

Số lượng nhà phân tích theo dõi và chi phí vốn chủ sở hữu của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam

Trương Hoàng Diệp Hương - Lê Thị Hương Trà
Viện Nghiên cứu khoa học Ngân hàng, Học viện Ngân hàng

Ngày nhận: 29/04/2021
Ngày nhận bản sửa: 25/05/2021
Ngày duyệt đăng: 25/06/2021

Tóm tắt: Số lượng các nhà phân tích theo dõi và phân tích về công ty là một chỉ báo cho thấy chất lượng thông tin công bố (Botasan, 1997). Đặc biệt với một thị trường chứng khoán mới phát triển như tại Việt Nam, các nhà phân tích sẽ là cầu nối giúp nhà đầu tư có nhiều thông tin và hiểu đúng hơn về các thông tin được doanh nghiệp công bố, từ đó làm tăng tính minh bạch thông tin của các doanh nghiệp. Việc tăng minh bạch thông tin, trên cả hai khía cạnh về mức độ và chất lượng, giúp làm giảm vấn đề thông tin bất cân xứng trên thị trường, tăng cường sự tin tưởng của nhà đầu tư đối với công ty, và làm giảm mức độ rủi ro đối với nhà đầu tư. Từ đó, cải thiện minh bạch thông tin có tác động tích cực làm giảm mức tỷ suất sinh lời yêu cầu của nhà đầu tư, hay chi phí vốn chủ sở hữu đối với doanh nghiệp. Thông qua dữ liệu của 37 doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2013-

Analyst coverage and the cost of equity capital

Abstract: The number of analysts following and analyzing a company is an indicator of the quality of the information disclosed (Botasan, 1997). Especially with a newly developed stock market like in Vietnam, analysts will be the bridge to help investors have more information and better understand the information announced by enterprises, thereby increasing the transparency of business information. Increasing information transparency, in terms of both level and quality, helps to reduce the problem of asymmetric information in the market, enhances investor confidence in the company, and reduce the level of risk for investors. Therefore, improving information transparency has a positive effect on reducing the required rate of return of investors, or the cost of equity for businesses. Through data from 37 listed companies on the Vietnamese stock market for the period 2013-2018, this study shows the greater the number of analysts who follow the company (which present the higher degree of transparency of financial information) will reduce the cost of equity. Research also documents that firm with larger market capitalizations and higher growth rate tends have a higher cost of equity.

Keywords: analyst coverage, cost of equity capital, Vietnam stock market

Truong, Hoang Diep Huong
Email: huongthd@hvn.edu.vn

Le, Thi Huong Tra
Email: tralth@hvn.edu.vn

Organization of all: Research Institute for Banking, Banking Academy of Vietnam

2018, nghiên cứu này chỉ ra số lượng nhà phân tích theo dõi công ty càng lớn (cho thấy mức độ minh bạch thông tin tài chính cao) sẽ có tác động làm giảm chi phí vốn chủ sở hữu. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng công ty có vốn hóa thị trường lớn hơn, và tốc độ tăng trưởng cao hơn thường có chi phí vốn chủ sở hữu cao hơn.

Từ khóa: nhà phân tích, chi phí vốn chủ sở hữu, thị trường chứng khoán Việt Nam

1. Giới thiệu

Trong 20 năm qua, thị trường chứng khoán (TTCK) Việt Nam đã khẳng định được vai trò của mình khi huy động được khoảng 2 triệu tỷ đồng, đóng góp khoảng 23% vào tổng vốn đầu tư và hỗ trợ tăng trưởng kinh tế. Đến cuối tháng 4/2021, số lượng công ty niêm yết trên hai sàn HOSE và HNX đạt khoảng 752 công ty so với số lượng 2 công ty vào năm 2000; vốn hóa thị trường đạt 4.998 nghìn tỷ đồng, chiếm 80,4% GDP (Ủy Ban Chứng khoán Nhà nước, 2021). Tuy nhiên, so với các nền kinh tế châu Á khác, con số này tương đối nhỏ. Để nâng tỷ trọng vốn hóa lên mức mục tiêu 100% GDP theo Quyết định số 242/2019/QĐ-TTg phê duyệt Đề án tái cơ cấu TTCK và bảo hiểm Việt Nam, đẩy mạnh cổ phần hóa các doanh nghiệp lớn, nhất là doanh nghiệp nhà nước, nên được tập trung. Đối với các doanh nghiệp đang có kế hoạch niêm yết, việc giảm chi phí vốn góp phần quan trọng đảm bảo lợi thế cạnh tranh cho doanh nghiệp trong bối cảnh hội nhập quốc tế và cuộc cách mạng công nghiệp 4.0.

Theo Botosan (2006), tỷ suất sinh lời yêu cầu (TSSLYC) của nhà đầu tư hay còn gọi là chi phí vốn chủ sở hữu (r) là tỷ suất sinh lời tối thiểu mà nhà đầu tư vốn cổ phần yêu cầu để cung cấp vốn cho công ty. Một trong những giải pháp khả thi để giảm chi phí vốn chủ sở hữu cho các doanh nghiệp niêm yết (DNNY) trên TTCK Việt Nam là phát huy vai trò của các nhà phân tích. Đối với một nền kinh tế mới nổi và dựa vào ngân hàng

như Việt Nam, TTCK mới chỉ tồn tại trong 21 năm, sự bất cân xứng thông tin giữa các công ty niêm yết và nhà đầu tư vẫn còn lớn. Điều này dẫn đến sự cần thiết của bên trung gian để cung cấp, truyền đạt cả thông tin công khai và không công khai ra thị trường. Hơn nữa, đối với nhà đầu tư, về số lượng, Việt Nam có định hướng chiến lược nâng cao số lượng nhà đầu tư chiếm khoảng 3% trên tổng dân số đến năm 2025, theo Quyết định số 242/QĐ-TTg ngày 28/02/2019 của Thủ tướng Chính phủ. Về chất lượng, mặc dù TTCK Việt Nam đã trải qua khủng hoảng hai lần trong hơn 20 năm, trình độ của các nhà đầu tư Việt Nam vẫn còn nhiều hạn chế (Cần Văn Lực, 2020). Do đó, vai trò của các nhà phân tích chuyên nghiệp trong việc đưa ra các báo cáo dự báo và phân tích về thị trường là rất cần thiết. Quan điểm về các giải pháp đề xuất nhằm nâng cao vai trò của nhà phân tích cũng đã được trình bày một phần trong Mục 6, Quyết định số 242/QĐ-TTg, đó là: “... xây dựng các công ty chứng khoán như một cơ quan giám sát bên ngoài trên thị trường”. Nhờ lợi thế trên thị trường, các công ty chứng khoán có khả năng phân tích và đưa ra dự báo cho nhà đầu tư, từ đó giảm chi phí thông tin bất cân xứng. Nghiên cứu này sẽ kiểm định mối quan hệ giữa sự theo dõi của nhà phân tích và chi phí vốn chủ sở hữu của các DNNY tại Việt Nam.

Trong khi các nghiên cứu trước xem xét mối quan hệ giữa thông tin và chi phí vốn bằng cách điều tra các thông lệ công bố thông tin của công ty và tỷ suất sinh lời yêu cầu, nghiên cứu này tập trung vào ảnh hưởng

của sự bất cân xứng thông tin. Nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa số lượng nhà phân tích theo dõi và chi phí vốn chủ sở hữu của doanh nghiệp niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Việt Nam, nhằm cho thấy vai trò của việc xây dựng đội ngũ nhà phân tích chất lượng trên TTCK. Cụ thể, các nhà phân tích không chỉ giúp nhà đầu tư có cái nhìn chính xác hơn về doanh nghiệp, từ đó đưa ra các khoản đầu tư đúng đắn, mà cả các doanh nghiệp cũng được hưởng lợi từ các nhà phân tích khi chi phí vốn chủ sở hữu được giảm xuống. Sau khi loại bỏ các công ty không có dữ liệu nghiên cứu, 37 công ty được lựa chọn để tính toán chi phí vốn chủ sở hữu trong thời gian 6 năm từ 2013 đến 2018. Nhóm tác giả kiểm soát các yếu tố thường được cho là ảnh hưởng đến chi phí vốn chủ sở hữu, chẳng hạn như hệ số beta, tổng tài sản, vốn hóa thị trường, hệ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường và tốc độ tăng trưởng.

Tiếp theo của nghiên cứu sẽ trình bày tổng quan nghiên cứu về mối quan hệ giữa sự theo dõi của nhà phân tích và chi phí vốn chủ sở hữu và các giả thuyết nghiên cứu; Phương pháp nghiên cứu và mẫu nghiên cứu; Kết quả và thảo luận; và Kết luận sẽ tóm tắt các điểm chính và ý nghĩa của nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu và các giả thuyết nghiên cứu

Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra tầm quan trọng của các nhà phân tích trên thị trường bởi các nhà phân tích đóng vai trò như một bên trung gian giữa doanh nghiệp và nhà đầu tư, đồng thời có tác động lớn đến chi phí vốn chủ sở hữu. Tuy nhiên, cơ chế ảnh hưởng của nó vẫn chưa được nghiên cứu chi tiết. Khi xem xét vai trò của các nhà phân tích chứng khoán đối với chi phí vốn, có 2 quan điểm đối lập.

Nhóm thứ nhất bao gồm các nghiên cứu phản đối vai trò tích cực của nhà phân tích đối với chi phí vốn. Trước hết, nghiên cứu của Zhang (2001) phát triển một mô hình lý thuyết để xem xét tác động của các hình thức phổ biến thông tin đối với chi phí vốn, và đưa ra kết luận rằng nhà phân tích có thể thao túng thông tin và làm cho sự bất cân xứng thông tin gia tăng giữa các nhà đầu tư, do đó khiến chi phí vốn của doanh nghiệp cao hơn so với trường hợp không có nhà phân tích. Bowen và cộng sự (2008) nghiên cứu mối quan hệ giữa số lượng nhà phân tích và chi phí vốn chủ sở hữu đối với cổ phiếu phát hành thêm (SEO) trên hai sàn giao dịch chứng khoán NYSE và NASDAQ trong giai đoạn 1981- 2000. Kết quả của nghiên cứu cho thấy rằng các quy định mới có thể gây nên hậu quả kinh tế tiêu cực nếu chúng làm giảm số lượng các nhà phân tích, dẫn đến chi phí vốn chủ sở hữu cao hơn. Gleason và Lee (2003) điều tra về mối quan hệ giữa dự báo của các nhà phân tích và giá thị trường trên mẫu nghiên cứu khoảng 372.000 doanh nghiệp trên thế giới trong giai đoạn 1993 - 1998. Một trong những kết quả của nghiên cứu này chỉ ra rằng mức độ công bố thông tin càng lớn, thì các nhà phân tích càng quan tâm đến công ty. Tuy nhiên, mối quan hệ giữa số lượng nhà phân tích theo dõi và chi phí vốn chủ sở hữu có thể khác nhau giữa các quốc gia.

Nhóm thứ hai bao gồm các nghiên cứu ủng hộ vai trò tích cực của nhà phân tích đối với chi phí vốn. Một số nghiên cứu cho rằng các nhà phân tích càng quan tâm đến một doanh nghiệp thì báo cáo tài chính của doanh nghiệp đó càng tốt vì các nhà phân tích có thể làm cho thông tin chính xác hơn (Barth và Hutton, 2004; Bae và cộng sự, 2008). Một số nghiên cứu khác cho thấy các báo cáo của nhà phân tích có thể truyền tải thông tin hữu ích đến thị trường trong việc hỗ trợ các nhà đầu tư đánh giá hoạt động

của doanh nghiệp và từ đó đưa ra quyết định hợp lý hơn (Lys và Sohn, 1990; O'Brien và Bushan, 1990; Bushman và Smith, 2001; Hong và Kubik, 2003; Chen và cộng sự, 2015). Vì vậy, các nhà phân tích có thể làm giảm sự bất cân xứng thông tin thị trường và chi phí giao dịch, do đó làm tăng sự quan tâm của những đối tượng tham gia thị trường, hoặc giảm chi phí vốn chủ sở hữu và tăng giá trị của doanh nghiệp (Lang và cộng sự, 2003; Frankel và cộng sự, 2006; Hilary và Shen, 2013). Các doanh nghiệp với số lượng nhà phân tích lớn sẽ giúp giảm thông tin bất đối xứng trong khi giá cổ phiếu có thể phản ánh thông tin thu nhập nhanh hơn so với các công ty có số lượng nhà phân tích ít hơn (Alford và Berger, 1999; Hong và cộng sự, 2000; Barth và Hutton, 2004; Chan và Hameed, 2006; Bae và cộng sự, 2008). Brennan và Subrahmanyam (1995) xác nhận rằng khi một nhà đầu tư có lợi thế thông tin, số lượng các nhà phân tích sẽ có một mối quan hệ ngược chiều với chi phí lựa chọn bất lợi. Do đó, càng có nhiều nhà phân tích theo dõi thì thông tin càng tốt, càng giảm chi phí bất cân xứng thông tin và chi phí lựa chọn bất lợi cho nhà đầu tư, làm giảm chi phí vốn chủ sở hữu và tăng giá trị của doanh nghiệp (Hong và Kubik, 2003). Barth và Hutton (2004) kết luận rằng các nhà phân tích có thể có tác động tích cực đến giá trị của thông tin kế toán và thông tin tốt hơn có thể dẫn đến giá trị doanh nghiệp cao hơn khi các yếu tố khác không đổi. Công ty có nhiều nhà phân tích theo dõi hơn có thể có nhiều cơ hội đầu tư hơn và tăng giá trị (Chan và Hameed, 2006). Tóm lại, khi nhiều nhà phân tích theo dõi một công ty, thông tin công khai trở nên hữu ích hơn và sự khác biệt trong định giá của nhà đầu tư sẽ giảm xuống (Bowen, 2008). Bên cạnh đó, Mertor (1987) cho rằng các nhà phân tích tài chính có thể nâng cao nhận thức và kiến thức của nhà đầu tư về một công ty và cả

hai tác động đó sẽ làm giảm sự bất cân xứng thông tin giữa các nhà đầu tư.

Dựa trên tổng quan các nghiên cứu ở trên, nhóm tác giả đặt ra các giả thuyết sau để kiểm định thực nghiệm:

H1. Công ty có nhà phân tích theo dõi có chi phí vốn chủ sở hữu thấp hơn công ty không có nhà phân tích theo dõi

H2. Công ty có số lượng nhà phân tích theo dõi cao hơn có chi phí vốn chủ sở hữu thấp hơn.

3. Phương pháp nghiên cứu và mẫu nghiên cứu

3.1. Lựa chọn mẫu nghiên cứu

Mục tiêu của nghiên cứu này là đánh giá tác động của số lượng nhà phân tích đến chi phí vốn chủ sở hữu tại các DNNY trên TTCK Việt Nam. Với mục tiêu trên, các doanh nghiệp được lựa chọn trong mẫu nghiên cứu trước hết phải là (1) các doanh nghiệp đã được niêm yết chính thức trên hai sàn giao dịch của Việt Nam là HOSE và HNX, nghiên cứu không xét đến các doanh nghiệp niêm yết trên sàn UPCOM hoặc các doanh nghiệp chưa niêm yết trên thị trường; (2) nghiên cứu xét đến các doanh nghiệp độc lập và còn hoạt động, còn giao dịch trên thị trường tính đến thời điểm 31/12/2018, và không tính đến các doanh nghiệp là chi nhánh của công ty khác; (3) để được đưa vào mẫu nghiên cứu, các doanh nghiệp được lựa chọn phải có đủ dữ liệu cho các biến số được liệt kê trong mô hình; (4) đặc biệt, để tính được beta cổ phiếu, công ty cần có số liệu về giá cổ phiếu trong 5 năm trước thời điểm nghiên cứu, tức là ít nhất công ty cần được niêm yết từ 2009. Điều này làm giảm đáng kể mẫu nghiên cứu. Ngoài ra, (5) việc ước tính chi phí vốn chủ sở hữu cũng yêu cầu chi phí chủ sở hữu có giá trị dương, các công ty có chi phí vốn

Bảng 1. Mẫu nghiên cứu

STT	Các mức đáp ứng tiêu chí mẫu nghiên cứu	Số doanh nghiệp
1	Doanh nghiệp hoạt động tại Việt Nam	3.587
2	Doanh nghiệp đang tồn tại, loại trừ các chi nhánh	2.541
3	Doanh nghiệp niêm yết trước 1/1/2009	529
4	Cổ phiếu doanh nghiệp vẫn đang niêm yết trên thị trường, có số lượng giao dịch duy trì ổn định	276
5	Doanh nghiệp đáp ứng đầy đủ yêu cầu số liệu phân tích	37

Nguồn: Kết quả tìm kiếm dựa trên cơ sở dữ liệu S&P Capital IQ

chủ sở hữu ước tính âm sẽ bị loại khỏi mẫu nghiên cứu. Bên cạnh đó, các doanh nghiệp không có đủ dữ liệu cho 2/3 khoảng thời gian nghiên cứu (có tối thiểu 4 năm) sẽ bị loại bỏ. Dựa trên phương pháp loại trừ trên, số lượng doanh nghiệp đủ điều kiện nghiên cứu là 37 doanh nghiệp (Bảng 1).

3.2. Ước tính Chi phí vốn chủ sở hữu

Về cơ bản, có hai xu hướng trong việc đo lường chi phí vốn chủ sở hữu: sử dụng dự báo của các nhà phân tích và sử dụng lợi tức cổ phiếu lịch sử. Dựa trên hồ sơ dữ liệu dự báo của nhà phân tích về TTCK Việt Nam trong giai đoạn 2013- 2018, như Fu, Kraft, & Zhang (2012), nhóm tác giả sử dụng thước đo dựa trên lợi nhuận làm đại diện cho chi phí vốn chủ sở hữu. Cụ thể, các thước đo của nghiên cứu này về chi phí vốn chủ sở hữu bao gồm lợi nhuận kỳ vọng dựa trên mô hình CAPM và lợi nhuận kỳ vọng dựa trên mô hình Fama-French (1992). Hai mô hình này đã được xác nhận là phù hợp để đo lường chi phí vốn chủ sở hữu của các doanh nghiệp niêm yết trên chứng khoán Việt Nam (Anh, 2017; Minh & Bich, 2015; Toan và cộng sự, 2015).

3.2.1. Mô hình CAPM

Chỉ số đại diện đầu tiên cho chi phí vốn chủ sở hữu được tính toán dựa trên mô hình CAPM bằng cách chạy phương trình

sau:

$$R_i - R_f = \alpha_o + \beta(R_m - R_f) + \varepsilon_{it} \quad (E1)$$

Trong đó:

R_i : Tỷ suất sinh lợi của cổ phiếu I, bằng COEcapm

R_f : Lãi suất phi rủi ro

R_m : Lợi nhuận cho toàn bộ thị trường

Giống như Fu, Kraft, & Zhang (2012), đối với mỗi quan sát năm - công ty, nhóm tác giả sử dụng dữ liệu hàng ngày trong năm vừa qua để ước tính β và α . Nghiên cứu sử dụng VN-Index làm đại diện cho lợi nhuận thị trường và sử dụng lãi suất trái phiếu chính phủ 5 năm làm đại diện cho lãi suất phi rủi ro. Sau khi các tham số được ước tính, nghiên cứu bổ sung thêm lợi nhuận thị trường và lãi suất phi rủi ro cho năm t vào mô hình hồi quy ở trên để tính toán lợi nhuận kỳ vọng, có loại bỏ những giá trị chi phí vốn chủ sở hữu nhỏ hơn 0.

3.2.2. Mô hình Fama và French

Đại diện thứ hai cho chi phí vốn chủ sở hữu được xây dựng bởi mô hình ba yếu tố của Fama và French (1992). Trong mô hình này, bên cạnh hệ số beta thị trường của CAPM, hai tác giả đã thêm hai yếu tố giải thích cho chi phí vốn chủ sở hữu, đó là vốn hóa thị trường của một công ty và hệ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \varepsilon_i \quad (E2)$$

Trong đó:

SMB: Lợi nhuận của danh mục cổ phiếu vốn hóa nhỏ trừ Lợi nhuận của danh mục cổ phiếu vốn hóa lớn (nhỏ trừ lớn).

HML: Lợi nhuận của danh mục cổ phiếu có giá trị sổ sách trên giá trị thị trường cao trừ Lợi nhuận của danh mục cổ phiếu có giá trị sổ sách trên giá trị thị trường thấp (cao trừ thấp).

Dữ liệu SMB và HML thường được thu thập từ website: Kenneth R. French. Tại đây, số liệu về các chỉ tiêu trong mô hình được tính toán cho 23 quốc gia từ năm 1991-2020. Tuy nhiên, bộ dữ liệu này không có sẵn cho thị trường chứng khoán Việt Nam. Do đó, nhóm tác giả tính toán lại những dữ liệu này dựa trên nghiên cứu gốc của Fama và French (1992). Chỉ tiêu SMB và HML là hai chỉ tiêu thể hiện mức lợi nhuận của toàn thị trường, do đó tác giả thực hiện việc tính toán dựa trên số cổ phiếu niêm yết trên thị trường và đủ cơ sở thông tin để tính toán (mức 4), tương ứng số doanh nghiệp có cổ phiếu đưa vào tính là 276 (Bảng 1).

Để thực tính được 2 chỉ tiêu SMB và HML, trước hết tác giả thu thập số liệu về: (1) lợi nhuận hàng ngày theo chuỗi thời gian có

điều chỉnh theo cổ tức của 276 cổ phiếu niêm yết trên TTCK Việt Nam từ 2009 đến 2018 lấy từ website của Vietstock, và (2) vốn hóa thị trường của công ty và hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường từ Cơ sở dữ liệu toàn cầu của S&P. Thứ hai, nhóm nghiên cứu chia các công ty niêm yết thành 6 nhóm dựa trên vốn hóa thị trường (theo mức trung vị) và hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường hàng năm (theo phân vị thứ 30 và 70): (i) Vốn hóa thị trường nhỏ- Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường (S/L) thấp; (ii) Vốn hóa thị trường nhỏ- Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường trung bình (S/M); (iii) Vốn hóa thị trường nhỏ - Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường cao (S/H); (iv) Vốn hóa thị trường lớn- Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường thấp (B/L); (v) Vốn hóa thị trường lớn- Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường trung bình (B/M); và (vi) Vốn hóa thị trường lớn- Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường cao (B/H). Kết quả cho thấy, trong số 276 doanh nghiệp có 22 doanh nghiệp thuộc nhóm S/L, 45 doanh nghiệp thuộc nhóm S/M, 71 doanh nghiệp thuộc nhóm S/H, 70 doanh nghiệp thuộc

Bảng 2. Dữ liệu SMB và HML trung bình hàng năm cho thị trường chứng khoán Việt Nam

Năm	SH	SM	SL	BH	BM	BL	SMB	HML	Số công ty
2009	1,377	1,152	1,939	1,115	1,040	1,597	0,103	-0,189	136
2010	-0,056	0,081	-0,007	-0,231	-0,103	0,135	0,090	-0,197	184
2011	-0,589	-0,241	0,136	-0,507	-0,396	-0,162	0,124	-0,539	202
2012	0,164	0,559	0,456	0,025	0,497	0,517	0,043	-0,266	211
2013	0,497	0,737	1,158	0,420	0,378	0,685	0,195	-0,236	221
2014	0,600	0,712	0,930	0,340	0,413	0,591	0,207	-0,164	236
2015	0,164	0,448	0,834	-0,127	0,217	0,550	0,234	-0,403	255
2016	-0,177	0,475	0,506	-0,050	0,116	0,561	0,034	-0,424	263
2017	0,064	0,141	0,363	0,335	0,441	0,521	-0,173	-0,173	276
2018	-0,151	-0,009	0,110	-0,246	-0,047	0,076	0,065	-0,268	276

Nguồn: Tính toán của tác giả

nhóm B/L, 47 doanh nghiệp thuộc nhóm B/M, 21 doanh nghiệp thuộc nhóm B/H. Thứ ba, nhóm tác giả tính toán dữ liệu SMB và HML hàng ngày sử dụng lợi nhuận cổ phiếu điều chỉnh theo cổ tức hàng ngày bằng cách chạy các phương trình sau: (E3): $SMB = (S/L + S/M + S/H)/3 - (B/L + B/M + B/H)/3$

(E4): $HML = (B/H + S/H)/2 - (B/L + S/L)/2$

Bảng 2 cung cấp dữ liệu SMB và HML trung bình hàng năm cho TTCK Việt Nam từ năm 2009 đến năm 2018. S/L đại diện cho lợi nhuận trung bình hàng năm của các cổ phiếu thuộc nhóm S/L, S/M đại diện cho lợi nhuận trung bình hàng năm của các cổ phiếu thuộc nhóm S/M, S/H đại diện cho lợi nhuận trung bình hàng năm của các cổ phiếu thuộc nhóm S/H, B/L đại diện cho lợi nhuận trung bình hàng năm của các cổ phiếu thuộc nhóm B/L, B/M đại diện cho lợi nhuận trung bình hàng năm của các cổ phiếu thuộc nhóm B/M và B/H đại diện cho lợi nhuận trung bình hàng năm của các cổ phiếu thuộc nhóm B/H. SMB được tính bằng E3 và HML được tính bằng E4.

Đối với mỗi quan sát công ty- năm t , các tham số của mô hình được ước tính bằng cách sử dụng dữ liệu hàng ngày trong năm $t-1$. Sau đó, nhóm tác giả thêm lợi nhuận thị trường và lãi suất phi rủi ro cho năm t vào hồi quy Fama và French để tính lợi nhuận kỳ vọng.

3.3. Ước tính số lượng nhà phân tích

Nhóm tác giả thu thập dữ liệu số lượng nhà phân tích từ cơ sở dữ liệu toàn cầu của S&P tại website: <https://www.capitaliq.com>. Trên cơ sở dữ liệu này, số lượng các đối tượng đóng góp bao trùm là một thước đo dữ liệu vô hướng, có nghĩa là chỉ giá trị hiện tại mới có sẵn. Theo đề xuất từ S&P toàn cầu, nhóm nghiên cứu sử dụng số lượng nhà phân tích đưa ra dự đoán doanh

thu vào một năm cụ thể như là một chỉ số đại diện cho số lượng nhà phân tích theo dõi doanh nghiệp.

3.4. Mô hình hồi quy

Một số nghiên cứu trước đây với chi phí vốn chủ sở hữu có liên quan trực tiếp đến các đặc điểm tài chính và hoạt động của công ty do những yếu tố này ảnh hưởng đến đánh giá của nhà đầu tư về lợi nhuận tương lai của doanh nghiệp (He, Lepone & Leung, 2013). Do đó, nhóm tác giả đưa vào một số biến số thường được sử dụng, chẳng hạn như quy mô công ty, hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường, tốc độ tăng trưởng và hệ số beta để kiểm soát tác động của chúng đến chi phí vốn chủ sở hữu (Botasan và Plumlee, 2002). Các mô hình hồi quy được sử dụng trong nghiên cứu này được liệt kê dưới đây:

$$COE_{it} = \alpha_o + \beta_1 Beta_{it} + \beta_2 logMCAP_{it} + \beta_3 logBMR_{it} + \beta_4 logGROWTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M1)$$

$$COE_{it} = \alpha_o + \beta_1 AC_{it} + \beta_2 Beta_{it} + \beta_3 logMCAP_{it} + \beta_4 logBMR_{it} + \beta_5 logGROWTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M2)$$

$$COE_{it} = \alpha_o + \beta_1 NoEs_{it} + \beta_2 Beta_{it} + \beta_3 logMCAP_{it} + \beta_4 logBMR_{it} + \beta_5 logGROWTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M3)$$

Mô hình 1 (M1) là mô hình cơ sở với thông tin kế toán truyền thống (ví dụ: vốn hóa thị trường và hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường) là biến giải thích chính. Mô hình 2 (M2) được sử dụng để kiểm tra mức độ liên quan của giá trị khi được theo dõi bởi một nhà phân tích (Giả thuyết 1). Mô hình 3 (M3) là kiểm tra ảnh hưởng của mức độ đảm bảo của nhà phân tích chi phí vốn chủ sở hữu (Giả thuyết 2). Cả ba mô hình đều bao gồm biến quy mô công ty đã chọn và các biến kiểm soát triển vọng trong tương lai. Định nghĩa của tất cả các biến được trình bày trong Bảng 3. Để hỗ trợ cho việc tính toán, tác giả sử dụng phần mềm phân tích định lượng Stata 14.

Mô hình tác động cố định (FEM) sẽ khám

phá mối quan hệ giữa các biến số dự đoán và kết quả trong một doanh nghiệp. Mỗi doanh nghiệp có những đặc điểm riêng biệt có thể hoặc không thể ảnh hưởng đến biến dự báo. Mô hình FEM cho rằng điều gì đó bên trong cá nhân có thể tác động hoặc làm sai lệch biến dự báo hoặc biến kết quả và cần phải kiểm soát điều này (Borenstein và cộng sự, 2009). Không giống như FEM, mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) giả định rằng sự thay đổi giữa các doanh nghiệp là ngẫu nhiên và không tương quan với các biến dự báo hoặc biến phụ thuộc trong mô hình. Để quyết định FEM hay REM, nhóm nghiên cứu chạy kiểm định Hausman, trong đó Giả thuyết H0 là mô hình REM được lựa chọn.

Bên cạnh đó, để đảm bảo các kết quả mô hình là vững, nhóm tác giả thực hiện việc thay thế các biến trong mô hình với các biến đo lường theo phương pháp khác nhau

nhằm xem xét liệu tác động của số lượng nhà phân tích theo dõi đến chi phí vốn chủ sở hữu có bị thay đổi khi sử dụng các thang đo và phương pháp đo lường khác nhau. Kết quả của mô hình là vững nếu dấu và mức độ ý nghĩa của các mô hình thay thế về cơ bản là giống với mô hình gốc.

4. Kết quả hồi quy

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 4 cung cấp thống kê mô tả về các thước đo chi phí vốn chủ sở hữu và các biến hồi quy. Chi phí vốn được Vietstock đo lường hàng ngày từ tháng 01/2013 đến tháng 12/2018. Các mô hình bao gồm mô hình CAPM và mô hình Fama French (1992), và ước tính trung bình của chúng. Các biến kiểm soát bao gồm Beta được ước tính từ mô hình hồi quy thị trường cho mỗi công ty

Bảng 3. Định nghĩa các biến số

Tên biến	Định nghĩa	Đo lường biến	Nguồn
COEit	Chi phí vốn chủ sở hữu	Chi phí vốn chủ sở hữu của công ty i trong năm t: được tính bằng mô hình CAPM, mô hình Fama French, và thước đo trung bình sử dụng dữ liệu của năm trước	Fama và French (1992)
ACit	Biến giả thể hiện việc công ty được nhà phân tích theo dõi	Bằng 0 nếu công ty i không có chuyên gia phân tích theo dõi tại năm t, bằng 1 nếu ngược lại.	Chan và Hameed, 2006
NoEsit	Số lượng ước tính doanh thu	Số lượng các nhà phân tích cung cấp ước tính doanh thu trong năm t của công ty i.	Chan và Hameed, 2006
Beta _{it}	Beta	Beta được ước tính bằng cách sử dụng lợi nhuận hàng ngày trong 1 năm trước	Botosan và Plumlee (2002)
logMCAPit	Vốn hóa thị trường	Giá trị logarit của vốn hóa thị trường của công ty i vào cuối năm t	Botosan và Plumlee (2002)
logBMRit	Hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường	Giá trị logarit của hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường của công ty i vào cuối năm t	Botosan và Plumlee (2002)
logGROWTHit	Tỉ lệ tăng trưởng	Giá trị logarit của tăng trưởng doanh thu của công ty i trong năm t so với năm t-1	Botosan và Plumlee, 2002

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

Bảng 4. Thống kê mô tả về chi phí vốn chủ sở hữu và các biến hồi quy

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Thấp nhất	Cao nhất	Phân vị thứ 1	Trung vị	Phân vị thứ 3
COEavr	213	0,122	0,159	0	0,823	0,015	0,062	0,157
COEcapm	213	0,114	0,149	0	0,751	0,017	0,054	0,154
COEfama	213	0,129	0,175	0	0,894	0	0,075	0,173
Beta	213	0,845	0,431	-0,309	2,064	0,548	0,798	1,101
AC	213	0,816	0,387	0	1	1	1	1
NoEs	213	2,342	2,009	0	8	1	2	4
logMCAP	213	15,746	1,591	11,587	19,527	14,645	15,591	16,844
logBMR	213	-0,421	0,589	-2,539	1,183	-0,763	-0,402	-0,002
logGROWTH	213	-1,728	1,164	-4,962	1,508	-2,354	-1,754	-1,044

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

về lợi nhuận hàng ngày trong một năm qua (Beta), Biến giả về việc công ty được theo dõi bởi nhà phân tích (AC), số lượng nhà phân tích ước tính doanh thu tương lai của công ty (NoEs), logarit vốn hóa thị trường (logMCAP), logarit hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường (logBMR), logarit tăng trưởng doanh thu trong năm qua (logGROWTH). Chi phí vốn chủ sở hữu trung bình theo mô hình CAPM và Fama French lần lượt là 11,4% và 12,9%. COE trung bình (COEavr) trên 2 mô hình trong các năm 2013 - 2018 là 12,2% đối với cỡ mẫu trung bình là 213 doanh nghiệp-năm. Số lượng nhà phân tích cao nhất theo dõi một công ty trong một năm là 8, trong khi con số thấp nhất là 0. Các công ty mẫu trung bình có 2,34 nhà phân tích theo dõi. Beta trung bình là 0,845, logarit vốn hóa thị trường trung bình là 15,746, hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường trung bình là - 0,421 và tốc độ tăng trưởng doanh thu trung bình là -1,728.

4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 6 mô tả kết quả của hồi quy dữ liệu bảng tác động cố định bằng cách sử dụng

hai thước đo COE khác nhau và ước tính trung bình của chúng. Kết quả kiểm định Hausman đối với cả ba mô hình cho giá trị $P < 0,05$, cho thấy rằng FEM là phù hợp hơn. Sau đó, kiểm định phương sai sai số thay đổi bằng lệnh `xttest3` được sử dụng cho mô hình hồi quy. Giá trị $P < 0,05$ cho thấy sự hiện diện của phương sai sai số thay đổi. Do đó, nhóm tác giả sử dụng tùy chọn ‘chuẩn mạnh’ để thu được sai số chuẩn mạnh- phương sai sai số thay đổi.

Mô hình (2) cho thấy ảnh hưởng của sự hiện diện nhà phân tích theo dõi (AC) đối với chi phí vốn chủ sở hữu của doanh nghiệp. Kết quả chỉ ra rằng việc có sự đảm bảo của nhà phân tích sẽ làm giảm chi phí vốn chủ sở hữu trong mọi trường hợp. Như kỳ vọng, việc có nhà phân tích theo dõi doanh nghiệp giúp nhà đầu tư có thêm thông tin cũng như hiểu rõ hơn về các thông tin được cung cấp của doanh nghiệp, giảm bớt sự bất cân xứng thông tin giữa các nhà đầu tư, do đó giảm tỷ suất sinh lợi yêu cầu của họ. Độ lớn của hệ số dao động từ -0,08 đến -0,11 và có ý nghĩa ở mức 1% và 5%.

Trong bước tiếp theo, nhóm nghiên cứu tìm hiểu xem việc tăng số lượng các nhà

Bảng 5. Ma trận tương quan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
COEavr	1	-	-	-	-	-	-	-	-
COEcapm	0,960	1	-	-	-	-	-	-	-
COEfama	0,973	0,932	1	-	-	-	-	-	-
AC	-0,025	-0,022	0,027	1	-	-	-	-	-
NoEs	-0,133	-0,105	-0,072	0,553	1	-	-	-	-
Beta	0,210	0,343	0,207	0,055	0,098	1	-	-	-
logMCAP	0,191	0,193	0,249	0,377	0,509	0,298	1	-	-
logBMR	-0,173	-0,127	-0,205	-0,249	-0,352	0,016	-0,559	1	-
logGROWTH	0,051	0,061	0,087	-0,041	0,002	-0,049	0,002	0,059	1

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

phân tích đảm bảo có giảm chi phí vốn hơn nữa hay không. Kết quả cho thấy số lượng nhà phân tích (NoEs) có tác động ngược chiều và có ý nghĩa đối với các thước đo COE, phù hợp với dự đoán lý thuyết của Easley và O'Hara (2004). Vì các ước lượng trung bình thường chuẩn mạnh hơn và chính xác hơn theo thực nghiệm, nên cần nhấn mạnh giá trị trung bình của COE khi giải thích kết quả (He và cộng sự, 2015). Kết quả đều chuẩn mạnh trên tất cả các ước tính COE. Độ lớn của hệ số dao động từ -0,037 đến -0,047 và có ý nghĩa ở mức 1%.

Các dấu hiệu của beta (có ý nghĩa tích cực ở mức 1% và 5%) là giống như kỳ vọng. Các dấu hiệu về vốn hóa thị trường (LogMCAP) (có ý nghĩa tích cực ở mức 1%, 5% và 10%) cho thấy quy mô của công ty có tác động thuận chiều đến tỷ suất sinh lời yêu cầu của nhà đầu tư đối với vốn chủ sở hữu. Kết quả này phù hợp với Minh & Bich (2015), Toan và cộng sự (2015). Tỷ lệ tăng trưởng (logGROWTH) có tác động thuận chiều và có ý nghĩa đối với COEcapm và COEfama. Có thể giải thích rằng nhà đầu tư yêu cầu tăng tỷ suất sinh lợi gia tăng cho khoản đầu tư của họ.

Mô hình hồi quy với biến phụ thuộc là chi phí vốn chủ sở hữu của mỗi công ty

hàng năm được tính toán từ hai thước đo COE (CAPM, Fama French và mức trung bình của chúng). Biến kiểm soát bao gồm Beta được ước tính từ mô hình hồi quy thị trường cho mỗi công ty về lợi nhuận hàng ngày trong một năm qua (Beta), Biến giả về nhà phân tích theo dõi (AC), số lượng nhà phân tích ước tính doanh thu tương lai của công ty (NoEs), logarit vốn hóa thị trường (logMCAP), logarit hệ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường (logBMR), logarit tăng trưởng doanh thu trong năm qua (logGROWTH). Các dấu sao T được trình bày in nghiêng bên dưới các ước tính hệ số.

4.3. Phân tích độ nhạy

Trong phần này, nhóm tác giả ước lượng mô hình với các biến đo lường thay thế khác nhằm đảm bảo kết quả hồi quy là vững, các thay thế đó bao gồm: (i) thay thế biến độc lập và biến kiểm soát bằng chỉ số đại diện khác của chúng, và (ii) sử dụng phương pháp khác nhau để tính toán chi phí vốn chủ sở hữu. Thứ nhất, nghiên cứu đã thay thế giá trị thị trường bằng tổng tài sản để làm đại diện cho quy mô doanh nghiệp. Thứ hai, thay vì số lượng ước tính doanh thu, số lượng ước tính EBIT được sử

Bảng 6. Kết quả ước tính hồi quy

Biến	COEcapm			COEfama			COEavr		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3	M1	M2	M3
AC		-0,091 -3,88***			-0,080 -2,56**			-0,110 -3,29***	
NoEs			-0,037 -4,19***			-0,042 -4,13***			-0,047 -4,15***
Beta	0,091 2,60**	0,079 2,35**	0,094 2,82***	0,039 0,98	0,029 0,474	0,044 1,07	0,048 1,10	0,035 0,82	0,052 1,24
logMCAP	0,034 2,52**	0,066 3,65***	0,109 4,34***	0,055 2,22**	0,084 2,87***	0,139 3,89***	0,017 0,77	0,051 1,95*	0,110 3,31***
logBMR	-0,041 -1,32	-0,033 -1,04	0,026 0,66	-0,028 -0,81	-0,021 -0,59	0,047 1,07	-0,070 -1,90*	-0,061 -1,76*	0,014 0,31
logGROWTH	0,015 1,81*	0,012 1,38	0,013 1,56	0,021 2,06**	0,019 1,85*	0,020 2,02**	0,016 1,53	0,014 1,29	0,016 1,50
Constants	-0,497 -2,19**	-0,911 -3,19***	-1,558 -4,13	-0,758 -1,86*	-1,127 -2,46**	-1,953 -3,55***	-0,202 -0,56	-0,065 -1,58	-1,534 -3,02***
Số quan sát	213	213	213	213	213	213	213	213	213
R2 điều chỉnh	0,17	0,12	0,20	0,13	0,11	0,18	0,10	0,15	0,17

Nguồn: Tính toán của tác giả

, **, *: biểu thị ý nghĩa thống kê hai phía lần lượt ở các mức 10%, 5% và 1%*

dụng để kiểm tra độ chuẩn mạnh.

Để tính toán chi phí vốn chủ sở hữu theo các phương pháp khác nhau; nhóm tác giả thực hiện một số thay đổi: (1) sử dụng dữ liệu lợi nhuận cổ phiếu hàng tháng trong vòng 5 năm; (2) sử dụng lãi suất phi rủi ro 5 năm và dữ liệu lợi nhuận thị trường trong 5 năm; (3) loại bỏ COE âm; và (4) sử dụng mô hình PEG và Mô hình tăng trưởng Gordon (hai mô hình sử dụng dữ liệu dự báo của nhà phân tích để xây dựng chi phí vốn chủ sở hữu thay vì dữ liệu lịch sử). Khi xem xét sơ bộ kết quả ước lượng của tất cả các kiểm định chuẩn mạnh ở trên, nhóm nghiên cứu thấy rằng kết quả chính vẫn phù hợp với các thước đo khác nhau của các biến phụ thuộc và biến độc lập.

5. Kết luận

Với mục tiêu phát triển TTCK trong dài hạn, độ minh bạch thông tin và chi phí

giao dịch, trong đó có chi phí vốn chủ sở hữu, cần được cải thiện tại Việt Nam. Bài nghiên cứu kiểm định xem liệu sự xuất hiện của nhà phân tích theo dõi hoạt động của công ty, và số lượng nhà phân tích theo dõi có làm giảm chi phí vốn chủ sở hữu hay không. Bằng cách sử dụng dữ liệu bảng từ danh sách 37 công ty niêm yết trên TTCK Việt Nam trong vòng 6 năm từ 2013 đến 2018, nghiên cứu này phát hiện ra rằng có mối liên hệ giữa chi phí vốn chủ sở hữu và sự xuất hiện của nhà phân tích (Giả thiết H1), cùng với đó, công ty có số lượng nhà phân tích theo dõi nhiều hơn sẽ có chi phí vốn chủ sở hữu thấp hơn (Giả thiết H2). Những kết quả này cho thấy rằng, để thúc đẩy sự phát triển TTCK trong tương lai, các nhà hoạch định chính sách không chỉ yêu cầu tăng tính minh bạch các thông tin cung cấp bởi các công ty niêm yết mà còn phải tạo môi trường tốt hơn cho các nhà phân tích. Hạn chế của nghiên cứu này là mẫu nghiên

cứ chỉ giới hạn trên phạm vi TTCK Việt Nam trong khoảng thời gian khá dài. Điều này dẫn tới việc cỡ mẫu dùng để nghiên cứu là tương đối nhỏ. Để khắc phục vấn

đề này, hướng nghiên cứu tiếp theo sẽ mở rộng phạm vi nghiên cứu, tăng cỡ mẫu hoặc rút ngắn giai đoạn nghiên cứu ■

Tài liệu tham khảo

- Alford, A., and P. Berger, 1999, *A simultaneous equation analysis of forecast accuracy, analyst following, and trading volume*, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 14, pp. 219–246.
- Bae, K., H. Tan, and M. Welker, 2008, *International GAAP differences: The impact on foreign analysts*, *The Accounting Review* 83, pp. 593–628.
- Barth, M. E., and A. P. Hutton, 2004, *Analyst earnings forecast revisions and the pricing of accruals*, *Review of Accounting Studies* 9, pp. 59–96.
- Botosan, C. A. (2006). *Disclosure and the cost of capital: what do we know?* *Accounting and business research*, 36 (sup1), 31–40.
- Botosan, C. A., & Plumlee, M. A. (2002). *A reexamination of disclosure level and expected cost of equity capital*. *Journal of Accounting Research*, 40, 21–40
- orenstein, L. V., Hedges, J. P.T., H. và Rothstein, H.R. (2009). *Introduction to Meta-Analysis*. John Wiley & Sons, Ltd. ISBN: 978-0-470-05724-7
- Bowen, R., Chen, X., and Cheng, Q., 2008, *Analyst coverage and the cost of raising equity capital: Evidence from underpricing of seasoned equity offerings*, *Contemporary Accounting Research*, 25 (3), pp. 657–700, *Research Collection School of Accountancy*
- Brennan, M., and A. Subrahmanyam, 1995, *Investment analysis and price formation in securities markets*, *Journal of Financial Economics* 38, pp. 361–381.
- Bushman, R. M., and A. J. Smith, 2001, *Financial accounting information and corporate governance*, *Journal of Accounting and Economics* 32, pp. 237–333.
- Cần Văn Lực, 2020. *Thị trường chứng khoán Việt Nam cần có tầm nhìn và hành động đúng để sớm nâng hạn*. *Tạp chí Tài chính*. Truy cập tại: <https://tapchitaichinh.vn/kinh-te-vi-mo/thi-truong-chung-khoan-viet-nam-can-co-tam-nhin-va-hanh-dong-dung-de-som-nang-hang-325748.html>
- Chan, K., and A. Hameed, 2006, *Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets*, *Journal of Financial Economics* 80, pp. 115–147.
- Chen, T., J. Harford, and C. Lin, 2015, *Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments*, *Journal of Financial Economics* 115, pp. 383–410.
- Fama, E., and French, K., 1992, *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, accessed at <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Frankel, R., S. P. Kothari, and J. Weber, 2006, *Determinants of the informativeness of analysts' research*, *Journal of Accounting and Economics* 41, pp. 29–45.
- Fu, Renhui & Kraft, Arthur & Zhang, Huai, 2012, *Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity*, *Journal of Accounting and Economics*, Elsevier, vol. 54(2), pp 132–149.
- Gleason, C. A., and C. M. Lee, 2003, *Analyst forecast revisions and market price discovery*, *The Accounting Review* 78, pp. 193–225.
- He, H., and Lin, Z., 2015, *Analyst Following, Information Environment and Value Relevance of Comprehensive Income: Evidence from China, Asia Pacific*, *Journal of Financial Studies* (44), pp 688–720
- He, W.P., Lepone, A. and Leung, H., 2013. *Information asymmetry and the cost of equity capital*. *International Review of Economics & Finance*, 27, pp.611–620.
- Hilary, G., and R. Shen, 2013, *The role of analysts in intra-industry information transfer*, *The Accounting Review* 88, pp. 1265–1287.
- Hong, H., and J. Kubik, 2003, *Analyzing the analysts: Career concerns and biased earnings forecast*, *Journal of Finance* 58, pp. 313–351.
- Hong, H., T. Lim, and J. Stein, 2000, *Bad news travels slowly: Size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies*, *Journal of Finance* 55, pp. 265–295.
- Lang, M.K., 2008, *Analyst Following, Information Asymmetry and Cost of Capital: A Discussion of Bowen, Chen and Cheng (2008)*, *Contemporary Accounting Review*.
- Kenneth R. French, 2021. Truy cập tại: <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>.
- Lang, M., K. Lins, and D. Miller, 2003, *ADRs, analysts, and accuracy: Does cross listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value?* *Journal of Accounting Research* 41, pp. 317–345.

- Lys, T., and S. Sohn, 1990, *The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security price changes*, *Journal of Accounting and Economics* 13, pp. 341–363.
- O'Brien, P., and R. Bhushan, 1990, *Analyst following and institutional ownership*, *Journal of Accounting Research* 28, pp. 55–76.
- Merton, R. C., 1987, *A simple model of capital market equilibrium with incomplete information*, *Journal of Finance* 42, pp. 483–510.
- Zhang, G. 2001. *Private information production, public disclosure, and the cost of capital: Theory and implications*. *Contemporary Accounting Research* 18 (2): 363–84.
- Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, 2021. *Quy mô thị trường*. Truy cập tại: http://www.ssc.gov.vn/ubck/faces/vi/vimenu/vipages_vithongtinthitruong/thongkettk;jsessionid=jQRDghYN1ljYvGb06Tcvc1QryLGjqYtLY2TQYlpDyIYJW2Tpv9!1648237570!419312669?_afLoop=5575584180000&_afWindowMode=0&_afWindowId=null#%40%3F_afWindowId%3Dnull%26_afLoop%3D5575584180000%26_afWindowMode%3D0%26_adf.ctrl-state%3D5i5fy2vgk_4
- Quyết định số 242/QĐ-TTg ngày 28/2/2019 của Thủ tướng Chính phủ phê duyệt đề án “Cơ cấu lại thị trường chứng khoán và thị trường bảo hiểm đến năm 2020 và định hướng đến năm 2025”.
- S&P Capital IQ, 2021, truy cập tại: <https://www.capitaliq.com/CIQDotNet/my/dashboard.aspx>

tiếp theo trang 39

management firms; (2) encourage the establishment of ETFs by, (2a) encouraging big brokerage firms to be proactive authorized participants in the primary market of ETFs to support the creation and liquidity of ETF certificates, (2b) offering favourable tax policy such as tax-exempt for ETF certificate redemption in the primary market as seen in international markets since these redemption trades are exclusively done by exchanging sets of assets, no cash involved; (3) assist end-investors with clarity on the specifics of exchange traded products to avoid exposure to the creditworthiness of the issuer of the underlying debt.

This paper, due to limited access to the internal database, has just tapped on the volatility of Vietnam's investment funds in aspects of NAV changes and divergence of fund shares' market price from their NAV along with fragmented data on fund flows. For the inherent features of funds with periodically varying capital inflows, outflows, and fund holdings, the assessment on investment funds' volatility could be remarkably stronger if a closer look at those aspects is taken with a wide range of higher frequency datasets (monthly,

daily). This, afterward, will provide considerably strong sources of proxies for the quantitative approach with event study and other econometric models to provide more objective evaluations. ■