

TĂNG TRƯỞNG TÀI SẢN - DỰ BÁO SUẤT SINH LỢI BẤT THƯỜNG CỦA CỔ PHIẾU TẠI VIỆT NAM

Huỳnh Thị Thúy Vy*
Trần Thị Họa Mi**

Tóm tắt

Bài viết nghiên cứu sự hiện hữu và ảnh hưởng của tăng trưởng tài sản lên suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 1 năm 2007 đến tháng 3 năm 2014. Bằng cách sử dụng phương pháp xây dựng danh mục đầu tư và hồi quy hai giai đoạn Fama-MacBeth, tồn tại mối tương quan âm giữa tăng trưởng tài sản và suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu, tuy nhiên tác động này không quá mạnh và dai dẳng. Cụ thể hơn đối với các công ty có quy mô lớn và nhỏ, mối tương quan này thể hiện rõ rệt. Trong khi đó, các công ty có quy mô trung bình thì mối quan hệ này không khả thi về mặt kinh tế lẫn thống kê.

Từ khóa: Danh mục đầu tư, hồi quy Fama – MacBeth, tăng trưởng tài sản, tỷ suất sinh lợi bất thường.

Mã số: 156.100615. Ngày nhận bài: 10/06/2015. Ngày hoàn thành biên tập: 20/05/2015. Ngày duyệt đăng: 10/06/2015.

Abstract

The paper examines the existence and the impact of asset growth on abnormal stock returns on the Vietnam stock market over the period 1/2007-3/2014. Using construction portfolio method and regression Fama-MacBeth two stages, a negative correlation exists between asset growth and abnormal stock returns, however this effect is not too strong and persistent. More specifically, for large and small companies, this relationship is clearly evident. Meanwhile, the company has average size, the relationship is not viable economically and statistically.

Key words: Abnormal returns, asset growth, Fama-Macbeth regression, portfolio

Paper No. 156.100615. Date of receipt: 10/06/2015. Date of revision: 05/08/2015. Date of approval: 05/08/2015.

1. Đặt Vấn Đề

Thị trường chứng khoán vẫn luôn được xem là một trong những kênh quan trọng hàng đầu đáp ứng nguồn cung vốn cho nền kinh tế Việt Nam và đang có xu hướng khởi sắc, sôi nổi trở lại. Một trong những dòng nghiên cứu chủ yếu về tài chính là suất sinh lợi trên thị trường chứng khoán. Tại sao suất sinh lợi kỳ vọng của một chứng khoán có thể thay đổi. Các mô hình nổi tiếng như CAPM, APT (Sharpe,

1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966; Merton, 1973; Ross, 1976) dựa trên sự đánh đổi giữa suất sinh lợi dự kiến - rủi ro mang lại tính chính xác trong lĩnh vực này và được xem như giả thuyết để dựa vào đó thử nghiệm một số mô hình thay thế trong các nghiên cứu khác. Phần lớn các nghiên cứu đã liên kết được đặc điểm công ty, chỉ số định giá dựa trên các đặc điểm kế toán khác nhau như thu nhập, lợi suất dòng tiền hoặc tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá trị thị

* ThS, Học viên Hành chính Quốc gia Hồ Chí Minh; Email: huynhv23@gmail.com

** ThS, Tung Mung International Co.Ltd Singapore, Việt Nam; Email: hoami1610@gmail.com

trường để xác định tỷ suất sinh lợi trung bình. Tuy nhiên, với các bất thường trên thị trường tài chính không thể được giải thích bằng một mô hình định giá tài sản hay lý thuyết mô hình trung tâm cụ thể nào. Một trong những nghiên cứu đầu tiên, Basu (1977) đã chứng minh cổ phiếu có tỷ số giá trên thu nhập thấp (P/E) thường có suất sinh lợi bất thường cao hơn so với cổ phiếu có P/E cao. Các tranh luận về bất thường tài chính liệu có được tạo ra bởi việc định giá sai hay bởi một số yếu tố rủi ro có giá trên thị trường. Nhiều dự đoán xuất phát từ lập luận các nhà đầu tư đã phản ứng thái quá/phản ứng dưới mức với các thông tin (Lakonishok, Schleifer và Vishny (1994), Doukas và cộng sự (2002)).

Tuy nhiên, những nghiên cứu này chủ yếu được tiến hành tại thị trường Mỹ, mặc dù một số bằng chứng về sự tồn tại của bất thường cũng được tìm thấy từ các thị trường Úc (Phillip Gray & Jessica (2011), Grey & Johnson (2011), Anh (Sanjay & Sabrina (2004))... Nhưng liệu rằng đối với một thị trường chứng khoán nhỏ hơn và kém hiệu quả hơn như thị trường chứng khoán Việt Nam, mối quan hệ tiềm năng giữa tăng trưởng tài sản và suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu sẽ như thế nào, hay cụ thể hơn là mối quan hệ giữa các khoản mục trong bảng cân đối kế toán với suất sinh lợi cổ phiếu có hỗ trợ cho mối quan hệ giữa suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu và tăng trưởng tài sản hay không. Nếu có tồn tại mối quan hệ giữa tăng trưởng tổng tài sản và suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu thì liệu rằng các bất thường liên quan đến tăng trưởng có phụ thuộc vào quy mô công ty hay không. Do đó, bài viết lấp đầy nghiên cứu về mối quan hệ này dựa trên phương pháp xây dựng danh mục đầu tư và hồi quy hai giai đoạn Fama-MacBeth trong giai đoạn từ tháng 1/2007 đến

tháng 3/2014 trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Bố cục của bài viết được trình bày như sau: Tác giả sẽ mô tả ngắn gọn tổng quan lý thuyết trong phần 2. Dữ liệu nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu được trình bày trong phần 3. Phần 4 sẽ trình bày kết quả nghiên cứu. Và cuối cùng kết luận được trình bày trong phần 5.

2. Tổng quan lý thuyết

Giả thuyết thị trường hiệu quả (EMH) đã được các học giả tranh cãi nhiều nhất và nghiên cứu kể từ khi được giới thiệu vào năm 1960 bởi Eugen Fama (1965). Giả thuyết thị trường hiệu quả bao gồm ba hình thức khác nhau: thị trường hiệu quả dạng mạnh, dạng vừa và dạng yếu. Sự khác biệt chính trong các hình thức là làm thế nào giá cả phản ánh mức độ khác nhau của thông tin. Hàm ý chính từ sự minh bạch của thông tin là những loại phân tích nào sẽ có lợi cho các nhà đầu tư để kiếm được suất sinh lợi vượt trội trên thị trường. Khi xem xét hình thức yếu nhất của giả thuyết thị trường hiệu quả, giá cổ phiếu trong tương lai không thể dự đoán bằng cách phân tích hành vi giá hay hiệu suất trong quá khứ. Điều này cho thấy nhà đầu tư không có khả năng có được lợi nhuận một cách hệ thống từ sự thiếu hiệu quả, mặc dù theo phân tích cơ bản suất sinh lợi vượt trội không hệ thống có thể có được trong ngắn hạn.

Mặc dù giả thuyết thị trường hiệu quả mô tả khuôn khổ cơ bản và cấu trúc của thị trường tài chính, nhưng tự nó không cung cấp một công cụ cho việc định giá tài sản trên thị trường. Sự ra đời của lý thuyết định giá tài sản được đánh dấu bằng một trong các lý thuyết nổi bật nhất cho đến nay, mô hình định giá tài sản vốn (CAPM) của Sharpe (1964), Lintner (1965) và Black (1972), được xây dựng trên

những giả định của lý thuyết thị trường hiệu quả. CAPM mô tả một mối tương quan dương giữa suất sinh lợi kỳ vọng và các yếu tố beta của chứng khoán, ý tưởng của mô hình cho rằng beta phản ánh tất cả rủi ro trong suất sinh lợi kỳ vọng.

Tuy nhiên, một số nghiên cứu ra đời sau mô hình CAPM đã ghi nhận beta không có khả năng phản ánh tất cả các rủi ro (Ang và cộng sự (2006); Fu (2009); Petkova (2006); Petkova Jagannathan và Wang (1996)). Giá thị trường trong lý thuyết được hình thành bởi mô hình cân bằng xác định cho trước, mặt khác lại phụ thuộc vào lý thuyết mô hình trung tâm và giả thuyết thị trường hiệu quả, do đó nếu có một sự bất thường nào thì ngụ ý hoặc thị trường không hiệu quả hoặc một mô hình cân bằng không chính xác.

Một trong những xu hướng nghiên cứu gần đây tập trung vào khả năng dự báo tỷ suất sinh lợi của cổ phiếu dựa trên sự tăng trưởng trong các khoản mục của bảng cân đối kế toán. Những nghiên cứu này có thể được chia thành ba nhóm chính, đó là tăng trưởng các khoản dồn tích (Sloan 1996), tăng trưởng đầu tư (Titman và cộng sự 2004) và tăng trưởng tài trợ bên ngoài (Woodgate 2008). Các kết quả thực nghiệm tìm thấy mối tương quan âm giữa các khoản mục bảng cân đối của các công ty mở rộng tài sản và hiệu suất giá cổ phiếu công ty sau này.

Cooper và cộng sự (2008) những người đầu tiên nghiên cứu suất sinh lợi bất thường liên quan đến tăng trưởng tài sản bằng cách sử dụng sự thay đổi trong tổng tài sản như là một đại diện cho sự phát triển của công ty và tìm thấy bằng chứng thuyết phục rằng các công ty có tốc độ tăng trưởng tài sản thấp hơn cho kết quả tốt hơn các công ty có tốc độ tăng trưởng tài sản cao. Fama & French (2008); Chan và

cộng sự, (2008); Lipson và cộng sự, (2010) cũng tìm thấy bằng chứng tương tự về suất sinh lợi bất thường của tăng trưởng tài sản và cung cấp các giải thích khác nhau cho những điều chỉnh của các bất thường này.

Trái ngược với Cooper và cộng sự (2008), Fama và French (2008) nghiên cứu bất thường tăng trưởng tài sản, quy mô, giá trị, lợi nhuận, dồn tích, phát hành chứng khoán ròng, và momentum bất thường. Sử dụng tổng tài sản với một điều chỉnh của cổ phiếu lưu hành điều chỉnh chia tách để đo lường tăng trưởng tài sản của công ty nhằm tránh bị chi phối và thiên lệch trong kết quả của cổ phiếu vốn hóa rất nhỏ hoặc vài cổ phiếu lớn. Fama và French kiểm tra suất sinh lợi trung bình của các cổ phiếu vốn hóa rất nhỏ, cổ phiếu nhỏ, và cổ phiếu lớn, tìm thấy tăng trưởng tài sản bất thường trong suất sinh lợi trung bình của cổ phiếu vốn hóa rất nhỏ và cổ phiếu nhỏ, nhưng không tìm thấy bất kỳ bằng chứng cho sự tồn tại của sự bất thường đối với cổ phiếu lớn. Vì vậy, mặc dù sự tăng trưởng tài sản bất thường có ý nghĩa, nhưng nó không phải là yếu tố về kinh tế.

3. Phương pháp nghiên cứu

Bài viết xem xét mối quan hệ tiềm năng giữa tăng trưởng tài sản với suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam, và liệu ảnh hưởng của tăng trưởng tài sản có phụ thuộc vào quy mô công ty hay không.

Hai cách tiếp cận được sử dụng để xác định bất thường tăng trưởng là xây dựng danh mục đầu tư dựa trên biến bất thường và hồi quy hai giai đoạn Fama-MacBeth (1973).

Ưu điểm chính của phương pháp xây dựng danh mục đầu tư là sự đơn giản và tính minh bạch của phương pháp, không gây ra bất kỳ hạn chế tuyến tính và do đó kết quả dễ dàng áp dụng

thực tế. Hạn chế chủ yếu của phương pháp này là không xác định được mối quan hệ giữa các biến và suất sinh lợi chứng khoán, do đó không cung cấp các ước tính trực tiếp của hiệu ứng biên, mà chỉ cho phép kiểm định một số giới hạn các biến do đó hạn chế khả năng bao gồm các biến giải thích tiềm năng khác để kiểm tra.

Trong khi đó, hồi quy Fama-MacBeth cung cấp ước tính trực tiếp về tác động biên của biến giải thích và đồng thời kiểm tra các mối quan hệ tiềm năng. Tuy nhiên, đối với các biến được chọn, hình thức tuyến tính giả định có thể là không chính xác, dẫn đến kết quả sai

lệch. Tuy nhiên các biến giải thích trong phân tích chéo có thể có mối quan hệ chặt chẽ với nhau, tức đa cộng tuyến.

Để tránh những thiếu sót của cả hai phương pháp và cung cấp cái nhìn tổng quan hơn về hiệu ứng tăng trưởng tài sản. Bài viết sử dụng cả hai phương pháp để đo lường ước tính biên khả năng của hiệu ứng và cung cấp thêm bằng chứng về sự tồn tại của bất thường tăng trưởng tài sản.

Các biến trong bài viết được đo lường dựa trên nghiên cứu thực nghiệm của Cooper và cộng sự (2008):

Tên biến	Biến	Công thức tính
r_i	Suất sinh lợi cổ phiếu i	$\text{Log}(P_i/P_{i-1})$
R_i	Suất sinh lợi vượt trội	$R_i = (r_i - r_f)$, r_f : lãi suất tín phiếu kho bạc 3 tháng
ASSETG	Tốc độ tăng trưởng tài sản	Tốc độ tăng trưởng tổng tài sản hàng quý $((\text{assets}_{t-1} - \text{assets}_{t-2}) / (\text{assets}_{t-2}))$
MV	Giá trị vốn hóa thị trường	Số lượng cổ phiếu đang lưu hành x Giá cuối quý (trăm tỷ đồng)
BM	Tỷ số giá trị sổ sách/ giá trị thị trường	Giá trị sổ sách vốn chủ sở hữu (BE) chia cho giá trị thị trường vốn chủ sở hữu (ME), cuối mỗi quý
E/P	Thu nhập/ giá	Thu nhập trên mỗi cổ phần (EPS)/ Giá cuối quý
ROA	Tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản	ROA là thu nhập hoạt động trước khi khấu hao chia cho quy mô tổng tài sản cuối quý.
LEV	Đòn bẩy	Tổng các khoản nợ dài hạn và nợ phải trả ngắn hạn chia cho tổng tài sản mỗi quý.
SALESG	Tăng trưởng doanh số	Tốc độ tăng trưởng hàng quý trong doanh số bán hàng.
BHRET12	Suất sinh lợi 12 tháng	Suất sinh lợi 12 tháng mua và nắm giữ từ tháng $(t-12)$ đến tháng $(t-1) = [(1 + r_{t-1}) \times \dots \times (1 + r_{t-12}) - 1]$ trong đó r_i là suất sinh lợi trong tháng i .
L2ASSETG	Tốc độ tăng trưởng tài sản	Tốc độ tăng trưởng tài sản lấy trễ 1 quý $(\text{assets}_{t-2} - \text{assets}_{t-3}) / \text{assets}_{t-3}$
CI	Đầu tư vốn bất thường	Thay đổi trong tài sản dài hạn chia cho bình quân 4 quý trước đó $[\Delta \Delta \text{LASSET}_t / ((\Delta \Delta \text{LASSET}_{t-1} + \Delta \Delta \text{LASSET}_{t-2} + \Delta \Delta \text{LASSET}_{t-3} + \Delta \Delta \text{LASSET}_{t-4}) / 4)$

NOA	Tài sản hoạt động thuần	Tài sản thuần từ hoạt động là sự khác biệt giữa tài sản hoạt động (OA) và công nợ hoạt động (CV) OA = tổng tài sản - tiền mặt và đầu tư ngắn hạn CV = tổng tài sản - nợ phải trả ngắn hạn - nợ dài hạn - lợi ích cổ đông thiểu số
NOA/A		Tài sản thuần từ hoạt động chia cho tổng tài sản cuối quý
ACCRUAL	Dồn tích	Dồn tích = [(thay đổi giá trị tài sản hiện tại - sự thay đổi bằng tiền mặt) - (thay đổi trong nợ ngắn hạn - thay đổi trong thuế phải nộp) - Chi phí khấu hao]/ tổng tài sản trung bình.
INSURANCE		$\log[ME_t/ME_{t-3}] - r_t$, ME_{t-3} là giá trị thị trường vốn cổ phần trễ 3 kỳ, r_t là suất sinh lợi kỳ t.

Để đo lường suất sinh lợi bất thường hàng quý của danh mục đầu tư, bài viết hồi quy suất sinh lợi vượt trội theo lãi suất phi rủi ro hàng quý trong mô hình thị trường CAPM. Phương trình hồi quy theo sau:

$$r_{jt} - r_{ft} = \alpha_j + \beta_j \cdot (r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot R_{Mt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Trong đó: r_{jt} là suất sinh lợi hàng quý của danh mục đầu tư j , r_{ft} là suất sinh lợi phi rủi ro lấy theo quý, r_{mt} là suất sinh lợi thị trường (suất sinh lợi của chỉ số VN-index), và ε_{jt} là trung bình suất sinh lợi bất thường hàng quý của danh mục đầu tư j , R_{jt} là suất sinh lợi vượt trội hàng quý của danh mục j quý t , R_{Mt} là suất sinh lợi thị trường vượt trội quý t (phần bù rủi ro thị trường).

Hệ số chặn Jensen alpha (α_j) trong mô hình (2) đo lường suất sinh lợi bất thường của danh mục đầu tư hàng quý. Ý tưởng cơ bản của phân tích hiệu quả đầu tư của danh mục là không chỉ xem xét tỷ suất sinh lợi của danh mục mà còn phải quan tâm đến rủi ro của danh mục đó. Hệ số Jensen là một trong những thước đo giúp xác định xem một danh mục đầu tư đạt được tỷ suất sinh lợi có tương xứng với mức độ rủi ro của danh mục hay không. Nếu giá trị α là

dương và có ý nghĩa thống kê thì danh mục đầu tư đạt được tỷ suất sinh lợi vượt mức so với mong đợi. Nói tóm lại, hệ số α_j là biểu hiện của thu nhập bất thường của chứng khoán, hệ số α_j khác không và α_j dương càng cao thì danh mục đầu tư càng hiệu quả.

Để phân tích tác động biên của tăng trưởng tài sản đến suất sinh lợi cổ phiếu, bài viết sử dụng hồi quy hai giai đoạn Fama và MacBeth. Trong hồi quy Fama-Macbeth, suất sinh lợi cổ phiếu mỗi quý hồi quy với các biến kiểm soát khác, để có được trung bình chuỗi thời gian của hệ số hồi quy hàng quý, từ đó cung cấp các ước tính cuối cùng cho hệ số góc của các biến trong suất sinh lợi.

Mô hình hồi quy được sử dụng để ước lượng cho hệ số hàng quý:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt} X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Trong đó, R_{it} là suất sinh lợi vượt trội của cổ phiếu i trong quý t . N_t là tổng số cổ phiếu

trong quý t, có thể thay đổi từ quý này sang quý khác. T là tổng số quý trong mẫu. X_{kit} là các biến giải thích tiềm năng suất sinh lợi kỳ vọng. Với một bộ biến cơ sở của các yếu tố quyết định suất sinh lợi, bài viết sử dụng tốc độ tăng trưởng tổng tài sản quý trước (ASSETG), log tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường (BM), vốn hóa thị trường (MV), và biến suất sinh lợi lấy trễ 12 tháng (RET12M), tỷ số thu nhập trên giá (EP), dồn tích (ACCRUAL) (Fama & French 1992, Jegadeesh & Titman 1993, DeBondt & Thaler 1985).

Dữ liệu nghiêm cứu bao gồm tất cả cổ phiếu niêm yết trên 2 sàn chứng khoán HNX và HOSE từ tháng 1 năm 2007 đến tháng 3 năm 2014. Tất cả các công ty tài chính như ngân hàng, bảo hiểm, chứng khoán, các quỹ do đặc thù của những ngành này không phù hợp với mục tiêu nghiên cứu nên bị loại ra khỏi mẫu, là một thực tế phổ biến trong hầu hết các nghiên cứu bất thường. Các công ty không đủ dữ liệu trong suốt kỳ nghiên cứu và các công ty có số liệu bất thường cũng bị loại

ra. Một lý do cho việc loại các công ty này là nguyên tắc kế toán khác nhau mà bài viết dựa trên thông tin kế toán, điều này có thể dẫn đến các kết quả bị thiên vị. Để đảm bảo số lượng hợp lý của các công ty trong các mẫu và sự sẵn có của các thông tin báo cáo, các kiểm định danh mục đầu tư thực hiện trong bài viết này bắt đầu từ quý 1 năm 2007 và kết thúc vào quý 1 năm 2014. Từ cách làm trên, ta thu được một bảng dữ liệu gồm 191 công ty, trong vòng 29 quý từ Q1/2007 – Q1/2014, tạo thành một bảng gồm 5539 công ty - quý quan sát. Tất cả suất sinh lợi chứng khoán và thông tin kế toán được thu thập từ gói dữ liệu của 2 trang web www.cophieu68.vn và www.vietstock.vn. Lãi suất tín phiếu kho bạc kỳ hạn 3 tháng được lấy làm lãi suất phi rủi ro được thu thập từ www.globalfinancialdata.com.

4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 1 mô tả dữ liệu các biến nghiên cứu sau khi xây dựng danh mục đầu tư dựa trên tăng trưởng tài sản. Tỷ số giá trị sổ sách trên

Bảng 1: Danh mục đầu tư dựa trên tăng trưởng tài sản

P	ASSETG	BM	MV	EP	ROA	LEV	SALESG	BHRET12	L2ASSETG	ACCRUAL
1	-0.0199	0.9889	41.0099	0.2683	0.0259	0.5450	0.0760	0.0188	0.0651	-0.0167
2	-0.0095	0.9164	61.2643	0.2587	0.0323	0.5092	0.0557	-0.0299	0.0590	-0.0136
3	-0.0058	0.9515	82.6315	0.2548	0.0383	0.4769	0.0429	-0.0191	0.0295	-0.0076
4	-0.0034	0.8375	97.3799	0.2544	0.0317	0.4653	0.0024	-0.0158	0.0256	-0.0045
5	-0.0017	0.8069	83.8728	0.2135	0.0215	0.4696	0.0103	-0.0347	0.0328	-0.0042
6	-0.0003	1.1116	99.8862	0.1683	0.0280	0.4877	0.2873	0.0191	0.3226	0.0575
7	0.0009	0.7261	86.4766	0.1764	0.0170	0.4755	-0.0109	0.0558	0.0162	0.0009
8	0.0027	0.7770	81.8174	0.1739	0.0248	0.4449	-0.0273	-0.0263	0.0221	-0.0061
9	0.0054	0.8102	44.8042	0.1633	0.0213	0.4358	-0.0288	-0.0365	0.0305	-0.0081
10	0.0361	0.8882	28.5274	0.2128	0.0209	0.4776	0.0241	-0.0342	0.1134	0.0349
Spread (10-1)	0.0559	-0.1007	-12.4826	-0.0554	-0.0051	-0.0675	-0.0519	-0.0530	0.0483	0.0516
T	16.52	-2.19	-2.42	-2.08	-1.27	-5.36	-2.54	-3.03	2.90	2.48

Ghi chú: Giá trị trong mỗi ô là trung bình chuỗi thời gian.

giá trị thị trường không tiết lộ bất kỳ sự thay đổi quan trọng nào giữa các danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản, mặc dù có vẻ như tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá trị thị trường của các danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản thấp thì cao hơn trong các danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản cao. Các công ty có tỷ số BM cao nhất nằm trong danh mục đầu tư P6. Điều này phù hợp với kết quả của Lipson & cộng sự (2010), bằng chứng cho thấy bất thường tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường tách biệt với bất thường tăng trưởng tài sản. Thêm vào đó, biến quy mô công ty cho thấy có sự khác biệt trong giá trị trung bình quy mô của danh mục tăng trưởng tài sản cao P10 và danh mục tăng trưởng tài sản thấp P1. Danh mục P1 có quy mô lớn hơn danh mục P10 rất nhiều. Tuy nhiên danh mục có trung bình quy mô lớn nhất lại thuộc nhóm danh mục trung bình P6.

Bảng 2 trình bày suất sinh lợi của 10 danh mục với trọng số bằng nhau trong khoảng thời gian mẫu. Bảng A của Bảng 2 cho thấy danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản cao nhất trong suốt khoảng thời gian mẫu là danh mục đầu tư cho kết quả thấp nhất tính theo trọng số

bằng nhau với -0.87% suất sinh lợi bình quân gia quyền hàng quý. Điều đáng ngạc nhiên là danh mục đầu tư cho kết quả tốt nhất trong toàn bộ mẫu lại là danh mục có tốc độ tăng trưởng tài sản ở mức trung bình với 2.09% suất sinh lợi hàng quý. Nhìn chung, mô hình tuyến tính trong suất sinh lợi cổ phiếu trọng số bằng nhau cho thấy mối tương quan âm giữa suất sinh lợi cổ phiếu và tăng trưởng tài sản quý trước.

Theo Bảng B của Bảng 2, suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro của tất cả mười danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản bao gồm suất sinh lợi vượt trội so với lãi suất tín phiếu kho bạc kỳ hạn 3 tháng và các hệ số Jensen alpha. Kết quả tìm thấy có sự tồn tại suất sinh lợi bất thường khi phân loại danh mục theo tăng trưởng tổng tài sản, hệ số Jensen alpha của danh mục tăng trưởng tài sản cao nhất P10 mang dấu âm, hệ số Jensen alpha của danh mục tăng trưởng tài sản thấp nhất P1 mang dấu dương. Điều này cho thấy có tồn tại mối tương quan âm giữa tăng trưởng tổng tài sản và suất sinh lợi bất thường.

Bảng 2. Danh mục tăng trưởng tài sản và tỷ suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro

Bảng A: Tỷ suất sinh lợi của 10 danh mục đầu tư trong suốt thời kỳ mẫu.

P	1(Low)	2	3	4	5	6	7	8	9	10 (High)
Return	0.0061	0.0065	-0.0031	-0.0013	-0.0048	0.0209	-0.0029	0.0019	0.0009	-0.0087
Std	0.0741	0.0705	0.0649	0.0557	0.0608	0.0774	0.0631	0.0602	0.0657	0.0693

Bảng B: Tỷ suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro.

P	1(Low)	2	3	4	5	6	7	8	9	10(high)	Srpead (10-1)
Beta	-0.0916383	-.274138*	-0.28282*	-.283282*	-0.25703*	-.272116*	-.250641*	0.26283*	0.26462*	.262044*	-.009773
t-sta	-1.20	-4.83	-4.99	-4.91	-4.21	-4.82	-4.35	4.42	4.46	4.48	-0.38
Jensen alpha	.020038**	.01744**	.01568**	.012194***	.0226*	.020727*	.020608*	-0.019*	-0.0198*	-.021419*	.00595***
t-sta	2.18	2.56	2.31	1.76	3.07	3.06	2.98	-2.62	-2.77	-3.05	1.94

Ghi chú: Dấu *, **, *** lần lượt có ý nghĩa ở mức 1%, 5%, 10%

Tiếp đến, bài viết kiểm tra sự tồn tại và mức độ tác động của hiệu ứng tăng trưởng tài sản đối với từng nhóm quy mô theo Fama & French (2008). Đầu tiên, dữ liệu được chia thành ba nhóm quy mô khác nhau: các công ty nhỏ, vừa và lớn. Phân bổ được thực hiện bằng cách sử dụng giá đóng cửa của công ty cuối mỗi quý và giới hạn về kích thước nhóm bằng 33%. Vì vậy, 33% các công ty có giá trị thị trường nhỏ nhất được phân bổ vào nhóm quy mô nhỏ và các công ty có 33% giá trị thị trường cao nhất được phân vào nhóm quy mô lớn. Phần còn lại được phân bổ vào nhóm quy mô vừa.

Bảng 3 cho thấy sự tồn tại và mức độ tác động của hiệu ứng tăng trưởng tài sản phụ thuộc vào quy mô của các công ty trong mẫu. Danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản cao là danh mục cho kết quả thấp nhất trong 3 nhóm danh mục phân loại theo quy mô. Đặc biệt trong nhóm các công ty quy mô lớn hiệu quả của danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản cao kém hơn các nhóm danh mục còn lại. Danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản thấp P1 dường như không phải là danh mục thực hiện tốt nhất. Khía cạnh này giúp hỗ trợ nhiều hơn để lập luận rằng sự bất thường tăng trưởng tài sản chủ yếu được hỗ trợ bởi sự yếu kém của các công ty tăng trưởng tài sản cao.

Bảng 3. Danh mục tăng trưởng tài sản và suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro trong các nhóm quy mô khác nhau.

Bảng A: Suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro của nhóm công ty quy mô nhỏ

	P1 (low)	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
Beta	-.2419622*	-.3023203*	-.2721655*	-.2915386*	-.2410214*	-.2466498*	-.2416324*	.2882039*	.2332009*	.2720229*
<i>t-sta</i>	-3.38	-3.24	-3.12	-4.34	-2.97	-3.55	-3.42	4.08	3.73	3.82
Jensen alpha	0.0155819***	0.0110662	0.0124334	0.0171773**	0.0163726***	0.0239494*	0.0217513**	-.0180753**	-.021215*	-.0231792*
<i>t-sta</i>	1.81	0.99	1.19	2.13	1.68	2.87	2.57	-2.13	-2.82	-2.71

Bảng B: Suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro của nhóm công ty quy mô trung bình

	P1 (low)	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
Beta	-.2815819*	-.2681577*	-.2414146*	-.02816359*	-.2860675*	.2952834*	.2938802*	.2565191*	.261777*	.2637274*
<i>t-sta</i>	-4.48	-4.01	-4.13	-4.19	-4.24	5.47	4.47	4.44	4.12	4.25
Jensen alpha	.0114852	.0174242**	.014614**	.0206113**	.0244362*	-.0156953**	-.0199663**	-.0230473*	-.0194783**	-.0200186*
<i>t-sta</i>	1.52	2.17	2.08	2.55	3.01	-2.42	-2.53	-3.32	-2.55	-2.69

Bảng C: Suất sinh lợi điều chỉnh rủi ro của nhóm công ty quy mô lớn

	P1 (low)	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
Beta	-.2425173*	-.2504327*	-.3196418*	-.2649956*	-.2340161*	-.3050612*	.2721562*	.2622275*	.2260058*	.2538793*
<i>t-sta</i>	-4.01	-5.23	-6.48	-4.95	-3.86	-6.03	4.38	4.65	4.42	4.67
Jensen alpha	.0164538**	.0159686*	.0107486***	.0211336*	.0180505**	.0148921**	-.0159069**	-.0209023*	-.0240636*	-.0248694*
<i>t-sta</i>	2.27	2.78	1.81	3.29	2.48	2.45	-2.13	-3.09	-3.92	-3.80

Ghi chú: Dấu *, **, *** lần lượt có ý nghĩa ở mức 1%, 5% và 10%.

Đối với các công ty vừa và nhỏ, suất sinh lợi bất thường không thấy rõ được mối quan hệ với tăng trưởng tài sản. Tuy nhiên danh mục tăng trưởng tài sản có suất sinh lợi bất thường cao nhất lại là danh mục có tăng trưởng tài sản trung bình P5. Những kết quả này chủ yếu giải thích bởi hiệu suất tương đối kém của danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản thấp và do sự yếu kém của các danh mục đầu tư tăng trưởng tài sản cao.

Tác động tăng trưởng tài sản dường như có một chút mạnh đáng ngạc nhiên trong những công ty lớn, phù hợp với kết quả của Lipton & cộng sự (2010) và Cooper & cộng sự (2008), nhưng ngược với kết quả của Fama & French (2008). Trong số các công ty nhỏ, hiệu quả tăng trưởng tài sản dường như vẫn quan trọng, mặc dù ít quan trọng hơn so với các công ty lớn. Với các công ty quy mô trung bình các kết quả cũng cho thấy một số mối tương quan âm giữa tăng trưởng tài sản và suất sinh lợi cổ phiếu.

Sự bất thường dường như chủ yếu là do sự yếu kém của các cổ phiếu tăng trưởng tài sản cao. Từ quan điểm tài chính hành vi (Cooper & cộng sự (2008), Lam & Wei (2010)), điều này có thể chỉ ra các nhà đầu tư đang phản ứng thái quá với tăng trưởng tài sản cao, nhưng không phản ứng dưới mức với tăng trưởng tài sản thấp.

So sánh hiệu quả tăng trưởng tài sản với các nhân tố khác¹

Trong mô hình 1 của Bảng 4, hệ số tăng trưởng tài sản có ý nghĩa thống kê ở mức 1%,

khẳng định mối tương quan âm và có ý nghĩa kinh tế chặt chẽ giữa tăng trưởng tài sản và suất sinh lợi. Hệ số của các biến kiểm soát như giá trị sổ sách trên thị trường (BM) thì mạnh đáng kể, nhưng vốn hóa (MV) lại cho thấy các dấu hiệu dự kiến trên hệ số âm tương ứng ít quan trọng hơn BM. Quy mô và tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường là yếu tố quyết định quan trọng của lợi nhuận cổ phiếu trong thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời kỳ mẫu, tương tự các kết quả thực nghiệm của Fama và French (1992).

Trong mô hình 2, khi đưa vào mô hình thêm hệ số tốc độ tăng trưởng trễ so với quý trước (L2ASSETG, tốc độ tăng trưởng tài sản từ quý -3 đến -2) như là một biến kiểm soát, do đó mô hình kiểm tra sự bền bỉ của biến tăng trưởng tài sản, kết quả cho thấy mức ý nghĩa của biến này là không đáng kể, trong khi các biến khác vẫn có ý nghĩa.

Khi bổ sung biến kiểm soát E/P trong mô hình 3, thì biến tăng trưởng tài sản đã mất dần đi mức quan trọng trong việc quyết định lợi nhuận cổ phiếu (*t-statistic* là 1.47), tỷ số sổ sách trên giá trị thị trường, quy mô, vẫn giải thích tốt cho suất sinh lợi của cổ phiếu tương tự như mô hình nghiên cứu của Fama- French (1992).

Trong các mô hình khác khi đưa thêm các biến kiểm soát khác vào CI, NOA/A, ACCRUAL, ISSUARANCE, SALESG, BHRET12, kết quả cho thấy các biến ASSETG, BM, MV là những biến giải thích tốt nhất cho

¹ Khi tính toán Tương quan Pearson, kết quả cho thấy suất sinh lợi của việc mua và nắm giữ trong 1 năm có ảnh hưởng đến suất sinh lợi kỳ vọng.

Khi sắp xếp theo quy mô nhóm các công ty nhỏ, vừa và lớn, kết quả hồi quy cho thấy biến BM là ổn định nhất, khả năng giải thích tốt cho biến phụ thuộc trong cả ba nhóm quy mô. MV thể hiện sự sụt giảm tương tự trong ý nghĩa từ hồi quy của các công ty lớn đến các công ty nhỏ. Trong hồi quy với tốc độ tăng trưởng tài sản, đầu tư vốn CI là không đáng kể trong bất kỳ các nhóm quy mô; tốc độ tăng trưởng doanh số bán hàng bị ảnh hưởng bởi các công ty lớn nhưng không đáng kể trong khi mối quan hệ trong nhóm quy mô nhỏ và vừa dường như không xuất hiện, ảnh hưởng của đòn tích cũng không bị ảnh hưởng trong bất kỳ nhóm quy mô nào.

Bảng 4: Hồi quy Fama-Macbeth suất sinh lợi cổ phiếu hàng quý với tăng trưởng tài sản và các biến khác

VARIABLES		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
ASSETG	<i>beta</i>	-0.166**	-0.160**	-0.0952	-0.187*	-0.185*	-0.179*	-0.171**	-0.164**	-0.0325
		(-0.0667)	(-0.0684)	(-0.0649)	(-0.0669)	(-0.0685)	(-0.0679)	(-0.0707)	(-0.0675)	(-0.058)
BM	<i>beta</i>	0.00979*	0.00978*	0.0113*	0.00977*	0.00908*	0.00973*	0.0148*	0.00977*	-0.00187
		(-0.00249)	(-0.00246)	(-0.00268)	(-0.00251)	(-0.00218)	(-0.00251)	(-0.00275)	(-0.0025)	(-0.00163)
MV	<i>beta</i>	-1.91e-05*	-1.87e-05*	-1.93e-05*	-1.94e-05*	-1.85e-05*	-1.90e-05*	-2.06e-05*	-1.91e-05*	3.06E-06
		(-6.39E-06)	(-6.32E-06)	(-6.45E-06)	(-6.48E-06)	(-6.39E-06)	(-6.40E-06)	(-6.33E-06)	(-6.29E-06)	(-4.50E-06)
L2ASSETG	<i>beta</i>	.	0.08
		.	(-0.0772)
EP	<i>beta</i>	.	.	0.0222*
		.	.	(-0.00611)
CI	<i>beta</i>	.	.	.	0.00182
		.	.	.	(-0.002)
NOA/A_1	<i>beta</i>	0.000376
		(-0.00447)
ACCRUAL	<i>beta</i>	-0.000998	.	.	.
		(-0.00431)	.	.	.
ISSUANCE	<i>beta</i>	-0.0495*	.	.
		(-0.00789)	.	.
SALESG	<i>beta</i>	0.00162	.
		(-0.00272)	.
BHRET12	<i>beta</i>	0.147*
		(-0.0161)
Constant	<i>beta</i>	-0.00695	-0.0073	-0.0123	-0.00714	-0.00685	-0.00697	-0.0107	-0.00675	0.00573
		(-0.0102)	(-0.0101)	(-0.00949)	(-0.0101)	(-0.00957)	(-0.0102)	(-0.00989)	(-0.0102)	(-0.00682)
Observations		5,539	5,539	5,539	5,539	5,539	5,539	5,539	5,539	5,539
R-squared		0.042	0.048	0.069	0.047	0.059	0.047	0.094	0.047	0.308

Ghi chú : Trong ngoặc đơn là giá trị SE. *, **, *** lần lượt có ý nghĩa ở mức 1%, 5%, 10%

lợi nhuận của cổ phiếu, các biến khác ít có ý nghĩa ngoại trừ biến ISSUANCE.

Như vậy, rõ ràng mô hình hồi quy Fama - Macbeth cung cấp bằng chứng mạnh mẽ về sự tồn tại bất thường của tăng trưởng tài sản ở thị trường Việt Nam trong toàn bộ mẫu và khi đưa thêm vào mô hình các biến kiểm soát khác

nhau. Tác động của sự tăng trưởng tài sản vẫn là yếu tố quyết định đáng kể đến lợi nhuận của cổ phiếu, biến tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường có ý nghĩa đáng kể nhưng khả năng giải thích ít hơn so với biến tăng trưởng tài sản, quy mô công ty tuy có ý nghĩa nhưng dường như khả năng giải thích cho suất sinh lợi của cổ phiếu là rất thấp.

Phân tách tăng trưởng tài sản

Tăng trưởng tổng tài sản nắm bắt được tăng trưởng tổng hợp của một công ty. Nhưng liệu rằng tăng trưởng trong khoản mục khác

nhau của tốc độ tăng trưởng tài sản có thống nhất mối quan hệ âm với suất sinh lợi hiệu lực hay không? Để giải quyết câu hỏi này, bài viết phân tách biến tăng trưởng tài sản vào các thành phần bằng cân đối kế toán.

Bảng 5: Hồi quy Fama-MacBeth cho tất cả các công ty: Phân tách tăng trưởng tài sản thành đầu tư và tài trợ

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
VARIABLES	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
$\Delta \Delta\text{cash}$	0.00974 (0.00785)				-0.194* (0.0719)					
$\Delta \Delta\text{CurAsst}$		-0.00315 (0.00277)			-0.208* (0.0745)					
$\Delta \Delta\text{PPE}$			0.0209 (0.0149)		-0.179** (0.0715)					
$\Delta \Delta\text{OthAssets}$				0.000605 (0.00257)	-0.205* (0.0742)					
$\Delta \Delta\text{OpLiab}$						-0.00945 (0.00567)				-0.208* (0.0754)
$\Delta \Delta\text{Debt}$							-0.000872 (0.0104)			-0.171** (0.0782)
$\Delta \Delta\text{Stock}$								-0.0186 (0.0161)		-0.212* (0.0730)
$\Delta \Delta\text{RE}$									0.00558 (0.00369)	-0.189** (0.0746)
Constant	-0.000816 (0.00905)	0.000638 (0.00907)	-0.000831 (0.00907)	-0.000718 (0.00896)	0.000915 (0.00913)	-0.00101 (0.00907)	-0.000957 (0.00910)	-0.00110 (0.00913)	-0.00107 (0.00913)	-0.00126 (0.00925)
Observations	5,539	5,539	5,538	5,539	5,538	5,539	5,539	5,539	5,539	5,539
R-squared	0.006	0.005	0.007	0.005	0.027	0.005	0.005	0.006	0.005	0.025

Ghi chú : Trong ngoặc đơn là giá trị SE, *, **, *** lần lượt có ý nghĩa ở mức 1%, 5%, 10%

² Kết quả phân tách tăng trưởng tài sản theo hồi quy Fama – MacBeth đối với các nhóm quy mô, từ quan điểm phân tách đầu tư thấy rõ mối tương quan âm giữa suất sinh lợi cổ phiếu và các thành phần của đầu tư tài sản khi gộp chung trong mô hình với nhóm quy mô nhỏ và lớn. Tuy nhiên khi tách riêng từng thành phần thì mối quan hệ này lại mất đi. Đối với nhóm quy mô vừa thì kết quả cho thấy không tồn tại mối quan hệ giữa các thành phần tăng trưởng tài sản và suất sinh lợi.

Khi xét tăng trưởng tài sản từ quan điểm nguồn tài trợ. Trong các nhóm quy mô, tốc độ tăng trưởng trong vốn vay có tác động mạnh trong các công ty nhỏ, nhưng trong các công ty lớn thì tác động của vốn vay và vốn cổ phần là như nhau. Đối với nhóm quy mô vừa, không tồn tại mối quan hệ giữa suất sinh lợi và các thành phần tăng trưởng tài sản khi xét theo quan điểm tài trợ. Như vậy, ảnh hưởng tăng trưởng tài sản khác nhau giữa các nhóm quy mô là do tác động của từng khoản mục trong bảng cân đối thay đổi

Bài viết sử dụng hồi quy Fama-MacBeth, thực hiện hồi quy cho tất cả các công ty cũng như cho các nhóm quy mô. Từ quan điểm đầu tư tài sản, khi bao gồm tất cả bốn thành phần đầu tư trong các hồi quy mẫu, bài viết tìm thấy mối tương quan âm giữa suất sinh lợi cổ phiếu và các thành phần của tăng trưởng tài sản cho toàn bộ mẫu trong Bảng 5. Kết quả cho thấy đối với phía đầu tư của bảng cân đối, tồn tại một mối quan hệ đặc biệt mạnh cho những thay đổi về tài sản hoạt động (tài sản ngắn hạn phi tiền tệ cộng PPE). Phát hiện này tương tự như Fairfield, Whisenant, và Yohn (2003). Khi tách riêng từng thành phần của tăng trưởng tài sản phía đầu tư thì kết quả thấy rằng mối quan hệ giữa từng biến thành phần và suất sinh lợi là không tồn tại. Khi xét tăng trưởng tài sản từ quan điểm nguồn tài trợ, bài viết cũng thực hiện hồi quy Fama – Macbeth tương tự như quan điểm đầu tư tài sản đối với tất cả các công ty và các nhóm quy mô khác nhau. Tăng trưởng nợ và vốn cổ phần, lợi nhuận giữ lại có tương quan âm với suất sinh lợi. Phát hiện này phù hợp với phát hiện của Richardson & Sloan (2003), Pontiff & Woodgate (2008), và Billet, Flannery, và Garfinkel (2007). Tuy nhiên, với phía đầu tư của bảng cân đối, mối quan hệ giữa suất sinh lợi và các thành phần của tài trợ khi tách riêng là không mạnh như mối quan hệ giữa suất sinh lợi và tăng trưởng tổng tài sản.

Kết quả phân tách trong Bảng 5 cung cấp cái nhìn sâu sắc hơn lý do tại sao tăng trưởng tài sản hoạt động rất tốt trong việc dự đoán suất sinh lợi kỳ vọng. Bởi vì tốc độ tăng trưởng tài sản là tổng của các thành phần phụ của sự tăng trưởng từ phía bên trái hoặc bên phải của bảng cân đối, được hưởng lợi từ khả năng dự đoán của tất cả các thành phần phụ.

Phát hiện này phù hợp với nghiên cứu của Fama & French (2008) tại thị trường Mỹ, tìm thấy tốc độ tăng trưởng tài sản là một yếu tố

dự báo rất mạnh suất sinh lợi trên tất cả các công ty, nhưng có ít khả năng giải thích đáng kể cho suất sinh lợi công ty lớn. Khi vốn chủ sở hữu là một thành phần quan trọng của ảnh hưởng tăng trưởng tài sản đối với các công ty lớn, nếu loại bỏ thành phần vốn chủ sở hữu sẽ làm giảm bớt hiệu suất ảnh hưởng tăng trưởng tài sản. Ngược lại, thước đo tăng trưởng tài sản, trong đó bao gồm tất cả các thành phần tài trợ lớn, không chỉ là một yếu tố dự báo mạnh của suất sinh lợi trên tất cả các cổ phiếu, mà còn là một yếu tố dự báo mạnh suất sinh lợi cho các công ty có vốn hóa lớn.

5. Kết luận

Kết quả từ phân loại danh mục đầu tư và hồi quy hai giai đoạn Fama-Macbeth chỉ ra rằng tồn tại mối tương quan âm giữa tăng trưởng tổng tài sản và suất sinh lợi bất thường của cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Tốc độ tăng trưởng tài sản là một yếu tố quyết định lợi nhuận cổ phiếu cũng như dựa vào các yếu tố khác tác động đến suất sinh lợi cổ phiếu như: quy mô, tỷ số giá trị sổ sách trên giá trị thị trường vốn cổ phần, E/P.

Bất thường liên quan đến tăng trưởng tài sản phụ thuộc vào quy mô của công ty, phù hợp với các kết quả của Fama & French (2008), nhưng ngược với nghiên cứu của Cooper & cộng sự (2008) và Lipson & cộng sự (2010). Tuy nhiên, Fama & French (2008) thấy rằng bất thường chỉ tồn tại trong cổ phiếu vốn hóa nhỏ và rất nhỏ, theo kết quả bài viết bất thường cũng tồn tại giữa các công ty lớn và nhỏ, chỉ là không tìm thấy được giữa các công ty quy mô vừa. Suất sinh lợi là lớn nhất trong các công ty quy mô lớn, nhưng không phải là điển hình cho hầu hết các bất thường được điều khiển bởi cổ phiếu vốn hóa nhỏ hoặc cổ phiếu vốn hóa rất nhỏ (Fama & French, 2008). Bài viết không tìm thấy bằng chứng về sự tồn tại của

bất thường tăng trưởng tài sản giữa các công ty quy mô vừa trên thị trường chứng khoán Việt Nam, điều này giải thích tại sao các kết quả từ phương pháp phân loại danh mục đầu tư có trọng số bằng nhau không cung cấp kết quả mạnh mẽ của suất sinh lợi bất thường.

Mặc dù bài viết đã sử dụng cả hai phương pháp trong nghiên cứu để tránh nhược điểm tiềm năng và những sai lệch trong kết quả,

những hạn chế về phương pháp chủ yếu vẫn có thể ảnh hưởng đến kết quả. Thêm vào đó là các biến kiểm soát của bất thường tăng trưởng tài sản có khả năng bị bỏ qua trong hồi quy có thể ảnh hưởng đến kết quả. Tuy nhiên, tác giả đã hồi quy tỷ suất sinh lợi kỳ vọng với một số yếu tố được biết ảnh hưởng đến lợi nhuận cổ phiếu và kết quả là phù hợp với các nghiên cứu trước đây. □

Tài liệu tham khảo

1. Banz, 1981, *The relationship between return and market value of common stocks*, Journal of Financial Economics 9, 3-18.
2. Basu, S, 1977, *Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis*, Journal of Finance 32, 663- 682.
3. Cooper, M. J., Gulen, H., Schill, M. J, 2008, *Asset growth and the cross-section of stock returns*, Journal of Finance 63, 1609-1651.
4. Fama, E. F., French, K. R, 1993, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, Journal of Financial Economics 33, 3-56.
5. Fama, E. F., French, K. R, 2008, *Dissecting anomalies*, Journal of Finance 63, 1653-1678.
6. Gompers, P. and Metrick, A., 2001, *Institutional investors and equity prices*, Quarterly Journal of Economics 116, 229-59.
7. Haugen, R. and Baker, N., 1996, *Commonality in the determinants of expected stock returns*, Journal of Financial Economics 41, 401-39.
8. Jagannathan, R., Wang, Z, 1996, *The conditional CAPM and the cross-section of expected returns*, The Journal of Finance 51, 3-53.
9. Jensen, M, 1986, *Agency costs and free cash flow, corporate finance and takeovers*, American Economic Review 76, 659-665.
10. Lintner, J, 1965, *Security prices, risk and maximal gains from diversification*, Journal of Finance 20, 587-615.
11. Miller, M. and Scholes, M., 1982, *Dividends and taxes: some empirical evidence*, Journal of Political Economy 90, 1118-41.
12. Merton, R, 1973, *An intertemporal capital asset pricing model*, Econometrica 41, 867-887.
13. Sharpe, W., 1964, *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance 19, 425-442.
14. Sloan, R. 1996, *Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?*, Accounting Review 71, 289-315.
15. Titman, S., Wei, K.C. J., Xie, F, 2004, *Capital investments and stock returns*, Journal of Financial and Quantitative Analysis 39, 677-700.