

# QUẢN TRỊ THU NHẬP, RỦI RO BẤT CÂN XỨNG THÔNG TIN VÀ MÔ HÌNH ĐỊNH GIÁ TÀI SẢN: NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM TẠI THỊ TRƯỜNG VIỆT NAM

Nguyễn Thị Ngọc Lan

Khoa Tài chính Ngân hàng- Đại học Ngoại thương

Email:lanngocfpt@gmail.com

Ngày nhận: 10/8/2016

Ngày nhận bản sửa: 3/9/2016

Ngày duyệt đăng: 25/11/2016

## Tóm tắt:

Sử dụng phương pháp hồi quy hai bước của Fama và MacBeth (1973), nghiên cứu này tiến hành kiểm định nhân tố quản trị thu nhập trong mô hình định giá tài sản tại Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy nhân tố quản trị thu nhập góp phần giải thích sự biến động lợi suất phụ trội của các danh mục theo thời gian. Tuy nhiên, không tìm thấy bằng chứng cho thấy nhân tố quản trị thu nhập giải thích sự khác biệt về lợi suất phụ trội giữa các danh mục. Do đó, không thể kết luận nhân tố quản trị thu nhập đại diện cho rủi ro bất cân xứng thông tin và là một nhân tố trong mô hình định giá tài sản tại Việt Nam.

**Từ khóa:** Quản trị thu nhập; rủi ro bất cân xứng thông tin; mô hình định giá tài sản; hồi quy hai bước

## Earning management, information asymmetry risk and asset pricing model: An empirical study on Vietnamese stock market

### Abstract:

The aim of this study is to investigate if earning management is a priced risk factor in Vietnam by applying the two-stage cross-sectional regression method of Fama & MacBerth (1973). The findings show that earning management helps to explain the time series variation in portfolio return. However, there is no evidence proving that earning management is useful in explaining cross sectional variation in excess return among portfolios. Therefore, it is impossible to conclude that earning management is a proxy of information asymmetry risk and is a factor in asset pricing model for Vietnamese stocks.

**Keywords:** Earning management; information asymmetry risk; asset pricing model; two-stage cross-sectional model.

## 1. Giới thiệu

Chủ đề tác động của quản trị thu nhập đến lợi suất chứng khoán tương lai đã được nghiên cứu rộng rãi trong các công trình nghiên cứu khoa học trước đây (Sloan, 1996; Core & cộng sự, 2008; Francis & cộng sự, 2005). Câu hỏi nghiên cứu chính là liệu rằng quản trị thu nhập có đại diện cho rủi ro bất cân xứng thông tin và là một nhân tố rủi ro trong mô hình định giá tài sản không? Tuy nhiên, câu trả lời từ các công trình thực nghiệm còn nhiều mâu thuẫn và không

đồng nhất. Một số tác giả cho rằng nếu mức độ quản trị thu nhập thấp thì chất lượng thông tin báo cáo tài chính tốt hơn, do đó giúp làm giảm chi phí vốn cổ phần nhờ giảm bớt rủi ro bất cân xứng thông tin (Dow & Gorton, 1995). Vì vậy, đối với các công ty có mức quản trị thu nhập cao dẫn đến chất lượng thông tin kế toán kém cần phải có phần bù rủi ro khi định giá (Francis & cộng sự, 2005; Ecker & cộng sự, 2006; Callen & cộng sự, 2013). Tuy nhiên, một số tác giả khác lại không tìm thấy mối tương quan giữa

quản trị thu nhập và lợi suất chứng khoán (Cohen, 2008; Core & cộng sự, 2008; Liu & Wysocki, 2007; Mohanram & Rajgopal, 2009); hoặc chỉ tìm thấy bằng chứng cho thấy quản trị thu nhập góp phần giải thích biến động lợi suất theo thời gian chứ không góp phần giải thích biến động lợi suất theo không gian giữa các danh mục (Mouselli & cộng sự, 2013). Vì vậy, câu hỏi liệu quản trị thu nhập có đại diện cho rủi ro bất cân xứng thông tin và là một nhân tố rủi ro trong mô hình định giá tài sản hay không đến nay vẫn còn nhiều tranh cãi.

Tại Việt Nam, hiện tượng quản trị thu nhập diễn ra khá phổ biến dẫn đến nhiều thiệt hại cho nhà đầu tư (Phạm Thị Bích Vân, 2013). Mặt khác, các nghiên cứu trên thế giới chủ yếu tập trung vào thị trường Mỹ. Xuất phát từ thực tế trên, tác giả chọn chủ đề nghiên cứu nhân tố quản trị thu nhập trong mô hình định giá tài sản tại Việt Nam với mẫu nghiên cứu bao gồm tất cả các công ty niêm yết (ngoại trừ các công ty thuộc ngành tài chính, bất động sản và ngân hàng) trên cả hai sàn chứng khoán Thành Phố Hồ Chí Minh và Hà Nội từ năm 2007-2015.

Sử dụng phương pháp hồi quy hai bước của Fama-macberth (1973), tác giả tiến hành kiểm định các giả thuyết: 1) Nhân tố quản trị thu nhập góp phần giải thích biến động lợi suất phụ trội của các danh mục theo thời gian; 2) Nhân tố quản trị thu nhập góp phần giải thích biến động lợi suất phụ trội của các danh mục theo không gian. Từ đó tác giả đưa ra kết luận về nhân tố quản trị thu nhập trong mô hình định giá tài sản đối với thị trường chứng khoán Việt Nam.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Chủ đề về mối quan hệ giữa quản trị thu nhập và lợi suất chứng khoán bắt nguồn từ phát hiện của Sloan (1996), khi ông chứng minh rằng tổng dồn tích tạo nên hiện tượng dị thường trên thị trường chứng khoán (Accrual anomaly). Có nghĩa là tổng dồn tích có mối tương quan âm với lợi suất chứng khoán trong tương lai và nhà đầu tư có thể thu được lợi suất phụ trội bằng chiến lược mua danh mục có mức dồn tích thấp và bán không danh mục có mức dồn tích cao. Trên cơ sở hiện tượng dị thường dồn tích, nhiều nhà khoa học đã nghiên cứu liệu quản trị thu nhập có phải là một biểu hiện của rủi ro bất cân xứng thông tin và nên đưa vào mô hình định giá hay không? Cơ sở lý thuyết của các công trình này dựa trên quan niệm cho rằng thông tin kế toán, có liên quan đến dòng tiền dự kiến của công ty nên có tác động đến giá trị cân bằng của tài sản công ty đó (Mouselli &

cộng sự, 2013). Trong khi đó, bất cân xứng thông tin làm tăng chi phí vốn của doanh nghiệp và làm giảm giá mua (Bid prices) của các nhà đầu tư không có thông tin (Iatridis, 2011). Easley & O'hara (2004) đã chứng minh rằng sự khác biệt trong lợi suất có thể phản ánh thông tin riêng. Các cổ phiếu của các công ty có nhiều thông tin riêng hơn thông tin đại chúng cần có phần bù rủi ro. Thông tin báo cáo tài chính có thể làm giảm chi phí vốn cổ phần bằng cách làm giảm bớt rủi ro bất cân xứng thông tin đối với các nhà đầu tư bên ngoài (Dow & Gorton, 1995). Do đó, nhà đầu tư kỳ vọng mức lợi suất cao hơn đối với các công ty có rủi ro bất cân xứng thông tin lớn. Dòng nghiên cứu này cho rằng các nhân tố phản ánh rủi ro bất cân xứng thông tin như vi cấu trúc thị trường, tập tục kế toán, quản trị thu nhập và các quy định về luật pháp có thể ảnh hưởng đến lợi suất tài sản và nên đưa vào mô hình định giá tài sản.

Các công trình nghiên cứu thực nghiệm về nhân tố quản trị thu nhập (sau đây gọi là nhân tố AQF) đưa ra các kết luận trái ngược nhau. Nghiên cứu của Francis & cộng sự (2005) cho rằng nhân tố AQF giúp giải thích biến động của lợi suất phụ trội sau khi đã kiểm soát các nhân tố rủi ro khác như nhân tố quy mô, nhân tố giá trị sổ sách/giá trị thị trường (BM). Ecker & cộng sự (2006) xây dựng danh mục dựa trên mức độ quản trị thu nhập và chứng minh thông qua hệ số tải e-loading rằng lợi suất danh mục có tương quan dương với sự kém chính xác của giới phân tích chứng khoán về dự báo thu nhập, và có tương quan âm với độ chính xác của giới phân tích về dự báo thu nhập. Callen & cộng sự (2013) kết luận rằng chất lượng kế toán kém là một nguyên nhân gây nên các lực cản của thị trường dẫn đến việc giá cổ phiếu bị điều chỉnh chậm. Do đó, việc chậm điều chỉnh giá do chất lượng thông tin kế toán kém cần có phần bù rủi ro. Tất cả các công trình nghiên cứu trên cho rằng AQF là một nhân tố rủi ro trong mô hình định giá tài sản.

Tuy nhiên, một số các công trình nghiên cứu khác lại không tìm thấy mối tương quan giữa quản trị thu nhập và lợi suất chứng khoán (Cohen, 2008; Core & cộng sự, 2008; Liu & Wysocki, 2007; Mohanram & Rajgopal, 2009). Core & cộng sự (2008) cho rằng phương pháp hồi quy theo chuỗi thời gian mà Francis & cộng sự (2005) đưa ra để chứng minh nhân tố AQF là một nhân tố định giá mới là chưa chính xác. Core & cộng sự (2008) sử dụng phương pháp hồi quy hai bước của Fama & MacBeth (1973) để kiểm chứng nhân tố AQF thì thấy rằng AQF

không giải thích biến động lợi suất giữa các công ty. Do đó không có bằng chứng cho thấy nhân tố AQF là một nhân tố rủi ro. Các công trình nghiên cứu gần đây cho rằng kết quả của Core & cộng sự (2008) là do tác động của cổ phiếu có giá thấp, tác động thời vụ hay các cú sốc do dòng tiền âm. Công trình của Kim & Qi (2010) cho kết quả nhân tố rủi ro AQF có ý nghĩa thống kê sau khi loại bỏ các cổ phiếu có giá quá thấp. Phần bù rủi ro cho nhân tố AQF được cho rằng có liên quan đến các điều kiện kinh tế vĩ mô và các hoạt động kinh tế của công ty. Mashruwala (2011) phân tích tác động thời vụ đến việc định giá nhân tố AQF. Công trình của tác giả cho thấy cổ phiếu có mức độ quản trị thu nhập cao chỉ có mức lợi suất phụ trội dương và có ý nghĩa thống kê vào các tháng một của giai đoạn nghiên cứu. Hiện tượng này là do tác động của việc nhà đầu tư bán cổ phiếu lỗ để tránh thuế vào đầu năm. Wysocki (2009) chỉ ra rằng sau khi kiểm soát các đặc điểm riêng biệt của công ty, nhân tố AQF không liên quan đến rủi ro hệ thống. Cohen (2008) cũng cho rằng mức độ quản trị thu nhập chỉ là một quyết định chiến lược của ban giám đốc. Liu & Wysocki (2007) nhận thấy sau khi kiểm soát biến động hoạt động, nhân tố AQF không ảnh hưởng đến chi phí vốn của công ty.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mẫu và dữ liệu nghiên cứu

Mẫu được chọn là các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội, ngoại trừ các ngành tài chính, bất động sản, ngân hàng. Các công ty hủy niêm yết và có giá trị vốn chủ sở hữu âm cũng bị loại khỏi mẫu. Do số lượng công ty niêm yết trước năm 2006 là rất ít (24 công ty) nên tác giả chọn thời kỳ nghiên cứu từ năm 2007-2015 với tần suất số liệu theo tháng. Tổng cộng có 108 quan sát theo chuỗi thời gian cho 9 năm. Tính đến năm 2015 tổng số công ty trong mẫu nghiên cứu là 536 công ty bao gồm 8 ngành phân theo tiêu chuẩn ICB, cấp độ 1. Tổng số lượng quan sát cho cả thời kỳ nghiên cứu là 40.068. Theo quy định về công bố thông tin của Bộ Tài chính tại thông tư 52/2012/TT-BTC, các công ty đại chúng phải công bố báo cáo tài chính năm không quá 90 ngày kể từ khi kết thúc năm tài chính. Do đó, lợi suất chứng khoán của năm t sẽ được tính từ thời điểm tháng 4 năm t đến tháng 3 năm t+1. Do vậy để được lựa chọn vào mẫu nghiên cứu các công ty phải có thông tin về giá chứng khoán từ tháng 4 năm t đến tháng 3 của năm t+1. Hơn nữa các nhân tố quy mô, BM, AQF đều được tính toán

dựa trên số liệu từ báo cáo tài chính và số liệu giá tại thời điểm cuối năm t-1. Vì vậy, để được lựa chọn vào mẫu nghiên cứu các công ty phải có số liệu giá và số liệu báo cáo tài chính từ cuối năm 2006 đến năm 2015. Số liệu báo cáo tài chính và giá cổ phiếu được lấy từ cơ sở dữ liệu stoxplus. Số liệu về trái phiếu Chính phủ được lấy từ Ngân hàng nhà nước.

#### 3.2. Mô hình nghiên cứu

Trên cơ sở nghiên cứu của Mouselli & cộng sự (2013), mô hình hồi quy hai bước (Two-state cross sectional regression-2SCSR) của Fama & MacBeth (1973) được áp dụng để kiểm định nhân tố AQF trong mô hình định giá.

*Bước 1:* Kiểm định tác động của nhân tố AQF đến lợi suất phụ trội theo thời gian của 6 danh mục phân theo quy mô và hệ số BM bằng cách so sánh R-Square của phương trình 1 và phương trình 2. Nếu nhân tố AQF góp phần giải thích biến động lợi suất phụ trội theo thời gian của các danh mục thì hệ số  $\beta_{AQ,i}$  trong phương trình 2 của ít nhất một danh mục phải khác 0 và có ý nghĩa thống kê.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{m,i}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{m,i}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{AQ,i}AQF_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó:

- $R_{i,t}$ : Lợi suất bình quân của các danh mục phân theo quy mô và BM hoặc các danh mục phân theo ngành tại tháng t;
- $R_{m,t} - R_{f,t}$ : Nhân tố rủi ro thị trường/phần bù rủi ro thị trường tại tháng t;
- $SMB_t$ : Nhân tố quy mô tại tháng t;
- $HML_t$ : Nhân tố BM tại tháng t;
- $AQF_t$ : Nhân tố AQ tại tháng t.

*Bước 2:* Kiểm định tác động của nhân tố AQF đến lợi suất phụ trội theo không gian của 6 danh mục phân theo quy mô và hệ số BM thông qua phương trình hồi quy 3 và 4.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{m,t}\hat{\beta}_{m,i} + \gamma_{SMB,t}\hat{\beta}_{SMB,i} + \gamma_{HML,t}\hat{\beta}_{HML,i} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_{m,t}\hat{\beta}_{m,i} + \gamma_{SMB,t}\hat{\beta}_{SMB,i} + \gamma_{HML,t}\hat{\beta}_{HML,i} + \gamma_{AQ,t}\hat{\beta}_{AQ,i} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Trong đó:

- $R_{i,t}$ : Lợi suất trung bình của danh mục quy mô-BM i hoặc danh mục ngành i tại tháng t;
- $\gamma_{0,t}$ : Phần bù lãi suất phi rủi ro tại tháng t;

- $\gamma_{m,t}$ : Phần bù rủi ro thị trường tại tháng t;
- $\gamma_{SMB,t}$ : Phần bù rủi ro nhân tố quy mô tại tháng t;
- $\gamma_{HML,t}$ : Phần bù rủi ro nhân tố BM tại tháng t;
- $\gamma_{AQ,t}$ : Phần bù rủi ro nhân tố AQ tại tháng t;

$\hat{\beta}_{m,i}$ ,  $\hat{\beta}_{SMB,i}$ ,  $\hat{\beta}_{HML,i}$  của phương trình 3 là các tham số ước lượng từ phương trình 1;

$\hat{\beta}_{m,i}$ ,  $\hat{\beta}_{SMB,i}$ ,  $\hat{\beta}_{HML,i}$ ,  $\hat{\beta}_{AQ,i}$  của phương trình 4 là các tham số ước lượng từ phương trình 2.

Phương trình 3 và phương trình 4 được chạy hồi quy cho mỗi tháng. Do đó ta thu được 108 kết quả ước lượng cho các phần bù rủi ro cho mỗi nhân tố. Tác giả dùng giá trị trung bình của 108 ước lượng làm đại diện cho phần bù rủi ro của các nhân tố ước lượng từ phương trình 3 và phương trình 4.

$$\text{Cụ thể: } \overline{\gamma_0} = \sum_1^t \frac{\gamma_{0,t}}{108}; \overline{\gamma_m} = \sum_1^t \frac{\gamma_{m,t}}{108}; \overline{\gamma_{SMB}} = \sum_1^t \frac{\gamma_{SMB,t}}{108}; \overline{\gamma_{HML}} = \sum_1^t \frac{\gamma_{HML,t}}{108}; \overline{\gamma_{AQ}} = \sum_1^t \frac{\gamma_{AQ,t}}{108}$$

Tác giả tiến hành kiểm định giả thuyết các phần bù rủi ro trung bình bằng 0 và sự phù hợp của nhân tố AQF đánh giá thông qua Adjusted square của phương trình 3 và phương trình 4.

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

#### 3.3.1. Xác định lợi suất chứng khoán và lợi suất danh mục

Lợi suất tháng của cổ phiếu được tính dựa trên giá đóng cửa điều chỉnh của cổ phiếu vào ngày giao dịch đầu tiên và cuối cùng hàng tháng. Lợi suất danh mục của cổ phiếu là lợi suất trung bình của các cổ phiếu nằm trong danh mục.

#### 3.3.2. Xác định phần bù rủi ro thị trường ( $MRP = Rm_T - Rf_T$ )

Lợi suất thị trường hàng tháng là giá trị trung bình trọng số của lợi suất thị trường tháng của chỉ số Vn-Index và Hnx-Index. Trong đó lợi suất của chỉ số Vn-index và Hnx-index được tính toàn từ chỉ số Vn-index và Hnx-index đóng cửa tại ngày giao dịch đầu tiên và ngày giao dịch cuối cùng hàng tháng.

Lãi suất phi rủi ro bình quân tháng là lãi suất trung bình năm của trái phiếu chính phủ thời hạn một năm chia cho 12 tháng từ năm 2007 đến 2015.

Phần bù rủi ro thị trường  $MRP_T$  là chênh lệch giữa lợi suất thị trường hàng tháng ( $Rm_T$ ) và lãi suất phi rủi ro ( $Rf_T$ ).

#### 3.3.3. Xác định nhân tố SMB và HML

Hàng năm toàn bộ công ty trong mẫu được chia thành hai nhóm dựa trên trung vị của quy mô (quy mô được tính bằng vốn hóa thị trường của từng công ty). Theo gợi ý của Fama-French (1993), vốn hóa thị trường được tính bằng số lượng cổ phiếu đang lưu hành trong năm t nhân với giá cổ phiếu vào cuối tháng 6 của năm t. Nhóm cổ phiếu có quy mô nhỏ được ký hiệu là 1 (bao gồm các cổ phiếu có vốn hóa nhỏ hơn giá trị trung vị của mẫu). Nhóm cổ phiếu có quy mô cao được ký hiệu là 2 (bao gồm các cổ phiếu có vốn hóa lớn hơn giá trị trung vị của mẫu). Sau đó, toàn bộ cổ phiếu lại được chia thành 3 nhóm dựa theo tỷ lệ 40% giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BM) thấp (1); 20% giá trị BM trung bình (2) và 40% giá trị BM cao (3). BM được tính dựa trên giá trị sổ sách (BV) chia cho vốn hóa vào năm t-1 của các công ty trong mẫu. Trong đó BV bằng vốn chủ sở hữu trên bảng cân đối kế toán cuối năm t-1 trừ đi giá trị cổ phiếu ưu đãi cuối năm t-1. Kết quả được 6 danh mục (11, 12, 13, 21, 22, 23) là các danh mục bao gồm các cổ phiếu nằm ở các danh mục giao nhau giữa hai danh mục phân theo quy mô và ba danh mục phân theo BM.

Nhân tố quy mô tại tháng T ( $SMB_T$ ) được tính bằng lợi suất bình quân của các danh mục có quy mô nhỏ tại tháng T trừ đi lợi suất bình quân của các danh mục có quy mô lớn tại tháng T. Nhân tố giá trị sổ sách/giá trị thị trường tại tháng T ( $HML_T$ ) được tính bằng trung bình lợi suất của danh mục có hệ số BM cao trừ đi trung bình lợi suất của danh mục có hệ số BM thấp.

#### 3.3.4. Xác định nhân tố AQ

##### a. Đo lường quản trị thu nhập/chất lượng dồn tích (AQ)

Mô hình của Kothari & cộng sự (2005) được sử dụng để đo lường quản trị thu nhập do mô hình được chứng minh khắc phục lỗi Type I và Type II so với mô hình Jones (1991) và modified Jones của Dechow & cộng sự (1995). Theo Kothari & cộng sự (2005), dồn tích (TAC) được chia là hai thành phần bao gồm: dồn tích không thể điều chỉnh được (NDA) và dồn tích có thể điều chỉnh được (DA). Dồn tích không thể điều chỉnh được không chịu tác động của chủ ý ban giám đốc mà nó đại diện cho các điều kiện khách quan như thực trạng kinh doanh, pháp lý... của doanh nghiệp, còn dồn tích có thể điều chỉnh được (DA) là thành phần dồn tích có thể bị tác động bởi ban giám đốc. Do đó, DA được dùng làm thước đo cho quản trị thu nhập. Cũng theo các tác giả, các

hành vi quản trị thu nhập thường thấy bao gồm tác động vào doanh thu, khoản phải thu, tài sản cố định (thông qua khấu hao) hay các hành vi khác nhằm điều chỉnh lợi nhuận sau thuế. Do vậy, Kothorin & cộng sự (2005) lý giải thước đo của quản trị thu nhập là phân dư trong mô hình hồi quy sau:

$$TAC_{it} = \beta_0 \frac{1}{TA_{it-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} + \beta_3 ROA_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

- $TAC_{it}$ : tổng dồn tích của công ty  $i$  tại năm  $t$ ;
- $TA_{it-1}$ : giá trị sổ sách của tổng tài sản của công ty  $i$  tại năm  $t-1$ ;
- $\Delta REV_{it}$ : chênh lệch giữa doanh thu của công ty  $i$  vào năm  $t$  và doanh thu của công ty  $i$  vào năm  $t-1$ ;
- $\Delta REC_{it}$ : thay đổi khoản phải thu giữa năm  $t$  và năm  $t-1$  của công ty  $i$ ;
- $PPE_{it} / TA_{it-1}$ : tổng tài sản cố định của công ty  $i$  vào cuối năm  $t$  chia cho  $TA_{t-1}$ ;
- $ROA_{t-1}$ : hệ số lợi nhuận trên tổng tài sản năm  $t-1$ ;
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ : các hệ số trong mô hình hồi quy;
- $\varepsilon_{it}$ : phần dư (DA-proxy của EM);
- Tổng dồn tích (TAC): được đo thông qua số liệu từ báo cáo lưu chuyển tiền tệ:

$$TAC_t = NI_t - CFO_t$$

Trong đó:

- $NI_t$ : Lợi nhuận sau thuế tại năm  $t$ ;
- $CFO_t$ : Dòng tiền từ hoạt động sản xuất kinh doanh năm  $t$ .

Cụ thể, hàng năm các công ty trong mẫu được phân theo ngành dựa trên chuẩn phân ngành ICB cấp 1 (theo Stoxplus). Theo Mouselli & cộng sự (2013) các ngành phải có số quan sát lớn hơn 20 do đó các ngành có số quan sát nhỏ hơn 20 sẽ được ghép với ngành gần nhất. Sau đó mô hình của Kothorin & cộng sự (2005) được chạy hồi quy OLS trên nền dữ liệu chéo theo ngành cho từng năm. Biến quản trị thu nhập được đo thông qua dồn tích điều chỉnh được (DA) là phân dư của mô hình hồi quy. Giá trị tuyệt đối của DA càng lớn chứng tỏ khoảng cách giữa dòng tiền và thu nhập càng lớn. Do đó, giá trị tuyệt đối của DA được dùng là thước đo của quản trị thu nhập và chất lượng dồn tích (AQ). Giá trị tuyệt đối của DA lớn đồng nghĩa với quản trị thu nhập cao

và AQ thấp, ngược lại giá trị tuyệt đối của DA thấp thì quản trị thu nhập thấp và AQ cao.

#### *b. Xác định nhân tố AQF*

Để xác định nhân tố AQF, hàng năm tác giả xây dựng 5 danh mục dựa trên mức độ quản trị thu nhập tại năm  $t-1$ . Lợi suất bình quân của từng danh mục được tính theo tháng dựa trên lợi suất tháng của các cổ phiếu trong từng danh mục. Nhân tố AQF là chênh lệch lợi suất giữa lợi suất bình quân của hai danh mục có quản trị thu nhập cao (AQ thấp) và lợi suất bình quân của hai danh mục có quản trị thu nhập thấp (AQ cao).

### **4. Kết quả và thảo luận**

#### ***4.1. Kết quả kiểm định tác động nhân tố AQF đến lợi suất phụ trội theo thời gian***

Bảng 1 trình bày kết quả hồi quy OLS của phương trình 1 và 2 trên nền dữ liệu của 6 danh mục được phân theo quy mô và hệ số BM. Ta thấy rằng hệ số góc ( $\alpha_i$ ) của cả hai phương trình đều gần với không và không có ý nghĩa thống kê. Hệ số rủi ro thị trường ( $\beta_{M,i}$ ) có tác động cùng chiều với lợi suất phụ trội và có ý nghĩa thống kê với mức p-value < 0,01. Hệ số rủi ro quy mô có ý nghĩa thống kê với mức p-value < 0,01 ở 3/6 danh mục và là các danh mục có quy mô nhỏ. Hệ số rủi ro quy mô có xu hướng biến động theo quy mô của công ty. Công ty có quy mô nhỏ có phần bù rủi ro quy mô cao hơn công ty có quy mô lớn. Hệ số rủi ro BM ( $\beta_{HML,i}$ ) có ý nghĩa thống kê với mức p-value < 0,05 và 0,1 ở 4/6 danh mục. Các công ty có hệ số BM cao có mức bù rủi ro lớn hơn các công ty có hệ số BM thấp. Hệ số rủi ro quản trị thu nhập (AQF) có ý nghĩa thống kê với mức p-value < 0,05 và 0,1 ở 4/6 danh mục. Nhân tố AQF có tác động ngược chiều đến lợi suất phụ trội. So sánh R-square của hai phương trình ở cả 6 danh mục ta thấy rằng R-square của phương trình 2 lớn hơn R-square của phương trình 1 ở cả 6 danh mục. Kết quả hồi quy của phương trình 1 và phương trình 2 cho thấy rằng nhân tố AQF góp phần giải thích biến động theo thời gian của lợi suất phụ trội của các danh mục phân theo quy mô và hệ số BM.

#### ***4.2. Kết quả kiểm định tác động của nhân tố AQF đến lợi suất chứng khoán theo không gian***

Bảng 2 trình bày giá trị trung bình của các tham số phương trình 3 và phương trình 4 đối với 6 danh mục phân theo quy mô-BM trong 108 tháng. Trong đó tác giả xem xét 4 phiên bản bao gồm hai nguyên bản của phương trình 3 và phương trình 4 và 2 phiên bản điều chỉnh của phương trình 4, trong đó một

**Bảng 1: Kết quả hồi quy OLS phương trình 1 và phương trình 2 của 06 danh mục Size-BM**

<b>Mô hình 3 nhân tố (Phương trình 1)</b>						
Size	BM			1	2	3
	1	2	3			
		$\alpha_i$			t-test	
1	-0,002	-0,004	0,000	-0,28	0,59	0,10
2	-0,000	-0,001	-0,004	-0,00	-0,21	-0,48
		$\beta_{m,i}$			t-test	
1	0,601***	0,579***	0,598***	3,94	4,11	3,82
2	0,594***	0,582***	0,607***	3,88	3,99	3,99
		$\beta_{SMB,i}$			t-test	
1	1,024***	1,192***	1,278***	3,59	6,18	5,50
2	0,272	0,186	0,051	0,18	0,64	0,19
		$\beta_{HML,i}$			t-test	
1	-0,468*	0,155	0,501*	-1,83	0,73	1,83
2	-0,495*	0,136	0,536**	-1,80	0,65	2,09
		Adj.R <sup>2</sup>			F-test	
1	0,571	0,605	0,615	8,81***	17,15***	19,72***
2	0,536	0,487	0,520	5,74***	5,49***	6,65***
<b>Mô hình 4 nhân tố (Phương trình 2)</b>						
Size	BM			1	2	3
	1	2	3			
		$\alpha_i$			t-test	
1	-0,003	-0,004	-0,000	-0,42	-0,58	-0,01
2	-0,000	-0,002	-0,004	0,07	-0,37	-0,61
		$\beta_{m,i}$			t-test	
1	0,561***	0,564***	0,561***	3,65	3,86	3,58
2	0,573***	0,539***	0,572***	3,67	3,66	3,70
		$\beta_{SMB,i}$			t-test	
1	0,863***	1,131***	1,128***	4,20	6,25	5,65
2	0,187	0,014	-0,093	0,93	0,07	-0,45
		$\beta_{HML,i}$			t-test	
1	-0,467**	0,155	0,502**	-2,16	0,75	2,02
2	-0,495*	0,136	0,536**	-1,86	0,80	2,38
		$\beta_{AQ,i}$			t-test	
1	-0,660*	-0,251	-0,615**	-1,69	-0,97	-2,11
2	-0,352	-0,705*	-0,591*	-1,34	-1,86	-1,74
		Adj.R <sup>2</sup>			F-test	
1	0,590	0,608	0,632	9,31***	15,60***	23,86***
2	0,543	0,515	0,538	5,87***	6,24***	7,54***

Ghi chú: Bảng 1 trình bày kết quả hồi quy của phương trình 1 và 2 của 6 danh mục phân theo quy mô và hệ số BM.  $\alpha_i$ ,  $\beta_{m,i}$ ,  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$  và  $\beta_{AQ,i}$  là các tham số phương trình 1 và 2. Kiểm định t-test đã được chữa lỗi phương sai sai số đồng nhất bằng lệnh robust trên stata sau khi đã kiểm tra lỗi tự tương quan bằng kiểm định Breusch-Godfrey. Kiểm định F-test được sử dụng để kiểm tra giả thiết có ít nhất một tham số của phương trình bằng 0.

\*\*\*: có ý nghĩa thống kê với  $p\text{-value} < 0,01$

\*\*: có ý nghĩa thống kê với  $p\text{-value} < 0,05$

\*: có ý nghĩa thống kê với  $p\text{-value} < 0,1$

phiên bản tác giả loại nhân tố quy mô và một phiên bản tác giả loại đồng thời cả nhân tố quy mô và nhân tố BM. Nếu mô hình trên định giá đúng thì hệ số chặn phải bằng 0, vì tài sản với hệ số beta=0 sẽ có

mức lợi suất bằng lãi suất phi rủi ro (Jagannathan & Wang, 2007; Petkova, 2006). Kết quả hồi quy của phương trình 3 và phương trình 4 cho thấy không có bằng chứng bác bỏ giả thiết  $H_0: \gamma_0 = 0$ , do đó ta

**Bảng 2: Kết quả hồi quy OLS của phương trình 3 và phương trình 4 đối với 06 danh mục Size-BM**

	$\overline{\gamma_0}$	$\overline{\gamma_m}$	$\overline{\gamma_{SMB}}$	$\overline{\gamma_{HML}}$	$\overline{\gamma_{AQF}}$	Average R-squared
<b>Phần A: 6 danh mục phân theo quy mô và BM</b>						
Phương trình 3	-0,017	0,030	0,001	0,014***		0,73
FM t-stat	-0,32	0,32	0,12	3,34		
NW t-stat	-0,33	0,33	0,12	3,35		
Phương trình 4	-0,008	0,012	0,001	0,014***	-0,004	0,86
FM t-stat	-0,15	0,12	0,16	3,28	-0,52	
NW t-stat	-0,16	0,12	0,16	3,44	-0,58	
Phương trình 4	-0,006	0,008		0,014***	-0,003	0,53
FM t-stat	-0,10	0,08		3,30	-0,40	
NW t-stat	-0,10	0,08		3,47	-0,41	
Phương trình 4	-0,014	0,02			-0,011	0,31
FM t-stat	-0,25	0,18			-1,35	
NW t-stat	-0,25	0,19			-1,32	

Chú thích:

$\overline{\gamma_m}$ : giá trị trung bình của  $\gamma_m$ , hệ số của hệ số tải nhân tố thị trường (the coefficients on the factor loading of the market factor)

$\overline{\gamma_{SMB}}$ : giá trị trung bình của  $\gamma_{SMB}$ , hệ số của hệ số tải nhân tố quy mô (the coefficients on the factor loading of the size factor)

$\overline{\gamma_{HML}}$ : giá trị trung bình của  $\gamma_{HML}$ , hệ số của hệ số tải nhân tố BM (the coefficients on the factor loading of the BM factor)

$\overline{\gamma_{AQF}}$ : giá trị trung bình của  $\gamma_{AQF}$ , hệ số của hệ số tải nhân tố quản trị thu nhập (the coefficients on the factor loading of the AQ factor)

FM t-stat: Kiểm định t-test được tính theo phương pháp của Fama-Macberth

NW t-stat: Kiểm định t-test được tính theo phương pháp của Newey-West, lag(2) để điều chỉnh lỗi phương sai sai số không đổi và tự tương quan của mô hình hồi quy

\*\*\*: có ý nghĩa thống kê với  $p\text{-value} < 0,01$

\*\*: có ý nghĩa thống kê với  $p\text{-value} < 0,05$

\*: có ý nghĩa thống kê với  $p\text{-value} < 0,1$

có thể kết luận rằng phương trình 3 và phương trình 4 giải thích biến động của lợi suất phụ trội của các danh mục phân theo quy mô và hệ số BM.

Tương đồng với kết quả của Mouselli & cộng sự (2013), kết quả trình bày ở bảng 2 cho thấy BM là nhân tố rủi ro duy nhất trong mô hình định giá tại Việt Nam.  $\overline{\gamma_{HML}}$  có ý nghĩa thống kê và khác 0 ở cả 03 phiên bản bao gồm nhân tố BM. Tuy nhiên nhân tố rủi ro thị trường  $\overline{\gamma_m}$  lại không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này trùng với kết quả của Mouselli & cộng sự (2013). Mặc dù khi đưa nhân tố AQ vào mô hình 3 nhân tố của Fama-French, hệ số R-square tăng lên

từ 73,4% đến 86,3% nhưng  $\overline{\gamma_{AQF}}$  lại không có ý nghĩa thống kê ở cả 4 phiên bản có bao gồm nhân tố AQF. Điều này cho thấy rằng nhân tố AQF không phải là nhân tố rủi ro trong mô hình định giá tài sản ở Việt Nam. Kết luận này trùng với kết quả nghiên cứu của Mouselli & cộng sự (2013) và Core & cộng sự (2008).

## 5. Kết luận

Như vậy, kết quả nghiên cứu cho thấy nhân tố quản trị thu nhập góp phần giải thích biến động theo thời gian của lợi suất phụ trội ở các danh mục tuy nhiên không tìm thấy bằng chứng cho thấy nhân tố

quản trị thu nhập giải thích biến động lợi suất phụ trội theo không gian giữa các danh mục. Do đó, nhân tố quản trị thu nhập không phải là một nhân tố rủi ro trong mô hình định giá. Kết quả này tương đồng với chứng minh của Mouselli & cộng sự (2013) và Core & cộng sự (2008). Hơn nữa kết quả nghiên cứu trên 6 danh mục phân theo quy mô và BM cho thấy nhân tố thị trường không phải là nhân tố rủi ro và không phản ánh rủi ro bất cân xứng thông tin. Kết luận này trái ngược lại với gợi ý của Lambert & cộng sự (2012). Tuy nhiên, kết quả trên cũng gợi ý rằng nhân tố bất cân xứng thông tin (được đo lường qua thước đo quản trị thu nhập) có thể là một nhân tố rủi ro không hệ thống và có thể được loại bỏ khi đa dạng hóa danh mục đầu tư, hoặc nhân tố rủi ro bất cân xứng thông tin có thể được phản ánh thông qua nhân tố HML trong mô hình định giá hoặc thước đo quản trị thu nhập không phản ánh rủi ro bất cân xứng thông tin.

#### **Các 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 II.2.23-2013.24.

#### **Tài liệu tham khảo**

- Bộ Tài chính (2012), *Thông tư số 52/2012/TTBTC hướng dẫn về việc công bố thông tin trên thị trường chứng khoán*, ban hành ngày 05 tháng 04 năm 2012.
- Callen J.L., M. Khan & H. Lu (2013), 'Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns', *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 269-295.
- Cohen Daniel A. (2008), 'Does information risk really matter? An analysis of the determinants and economic consequences of financial reporting quality', *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 15(2), 69-90.
- Core J.E., W.R Guay & R. Verdi (2008), 'Is accruals quality a priced risk factor?', *Journal of Accounting and Economics*, 46(1), 2-22.
- Dechow P., R. Sloan & A. Sweeney (1995), 'Detecting earnings management', *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- Dow James & Gary Gorton (1995), 'Profitable Informed Trading in a Simple General Equilibrium Model of Asset Pricing', *Journal of economic theory*, 67(2), 327-369.
- Easley David & Maureen O'hara (2004), 'Information and the cost of capital', *Journal of Finance*, 59(4), 1553-1583.
- Ecker Frank, Jennifer Francis, Irene Kim, Per M. Olsson & Katherine Schipper (2006), 'A returns-based representation of earnings quality', *The Accounting Review*, 81(4), 749-780.
- Fama Eugene F. & James D. MacBeth (1973), 'Risk, return, and equilibrium: Empirical tests', *The Journal of Political economy*, 607-636.
- Francis Jennifer, Ryan LaFond, Per Olsson & Katherine Schipper (2005), 'The market pricing of accruals quality', *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327.
- Iatridis George Emmanuel (2011), 'Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism', *International Review of Financial Analysis*, 20(2), 88-102.
- Jagannathan Ravi & Yong Wang (2007), 'Lazy Investors, Discretionary Consumption, and the Cross-Section of Stock Returns', *The Journal of Finance*, 62(4), 1623-1661.

Mặc dù kết quả nghiên cứu trên cho thấy chưa có bằng chứng về mặt lý thuyết nên đưa nhân tố quản trị thu nhập vào mô hình định giá tài sản ở Việt Nam, tuy nhiên về mặt thực tiễn kết quả trên cũng nêu ra những ứng dụng có ý nghĩa. Thứ nhất, quản trị thu nhập có mối tương quan mạnh đối với lợi suất chứng khoán tương lai theo thời gian, do đó nhà đầu tư khi xây dựng chiến lược đầu tư và lập danh mục cần quan tâm đến yếu tố này để tránh định giá sai các cổ phiếu có mức quản trị thu nhập cao và thấp. Thứ hai, quản trị thu nhập đại diện cho các hành vi có ý tác động vào lợi nhuận báo cáo do đó các cơ quan chức năng cần có biện pháp để hạn chế hành vi này nhằm nâng cao sự minh bạch thông tin trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Thứ ba, một trong các nguyên nhân quan trọng của hành vi quản trị thu nhập đó là mâu thuẫn đại diện, do vậy các công ty niêm yết và các công ty đại chúng cần có cơ chế quản trị công ty tốt và hiệu quả nhằm hạn chế hành vi trên.



- Jones J. J. (1991), 'Earnings Management During Import Relief Investigations', *Tạp chí Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Kim Dongcheol & Yaxuan Qi (2010), 'Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions', *The Accounting Review*, 85(3), 937-978.
- Kothari S. P., Andrew J. Leone & Charles E. Wasley (2005), 'Performance matched discretionary accrual measures', *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Lambert Richard A., Christian Leuz & Robert E. Verrecchia (2012), 'Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital', *The Review of Finance*, 16(1), 1-29.
- Liu Michelle & Peter Wysocki (2007), 'Cross-sectional determinants of information quality proxies and cost of capital measures', *Quarterly Journal of Finance*, 1650016.
- Mashruwala Christina A & Shamin D Mashruwala (2011), 'The pricing of accruals quality: January versus the rest of the year', *The Accounting Review*, 86(4), 1349-1381.
- Mohanram Partha & Shiva Rajgopal (2009), 'Is PIN priced risk?', *Journal of Accounting and Economics*, 47(3), 226-243.
- Mouselli Sulaiman, Aziz Jaafar & John Goddard (2013), 'Accruals quality, stock returns and asset pricing: Evidence from the UK', *International Review of Financial Analysis*, 30, 203-213.
- Petkova Ralitsa (2006), 'Do the Fama–French factors proxy for innovations in predictive variables?', *The Journal of Finance*, 61(2), 581-612.
- Phạm Thị Bích Vân (2013), 'Các cách đo lường sự trung thực của chỉ tiêu lợi nhuận', *Tạp chí Ngân hàng*, 1, 39-47.
- Sloan R. (1996), 'Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?', *The Accounting Review*, 71, 289-315.
- Wysocki Peter (2009), *Assessing earnings and accruals quality: US and international evidence*, Unpublished working paper, Cambridge: MIT Sloan School of Management.