụ thuộc $\text{CRASHRISK}_{t,i}$ đo lường rủi ro trượt giá tại năm t của cổ phiếu i bằng hai đại lượng $\text{NCSKEW}_{t,i}$ và $\text{DUVOL}_{t,i}$, sự có mặt của biến trễ này là để đánh giá tác động của rủi ro trượt giá năm trước lên rủi ro trượt giá năm sau. $\text{CONTROL}_{t,i}$ là nhóm biến kiểm soát dựa trên các nghiên cứu của Hutton và cộng sự (2009); Chang và cộng sự (2017); Chauhan và cộng sự (2017) với c là số lượng biến kiểm soát được sử dụng trong mô hình. Các biến kiểm soát này cũng được sử dụng rộng rãi trong các bài nghiên cứu về mối tương quan giữa tính thanh khoản và rủi ro trượt giá cổ phiếu được phát triển bởi Chen và cộng sự (2001); Kim và cộng sự (2011). Đồng thời, các tác giả trên thế giới cũng chứng minh được rằng các biến kiểm soát có tác động ý nghĩa đến rủi ro trượt giá cổ phiếu. Các tác giả cũng bao gồm các hiệu ứng cố định cho ngành (industry_IND) và thời gian (TIME) trong mô hình hồi quy (3.1) để kiểm soát các nhân tố bất biến: ngành và thời gian. Tất cả các thông số kỹ thuật trong mô hình của các tác giả chỉ ra rằng

tính thanh khoản của cổ phiếu có tương quan nghịch với rủi ro trượt giá và các hệ số được tính toán có ý nghĩa cả về mặt thống kê và kinh tế.

3.5. Phương pháp hồi quy:

3.5.1. Ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS):

Ước lượng OLS với sai số vững trong đó có kiểm soát hiệu ứng cố định theo năm và ngành được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu liên quan đến rủi ro trượt giá như: Chang và cộng sự (2017); Chauhan và cộng sự (2017). Chính vì thế, các tác giả sử dụng phương pháp này để kiểm định giả thuyết.

3.5.2. Ước lượng hồi quy tổng quát GMM:

Mô hình hồi quy (3.1) của các tác giả là một mô hình dữ liệu bảng động có xuất hiện biến trễ của biến phụ thuộc nên có khả năng xảy ra hiện tượng nội sinh đối với biến trễ này. Chính vì vậy, các tác giả sẽ thực hiện kiểm định với biến giả ngành và năm, biến NCSKEW là biến nội sinh, còn lại là biến ngoại sinh. Trong việc lựa chọn các công cụ thích hợp, các tác giả chạy và so sánh các thông số kỹ thuật khác nhau dựa trên các bộ công cụ khác nhau, sử dụng độ trễ lag của biến trễ là lag (1,1), lag (1,2) và lag (1,3) để biến công cụ của biến nội sinh vượt qua các test.

Bảng 3.1. Thông kê các biến trong mô hình

Nhóm biến	Tên biến	Giải thích	Kỳ vọng
Nhóm biến phụ thuộc	NCSKEW _{t+1}	Độ lệch âm của phân phối lợi suất tại năm t + 1	
	DUVOL _{t+1}	Tỷ số của những tuần giảm giá trên những tuần tăng giá tại năm t + 1	
Nhóm biến giải thích	ILL _t	Chỉ số đo lường tính kém thanh khoản của cổ phiếu theo Amihud trong năm t	+
	ZDV _t	Tỷ số những ngày có khối lượng giao dịch bằng 0 trên tổng số ngày giao dịch trong năm t	+
	TURN _t	Tỷ suất vòng quay chứng khoán, số cổ phiếu giao dịch trên tổng số cổ phiếu lưu hành trong khoảng thời gian t	-
Nhóm biến kiểm soát	PB _t	Giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu tại thời điểm cuối mỗi năm t	+
	SIZE _t	Logarithm tự nhiên của vốn hóa thị trường tại thời điểm cuối mỗi năm t	-

Nhóm biến	Tên biến	Giải thích	Kỳ vọng
	DTURN _t	Chênh lệch chỉ số trung bình turnover của năm t và năm trước đó (t-1)	+
	RET _t	Lợi suất trung bình tích lũy trong năm t của cổ phiếu	+
	STD _t	Độ lệch chuẩn của lợi suất hằng tuần trong năm t	+

Nguồn: Các tác giả tổng hợp

4. Kết quả thực nghiệm:

Các tác giả trình bày thống kê mô tả và ma trận tương quan của các biến được sử dụng trong mô hình hồi quy lần lượt ở bảng 4.1 và 4.2.

4.1. Thống kê mô tả:

Vì trong mô hình có biến trễ, nên tổng số quan sát của mô hình là 4733. Các tác giả tiến hành loại bỏ các outliers ở các biến NCSKEW, RET, SIZE, STD ở mức 5%. Từ đó, mô hình hồi quy theo biến NCSKEW_{Y+1} có 2661 quan sát và mô hình hồi quy theo biến DUVOL_{Y+1} có 2920 quan sát. Bảng 4.1 thể hiện thống kê mô tả các biến được sử dụng trong mô hình (đã tiến hành loại outliers).

Bảng 4.1. Thống kê mô tả các biến được sử dụng trong mô hình

Nhóm biến	Tên biến	n	Mean	S.D.	Min	.25	Median	.75	Max
Nhóm biến phụ thuộc	NCSKEW	4233	0,11	0,53	-0,99	-0,28	0,08	0,47	1,46
	DUVOL	4699	-0,11	0,41	-3,23	-0,34	-0,11	0,12	2,12
Nhóm biến giải thích	ILL	4733	68,72	149,50	0,00	1,18	22,53	66,75	2368,38
	ZDV	4733	0,20	0,26	0,00	0,00	0,07	0,35	1,00
	TURN	4733	0,09	0,17	0,00	0,01	0,03	0,09	3,28
Nhóm biến kiểm soát	DTURN	4158	-0,00	0,07	-0,85	-0,01	-0,00	0,01	0,95
	RET	4260	0,02	0,34	-0,86	-0,19	0,04	0,26	0,72
	SIZE	4260	12,15	1,29	9,68	11,17	12,04	13,04	15,32

Nhóm biến	Tên biến	n	Mean	S.D.	Min	.25	Median	.75	Max
	STD	4248	0,06	0,02	0,03	0,05	0,06	0,08	0,11
	P_B	4511	0,90	0,94	0,03	0,39	0,63	1,06	15,14

Nguồn: Các tác giả tổng hợp

Các biến phụ thuộc trong mô hình nghiên cứu (3.1) bao gồm 2 biến là NCSKEW và DUVOL (Chen, 2001). Từ bảng 4.1, có thể thấy giá trị trung bình của NCSKEW và DUVOL lần lượt là 0,11 và -0,11. Trong khi đó, giá trị trung vị lần lượt là 0,08 và -0,11. Như vậy có thể nhận xét rằng các giá trị của biến phụ thuộc NCSKEW có phân phối lệch phải (mean > median). So sánh với các bài nghiên cứu trước, các giá trị tính toán của Chen, (2001) cho ra giá trị khá thấp. Điều này ngụ ý rằng hiện tượng trượt giá ở thị trường chứng khoán Việt Nam nặng hơn so với thị trường chứng khoán Mỹ. Một số bài nghiên cứu ở thị trường khác, như của Zhang và cộng sự, 2015 ở Trung Quốc hay là Chauhan và cộng sự, 2017 ở Ấn Độ đều cho giá trị trung bình của các biến đo lường rủi ro trượt giá thấp hơn so với kết quả của bài nghiên cứu. Điều này có thể lý giải một phần là sự khác nhau về mẫu thời gian, trong khi bài nghiên cứu của Zhang và cộng sự (2015) ở Trung Quốc lấy mẫu từ 1993 – 2010 thì bài nghiên cứu của Chauhan và cộng sự (2017) ở Ấn Độ lấy mẫu từ 2001 – 2012. Ngoài ra, các mẫu nghiên cứu của các bài nghiên cứu trên có xảy ra các sự kiện khủng hoảng tài chính nghiêm trọng, trong khi mẫu dữ liệu của các tác giả không bao gồm các sự kiện đó. Do sự khác nhau đó, các tác giả không đưa ra kết luận so sánh gì đối với hai bài nghiên cứu trên. Một bài nghiên cứu khác có thời gian lấy mẫu khá tương đồng từ 2010 – 2015 là của Fu, Wu & Zhang (2018) cho ra kết quả cao hơn không đáng kể so với kết quả của bài nghiên cứu của các tác giả. Điều này có thể là do sự chênh lệch về số mẫu quan sát khi bài nghiên cứu của Fu, Wu và Zhang, 2018 có số mẫu lớn gần gấp 3. Tuy nhiên nhìn chung, giá trị trung bình của NCSKEW và DUVOL đa số đều cao hơn khi so sánh với các quốc gia trong cùng khu vực Châu Á như Nhật Bản (Aman, 2013), Ấn Độ (Chauhan, 2017).

Các giá trị lớn nhất của NCSKEW và DUVOL lần lượt là 1,46 và 2,12, lớn hơn hầu hết các bài nghiên cứu kể trên, ngoại trừ bài nghiên cứu của Zhang và cộng sự (2015). Có thể thấy rằng, hiện tượng trượt giá cổ phiếu ở thị trường chứng khoán Việt Nam nặng và mạnh hơn so với các quốc gia khác. Điều này cũng hợp lý khi thị trường chứng khoán Việt Nam tuy phát triển mạnh mẽ, song vẫn còn non trẻ về tuổi đời, quy mô và các quy định về pháp luật. Thống kê tại biến NCSKEW có phân phối lệch phải, với 75% quan sát nhỏ hơn 0,47, tuy nhiên điểm cực đại lại đạt giá trị 1,46, lớn hơn rất nhiều so với 75% quan sát. Như vậy, hiện tượng trượt giá ở Việt Nam sẽ khó đoán, và tương ứng với mỗi lần xảy ra thì sẽ đi kèm với mức giảm điểm mạnh.

Đối với nhóm biến giải thích bao gồm chỉ số kém thanh khoản ILL, tỷ số ngày không giao dịch ZDV và tỷ suất vòng quay chứng khoán TURN. Biến ILL có giá trị trung bình là 68,72, độ lệch chuẩn lớn, lên tới 149,50, trong khi giá trị cực đại lớn hơn rất nhiều lần so với giá trị cực tiểu (2368,38 so với 1,18). Biến TURN có giá trị trung bình là 0,09, độ lệch chuẩn 0,17 và tương tự như ILL khi mà giá trị cực đại lớn hơn nhiều lần so với giá trị cực tiểu. Đối với chỉ số ngày không giao dịch ZDV, giá trị trung bình là 0,20, nghĩa là trung bình các ngày giao dịch có

tới 20% không diễn ra giao dịch nào. Và có tới 25% số quan sát có số ngày không giao dịch lớn hơn 35%. Theo kết quả của thống kê mô tả, một số doanh nghiệp có thanh khoản thấp có thể kể đến là công ty Cổ phần CTCP Lắp máy – Thí nghiệm Cơ điện (LCD) năm 2017 trải qua tới 99,6% ngày không giao dịch, công ty Cổ phần Đầu tư Du lịch và Phát triển Thủy sản (DAT) năm 2018, công ty Cổ phần Du lịch Dịch vụ Hội An (HOT) năm 2016, công ty Cổ Phần Xây dựng VNC năm 2016. Đây đều là những doanh nghiệp có vốn hóa thị trường thấp và vừa. Ở chiều ngược lại, các giá trị cực tiểu của ILL và ZDV xuất hiện ở các công ty có vốn hóa rất lớn trên thị trường như công ty Cổ phần Sữa Việt Nam (VNM), công ty Cổ phần tập đoàn Masan (MSN), Tập đoàn Hòa Phát (HPG),... Như vậy, có thể thấy rằng các công ty có vốn hóa lớn thường có thanh khoản tốt hơn so với các công ty có vốn hóa thấp.

4.2 Ma trận tương quan:

Kiểm định ma trận tương quan nhằm xác định mối tương quan giữa các biến, qua đó đảm bảo rằng không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến (các biến độc lập sử dụng trong hàm hồi quy có tương quan chặt chẽ với nhau). Nếu mô hình xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến có thể làm sai lệch kết quả, mức ý nghĩa và hệ số hồi quy của các biến. Nếu hệ số tương quan giữa các biến độc lập càng nhỏ thì chứng tỏ mô hình sử dụng càng tốt. Thông thường, một mô hình được cho là bị đa cộng tuyến nếu hệ số tương quan giữa các biến độc lập lớn hơn 0,7.

Hệ số tương quan giữa 2 biến trượt giá NCSKEW và DUVOL tương đối cao là 0,7494. Điều này cho thấy rằng cả hai phương pháp này tương đối giống nhau. Và đúng như dự đoán, cả hai phương pháp đo lường thanh khoản là ILL và ZDV có hệ số tương quan âm với hai biến đo lường trượt giá. Trong khi phương pháp còn lại là tỷ suất vòng quay chứng khoán TURN có hệ số âm với cả hai phương pháp.

Bảng 4.2. Hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình

Nhóm biến	Tên biến	NCSKEW	DUVOL	ILL	ZDV	TURN	DTURN	RET	SIZE	STD	P_B
Nhóm biến phụ thuộc	NCSKEW	1,0000									
	DUVOL	0,7494	1,0000								
Nhóm biến giải thích	ILL	0,1000	0,0716	1,0000							
	ZDV	0,2469	0,1150	0,2062	1,0000						
	TURN	-0,0567	-0,0236	-	-0,3574	1,0000					
				0,2336							
Nhóm biến kiểm soát	DTURN	0,0176	-0,0281	0,0147	0,0086	0,3135	1,0000				
	RET	-0,1849	-0,2325	-	0,0414	0,0494	0,2348	1,0000			
				0,0266							
	SIZE	-0,1578	-0,0917	-	-0,4380	0,1348	0,1145	0,0958	1,0000		
				0,0347							
	STD	0,1706	-0,0004	0,1834	0,2559	0,1207	0,0812	0,0265	-0,3127	1,0000	
	P_B	-0,0300	-0,0872	0,0375	0,0590	-0,0566	0,0915	0,2219	0,4544	-0,0693	1,0000

Nguồn: Các tác giả tổng hợp

4.3. Kết quả thực nghiệm:

4.3.1. Mô hình hồi quy cố định theo năm và ngành:

Bảng 4.3. Kết quả hồi quy với hiệu ứng cố định theo năm và ngành

		NCSKEW	NCSKEW	NCSKEW	DUVOL	DUVOL	DUVOL
		Y+1	Y+1	Y+1	Y+1	Y+1	Y+1
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Biến trễ của biến phụ thuộc	NCSK	0,0020	-0,0321	-0,0003			
	EW	(0,07)	(-1,15)	(-0,01)			
	DUVOL				0,0472	0,0317	0,0496*
					(1,57)	(1,01)	(1,65)
Nhóm biến giải thích	ILL	0,000171*			0,0001**		
		*					
		(2,21)			(2,20)		
	ZDV		0,5052***			0,2111**	
			(6,02)			*	
Nhóm biến kiểm soát	TURN			-0,4079***			-
				(-3,74)			0,1229**
	DTURN	-0,003	-0,0442	0,2316	0,1417	0,1251	0,2151
		(-0,01)	(-0,19)	(0,96)	(1,03)	(0,91)	(1,58)
	RET	0,205***	0,1747***	0,1962***	0,0964**	0,0858***	0,0944**
Nhóm biến kiểm soát					*	*	*
	SIZE	(3,94)	(3,46)	(3,79)	(3,42)	(3,05)	(3,34)
		-0,0644***	-0,0147	-0,0549***	-	0,0029	-0,0172*
					0,0201**		
	STD	(-4,36)	(-0,93)	(-3,63)	(-2,12)	(0,30)	(-1,78)
Nhóm biến kiểm soát		4,798***	4,4560***	5,5774***	1,1695**	1,0312*	1,4785**
							*
	P_B	(5,45)	(5,20)	(6,28)	(2,46)	(2,16)	(3,10)
		0,1351***	0,0920***	0,1248***	0,0685**	0,0476**	0,0654**
					*		*
		(3,72)	(2,68)	(3,43)	(2,87)	(2,05)	(2,72)
Year Fixed Effect		Có	Có	Có	Có	Có	Có
Industry Fixed Effect		Có	Có	Có	Có	Có	Có
_cons		0,580***	-0,0332	0,4824**	0,1204	-0,1637	0,0873
		(2,89)	(-0,16)	(2,37)	(0,95)	(-1,30)	(0,68)
N		2661	2661	2661	2920	2920	2920
R-squared		0,0679	0,0843	0,0707	0,0473	0,0561	0,0467

Lưu ý: Trong dấu ngoặc đơn là t-statistic. (***), (**), (*) thể hiện các mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

Trong đó NCSKEWY+1, DUVOLY+1 là rủi ro trượt giá ở năm Y+1, NCSKEW là rủi ro trượt giá ở năm Y, ILL là chỉ số kém thanh khoản tại năm Y theo công thức Amihud, ZDV thể hiện

sự kém thanh khoản bằng tỷ số giữa số ngày không có giao dịch và tổng số ngày giao dịch, TURN là tỷ suất vòng quay chứng khoán tại năm Y, DTURN là chênh lệch chỉ số trung bình của biến turnover, RET là lợi nhuận tích lũy trong năm Y của mỗi mã cổ phiếu, SIZE là quy mô doanh nghiệp được tính bằng logarithm tự nhiên của vốn hóa thị trường, STD là độ lệch chuẩn của lợi suất hàng tuần trong một năm, P_B thể hiện tỷ suất giá trị thị trường trên giá trị sổ sách tại năm Y.

Nguồn: Các tác giả tổng hợp.

Với biến giải thích: Về chỉ số kém thanh khoản ILL, kết quả hồi quy cột (1) và cột (4) cho thấy biến ILL có ý nghĩa thống kê ở mức 5% ở mô hình theo NCSKEW_{Y+1} và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% ở mô hình theo DUVOL_{Y+1}. Hệ số hồi quy ở 2 mô hình mang giá trị dương, đồng nghĩa thể hiện sự cùng chiều với biến đo lường rủi ro trượt giá. Biến ILL đo lường tính kém thanh khoản của cổ phiếu i trong năm t. Nói một cách khác, cổ phiếu càng kém thanh khoản thì rủi ro trượt giá càng cao. Kết quả của bài nghiên cứu cũng hoàn toàn thống nhất với kết quả của Chauhan và cộng sự (2017) ở thị trường Ấn Độ. Kết quả này xét thấy là hợp lý vì cả Ấn Độ và Việt Nam có nhiều điểm tương đồng, cùng khu vực châu Á, cùng là các quốc gia có thị trường chứng khoán mới nổi và đang phát triển. Ngoài ra, khung pháp lý ở thị trường chứng khoán của hai quốc gia cũng chưa thực sự được ổn định.

Kết quả hồi quy cho thấy biến số tỷ số ngày không giao dịch ZDV có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở cả hai mô hình. Hệ số hồi quy ở cả 2 mô hình mang giá trị dương, thể hiện sự cùng chiều với biến đo lường rủi ro trượt giá. Điều này đồng nghĩa doanh nghiệp có tỉ lệ số ngày cổ phiếu không giao dịch càng lớn thì rủi ro trượt giá càng cao. Kết quả của bài nghiên cứu đúng như với kỳ vọng đầu ban đầu của các tác giả cũng như hoàn toàn thống nhất với kết quả của Chauhan và cộng sự (2017).

Biến giải thích cuối cùng là tỷ suất vòng quay chứng khoán TURN, có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở mô hình theo NCSKEW_{Y+1} và 5% ở mô hình theo DUVOL_{Y+1}. Hệ số hồi quy ở 2 mô hình đều mang giá trị âm, thể hiện mối quan hệ ngược chiều với biến đo lường sự rủi ro trượt giá. Như vậy, tỷ suất vòng quay chứng khoán càng lớn, thì khả năng trượt giá của cổ phiếu càng giảm, hoàn toàn thống nhất với kỳ vọng đầu ban đầu, và với bài nghiên cứu của YChauhan và cộng sự (2017).

Như vậy, kết quả hồi quy đều chỉ ra rằng cổ phiếu kém thanh khoản thì trượt giá càng có cơ hội xảy ra. Điều này có thể giải thích với quan điểm của Edmans, Fang & Zur (2013) khi nhóm tác giả này đã chỉ ra rằng việc thanh khoản cổ phiếu giúp các nhà đầu tư chiến lược có thể mua khối lượng lớn cổ phiếu với chi phí giao dịch thấp, từ đó khuyến khích các nhà đầu tư tham gia mua cổ phiếu và trở thành cổ đông lớn. Các cổ đông này sẽ có quyền giám sát công ty, tác động tích cực lên quản trị doanh nghiệp, qua đó giảm thiểu khả năng trượt giá. Hay ý kiến của một số tác giả như Admati & Pfleiderer (2009); Edmans (2009); Edmans & Manso (2010) khi cho rằng các cổ đông lớn có thể thể hiện quyền lực của mình và tạo áp lực gián tiếp lên nhà quản lý, hạn chế khả năng trượt giá. Kết quả này cũng ủng hộ ý kiến của nhóm tác giả Bharath, Jayaraman & Nagar (2013) khi đưa ra bằng chứng sức ảnh hưởng của cổ đông lớn khi quyết định thoái vốn. Qua các lý do trên cũng như kết quả mô hình hồi quy, các cổ đông lớn có thể gây tác động đến quản trị công ty thông qua can thiệp trực tiếp vào việc quản lý của công ty hay can thiệp gián tiếp thông qua giá cổ phiếu. Như vậy, thanh khoản

càng cao giúp cổ đông tăng khả năng kiểm soát hoạt động công ty, hạn chế đi việc nhà quản lý che giấu thông tin xấu, nguyên nhân dẫn đến sự trượt giá cổ phiếu.

Với biến kiểm soát: Đối với biến lợi suất tích lũy RET, biến này có ý nghĩa thống kê ở tất cả các mô hình và hệ số hồi quy đều mang giá trị dương, ngụ ý rằng RET càng cao thì rủi ro trượt giá càng cao. Điều này tương đồng với quan điểm trong bài nghiên cứu của Chen và cộng sự (2001); Kim và cộng sự (2011). Ngoài ra, kết quả này cũng có thể giải thích dựa trên lý thuyết bong bóng của Harvey & Siddique (2000), cụ thể khi lợi suất cổ phiếu trung bình tích lũy trong quá khứ càng cao thì độ lệch của phân phối lợi suất trong tương lai càng lệch trái (*left-skewed*), dẫn đến rủi ro trượt giá trong tương lai càng cao. Đối với các cổ phiếu có giá tăng quá nhanh chóng, lợi nhuận tích lũy cao, nhờ vào sức nóng của thị trường chứ không phải giá trị thực của nó thì cũng là lúc xảy ra nguy cơ về sự trượt giá diễn ra sau đó.

Biến chỉ số P_B cho ra hệ số hồi quy dương, hay doanh nghiệp có giá trị thị trường càng lớn hơn nhiều so với giá trị sổ sách thì cổ phiếu đó càng dễ trượt giá. Dựa trên lý thuyết đầu tư chứng khoán, các công ty có chỉ số P_B cao gắn liền với các công ty tăng trưởng, trong khi chỉ số P_B thấp thường gắn liền với các công ty giá trị. Xét trên thị trường Việt Nam có một ví dụ điển hình là ROS, khi mà chỉ số P_B của doanh nghiệp này rất cao khi giá chạm ngưỡng hai trăm nghìn đồng nhưng đến nay đã sụt giảm không phanh, và chỉ đang được giao dịch ở quanh mức 4-5 nghìn đồng. Chính vì việc định giá quá cao so với giá trị thực của nó, nên khả năng trượt giá để quay về giá trị thực của nó cũng cao.

Biến quy mô doanh nghiệp SIZE có ý nghĩa thống kê ở 4 mô hình. Hệ số hồi quy của biến SIZE mang giá trị âm, ngụ ý rằng doanh nghiệp mà có vốn hóa thị trường càng lớn, thì khả năng trượt giá càng thấp. Các nghiên cứu của Chen và cộng sự (2001); Chauhan và cộng sự (2017) cũng đều cho ra kết quả tương tự. Điều này là hợp lý khi các doanh nghiệp có quy mô càng lớn thì các nhà quản lý có ít quyền tùy ý hơn trong việc công bố các tin xấu, so với các công ty có quy mô tương đối nhỏ.

Đối với biến độ lệch chuẩn của lợi suất STD thì biến kiểm soát này có ý nghĩa thống kê ở tất cả các mô hình và đều cho ra hệ số dương. Ngụ ý rằng các công ty có độ biến động càng cao thì dẫn đến khả năng trượt giá càng cao

Biến trễ của biến phụ thuộc DUVOL có ý nghĩa ở mô hình (6) và mang giá trị dương, ngụ ý rằng sự trượt giá năm trước có tác động cùng chiều tới sự trượt giá năm sau.

Riêng biến chênh lệch chỉ số trung bình của turnover, DTURN, không có ý nghĩa thống kê ở cả 6 mô hình.

4.3.2. Mô hình hồi quy tổng quát GMM với biến trễ:

Bảng 4.4. Kết quả hồi quy với mô hình GMM

		NCSKE	NCSKE	NCSKE	DUVOL	DUVOL	DUVOL
		W _{Y+1}	W _{Y+1}	W _{Y+1}	Y+1	Y+1	Y+1
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Biến	NCSKE	-0,0894*	-0,0780*	-0,0869*			
trễ của	W						
biến		(-1,96)	(-1,83)	(-1,89)			

		NCSKE W_{Y+1}	NCSKE W_{Y+1}	NCSKE W_{Y+1}	DUVOL $Y+1$	DUVOL $Y+1$	DUVOL $Y+1$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
phụ thuộc	DUVOL				0,0116 (0,30)	0,0052 (0,13)	0,0136 (0,35)
Nhóm biến giải thích	ILL	0,0002** (2,52)			0,0001* (1,83)		
	ZDV		0,5413*** (5,62)			0,1956* ** (3,50)	
	TURN			-0,2963** (-2,54)			-0,0199 (-0,30)
	DTURN	-0,4119 (-1,38)	-0,3810 (-1,42)	-0,2370 (-0,81)	0,0291 (0,18)	0,0232 (0,14)	0,0418 (0,26)
Nhóm biến kiểm soát	RET	0,1907*** (2,78)	0,1869*** (2,85)	0,1871*** (2,70)	0,1280* ** (3,69)	0,1250* ** (3,61)	0,1242* ** (3,55)
	SIZE	-0,0409 (-1,46)	0,0060 (0,18)	-0,0363 (-1,29)	0,0059 (0,29)	0,0253 (1,13)	0,0071 (0,35)
	STD	3,2364*** (3,41)	2,8640*** (3,14)	3,8905*** (4,07)	0,8791* (1,68)	0,8553 (1,64)	1,0371* * (1,99)
	P_B	0,0856 (1,31)	0,0528 (0,78)	0,0835 (1,28)	0,0440 (1,04)	0,0295 (0,7)	0,0432 (1,04)
Year Fixed Effect		Có	Có	Có	Có	Có	Có
Industry Fixed Effect		Có	Có	Có	Có	Có	Có
_cons		0,8254*** (2,95)	0,2853 (0,65)	-0,1963 (-0,41)	0,2480 (0,56)	-0,098 (-1,11)	-0,6186* (-1,79)
Number of instrument		54	54	39	54	39	39
Sargan test		51,86	51,86	21,35	51,79	37,12	35,33
Hansen test		38,19	38,19	18,15	39,33	14,66	14,68
AR(1)		-9,20	-9,20	-10,09	-9,18	-10,01	-9,96
AR(2)		-0,23	-0,23	0,21	-0,26	1,19	1,07
Observations		2661	2661	2661	2661	2920	2920

Lưu ý: Trong dấu ngoặc đơn là t-statistic. (***), (**), (*) thể hiện các mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

Trong đó: NCSKEWY+1, DUVOLY+1 là rủi ro trượt giá ở năm Y+1, NCSKEW là rủi ro trượt giá ở năm Y, ILL là chỉ số kém thanh khoản tại năm Y theo công thức Amihud, ZDV thể hiện sự kém thanh khoản bằng tỷ số giữa số ngày không có giao dịch và tổng số ngày giao dịch, TURN là tỷ suất vòng quay chứng khoán tại năm Y, DTURN là chênh lệch chỉ số trung bình của biến turnover, RET là lợi nhuận tích lũy trong năm Y của mỗi mã cổ phiếu, SIZE là quy mô doanh nghiệp được tính bằng logarithm tự nhiên của vốn hóa thị trường, STD là độ lệch chuẩn của lợi suất hàng tuần trong một năm, P_B thể hiện tỷ số giá trị thị trường trên giá trị sổ sách tại năm Y.

Nguồn: Các tác giả tổng hợp.

Mặc dù các tác giả đã sử dụng mô hình hồi quy cố định yếu tố năm và ngành, tuy nhiên vì trong mô hình có gặp phải vấn đề có thể khiến kết quả lệch đi, cụ thể trong mô hình có biến trễ của biến phụ thuộc nên tác giả dự đoán có khả năng xảy ra hiện tượng nội sinh (endogenous).

Kết quả của bài nghiên cứu ở trong bảng 4.4 đã chỉ ra rằng các giá trị p của AR (1) và AR (2) có tự tương quan bậc nhất cao và không có bằng chứng cho hiện tượng tự tương quan bậc hai đáng kể. Nói cách khác, kết quả của kiểm định đã chỉ ra sự phù hợp của tất cả các mô hình. Trong tất cả các mô hình, giá trị p của thống kê Hansen và Sargan chỉ ra rằng chúng ta không thể bác bỏ giả thuyết rằng các công cụ trong tất cả các mô hình là hợp lệ.

Đối với các biến thanh khoản: Dựa theo bảng 4.4, ngoại trừ mô hình hồi quy cột (6), tất cả các mô hình hồi quy còn lại đều có ý nghĩa thống kê, điều này thêm một lần nữa nhấn mạnh về mối liên hệ giữa tính thanh khoản và rủi ro trượt giá. Hai biến đo lường sự kém thanh khoản là ILL và ZDV đều cho ra hệ số dương, đúng như kết quả của mô hình hồi quy OLS cố định theo năm và ngành, cũng như kỳ vọng của các tác giả và các bài nghiên cứu trước. Trong khi hệ số hồi quy của biến TURN âm, hay hàm ý rằng TURN càng thấp thì rủi ro trượt giá càng cao.

Đối với các biến kiểm soát: lợi suất tích lũy RET có ý nghĩa thống kê ở tất cả mô hình. Hệ số hồi quy của RET ở tất cả các mô hình đều cho kết quả dương, phù hợp với kết quả của mô hình hồi quy OLS thông thường và kết quả của các bài nghiên cứu trước. Biến độ lệch chuẩn của lợi suất STD có ý nghĩa ở 5 mô hình ngoại trừ cột (5) và dấu đúng như kỳ vọng.

5. Kết luận và khuyến nghị:

5.1. Kết luận và khuyến nghị:

Phòng ngừa và kiểm soát hiện tượng trượt giá cổ phiếu luôn là mối quan tâm hàng đầu của các nhà điều hành và nhà đầu tư. Hậu quả lớn nhất phải đối mặt là doanh nghiệp có thể bị buộc phải hủy niêm yết trên sàn giao dịch, làm mất lòng tin của các nhà đầu tư, hay nghiêm trọng hơn nữa là tuyên bố phá sản. Bên cạnh đó, rủi ro trượt giá còn ảnh hưởng lớn đến niềm tin và lợi ích của các nhà đầu tư trên thị trường. Chính vì vậy, dựa vào kết quả nghiên cứu khi phân tích mối liên hệ giữa tính thanh khoản và rủi ro trượt giá cổ phiếu, các tác giả đưa ra một số khuyến nghị dành cho các cơ quan quản lý thị trường chứng khoán, các doanh nghiệp và các nhà đầu tư nhằm cải thiện tính thanh khoản và giảm bớt hiện tượng trượt giá cổ phiếu cũng như cải thiện hiệu quả trong quá trình đầu tư:

Nhóm 1: Gợi ý đối với cơ quan quản lý thị trường chứng khoán:

Thứ nhất, nâng cao áp dụng công nghệ vào quy trình quản lý thông tin và giao dịch trên thị trường vì dù đã có lộ trình về việc áp dụng các tiến bộ khoa học công nghệ nhưng hàm lượng công nghệ tại thị trường chứng khoán Việt Nam được nhận xét là vẫn còn khá thấp so với các thị trường khác.

Thứ hai, cần cải thiện tính minh bạch và chất lượng của thông tin được công bố trên thị trường chứng khoán.

Thứ ba, gia tăng nguồn cung chứng khoán trên thị trường (đa dạng hóa chủng loại, số lượng chứng khoán, tăng khối lượng tự do chuyển nhượng.....) và thu hút nhiều nhà đầu tư giá trị hơn; vì việc gia tăng nguồn cung chứng khoán sẽ giúp làm tăng tính thanh khoản.

Thứ tư, tiến hành cắt giảm chi phí giao dịch, rút ngắn thời gian thanh toán để việc đầu tư hiệu quả hơn.

Nhóm 2: Gợi ý đối với doanh nghiệp:

Thứ nhất, cải thiện và gia tăng chất lượng kiểm soát nội bộ. Hệ thống kiểm soát nội bộ tốt góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động, phát hiện rủi ro và giám sát các quy trình thực hiện trong doanh nghiệp.

Thứ hai, cần phải xây dựng hệ thống thông tin được minh bạch và rõ ràng hơn. Bên cạnh các khoản mục thông tin bắt buộc cung cấp, các doanh nghiệp có thể chủ động cung cấp một số thông tin tự nguyện để hạn chế việc thông tin bất cân xứng (voluntary information).

Nhóm 3: Gợi ý đối với các nhà đầu tư:

Thứ nhất, các nhà đầu tư cần nghiêm túc quan tâm đến vấn đề rủi ro trượt giá cổ phiếu để từ đó có các chiến lược và quyết định đầu tư đúng đắn hơn khi tham gia TTCK Việt Nam.

Thứ hai, các nhà đầu tư nên cân nhắc đến phân tích giá trị nội tại của doanh nghiệp, hạn chế xu hướng đầu tư theo tâm lý đám đông.

5.2. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo:

Thứ nhất, về dữ liệu nghiên cứu: Nguồn dữ liệu chủ yếu đến từ nguồn thứ cấp (FiinPro) nên tính chính xác và tính đáng tin cậy của bộ dữ liệu vẫn chưa được đảm bảo tuyệt đối.

Thứ hai, về thời gian nghiên cứu: Mẫu thời gian quan sát của các tác giả trong bài nghiên cứu vẫn còn khá ngắn (2010 – 2020) nên chưa phản ánh đầy đủ. Trong giai đoạn trước năm 2010, TTCK Việt Nam được nhận định là thị trường đi xuống (bear market), còn trong giai đoạn của mẫu thời gian quan sát (2010 – 2019) thì thị trường có xu hướng đi lên (bull market). Để có cái nhìn tổng quát và toàn diện hơn, trong tương lai, mẫu dữ liệu của các bài nghiên cứu có thể bao hàm toàn bộ giai đoạn trước và sau năm 2010.

Thứ ba, về không gian nghiên cứu: Bài nghiên cứu chỉ xét đại diện các doanh nghiệp được niêm yết trên hai sàn là HOSE và HNX trong khi tại TTCK Việt Nam đến thời điểm hiện tại đã phát triển 3 sàn giao dịch, đó là HOSE, HNX và Upcom. Trong tương lai, các nghiên cứu sau có thể nói rộng phạm vi để phân tích một cách toàn diện hơn trong quy mô toàn thị trường Việt Nam.

Thứ tư, về phương pháp nghiên cứu: Bài nghiên cứu vẫn chưa lượng hóa được ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu đến rủi ro trượt giá thông qua đối lượng thứ 3 là phản ứng của các nhà đầu tư trên thị trường. Trong các nghiên cứu sau này có thể dùng biến điều tiết (moderator variable) để phân tích ảnh hưởng của phản ứng các nhà đầu tư trên thị trường đến mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và rủi ro trượt giá.

Tài liệu tham khảo:

Ak, B.K., Rossi, S., Sloan, R. & Tracy, S. (2016), “Navigating Stock Price Crashes”, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 42 No. 4, pp. 1 – 21.

Amihud, Y. (2002) “Illiquidity and stock returns: “Cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets*, Vol. 5 No.1, pp. 31 – 56.

- Benmelech, E., Kandel, E. & Veronesi, P. (2010), “Stock-based compensation and CEO (dis) incentives”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125 No.4, pp. 1769 – 1820.
- Bleck, A. & Liu, X. (2007) “Market transparency and the accounting regime”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 45 No.2, pp. 229 - 256.
- Bushee, B.J. (1998), “The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior”, *The Accounting Review*, pp. 305 – 333,
- Bushee, B.J. (2001), “Do Institutional Investors Prefer Near-Term Earnings over Long-Run Value?”, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, pp. 207 – 246.
- Butler, A.W., Grullon G. & Weston, J.P. (2005), “Stock Market Liquidity and the Cost of Issuing Equity”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 40 No. 2, pp. 331 – 348.
- Chauhan, Y., Kumar, S. & Pathak, R. (2017), “Stock liquidity and stock prices crash-risk: Evidence from India”, *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 41, pp. 70 - 81.
- Chauhan, Y., Wadhwa, K., Syamala, S.R. & Goyal, A. (2015), “Block-ownership structure, bank nominee director and crash-risk”, *Finance Research Letters*, Vol. 14, pp. 20 – 28.
- Chen, J., Hong, H. & Stein, J.C. (2001), “Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 61 No. 3, pp. 345–381.
- Diamond, D.W. & Verrecchia, R.E. (1991), “Disclosure, Liquidity, and The Cost of Capital”, *The Journal of Finance*, Vol. 46 No. 4, pp. 1325 - 1359.
- Fang, V.W., Noe, T.H. & Tice, S. (2009), “Stock Market Liquidity and Firm Value”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 94 No.1, pp. 150 - 169.
- Harvey, C.R., & Siddique, A. (2000) , “Conditional Skewness in Asset Pricing Tests”, *Journal of Finance*, Vol. 55 No. 3, pp. 1263 – 1295.
- Hong, H. & Stein, J.C. (1999), “Differences of opinion, rational arbitrage and market crashes”, *National bureau of economic research*.
- Hutton, A.P., Marcus, A.J. & Tehranian, H. (2009), “Opaque financial reports, R2, and crash risk”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 94 No. 1, pp. 67 – 86.
- Jin, L. & Myers, S.C., “R² around the World: New theory and new tests”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 79 No. 2, pp. 257 - 292.
- Kim, J.B. & Zhang, L. (2014), “Financial reporting opacity and expected crash risk: Evidence from implied volatility smirks”, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 31 No. 3, pp. 851 - 875.
- Kim, J.B., Li, Y. & Zhang, L. (2011), “CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 101 No. 3, pp. 713–730.
- Khanna, N. & Sonti, R. (2004), “Value Creating Stock Manipulation: Feedback Effect of Stock Prices on Firm Value”, *Journal of Financial Markets*, Vol. 7 No. 3, pp. 237 - 270.

Maynard, K.J. (1930), *A Treatise on Money*, Macmillan, London.

Min, Z., Lu X. & Haoran X. (2015), “Corporate Philanthropy and Stock Price Crash Risk: Evidence from China”, *Journal of Business Ethics*, Vol. 139, pp. 595 – 617.

Morck, R., Shleifer. A & Vishny R. (1990), “The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 157 - 215.

Subrahmanyam, A. & Titman, S. (2001), “Feedback from Stock Prices to Cash Flows”, *The Journal of Finance*, Vol. 56 No. 6, pp. 2389 - 2413.

Xin, C., Yangyang, C. & Leon, Z. (2017), “Stock Liquidity and Stock Price Crash Risk”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 52 No. 4, pp. 1605-1637.