

# TÁC ĐỘNG CỦA BẤT CÂN XỨNG THÔNG TIN ĐẾN CHI PHÍ VỐN CỔ PHẦN CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Việt Dũng\*, Nguyễn Thị Thu Huyền\*\*

Ngày nhận: 20/01/2016  
Ngày nhận bản sửa: 11/02/2016  
Ngày duyệt đăng: 25/4/2016

## Tóm tắt:

Sử dụng phương pháp phân tích nhân tố để phản ánh bất cân xứng thông tin một cách tổng hợp hơn, nghiên cứu này cho thấy tăng cường công bố thông tin đồng thời cả về mặt lượng và chất giúp doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam giảm được chi phí huy động vốn cổ phần. Kết quả này được nhìn nhận như một động lực giúp doanh nghiệp công bố nhiều thông tin hơn, góp phần cải thiện hiệu quả của các giải pháp minh bạch hóa trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

**Từ khóa:** công bố thông tin, chi phí vốn cổ phần ẩn, phân tích nhân tố

## Effect of information asymmetry on cost of equity capital of listed firms in Vietnam

### Abstract:

Using factor analysis to reflect asymmetric information in a more comprehensive manner, this study finds that enhancing information disclosure, both in terms of quantity and quality, can help listed companies in Vietnam to decrease their cost of raising equity capital. This result can be seen as an important motivation for firms to disclose more information, making improvements to the efficiency of transparency solutions to Vietnamese financial markets.

**Keywords:** Information disclosure; implied cost of equity capital; factor analysis.

## 1. Giới thiệu

Vai trò của thông tin đối với sự vận hành hiệu quả của thị trường đã được biết đến từ lâu. Akerlof (1970) cho thấy bất cân xứng thông tin có thể làm thị trường dần biến mất. Đối với thị trường chứng khoán, thông tin thiếu minh bạch là nguyên nhân chủ yếu làm cho quá trình phân bổ nguồn lực cho nền kinh tế không đạt trạng thái tối ưu, vốn không đến được với những địa chỉ đầu tư hiệu quả nhất. Một trong những cơ chế quan trọng của hiện tượng này là việc mức độ công bố thông tin thấp của doanh nghiệp khiến người đầu tư yêu cầu mức lợi suất cao hơn để bù đắp rủi ro mà họ phải chịu, làm tăng chi phí vốn của công ty. Do vậy, dù có khả năng sinh lời cao, những công ty thiếu minh bạch thông tin thường khó huy động vốn hoặc huy động vốn với chi phí cao, làm giảm hiệu quả kinh doanh.

Ở Việt Nam, sau hơn 15 năm thị trường chứng

khoán chính thức đi vào hoạt động, đã có nhiều giải pháp được đưa ra nhằm tăng cường minh bạch thông tin. Tuy nhiên, hiệu quả của chúng còn ở mức tương đối thấp. Nguyên nhân chính nằm ở chỗ các doanh nghiệp chưa được tạo động lực để công bố thông tin. Họ chủ yếu chỉ thấy các tác động tiêu cực của hành vi này liên quan tới lợi thế cạnh tranh, nghĩa vụ tài chính với Nhà nước... chứ chưa nhận thức được mặt tích cực của nó. Chính vì vậy, việc đưa ra được minh chứng về tác động tích cực của công bố thông tin đối với các doanh nghiệp phát hành sẽ góp phần cải thiện đáng kể hiệu quả của các giải pháp minh bạch hóa trên thị trường chứng khoán.

Câu hỏi mà bài viết tìm cách trả lời là: công bố nhiều thông tin hơn có giúp các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam giảm được chi phí vốn cổ phần? Rõ ràng nếu câu trả lời là có thì đây sẽ là một động lực đáng kể thúc đẩy các doanh nghiệp công bố thông tin một cách minh bạch hơn. Để trả lời được câu hỏi

này, bài viết sử dụng dữ liệu của các công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Phân tích nhân tố được áp dụng để phân ánh bát cân xứng thông tin một cách tổng hợp hơn và mô hình lợi nhuận thặng dư (RIM) để đo lường chi phí vốn cổ phần của doanh nghiệp. Tác động của công bố thông tin và các yếu tố khác đến chi phí vốn cổ phần được kiểm chứng bằng một mô hình kinh tế lượng với dữ liệu chéo.

## 2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

Ảnh hưởng của bát cân xứng thông tin đến chi phí vốn nói chung (lợi suất yêu cầu) có cơ sở lý thuyết là mối quan hệ cơ bản trong kinh tế học tài chính: lợi suất/rủi ro. Bát cân xứng thông tin tác động làm tăng rủi ro và do đó nhà đầu tư yêu cầu lợi suất cao hơn, tức chi phí huy động vốn của doanh nghiệp tăng. Bát cân xứng thông tin làm tăng rủi ro thông qua 3 hiện tượng: lựa chọn đối nghịch, độ chính xác của các ước lượng tham số phân bổ lợi suất và hiện tượng sản xuất thông tin riêng (so với thông tin đại chúng) trên thị trường tài chính.

#### 2.1.1. Lựa chọn đối nghịch

Dòng nghiên cứu này có đại diện là Amihud & Mendelson (1986). Amihud & Mendelson (1986) cho thấy rằng chi phí vốn cổ phần của những công ty có 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 bát 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.

#### 2.1.2. Rủi ro ước lượng

Dòng nghiên cứu do Barry & Brown (1985) đại diện. Các tác giả lập luận rằng tăng cường chính sách thông tin có thể làm giảm chi phí vốn cổ phần thông qua việc hạn chế rủi ro ước lượng không thể đa dạng hóa. Nhà đầu tư được coi là ước lượng các tham số phân bổ lợi suất hoặc dòng tiền của các cổ phiếu họ quan tâm hoặc sở hữu dựa trên các thông tin quá khứ hoặc các nguồn thông tin khác. Họ hình thành các phân bổ kỳ vọng có hàm chứa bất định về các tham số thực. Barry & Brown (1985) chứng minh rằng rủi ro ước lượng không thể giảm thiểu bằng cách đa dạng hóa và không được tính tới trong các mô hình định giá tài sản truyền thống như CAPM.

#### 2.1.3. Cơ cấu thông tin đại chúng/thông tin riêng

Thông tin có thể có tác động gián tiếp đến chi phí vốn cổ phần thông qua quá trình sản xuất thông tin riêng. Dòng nghiên cứu này 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 (informed investors) 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 & cộng sự, 2002).

Nhánh thứ hai xem xét tác động của thông tin riêng đến chi phí vốn cổ phần. Easley & cộng sự (2002) chứng minh rằng sự tồn tại thông tin riêng có thể làm tăng lợi suất yêu cầu. 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 & cộng sự (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 yêu cầu tức chi phí vốn cổ phần của công ty phát hành 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 chi phí vốn cổ phần.

Kết quả của mô hình cho thấy: i/ chi phí vốn cổ phần phụ thuộc cơ cấu thông tin của từng cổ phiếu: nhà đầu tư đòi hỏi 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 yêu cầu càng giảm và iii/ lợi suất yêu cầu 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.

## 2.2. Phương pháp nghiên cứu

### 2.2.1. Mẫu và dữ liệu nghiên cứu

Mẫu ban đầu bao gồm toàn bộ các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Vì chính sách công

bố thông tin của doanh nghiệp không thay đổi nhiều qua các năm nên nghiên cứu này tập trung vào phân tích tác động của công bố thông tin đến chi phí vốn cổ phần sử dụng dữ liệu chéo của năm tài chính 2014, năm cập nhật nhất tính tới thời điểm nghiên cứu. Chi phí vốn cổ phần được xác định bằng mô hình RIM với dữ liệu quá khứ của 3 năm tài chính 2012, 2013 và 2014. Như vậy, những doanh nghiệp niêm yết sau ngày 31/12/2012 sẽ bị loại ra khỏi mẫu. Để việc ước tính kỳ vọng dựa trên dữ liệu quá khứ cho mô hình RIM không bị thiên lệch, những công ty có những biến chính của mô hình là lợi nhuận âm và/hoặc ROE biến động bất thường và/hoặc không trả cổ tức bằng tiền mặt trong khoảng thời gian này cũng không được lựa chọn vào mẫu. Dựa vào các tiêu chí trên, mẫu cuối gồm 169 doanh nghiệp.

Thông tin báo cáo tài chính của các doanh nghiệp trong mẫu được truy cập từ cơ sở dữ liệu StoxPro. Giá cổ phiếu và chỉ số VNIndex được tải từ cơ sở dữ liệu FPTS. Báo cáo thường niên (để xác định một trong số các biến về bất cân xứng thông tin) được lấy trực tiếp từ trang web của Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh hoặc của các công ty. Danh sách phân ngành các công ty niêm yết 2014 của Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh được sử dụng để xác định số lượng các công ty trong cùng ngành.

### 2.2.2. Mô hình kinh tế lượng

Trên cơ sở nghiên cứu của Botosan (1997), tác động của bất cân xứng thông tin đến chi phí vốn cổ phần được xem xét thông qua kiểm định mô hình kinh tế lượng sau:

$$CEC_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Beta_i + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 MOM_i + u_i \quad (1)$$

Trong đó:

$CEC_i$ : chi phí vốn cổ phần của doanh nghiệp  $i$ ;

$X_i$ : mức độ bất cân xứng thông tin của doanh nghiệp  $i$ ;

$Beta_i$ : hệ số Beta của cổ phiếu doanh nghiệp  $i$ ;

$SIZE_i$ : quy mô của doanh nghiệp  $i$ ;

$MOM_i$ : moment biến động giá cổ phiếu của doanh nghiệp  $i$ .

### 2.2.3. Đo lường các biến của mô hình

#### a. Chi phí vốn cổ phần (CEC)

Có một số cách tiếp cận chính để ước tính chi phí vốn cổ phần của công ty niêm yết. Đơn giản nhất là dựa trên trung bình lợi suất thực hiện trong quá khứ. Tuy nhiên, đây là cách tiếp cận có sai số cao. Lako-

nishok (1993) kết luận rằng phải cần đến 70 năm dữ liệu quá khứ thì hệ số Bêta mới có mối liên hệ có ý nghĩa thống kê với lợi suất quá khứ trung bình được dùng để đo lường chi phí vốn cổ phần.

Chi phí vốn cổ phần cũng thường được ước tính bằng một mô hình định giá tài sản. Tuy nhiên, ở đây không thể dùng một mô hình như vậy để ước tính chi phí vốn cổ phần nhằm kiểm chứng tác động của công bố thông tin tới nó. Trong một mô hình định giá tài sản, lợi suất kỳ vọng (chi phí vốn) được quyết định bởi các nhân tố rủi ro. Nếu các nhân tố này không hàm chứa rủi ro thông tin thì không có lý do gì để kết nối chi phí vốn cổ phần với vấn đề công bố thông tin. Ngược lại, nếu có nhân tố liên quan đến rủi ro thông tin trong mô hình, mối liên hệ sẽ mang tính sắp đặt trước.

Cách tiếp cận thứ 3 là ước tính chi phí vốn cổ phần ẩn từ một mô hình định giá cổ phiếu bằng phương pháp chiết khấu. Đây là cách tiếp cận phù hợp nhất đối với chủ đề nghiên cứu này vì chi phí vốn cổ phần ẩn được coi là phản ánh kỳ vọng của nhà đầu tư có hàm chứa tất cả các nhân tố rủi ro, trong đó có thể có rủi ro thông tin.

Mô hình Gordon là cách đơn giản nhất để ước tính chi phí vốn cổ phần ẩn. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu thực nghiệm cho thấy chi phí vốn cổ phần xác định bằng cách này không có mối liên hệ gì với hệ số Bêta. Ngoài ra, với tính không ổn định trong hình thức trả cổ tức của các công ty niêm yết tại Việt Nam, cách xác định chi phí vốn cổ phần này có thể cho sai số cao.

Ước tính chi phí vốn cổ phần ẩn dựa trên RIM có thể khắc phục được các yếu điểm nói trên của mô hình chiết khấu cổ tức. Thứ nhất, Botosan (1997) thấy rằng chi phí vốn cổ phần ẩn ước tính theo cách này có mối liên hệ ở mức ý nghĩa thống kê cao với hệ số Bêta. Thứ hai, mô hình RIM không bị ảnh hưởng nhiều bởi hình thức trả cổ tức. Mô hình RIM có dạng sau:

$$\hat{V}_t = b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E(x_{t+\tau}^a)}{(1+k_e)^{\tau}}$$

$\hat{V}_t$ : giá trị nội tại của cổ phiếu tại thời điểm  $t$ ;

$x_{t+\tau}^a$ : lợi nhuận thặng dư của thời kỳ  $t + \tau$ , tức chênh lệch giữa lợi nhuận thực hiện và mức lợi nhuận đủ để bù đắp chi phí vốn cổ phần của thời kỳ  $t + \tau$  được xác định dựa trên lợi suất yêu cầu và giá trị sổ sách của thời kỳ  $t + \tau - 1$ ;

$k_e$ : lợi suất yêu cầu;

$E_t$ : kỳ vọng dựa trên thông tin vào thời điểm  $t$ .

Phương trình trên là công thức tổng quát của mô hình RIM. Tuy nhiên, để áp dụng mô hình trong thực tiễn, cần có những giả thiết về khoảng thời gian dự báo các dòng lợi nhuận thặng dư tương lai và giá trị cuối. Trong các nghiên cứu tại các nước phát triển (Claus & Thomas, 2001), khoảng thời gian dự báo có thể lên tới 5 năm do môi trường thông tin có nhiều thuận lợi và có cả một đội ngũ phân tích đầu tư cung cấp thông tin dự báo. Tuy nhiên, tại Việt Nam, do những điều kiện trên không được đảm bảo nên chọn một khoảng thời gian dự báo dài với những giả thiết đơn giản hóa về tăng trưởng sẽ dẫn đến kết quả với nhiều sai số hơn. Do vậy, khoảng thời gian dự báo được sử dụng trong nghiên cứu này là 2 năm. Sau khoảng thời gian đó, lợi nhuận thặng dư được giả thiết ổn định vĩnh viễn để xác định giá trị cuối. Ngoài ra, do ở Việt Nam chưa có dữ liệu dự báo lợi nhuận của giới phân tích đầu tư nên không giống như Botosan (1997), bài viết dự báo lợi nhuận thông qua ước tính tốc độ tăng trưởng dựa trên tỷ lệ tái đầu tư và tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu.

Với các giải thiết đó, mô hình RIM được rút gọn lại như sau:

$$\hat{V}_t = b_t + \frac{x_{t+1}^a}{1+k_e} + \frac{x_{t+2}^a}{k_e(1+k_e)}$$

Chi phí vốn cổ phần ẩn ( $ik_e$ ) được ước tính bằng cách xác định tỷ suất chiết khấu khi thay  $\hat{V}_t = P_t$  (giá cổ phiếu vào thời điểm  $t$ ) vào phương trình trên.  $ik_e$  là nghiệm của phương trình sau:

$$P_t = b_t + \frac{x_{t+1}^a}{1+ik_e} + \frac{x_{t+2}^a}{ik_e(1+ik_e)}$$

### b. Bất cân xứng thông tin

Trong nghiên cứu này, do hạn chế về dữ liệu, các biến đại diện cho bất cân xứng thông tin sau được xem xét.

#### - Mức độ công bố thông tin của doanh nghiệp (DSCORE)

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 (disclosure index) trên cơ sở chấm điểm 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 hỗ 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.

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, việc chấm điểm được làm cho phù hợp với điều kiện Việt Nam về khoảng thời gian công bố thông tin tài chính trong quá khứ. Botosan (1997) cho điểm khi doanh nghiệp công bố thông tin tài chính của ít nhất 5 năm trong quá khứ (gồm cả kỳ báo cáo) và cho thêm điểm nếu có thông tin của ít nhất 10 năm. Do lịch sử niêm yết ở Việt Nam ngắn hơn rất nhiều nên bài viết áp dụng các khoảng thời gian tương ứng là 2 (theo yêu cầu của Bộ Tài chính, 2012) và 3 năm.

#### - Mức độ quản trị lợi nhuận của doanh nghiệp (DACC)

Schipper (1989) và Warfield & cộng sự (1995) cho thấy quản trị lợi nhuận và bất cân xứng thông tin có mối quan hệ mật thiết với nhau. Khi tồn tại bất cân xứng thông tin ở mức cao, các bên có lợi ích kinh tế liên quan đến doanh nghiệp (stakeholders) thường không có đủ nguồn lực, động cơ và thông tin để kiểm soát được lãnh đạo doanh nghiệp. Điều đó tạo điều kiện cho lãnh đạo công ty có hành vi quản trị lợi nhuận. Richardson (2000) đưa ra bằng chứng thực nghiệm cho thấy bất cân xứng thông tin làm gia tăng các dấu hiệu của quản trị lợi nhuận.

Một trong các phương pháp cơ bản để dò tìm dấu hiệu của quản trị lợi nhuận là dựa vào mức độ các dòng tích kê toán có thể điều chỉnh (discretionary accruals – Healy, 1985; DeAngelo, 1986; Jones, 1991). Trong nghiên cứu này, mức độ dòng tích kê toán có thể điều chỉnh được đo lường theo Friedlan (1994) như sau:

$$DACC = \frac{TACC_t}{REV_t} - \frac{TACC_0}{REV_0}$$

Trong đó:

$DACC_t$ : tổng dòng tích có thể điều chỉnh trong thời kỳ nghiên cứu;

$TACC_t$ : tổng dòng tích trong thời kỳ nghiên cứu;

$TACC_0$ : tổng dồn tích thời kỳ gốc;  
 $REV_t$ : doanh thu thời kỳ nghiên cứu;  
 $REV_0$ : doanh thu thời kỳ gốc.

Ở đây, thời kỳ gốc được xác định là năm 2013 và thời kỳ nghiên cứu là 2014. Tổng các dồn tích (TACC) được xác định bằng hiệu số giữa chỉ tiêu lợi nhuận thuần và dòng tiền từ hoạt động kinh doanh.

#### - Tỷ số Q-Tobin (Tobin-Q)

Tỷ số Q-Tobin thường được sử dụng để phản ánh mức độ các cơ hội tăng trưởng tương lai của doanh nghiệp (Clark & Shastri, 2000; Adam & Goyal, 2008). So với các tài sản hiện hữu (assets in place), cơ hội tăng trưởng dẫn đến nhiều bất cân xứng thông tin hơn giữa công ty và bên ngoài. Chính vì vậy, tỷ số này cũng thường được dùng để đo giàn tiếp mức độ bất cân xứng thông tin.

Tỷ số Q-Tobin được xác định như sau:

$$Q\text{ Tobin} = \frac{MCAP + D}{E + D}$$

Trong đó:

MCAP: thị giá vốn hóa của công ty;

E: vốn chủ sở hữu (giá trị sổ sách) của công ty;

D: vốn vay (giá trị sổ sách) của công ty;

#### - Mức biến động lợi suất (VOLA)

Mức biến động lợi suất được đo lường bằng độ lệch chuẩn của lợi suất ngày. Doanh nghiệp có mức biến động lợi suất lớn có thể do tỷ trọng thông tin riêng cao, hay nói cách khác có nhiều bất cân xứng thông tin.

#### - Số lượng các doanh nghiệp cùng ngành (PEERS)

Eberhart (2001) cho thấy lượng thông tin về một doanh nghiệp có thể được phản ánh qua số công ty trong cùng ngành. Trong bài viết này, biến PEERS được xác định dựa trên danh sách phân ngành các công ty niêm yết năm 2014 của Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh.

#### c. Các biến kiểm soát

Do các nghiên cứu trước đây cho thấy rủi ro hệ thống (theo mô hình CAPM), quy mô doanh nghiệp (Fama & French, 1992 và 1993) và mô-men thay đổi giá chứng khoán (Carhart, 1997) là các yếu tố ảnh hưởng mạnh đến lợi suất cổ phiếu nên chúng được dùng làm biến kiểm soát. Rủi ro hệ thống (Beta) được xác định bằng cách hồi quy lợi suất ngày của cổ phiếu theo lợi suất ngày của chỉ số VNIndex trong khoảng thời gian 6 tháng cuối năm 2014. Quy mô (SIZE) được đo bằng lô-ga-rít cơ số e của tổng tài

sản doanh nghiệp cuối 2014. Mô-men thay đổi giá (MOM) được xác định bằng tỷ số dưới đây:

$$MOM_i = \frac{(P_{i/2014} - P_{i/2013})}{P_{i/2013}}$$

Trong đó:

$P_{i/2014}$ : giá đóng cửa của cổ phiếu i vào ngày giao dịch cuối của năm 2014;

$P_{i/2013}$ : giá đóng cửa của cổ phiếu i vào ngày giao dịch cuối của năm 2013.

### 3. Kết quả và thảo luận

Trong phương trình hồi quy (1), X thể hiện mức độ bất cân xứng thông tin. Đa phần các nghiên cứu về tác động của yếu tố này lựa chọn một hoặc một vài biến đại diện của bất cân xứng thông tin để phân tích. Tuy nhiên, các biến đại diện khác nhau phản ánh các khía cạnh không giống nhau của bất cân xứng thông tin. Chính vì vậy, nếu chỉ sử dụng một hoặc một vài biến đại diện một cách đơn lẻ sẽ không thể hiện hết được ảnh hưởng của hiện tượng này. Dựa trên cách tiếp cận của Verdi (2005) và Hinson & Utke (2016), bài viết sử dụng phương pháp phân tích nhân tố để xây dựng biến bất cân xứng thông tin một cách tổng hợp hơn từ 5 biến đại diện nêu trên là DSCORE, DACC, Tobin's Q, VOLA và PEERS.

#### 3.1. Kết quả phân tích nhân tố

Kết quả cho thấy hệ số KMO là 0,622 và mức ý nghĩa của kiểm định Barlett là 0,027 (<0,05), chứng tỏ phân tích nhân tố phù hợp với dữ liệu nghiên cứu.

Dựa trên trị riêng (eigenvalue), nghiên cứu trích xuất 2 nhân tố. Nhân tố 1 gồm các biến DSCORE và DACC. Nhân tố 2 gồm VOLA và Tobin-Q. Hai nhân tố này có giá trị riêng lần lượt là 1.364 và 1.286 (lớn hơn 1) và tổng phương sai trích là 53.66%, tức là 2 nhân tố này có thể giải thích cho 53.66% biến động của các biến số.

Như vậy, có thể thấy Nhân tố 1 phản ánh mức độ bất cân xứng thông tin vì nó hàm chứa hai biến đo trực tiếp số lượng (DSCORE) và chất lượng thông tin (DACC). Điểm của hai biến này trong nhân tố có dấu phù hợp với lý thuyết: công bố thông tin càng ít và mức độ quản trị lợi nhuận càng cao thì bất cân xứng thông tin càng nhiều.

Sau khi điểm nhân tố được xác định như trong bảng 1, hai nhân tố này được đưa vào mô hình hồi quy như các biến độc lập (Factor1 và Factor2) để xem xét tác động của bất cân xứng thông tin tới chi phí vốn cổ phần.

**Bảng 1: Ma trận điểm nhân tố**

| Biến    | Nhân tố       |               |
|---------|---------------|---------------|
|         | 1             | 2             |
| DACC    | <b>-0.592</b> | -0.052        |
| VOLA    | 0.020         | <b>0.571</b>  |
| Tobin-Q | 0.108         | <b>-0.549</b> |
| DSCORE  | <b>0.526</b>  | -0.137        |
| PEERS   | 0.358         | 0.390         |

Phương pháp trích xuất: Phân tích thành phần chính  
Phương pháp xoay: Varimax

### 3.2. Kết quả hồi quy

Mô hình hồi quy được ước lượng với dữ liệu chéo năm 2014 của 169 công ty niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Sau khi ước tính, các kiểm định được tiến hành liên quan đến một số giả định của hồi quy tuyến tính. Thống kê Durbin-Watson và hệ số VIF cho thấy không có hiện tượng sai số tự tương quan và đa cộng tuyến. Tuy nhiên, có dấu hiệu của phương sai sai số thay đổi theo kiểm định Breusch-Pagan/Cook-Weisberg. Vì vậy, sai số chuẩn robust được xác định theo phương pháp White (1980) và các kiểm định hệ số hồi quy được thực hiện dựa trên sai số này. Kết quả cuối cùng được trình bày trong Bảng 2.

Kết quả cho thấy rủi ro hệ thống, mô-men thay đổi giá và Nhân tố 2 không ảnh hưởng đến chi phí vốn cổ phần (lợi suất kỳ vọng). Mỗi liên hệ giữa hệ số beta và lợi suất kỳ vọng trong mô hình CAPM dựa trên các giả định thị trường hiệu quả với mức độ đa dạng hóa danh mục rất cao. Tuy nhiên, thị trường tài chính ở Việt Nam chưa thể thỏa mãn được các điều kiện này nên việc biến Beta không có ý nghĩa

thống kê có thể hiểu được. Nhân tố 2 gồm hai biến Q-Tobin và VOLA. Tuy nhiên, dấu của chúng trong nhân tố này ngược nhau làm cho mối quan hệ của nó với chi phí vốn cổ phần không rõ ràng và kết quả không có ý nghĩa thống kê phản ánh điều này.

Hai biến độc lập có ý nghĩa thống kê là quy mô và Nhân tố 1 phản ánh mức độ bất cân xứng thông tin. Tuy nhiên, trái với đa phần những nghiên cứu trước đây trên các thị trường phát triển, nhân tố quy mô ở Việt Nam có mối quan hệ đồng biến với lợi suất kỳ vọng. 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

**Bảng 2: Kết quả hồi quy**

Biến phụ thuộc: CEC

| Biến                      | Hệ số hồi quy | Thống kê t<br>(Sai số chuẩn robust) | Xác suất |
|---------------------------|---------------|-------------------------------------|----------|
| Hệ số chặn                | 0,361***      | 4,308                               | 0,000    |
| Factor1                   | -0,018**      | -2,295                              | 0,023    |
| Factor2                   | -0,007        | -1,038                              | 0,301    |
| Beta                      | 0,039         | 1,316                               | 0,190    |
| SIZE                      | 0,079**       | 2,175                               | 0,031    |
| MOM                       | -0,002        | -0,420                              | 0,675    |
| R <sup>2</sup>            | 0,239         |                                     |          |
| R <sup>2</sup> hiệu chỉnh | 0,181         |                                     |          |

\*\*\*: ý nghĩa ở mức 1%

\*\*: ý nghĩa ở mức 5%

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.

Trọng tâm của nghiên cứu này là tác động của bất cân xứng thông tin, tức Nhân tố 1. Việc Nhân tố 1 có ý nghĩa thống kê ở mức 5% với hệ số âm cho thấy việc doanh nghiệp giảm bất cân xứng thông tin sẽ làm cho nó hạ thấp được chi phí huy động vốn cổ phần. Do Nhân tố 1 gồm hai biến DSCORE (dấu dương) và DACC (dấu âm) cho thấy việc giảm bất cân xứng thông tin được hiểu là đồng thời tăng số lượng và chất lượng thông tin hoặc một trong hai với điều kiện yếu tố kia không biến động theo chiều hướng xấu đi.

#### 4. Kết luận

Nghiên cứu này cho thấy việc các doanh nghiệp ở Việt Nam tăng cường công bố thông tin sẽ giúp làm giảm chi phí huy động vốn cổ phần của họ. Điểm mới ở đây so với các nghiên cứu trước là ở chỗ biến bất cân xứng thông tin đã được xây dựng

một cách tổng hợp hơn thông qua phân tích nhân tố trên những biến đơn lẻ chỉ đại diện cho một khía cạnh nào đó của hiện tượng này. Kết quả cho thấy việc tăng cường công bố thông tin phải được thực hiện ở cả mặt số lượng và chất lượng.

Hiệu ứng giảm chi phí vốn tạo ra một động lực quan trọng cho các doanh nghiệp trong việc tăng cường công bố thông tin, một hành vi thuộc quyền chủ động của họ. Động lực này sẽ góp phần tích cực vào cải thiện rõ rệt hiệu quả của việc nâng cao tính minh bạch trên thị trường chứng khoán Việt Nam vốn gặp nhiều khó khăn từ trước tới nay. Tuy nhiên, để các giải pháp thực sự hữu hiệu, các nghiên cứu cần tiếp tục tìm ra các lợi ích khác của giảm bất cân xứng thông tin đối với doanh nghiệp vì họ sẽ đặt chúng lên bàn cân để so sánh với không ít những bất lợi của việc công bố nhiều thông tin. Ngoài ra, cũng cần có lộ trình để đưa các kết quả nghiên cứu này vào thực tiễn nhằm nâng cao nhận thức của các doanh nghiệp. □

**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

- Adam. T. & Goyal, V.K. (2008), 'The Investment Opportunity Set and Its Proxy Variables', *Journal of Financial Research*, 31(1), 41-63.
- Akerlof, G. (1970), 'The market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism', *Quarterly Journal of Economics*, 84, 488-500.
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986), 'Asset Pricing and the Bid-Ask Spreads', *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- Barron, O.E., Byard, D. & Kim, O. (2002), 'Changes in Analysts' Information around Earnings Announcements', *Accounting Review*, 77(4), 821-846.
- 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. (1997), 'Disclosure level and the cost of equity capital', *Accounting Review*, 72(3), 323-350.
- Bộ Tài chính (2012), *Thông tư số 52/2012/TT-BTC hướng dẫn về việc công bố thông tin trên thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 05 tháng 04 năm 2012.
- 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.
- Clark, J. & Shastri, K. (2000), 'On Information Asymmetry Metrics', *Unpublished Working Paper*, Georgia Institute of Technology, Atlanta, Georgia, USA.
- Claus, J. & Thomas, J. (2001), 'Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets', *Journal of Finance*, 56(5), 1629-1666.
- DeAngelo, L.E. (1986), 'Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders', *Accounting Review*, 61, 400-420.
- Diamond, D. (1985), 'Optimal Release of Information By Firms', *Journal of Finance*, 40(4), 1071-1094.
- 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.

- Eberhart, A.C. (2001), 'Comparable firms and the precision of equity valuation', *Journal of Banking & Finance*, 25, 1367-1400.
- 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.
- Friedlan, J.M. (1994), 'Accounting Choices of Issuers of Initial Public Offerings', *Contemporary Accounting Research*, 11(1), 1-31.
- Healy, P.M. (1985), 'The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions', *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.
- Hinson, L.A. & Utke, S. (2016), 'Structural Equation Modeling in Archival Accounting Research: An Application to Disclosure and Cost of Capital', *Unpublished Working Paper*, University of Georgia, Athens, Georgia, USA.
- Jones, J.J. (1991), 'Earnings Management During Import Relief Investigations', *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Kim, O. & Verrecchia, R. (1994), 'Market liquidity and volume around earnings announcements', *Journal of Accounting and Economics*, 17, 41-68.
- Knutson, P.H. (1992), *Financial reporting in the 1990's and beyond*, AIMR, New York, USA.
- 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.J. (1993), 'Cross-sectional determinants of analysts ratings of corporate disclosures', *Journal of Accounting Research*, 31, 246-271.
- Lundholm, R.J. (1991), 'Public Signals and the Equilibrium Allocation of Private Information', *Journal of Accounting Research*, 29(2), 322-349.
- Richardson, V.J. (2000), 'Information Asymmetry and Earnings Management: Some Evidence', *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 15, 325-347.
- Schipper, K. (1989), 'Earnings Management', *Accounting Horizons*, 3, 91-106.
- Verdi, R.S. (2005), 'Information Environment and the Cost of Equity Capital', *Unpublished Working Paper*, Wharton School, University of Pennsylvania, Philadelphia, Pennsylvania, USA.
- Verrecchia, R. (1982), 'Information Acquisition in a Noisy Rational Expectations Economy', *Econometrica*, 50(6), 1415-1430.
- Warfield, T.D, Wild, J.J. & Wild, K.L. (1995), 'Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings', *Journal of Accounting and Economics*, 20, 61-91.
- White, H. (1980), 'A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity', *Econometrica*, 48(4), 817-838.

### Thông tin tác giả:

\***Nguyễn Việt Dũng**, Phó Giáo sư, Tiến sĩ

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Tài chính – Ngân hàng, Đại học Ngoại thương

- Linh vực nghiên cứu chính: Minh bạch thông tin và tính hiệu quả của thị trường tài chính; Định giá tài sản tài chính; Mô hình đa nhân tố; Các vấn đề tài chính doanh nghiệp; Tài chính thực nghiệm; Tài chính hành vi

- Một số Tạp chí tác giả đã đăng tài công trình nghiên cứu: Bankers, Markets and Investors (Pháp); Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế; Tạp chí Kinh tế & Phát triển; Tạp chí Tài chính; Tạp chí Nghiên cứu Tài chính Kế toán; Tạp chí Kinh tế Quốc tế.

- Địa chỉ Email: vd.nguyen@ftu.edu.vn

\*\***Nguyễn Thị Thu Huyền**, Thạc sĩ, Nghiên cứu sinh

- Tổ chức tác giả công tác: Khoa Tài chính – Ngân hàng, Đại học Ngoại thương

- Linh vực nghiên cứu chính: Bất cân xứng thông tin; Tài chính doanh nghiệp

- Địa chỉ Email: ntthmb@yahoo.fr