

MÔ HÌNH ĐỊNH GIÁ TÀI SẢN VỚI NHÂN TỐ RỦI RO THÔNG TIN TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Việt Dũng

*Khoa Tài chính – Ngân hàng, Đại học Ngoại thương
Email: vd.nguyen@ftu.edu.vn*

Nguyễn Thị Ngọc Lan

*Khoa Tài chính – Ngân hàng, Đại học Ngoại thương
Email: lanngocfpt@yahoo.com*

Ngày nhận: 7/3/2016

Ngày nhận bản sửa: 24/8/2016

Ngày duyệt đăng: 25/9/2016

Tóm tắt:

Trên cơ sở các nghiên cứu trước đây về tác động của bất cân xứng thông tin đến lợi suất kỳ vọng, bài viết xây dựng và kiểm định một mô hình định giá tài sản với nhân tố rủi ro thông tin cho các cổ phiếu niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Mô hình được xây dựng theo cách tiếp cận danh mục mô phỏng nhân tố (Factor Mimicking Portfolio) của Fama & French (1992, 1993). Nhân tố rủi ro thông tin được xác định dựa trên đo lường trực tiếp mức độ bất cân xứng thông tin giữa doanh nghiệp và thị trường theo phương pháp của Botosan (1997). Kết quả cho thấy nhân tố rủi ro thông tin được đưa vào mô hình giải thích được biến động của lợi suất cổ phiếu phù hợp với lý thuyết. Bài viết cũng nêu bật hàm ý của kết quả này đối với các thành phần liên quan đến thị trường chứng khoán Việt Nam.

Từ khóa: bất cân xứng thông tin, lợi suất cổ phiếu, mô hình đa nhân tố.

Asset pricing model with information risk factor in Vietnam

Abstract:

This article builds and tests an asset pricing model with information risk factor for stocks listed in Ho Chi Minh City Stock Exchange. The model is built according to the Fama & French's (1992, 1993) approach of factor mimicking portfolio. Information risk factor is based on direct measurement of information asymmetry between firms and stock market using the Botosan's (1997) method. Results show that the information risk factor included in the model contributes to explain stock returns in line with the theory. The paper also highlights important implications of these results for different participants in the Vietnamese stock market.

Keywords: Information asymmetry; multifactor model; stock returns.

1. Giới thiệu

Các mô hình định giá tài sản giữ một vai trò quan trọng trong kinh tế học tài chính. Chúng cho phép ước tính mức lợi suất cân bằng của các tài sản tài chính (áp dụng rộng rãi cho cổ phiếu) dựa trên việc nhận dạng và đo lường các nhân tố rủi ro có tính hệ thống. Đối với các nhà đầu tư, một mô hình định giá tài sản có chất lượng là cơ sở để đưa ra quyết định và đánh giá hiệu quả đầu tư. Đối với các doanh nghiệp, nó cho phép xác định chi phí vốn huy động,

dự toán vốn, định giá công ty và đo lường mức độ tạo giá trị của doanh nghiệp. Đối với thị trường tài chính nói chung, nó góp phần làm tăng tính hiệu quả và do đó cải thiện chức năng phân bổ nguồn lực của thị trường. Thị trường hiệu quả khi lợi suất của các tài sản giao dịch trên đó phản ánh sát mức lợi suất cân bằng của chúng và để xác định được mức lợi suất cân bằng này, cần có một mô hình định giá tài sản chuẩn.

Chính vì tầm quan trọng của định giá tài sản nên

rất nhiều mô hình đã được đề xuất: mô hình định giá tài sản vốn (CAPM) dựa trên nhân tố rủi ro thị trường (Sharpe, 1964; Lintner, 1965), mô hình định giá kinh doanh chênh lệch (APT-Ross, 1976), mô hình 3 nhân tố Fama-French (1993), mô hình 4 nhân tố Carhart (1997) bổ sung yếu tố động lượng, mô hình Pastor-Stambaugh (2003) bổ sung nhân tố rủi ro thanh khoản... Tuy nhiên, kết quả kiểm chứng các mô hình này đều cho thấy còn một lượng biến động lợi suất tương đối lớn chưa được chúng giải thích hết. Do vậy, các nghiên cứu vẫn đang tiếp tục tìm các nhân tố rủi ro mới, góp thêm phần vào giải thích lợi suất để có thể có một mô hình định giá tài sản thực sự chất lượng. Lý luận cũng như thực tiễn đều cho thấy thông tin là một trong các cấu phần cơ bản trong sự vận hành của thị trường tài chính và bản thân thông tin cũng là nguyên nhân dẫn tới nhiều vấn đề khiến thị trường không thể hoạt động hiệu quả. Nói cách khác, không thể bỏ qua nhân tố rủi ro thông tin, nhất là trong điều kiện các thị trường mới như Việt Nam, nơi mà vấn đề kém minh bạch vẫn còn là một lực cản đáng kể cho sự phát triển của thị trường. Chính vì vậy, đưa nhân tố rủi ro thông tin vào mô hình định giá tài sản là một hướng nghiên cứu rất thích hợp và cần thiết. Rõ ràng đây là một loại rủi ro hệ thống, không thể đa dạng hóa do nhà đầu tư không thể có được nhiều hơn mức thông tin đầy đủ đối với mỗi tài sản tài chính.

Trên cơ sở các nghiên cứu trước đây về tác động của bất cân xứng thông tin đến lợi suất kỳ vọng, mục tiêu của bài viết là xây dựng và kiểm định một mô hình định giá tài sản với nhân tố rủi ro thông tin cho các cổ phiếu niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Mô hình được xây dựng theo cách tiếp cận danh mục mô phỏng nhân tố của Fama & French (1992, 1993) với nhân tố rủi ro thông tin được xác định dựa trên đo lường trực tiếp mức độ bất cân xứng thông tin giữa doanh nghiệp và thị trường.

Phần còn lại của bài viết được kết cấu như sau. Mục 2 trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu. Mục 3 mô tả các phương pháp nghiên cứu được áp dụng. Mục 4 phân tích và thảo luận kết quả. Kết luận và hàm ý chính sách được nêu trong mục 5.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

Các công trình nghiên cứu có liên quan có thể chia làm 2 nhóm, thể hiện các bước cần có để xây dựng một mô hình định giá tài sản có tính tới nhân tố rủi ro thông tin: i) nghiên cứu tác động của bất cân

xứng thông tin tới lợi suất và ii) đưa nhân tố rủi ro thông tin vào một mô hình định giá tài sản.

2.1. Tác động của bất cân xứng thông tin tới lợi suất

2.1.1. Các nghiên cứu lý thuyết

Lý thuyết về tác động của bất cân xứng thông tin đến lợi suất được tạo thành bởi ba dòng chính, liên quan lần lượt tới hiện tượng lựa chọn đối nghịch (adverse selection), rủi ro ước lượng (estimation risk) và cơ cấu thông tin đại chúng (public information)/thông tin riêng (private information).

- Lựa chọn đối nghịch:

Dòng nghiên cứu này được đại diện bởi Amihud & Mendelson (1986) và Diamond & Verrecchia (1991). Amihud & Mendelson (1986) cho thấy rằng lợi suất của những cổ phiếu mà mức chênh lệch giá bán – giá mua (bid-ask spreads) lớn sẽ cao hơn do các nhà đầu tư không có lợi thế về thông tin đòi hỏi sự bù đắp cho chi phí giao dịch cao liên quan đến bất lợi mà họ phải chịu. Do vậy, bằng cách công bố thông tin, doanh nghiệp có thể góp phần làm giảm thành phần lựa chọn đối nghịch trong mức chênh lệch giá và do đó hạ thấp chi phí huy động vốn của mình. Diamond & Verrecchia (1991) chứng minh rằng công bố thông tin sẽ hạn chế hiệu ứng giảm giá khi giao dịch do thanh khoản kém và do đó các nhà đầu tư sẽ có xu hướng giao dịch nhiều hơn. Điều này dẫn đến tăng cầu cổ phiếu làm giá tăng và do đó lợi suất kỳ vọng sẽ giảm.

- Rủi ro ước lượng:

Theo Barry & Brown (1985), nhà đầu tư ước lượng các tham số phân bố lợi suất cổ phiếu dựa trên các thông tin quá khứ hoặc các nguồn thông tin khác. Họ hình thành các phân bố kỳ vọng có hàm chứa bất định về các tham số thực. Bằng cách tăng cường chính sách thông tin, doanh nghiệp có thể giảm tính bất định, từ đó hạn chế rủi ro ước lượng không thể đa dạng hóa và do đó giảm lợi suất kỳ vọng.

- Cơ cấu thông tin đại chúng/thông tin riêng:

Dòng nghiên cứu này cho thấy bất cân xứng thông tin có thể có tác động gián tiếp đến lợi suất thông qua quá trình sản xuất thông tin riêng và có thể chia thành 2 nhánh. Nhánh thứ nhất phân tích mối quan hệ giữa công bố thông tin (thông tin đại chúng) và thông tin riêng. Kết quả các nghiên cứu thuộc nhánh này đưa đến các kết luận tương đối trái ngược nhau. Một số nghiên cứu cho thấy thông tin đại chúng và

thông tin riêng thay thế lẫn nhau, có nghĩa là công bố thông tin sẽ làm giảm xu hướng tự sản xuất thông tin riêng (Verrecchia, 1982; Diamond, 1985; Bushman, 1991; Kim & Verrecchia, 1994). Một số nghiên cứu khác kết luận rằng giữa hai loại thông tin này có mối quan hệ bổ sung: thông tin đại chúng có thể làm giảm tỷ lệ các nhà đầu tư có ưu thế thông tin nhưng lại làm cho ưu thế này của họ càng mạnh hơn những nhà đầu tư khác, tạo cho họ nhiều cơ hội để chuyển nó thành thông tin riêng hơn (Lundholm, 1991; Barron, Byard & Kim, 2002).

Nhánh thứ hai xem xét tác động của thông tin riêng đến lợi suất. Easley, Hvidkjaer & O'Hara (2002) cho thấy rằng sự tồn tại thông tin riêng có thể làm tăng lợi suất kỳ vọng. Tuy nhiên, sự gia tăng này sẽ giảm đi khi thông tin riêng dần trở thành thông tin đại chúng. Một kết luận quan trọng từ mô hình của Easley, Hvidkjaer & O'Hara (2002) là trong hai cổ phiếu mà các điểm khác tương đồng, cổ phiếu nào mà thông tin riêng nhiều hơn thông tin đại chúng thì sẽ có lợi suất kỳ vọng cao hơn. Easley & O'Hara (2004) đề xuất mô hình lý thuyết đáng chú ý về tác động của cơ cấu thông tin đại chúng/thông tin riêng, số lượng và chất lượng của mỗi loại thông tin đến lợi suất kỳ vọng. Kết quả của mô hình cho thấy: i) lợi suất kỳ vọng phụ thuộc cơ cấu thông tin của từng cổ phiếu: nhà đầu tư kỳ vọng lợi suất cao hơn đối với những cổ phiếu với nhiều thông tin riêng hơn; ii) mức độ phân tán thông tin riêng càng cao thì lợi suất kỳ vọng càng giảm và iii) lợi suất kỳ vọng tỷ lệ nghịch với mức độ chính xác của thông tin. Nghiên cứu này chỉ ra rằng doanh nghiệp có thể giảm chi phí huy động vốn cổ phần bằng cách chủ động tăng cường công bố thông tin cả về chất và lượng.

2.1.2. Các nghiên cứu kiểm chứng

Các mô hình lý thuyết nói trên đã tạo động lực cho nhiều nghiên cứu thực nghiệm. Botosan (1997) kiểm chứng trực tiếp tác động này cho các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Mỹ. Kết quả cho thấy, đối với những công ty được ít nhân viên phân tích đầu tư theo dõi, có một mối liên hệ tỷ lệ nghịch tương đối mạnh giữa mức độ công bố thông tin và lợi suất kỳ vọng. Botosan & Plumlee (2002) mở rộng nghiên cứu của Botosan (1997) để xét tác động của công bố thông tin đến lợi suất kỳ vọng cho một mẫu lớn hơn và với nhiều loại thông tin hơn. Kết quả của Botosan (1997) được xác nhận: công bố thông tin thông qua báo cáo thường niên dẫn đến giảm lợi suất kỳ vọng.

Easley, Hvidkjaer & O'Hara (2002) kiểm chứng mối liên hệ giữa thông tin riêng và lợi suất. Các tác giả nhận thấy xác suất giao dịch dựa trên thông tin riêng (PIN: Probability of informed trading) có mối liên hệ tỷ lệ thuận rất mạnh với lợi suất, chứng tỏ các công ty niêm yết với nhiều thông tin riêng hơn sẽ phải chịu chi phí vốn cổ phần cao hơn. Botosan, Plumlee & Xie (2004) phân tích tác động của chất lượng hai loại thông tin đại chúng và thông tin riêng đến lợi suất kỳ vọng. Các tác giả xác định độ chính xác (đại diện cho chất lượng) của hai loại thông tin trên cơ sở mô hình lý thuyết của Barron, Kim, Lim & Stevens (1998). Kiểm định cho thấy thông tin riêng có độ chính xác càng cao thì lợi suất kỳ vọng càng lớn.

Như vậy, nói chung các nghiên cứu trong nhóm thứ nhất cho thấy bất cân xứng thông tin có tác động đến lợi suất. Rủi ro mà các nhà đầu tư ít thông tin phải chịu là cơ sở chính giải thích cho tác động này và đây được coi là một loại rủi ro có hệ thống, không thể giảm thiểu bằng cách đa dạng hóa đầu tư. Như vậy đây là tiền đề để xây dựng một mô hình định giá tài sản có tính tới nhân tố rủi ro thông tin.

2.2. Xây dựng mô hình định giá tài sản với nhân tố rủi ro thông tin

Theo chúng tôi được biết, về mô hình định giá tài sản có nhân tố rủi ro thông tin, hiện mới chỉ có nghiên cứu của Easley, Hvidkjaer & O'Hara (2010). Nghiên cứu này phân tích nhân tố rủi ro thông tin dựa trên biến PIN (đã đề cập ở trên). Lợi suất bù rủi ro thông tin được xác định dựa trên việc sắp xếp và xác định chênh lệch lợi suất của các danh mục có mức độ PIN cao và thấp, theo cách tiếp cận của Fama & French (1993). Sau đó các tác giả sử dụng nhân tố rủi ro thông tin này cùng với 6 nhân tố khác (3 nhân tố Fama-French, nhân tố động lượng, 2 nhân tố thanh khoản của Amihud (2002) và Pastor-Stambaugh (2003) để xây dựng mô hình định giá tài sản. Nghiên cứu cho thấy, đối với các công ty lớn, nhân tố rủi ro thông tin cùng với các nhân tố thanh khoản góp phần giải thích thêm được biến động lợi suất so với 3 nhân tố Fama & French (1993) và nhân tố động lượng của Carhart (1997). Tuy nhiên, có 3 vấn đề cần lưu ý đối với mô hình này:

- Một số nghiên cứu cho thấy biến PIN được Easley, Hvidkjaer & O'Hara (2010) sử dụng phản ánh vấn đề thanh khoản nhiều hơn là rủi ro thông tin (Duarte & Young, 2009) hoặc không thấy mối liên hệ giữa PIN và lợi suất khi áp dụng vào phạm

vi không gian và thời gian khác (Mohanram & Rajgopal, 2009).

- Ngay trong nghiên cứu này, nhân tố rủi ro thông tin dựa trên biến PIN chủ yếu góp phần giải thích biến động lợi suất của các công ty lớn chứ không có ý nghĩa với các công ty nhỏ. Nếu so sánh với Mỹ, quy mô của các doanh nghiệp tại các quốc gia có thị trường tài chính mới như Việt Nam nhỏ hơn nhiều.

- Biến PIN được phát triển dựa trên dữ liệu vi cấu trúc của các thị trường chứng khoán phát triển nên rất khó áp dụng ở các thị trường mới như Việt Nam.

Trong nghiên cứu này, chúng tôi xem xét nhân tố rủi ro thông tin để đưa vào mô hình định giá tài sản trong bối cảnh Việt Nam dựa trên đo lường trực tiếp mức độ công bố thông tin của các công ty niêm yết thay vì sử dụng biến PIN. Những công ty công bố thông tin ít được coi là có mức độ bất cân xứng thông tin cao và các nhà đầu tư sẽ phải chịu nhiều rủi ro (thông tin), do đó yêu cầu mức lợi suất lớn hơn.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

3.1.1. Đo lường mức độ công bố thông tin

Ở đây, đo lường được thực hiện dựa trên cách tiếp cận của Botosan (1997). Tác giả xây dựng chỉ số công bố thông tin trên cơ sở phân tích báo cáo thường niên của các công ty niêm yết. Tuy báo cáo thường niên chỉ là một trong số các kênh dẫn thông tin của doanh nghiệp, các nghiên cứu cũng như thực tiễn cho thấy đây là kênh quan trọng. Chẳng hạn, Knutson (1992) khẳng định rằng báo cáo thường niên là nguồn thông tin được giới phân tích đầu tư sử dụng nhiều nhất khi phân tích một công ty và bất kỳ một loại báo cáo tài chính nào khác cũng chỉ là bổ trợ cho nó. Lang & Lundholm (1993) nhận thấy mức độ công bố thông tin qua báo cáo thường niên tương quan mạnh với mức độ thông tin qua các phương tiện khác. Botosan (1997) lựa chọn các nội dung khác nhau trong báo cáo thường niên để xây dựng chỉ số dựa trên các kết quả của nghiên cứu về thông tin doanh nghiệp do Viện kế toán viên công chứng Hoa Kỳ tiến hành năm 1994, của điều tra nhu cầu thông tin của nhà đầu tư được thực hiện bởi SRI International (1987) và nghiên cứu về báo cáo thường niên của Viện kế toán viên công chứng Canada.

Nội dung chỉ số do Botosan (1997) đề xuất gồm 5 loại thông tin được công ty niêm yết cung cấp trong báo cáo thường niên mà nhà đầu tư coi là hữu ích

trong việc ra quyết định: thông tin cơ bản, tóm tắt kết quả quá khứ, các chỉ tiêu phi tài chính chủ yếu, thông tin dự báo và báo cáo phân tích của lãnh đạo công ty. Trong nghiên cứu này, cách cho điểm dựa trên nghiên cứu của Botosan nhưng có được làm cho phù hợp với điều kiện Việt Nam.

3.1.2. Phương pháp xây dựng danh mục mô phỏng nhân tố

Việc ước tính một mô hình định giá tài sản được thực hiện trên cơ sở xem xét mối quan hệ giữa lợi suất tài sản và lợi suất gắn liền với các nhân tố rủi ro. Tuy nhiên, thực tế nghiên cứu cho thấy có nhiều nhân tố tiềm ẩn không thể quan sát trực tiếp được. Trong trường hợp này, một cách tiếp cận được sử dụng phổ biến là xây dựng danh mục mô phỏng nhân tố. Danh mục mô phỏng nhân tố là danh mục tài sản đại diện cho biến động của một nhân tố rủi ro (tiềm ẩn). Về mặt lý thuyết, hệ số beta của danh mục mô phỏng một nhân tố đối với nhân tố đó là 1 và đối với các nhân tố khác là 0. Có một số phương pháp xây dựng danh mục mô phỏng nhân tố. Bài viết sử dụng phương pháp của Fama & French (1993). Mô hình định giá tài sản với nhân tố rủi ro thông tin có dạng như sau:

$$E(R_i) = R_f + b_i[E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML) + m_i E(UMI) \quad (1)$$

Trong đó:

$E(R_i)$: lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu i .

R_f : lãi suất phi rủi ro.

$E(R_M)$: lợi suất kỳ vọng của danh mục thị trường.

$E(SMB)$: lợi suất kỳ vọng của danh mục mô phỏng nhân tố quy mô (size) được ước tính bằng trung bình quá khứ của chênh lệch lợi suất giữa danh mục quy mô nhỏ và danh mục quy mô lớn.

$E(HML)$: lợi suất kỳ vọng của danh mục mô phỏng nhân tố giá trị sổ sách/giá trị thị trường (book-to-market) được ước tính bằng trung bình quá khứ của chênh lệch lợi suất giữa danh mục có tỷ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường cao và danh mục có tỷ số thấp.

$E(UMI)$: lợi suất kỳ vọng của danh mục mô phỏng nhân tố rủi ro thông tin được ước tính bằng trung bình quá khứ của chênh lệch lợi suất giữa danh mục cổ phiếu công bố ít thông tin và danh mục công bố nhiều thông tin.

b_i , s_i , h_i và m_i : các hệ số thể hiện độ nhạy của lợi suất cổ phiếu đối với biến động của các nhân tố tương ứng trong mô hình. Các hệ số này được ước

tính bằng phương trình hồi quy sau:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4UMI_t + u_{it} \quad (2)$$

Xác định SMB (Small Minus Big): mẫu cổ phiếu được chia thành hai danh mục B (Big) và S (Small) bằng nhau dựa trên trung vị của thị giá vốn hóa. B là danh mục cổ phiếu quy mô lớn và S là danh mục quy mô nhỏ. Sau đó mẫu được chia thành 3 danh mục H, M và L bằng nhau dựa trên tam phân vị của tỷ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường (book-to-market), lần lượt là các danh mục có tỷ số book-to-market cao, trung bình và thấp. Từ 2 cách chia này, xác định được 6 danh mục giao: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M và B/H.

$$SMB_t = \frac{[r(S/L)_t + r(S/M)_t + r(S/H)_t] - [r(B/L)_t + r(B/M)_t + r(B/H)_t]}{3}$$

Trong đó: $r(S/L)_t$ là lợi suất của danh mục S/L cho thời kỳ t

Xác định HML (High Minus Low): mẫu cổ phiếu được chia thành hai danh mục B và S bằng nhau dựa trên trung vị của thị giá vốn hóa. Sau đó mẫu được chia thành 2 danh mục H và L bằng nhau dựa trên trung vị của tỷ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường. Từ đó xác định 4 danh mục giao: S/H, B/H, S/L và B/L.

$$HML_t = \frac{[r(S/H)_t + r(B/H)_t] - [r(S/L)_t + r(B/L)_t]}{2}$$

Xác định UMI (Uninformed Minus Informed): mẫu cổ phiếu được chia thành hai danh mục B và S bằng nhau dựa trên trung vị của thị giá vốn hóa. Sau đó mẫu được chia thành 2 danh mục U và I bằng nhau dựa trên trung vị của chỉ số công bố thông tin theo phương pháp của Botosan được áp dụng cho Việt Nam (xem mục 3.1.1). U là danh mục có chỉ số công bố thông tin thấp và I là danh mục cao. Từ đó xác định 4 danh mục giao: S/U, B/U, S/I và B/I.

$$HML_t = \frac{[r(S/U)_t + r(B/U)_t] - [r(S/I)_t + r(B/I)_t]}{2}$$

3.2. Mẫu và dữ liệu

Mô hình định giá tài sản được xây dựng và kiểm định cho các cổ phiếu niêm yết trên Sở GDCK TP.HCM. Để có số lượng cổ phiếu đủ lớn cho việc áp dụng phương pháp danh mục mô phỏng nhân tố, phạm vi thời gian của nghiên cứu là từ 2007 đến 2014. Để xác định các lợi suất bù rủi ro SMB, HML và UMI, vào thời điểm 30 tháng 6 hàng năm, các

danh mục được hình thành như mô tả trong mục 3.1.2. trên đây. Quy mô được đo lường bằng thị giá vốn hóa của doanh nghiệp (giá cổ phiếu nhân số lượng cổ phiếu lưu hành). Tỷ số giá trị sổ sách/giá trị thị trường được xác định bằng cách lấy giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu chia cho thị giá vốn hóa. Chỉ số công bố thông tin dùng để ước tính UMI được xác định dựa trên báo cáo thường niên của doanh nghiệp. Thời điểm để tính thị giá vốn hóa, giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu và xét báo cáo thường niên của công ty là kết thúc năm tài chính liền kề trước 30 tháng 6 hàng năm. Giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu, số lượng cổ phiếu lưu hành được lấy từ cơ sở dữ liệu StoxPro. Giá cổ phiếu, chỉ số VNIndex được trích xuất từ cơ sở dữ liệu FPT. Báo cáo thường niên được tải trực tiếp từ website của Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và của các công ty niêm yết.

Để xác định xem danh mục mô phỏng UMI có mối liên hệ với lợi suất cổ phiếu liên quan đến nhân tố rủi ro thông tin không, mẫu được chia thành 9 danh mục dựa trên quy mô và chỉ số công bố thông tin¹. Cụ thể, vào thời điểm 30 tháng 6 hàng năm, từ 2007 đến 2014, trước hết, mẫu cổ phiếu được chia thành 3 danh mục bằng nhau dựa trên tam phân vị của thị giá vốn hóa. Sau đó mẫu được chia thành 3 danh mục bằng nhau dựa trên tam phân vị của chỉ số công bố thông tin. Từ đó xác định 9 danh mục giao: S/U, S/M, S/I, M/U, M/M, M/I, B/U, B/M và B/I. Lợi suất của các danh mục này được xác định theo tháng (từ 7/2007 đến 7/2015 – 97 quan sát) là biến phụ thuộc trong mô hình. Trọng số của mỗi cổ phiếu trong danh mục được xác định dựa trên thị giá vốn hóa (value-weighted).

4. Kết quả và thảo luận

Phương trình hồi quy (2) được ước lượng với 9 biến phụ thuộc khác nhau là lợi suất bù rủi ro của 9 danh mục nêu trên. Các kiểm định sau đó cho thấy các mô hình hồi quy không vi phạm các giả thiết liên quan đến phân bố chuẩn của phần dư, đa cộng tuyến và hiện tượng phương sai không đồng nhất. Kết quả được tóm tắt trong Bảng 1.

Về nhân tố thị trường, hệ số beta của tất cả các danh mục đều dương và có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1% (trừ danh mục B/U xấp xỉ 1%). Kết quả cho thấy nếu so sánh với các nhân tố khác thì nhân tố thị trường vẫn giữ một vài trò tương đối quan trọng.

Đối với nhân tố quy mô, gần như toàn bộ hệ số hồi quy đều dương (trừ danh mục S/M). 7 trong số

Bảng 1: Kết quả ước lượng các mô hình

		Nhân tố rủi ro thông tin					
		U		M		I	
		B					
Nhân tố quy mô	S	0.3545***	0.6697***	0.2895***	3.3042	4.3434	3.8605
	M	0.4297***	0.4111***	0.2854***	4.2417	4.4147	3.3042
	B	0.2719**	0.2138***	0.4385***	2.2793	5.2865	5.575
	S				t(b)		
	S	0.0577	-0.1473**	0.2233*	0.3013	-2.0396	1.6908
	M	0.3584*	0.0243	0.4565***	1.9818	0.0882	3.4100
	B	0.5319**	1.0639***	0.9377**	2.4981	6.4008	2.3013
	h				t(s)		
	S	0.3682***	0.8384***	-0.2097***	3.5295	5.5937	-2.8764
	M	0.1036	-0.4716***	-0.4353***	1.0519	-5.2097	3.5295
	B	-0.3609***	0.0200	-0.1961**	-3.1127	0.5087	-2.5643
	m				t(h)		
	S	0.3029**	0.1823**	0.1691*	2.4527	2.0274	1.9599
	M	0.3453***	0.0731	0.2414**	2.9613	0.6818	2.4527
	B	0.3502**	0.3290***	0.0831*	2.5515	7.0679	1.9186

Chú thích: t(...): thống kê t tương ứng với các hệ số hồi quy b (nhân tố thị trường), s (nhân tố quy mô), h (nhân tố giá trị sổ sách/giá trị thị trường và m (nhân tố rủi ro thông tin)

***, ** và *: lần lượt là các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%

9 hệ số có ý nghĩa thống kê ở mức 10% và 5 trên 9 hệ số có ý nghĩa ở mức 5%. Như vậy, nói chung nhân tố quy mô góp phần vào giải thích biến động lợi suất cổ phiếu. Tuy nhiên, quan sát biến động của hệ số hồi quy theo danh mục có thể thấy, nếu cố định nhân tố rủi ro thông tin, hệ số tăng dần khi chuyển từ danh mục quy mô nhỏ sang lớn. Có nghĩa là quy mô càng lớn thì nhân tố này làm cho lợi suất càng cao. Kết quả như vậy trái với đa phần những nghiên cứu trước đây trên các thị trường phát triển theo đó quy mô doanh nghiệp có mối quan hệ nghịch biến với lợi suất. Một trong những nguyên nhân của kết quả này có thể liên quan đến hiện tượng định giá sai tương đối phổ biến trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Quy mô lớn hơn có thể làm giảm rủi ro, dẫn tới lợi suất kỳ vọng cân bằng giảm. Tuy nhiên, vào một thời điểm nào đó, nếu các công ty lớn bị định giá thấp với mức độ lớn hơn các công ty nhỏ thì có thể lợi suất kỳ vọng của các công ty lớn sẽ cao. Nếu hiện tượng định giá thấp này mạnh hơn hiệu ứng giảm rủi ro do quy mô tăng thì hoàn toàn có thể có

mối quan hệ đồng biến giữa quy mô công ty và lợi suất. Nhiều năm trở lại đây, thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn ở mức tương đối thấp và rất nhiều thời điểm cổ phiếu được coi là bị định giá thấp, nhất là cổ phiếu của các công ty lớn.

Nhân tố liên quan đến giá trị sổ sách/giá trị thị trường có các hệ số hồi quy có mức ý nghĩa thống kê tương đối cao. Tuy nhiên, sự không đồng nhất về dấu (chiều tác động) cho thấy vai trò của nhân tố này trong định giá tài sản tại Việt Nam không rõ ràng. Cần có nghiên cứu sâu hơn để kết luận.

Trọng tâm của nghiên cứu này là nhân tố rủi ro thông tin. Kết quả liên quan trong Bảng 1 cho thấy tác động của nhân tố này đến lợi suất khá rõ ràng. 8 trong số 9 hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức 10% và 6 trên 9 hệ số có ý nghĩa ở mức 5%. Các hệ số có ý nghĩa đều mang dấu dương chứng tỏ cổ phiếu với rủi ro thông tin lớn hơn sẽ có lợi suất cao hơn. Điều này càng được khẳng định qua xem xét biến động các hệ số m theo danh mục được thể hiện riêng trong Bảng 2. Nếu cố định quy mô, danh mục

Bảng 2: Hệ số của UMI cho 9 danh mục đầu tư

	U	M	I
S	0.3029**	0.1823**	0.1691*
M	0.3453***	0.0731	0.2414**
B	0.3502**	0.3290***	0.0831*

Chú thích: ***, ** và *: lần lượt là các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%

có mức độ bất cân xứng thông tin càng lớn thì hệ số m càng cao (trừ danh mục M/M, cũng là danh mục duy nhất mà hệ số hồi quy không có ý nghĩa thống kê ở mức 10%). Trong mô hình định giá tài sản, nếu UMI giữ vai trò là lợi suất bù rủi ro thông tin cho một đơn vị rủi ro thì m thể hiện lượng rủi ro thông tin. Trong nghiên cứu này, chỉ số công bố thông tin theo phương pháp Botosan (1997) được sử dụng để đo lường rủi ro thông tin. Doanh nghiệp nào với chỉ số công bố thông tin thấp (công bố ít thông tin) sẽ có rủi ro thông tin cao hơn. Việc các hệ số m đều dương và tăng dần từ danh mục có rủi ro thông tin ít sang danh mục có rủi ro thông tin cao cùng góp phần vào cho thấy rõ ràng là nhân tố rủi ro thông tin như được thể hiện trong nghiên cứu này có tác động đến lợi suất cổ phiếu một cách phù hợp với lý thuyết.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Khi việc tìm kiếm các nhân tố mới giải thích lợi suất vẫn đang còn thu hút được rất nhiều sự quan tâm của giới học giả và những người làm thực tiễn trong lĩnh vực tài chính, rủi ro thông tin xuất hiện như một ứng cử viên thực sự tiềm năng. Nghiên cứu này cho thấy, trên cơ sở các nghiên cứu trước đây về tác động của bất cân xứng thông tin đến lợi suất kỳ vọng và với một thước đo trực tiếp mức độ bất cân xứng thông tin giữa doanh nghiệp phát hành và thị trường, có thể xây dựng được một mô hình định giá tài sản với nhân tố rủi ro thông tin. Kết quả cũng cho thấy, nhân tố rủi ro thông tin được đưa vào mô hình giải thích được biến động của lợi suất cổ phiếu phù hợp với lý thuyết.

Kết quả này có nhiều hàm ý đối với các thành phần tham gia thị trường chứng khoán ở nước ta. Đối với các nhà đầu tư, họ cần tính tới mức bù rủi ro thông tin khi xác định lợi suất kỳ vọng cho chiến lược đầu tư của mình. Rõ ràng đây là một loại rủi ro không thể đa dạng hóa do nhà đầu tư không thể có

được nhiều hơn mức thông tin đầy đủ đối với mỗi cổ phiếu. Do vậy, không thể san lấp phần thông tin thiếu hụt của các cổ phiếu khác và rủi ro hệ thống này cần được bù đắp để đảm bảo thị trường vận hành tốt.

Đối với các doanh nghiệp, họ thường không có động cơ trong việc tăng cường công bố thông tin do chỉ nhìn nhận được các khía cạnh bất lợi khi làm điều này. Đa số các trường hợp không tự giác thực hiện nghĩa vụ công bố thông tin kịp thời và trung thực là do tâm lý “phòng thủ” của doanh nghiệp đối với các cơ quan quản lý Nhà nước (thuế vụ, quản lý thị trường...) và do e ngại mất lợi thế so với các đối thủ cạnh tranh nếu minh bạch hóa thông tin. Tuy nhiên, việc rủi ro thông tin tác động tới lợi suất kỳ vọng của cổ phiếu (chi phí vốn cổ phần) sẽ giúp các doanh nghiệp nhìn nhận được lợi ích thực sự của việc tăng cường công bố thông tin cho chính họ. Nếu công ty không minh bạch về thông tin, nhà đầu tư sẽ bù đắp rủi ro này bằng cách yêu cầu lợi suất cao hơn. Điều này làm tăng chi phí vốn cổ phần của công ty, tức là công ty sẽ huy động được ít vốn hơn.

Đối với các cấp quản lý, mục tiêu lâu dài là hướng thị trường tới trạng thái hoạt động hiệu quả. Tuy nhiên, nếu thông tin không minh bạch, các nhà đầu tư không có lợi thế thông tin sẽ gia tăng lợi suất yêu cầu khi giao dịch với những nhà đầu tư khác mà họ cho rằng có lợi thế về thông tin. Điều này làm cho cung khó gặp cầu hơn và chi phí giao dịch tăng, đồng nghĩa với trạng thái hiệu quả không thể đạt được. Như vậy, các cấp quản lý thấy rõ được vai trò của mình trong việc cải thiện minh bạch thông tin trong đó có nhiệm vụ quan trọng là thúc đẩy các công ty niêm yết công bố thông tin đầy đủ, kịp thời và chính xác hơn.

Ghi chú:

1. Do số lượng cổ phiếu trong mẫu không nhiều, bài viết sử dụng 9 danh mục thay vì 25 như trong Fama & French (1993).

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong Đề tài mã số II2.3-2013.24

Tài liệu tham khảo

- Amihud Y. & Mendelson H. (1986), 'Asset Pricing and the Bid-Ask Spreads', *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- Amihud, Y. (2002), 'Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects', *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.

- Barron O. E., Byard D. & Kim O. (2002), 'Changes in Analysts' Information around Earnings Announcements', *Accounting Review*, 77(4), 821-846.
- Barron O. E., Kim O., Lim S. C. & Stevens D. E. (1998), 'Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment', *Accounting Review*, 73(4), 421-433.
- Barry C. B. & Brown S. J. (1985), 'Differential information and security market equilibrium', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 407-422.
- Botosan C. A. & Plumlee M. A. (2002), 'A re-examination of disclosure level and expected cost of capital', *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21-40.
- Botosan C. A. (1997), 'Disclosure level and the cost of equity capital', *Accounting Review*, 72(3), 323-350.
- Botosan C. A., Plumlee M. A. & Xie Y. (2004), 'The Role of Information Precision in Determining the Cost of Equity Capital', *Review of Accounting Studies*, 9(2-3), 233-259.
- Bushman R. M. (1991), 'Public Disclosure and the Structure of Private Information Markets', *Journal of Accounting Research*, 29(2), 261-276.
- Carhart, M. M. (1997), 'On persistence in mutual fund performance', *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Diamond D. & Verrecchia R. (1991), 'Disclosure, liquidity, and the cost of capital', *Journal of Finance*, 66, 1325-1355.
- Diamond D. (1985), 'Optimal Release of Information By Firms', *Journal of Finance*, 40(4), 1071-1094.
- Duarte, J. & Young, L. (2009), 'Why is PIN priced?', *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138.
- Easley D. & O'Hara M. (2004), 'Information and the Cost of Capital', *Journal of Finance*, 59(4), 1553-1583.
- Easley D., Hvidkjaer S. & O'Hara M. (2002), 'Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?', *Journal of Finance*, 57(5), 2185-2121.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2010), 'Factoring information into returns', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), 293.
- Fama E. F. & French K. R. (1992), 'The cross-section of expected returns', *Journal of Finance*, 47(2), 427-466.
- Fama E. F. & French K. R. (1993), 'Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds', *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Kim O. & Verrecchia R. (1994), 'Market liquidity and volume around earnings announcements', *Journal of Accounting and Economics*, 17, 41-68.
- Knutson (1992), *Financial reporting in the 1990's and beyond*, AIMR, New York.
- Lakonishok J. (1993), 'Is beta dead or alive?', *The CAPM controversy: Policy and strategy implications for investment management*, AIMR, New York, NY.
- Lang M. & Lundholm, R. (1993), 'Cross-sectional determinants of analysts ratings of corporate disclosures', *Journal of Accounting Research*, 31, 246-271.
- Lintner, J. (1965), 'The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets', *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Lundholm, R.J. (1991), 'Public Signals and the Equilibrium Allocation of Private Information', *Journal of Accounting Research*, 29(2), 322-349.
- Mohanram, P. & Rajgopal, S. (2009), 'Is PIN priced risk?', *Journal of Accounting and Economics*, 47(3), 226-243.
- Pastor, L. & Stambaugh R. F. (2003), 'Liquidity Risk and Expected Stock Return', *Journal of Political Economy*, 111, 642-685.
- Ross, S. A. (1976), 'The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing', *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Sharpe, W.F. (1964), 'Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk', *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- SRI International (1987), *Investor information needs and the annual report*, FERF, Morristown, NJ.
- Verrecchia R. (1982), 'Information Acquisition in a Noisy Rational Expectations Economy', *Econometrica*, 50(6), 1415-1430.