

**Đo lường thị trường hiệu quả qua các mô hình nhân tố -  
Nghiên cứu thực nghiệm tại Sở Giao Dịch Chứng Khoán Thành phố Hồ Chí Minh**  
**Measuring market efficiency using factor models -  
An empirical study on the Ho Chi Minh Stock Exchange**

Phạm Hoàng Thạch<sup>1\*</sup>

<sup>1</sup>Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

\*Tác giả liên hệ, Email: thach.ph@ou.edu.vn

**THÔNG TIN**

**TÓM TẮT**

DOI:10.46223/HCMCOUJS.  
econ.vi.20.1.3482.2025

Ngày nhận: 07/06/2024

Ngày nhận lại: 30/07/2024

Duyệt đăng: 09/08/2024

Mã phân loại JEL:

G11; G12; G14

*Từ khóa:*

danh mục mô phỏng rủi ro;  
danh mục đầu tư; mô hình  
nhân tố; thị trường hiệu quả

*Keywords:*

risk-mimicking portfolios,  
portfolio construction; factor  
models; market efficiency

Mục tiêu nghiên cứu trong bài báo này nhằm đánh giá tính hiệu quả của thị trường chứng khoán với mẫu nghiên cứu tập trung trên Sở Giao Dịch Chứng Khoán Thành Phố Hồ Chí Minh. Bài báo sử dụng các mô hình chỉ số đơn và mô hình đa nhân tố để nghiên cứu các rủi ro liên quan trên thị trường này. Kết quả nghiên cứu trong bài báo này chỉ ra rằng rủi ro thị trường đo lường qua VN-index chưa thể tổng quát hóa hết các rủi ro trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Do vậy, việc bổ sung thêm các nhân tố khác sẽ tăng cường tính hiệu quả giải thích rủi ro và từ đó làm cơ sở đánh giá hiệu quả của thị trường tốt hơn. Cụ thể, nghiên cứu cho thấy mô hình năm nhân tố sử dụng rủi ro thị trường (đại diện bởi VN-index), rủi ro liên quan đến khác biệt trong qui mô công ty (nhân tố qui mô đại diện bởi danh mục SMB), rủi ro liên quan đến khác biệt trong giá trị công ty (nhân tố giá trị đại diện bởi danh mục HML), rủi ro liên quan đến khác biệt lợi nhuận (nhân tố lợi nhuận đại diện bởi danh mục RMW), và rủi ro liên quan đến khác biệt trong đầu tư (nhân tố đầu tư đại diện bởi danh mục CMA) đo lường hiệu quả tốt hơn mô hình chỉ sử dụng một nhân tố rủi ro thị trường (VN-index) hoặc mô hình ba nhân tố sử dụng rủi ro thị trường (VN-index), rủi ro liên quan đến khác biệt trong qui mô công ty (SMB), rủi ro liên quan đến khác biệt trong giá trị công ty (HML). Các mô hình này cũng có thể được dùng để đánh giá hiệu quả đầu tư của các nhà đầu tư cá nhân và các nhà đầu tư tổ chức.

**ABSTRACT**

This paper aims to evaluate market efficiency with a focus on the Ho Chi Minh Stock Exchange. The single index and multiple factor models are used to examine related risks for this market. This paper shows that the market risk measured by the VN-index cannot measure all the risk on the Ho Chi Minh Stock Exchange. Therefore, adding risk factors will enhance the effectiveness of explaining stock returns and using those models to measure market efficiency. The results indicate that the five-factor model consisting of the market risk (proxied by the VN-index), the size-mimicking risk (size factor proxied by the SMB portfolio), the value-mimicking risk (value factor proxied by the HML portfolio),

the profitability-mimicking risk (profitability factor proxied by the RMW portfolio), and the investment-mimicking risk (investment factor proxied by the CMA portfolio) is the best model to explain risk in the Ho Chi Minh Stock Exchange, compared to the single factor model using only the market risk (VN-index) and the three-factor model using the market risk (VN-index), the Size-Mimicking Risk (SMB), and the value-mimicking risk (HML). These factor models are also used to evaluate the performance of individual and institutional investments.

## 1. Đặt vấn đề

Thị trường chứng khoán Việt Nam phát triển từ năm 2000 trở thành một kênh cung cấp vốn quan trọng trong nền kinh tế. Bên cạnh đó các nhà đầu tư cũng xem thị trường chứng khoán là một kênh đầu tư hiệu quả. Việc đánh giá thị trường hiệu quả sẽ mang lại công cụ để các nhà làm chính sách có cơ sở để xây dựng và phát triển thị trường. Do đó, trong bài báo này, tác giả sẽ kiểm tra lý thuyết thị trường hiệu quả sử dụng số liệu thực nghiệm trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh.

Harvey và Liu (2019) tổng hợp các kết quả nghiên cứu từ các bài báo khoa học và thấy rằng có rất nhiều nhân tố có thể giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán ở cả mức độ công ty và danh mục. Tuy nhiên một số vấn đề có thể thấy rằng thứ nhất các nghiên cứu này thường tập trung ở Mỹ và các nền kinh tế phát triển tương đương Mỹ. Điều này tạo ra sự thiên lệch trong nghiên cứu (Hanauer & Lauterbach, 2019). Thứ hai, cấu trúc nền kinh tế của các thị trường cận biên và thị trường đang phát triển khác với thị trường đã phát triển do vậy các nhân tố được tìm thấy là hiệu quả ở các nước phát triển có thể không phù hợp với thị trường đang phát triển (Pham, 2023; Ragab & ctg., 2020). Thứ ba, các nhân tố đã hiệu quả trong quá khứ có thể không còn hoặc giảm hiệu quả giải thích tại thời điểm hiện tại vì các nhà đầu tư trên thị trường tận dụng sự hiệu quả của các nhân tố này để giao dịch kiếm lời (Jacobs & Müller, 2020; Pham, 2023). Hiện nay tại thị trường chứng khoán Việt Nam mới chỉ công bố chỉ số chứng khoán dùng để đo lường biến động của thị trường. Chúng ta chưa có công bố các danh mục mô phỏng để đo lường các rủi ro khác. Các nghiên cứu ở Việt Nam phần lớn tập trung vào các nhân tố ở mức độ công ty. Các nghiên cứu ở mức độ danh mục chưa nhiều và hạn chế thông qua một số ít các nghiên cứu của Hoang và Phan (2019), Tran và cộng sự (2013). Do vậy, trong bài báo này, tác giả sẽ sử dụng các mô hình nhân tố để đo lường rủi ro trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Từ đó làm cơ sở đánh giá tính hiệu quả trên thị trường này.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Trong lý thuyết tài chính, các mô hình định giá tài sản dựa trên giả định các nhà đầu tư ra quyết định dựa trên các cơ sở khoa học và thị trường là hiệu quả (Fama, 2014). Trong nghiên cứu thực nghiệm, các học giả đo lường tính hiệu quả thông qua các mô hình chỉ số, đánh giá rủi ro trên thị trường. Mô hình định giá tài sản vốn (CAPM) được phát triển bởi Sharpe (1964) là một trong những mô hình quan trọng để đo lường rủi ro hệ thống của các tài sản. Từ đó xác định được tỷ suất sinh lời tương ứng của các tài sản đó. Mô hình này được xây dựng dựa trên lý thuyết danh mục đầu tư hiện đại được phát triển bởi Markowitz (1952). Markowitz (1952) xây dựng lý thuyết danh mục đầu tư hiện đại dựa trên kỹ thuật phân tích tỷ suất sinh lời bình quân và phương sai. Lý thuyết này cho rằng nhà đầu tư có thể tăng thêm tỷ suất sinh lời bằng cách chấp nhận thêm rủi ro và ngược lại. Theo phương pháp phân tích này, tỷ suất sinh lời và rủi ro là một

hàm phi tuyến. Tuy nhiên, theo CAPM, tỷ suất sinh lời của một tài sản có mối quan hệ đồng biến và tuyến tính với rủi ro hệ thống đo lường thông qua hệ số beta.

Tuy nhiên, mô hình CAPM thường bị bác bỏ trong các nghiên cứu thực nghiệm (Ali & Badhani, 2021; Fama & French, 1993, 2015). Điều đó chứng tỏ rủi ro thị trường được đo lường thông qua biến động của chỉ số chứng khoán trong mô hình CAPM chưa giải thích đầy đủ các biến động trong tỷ suất sinh lời. Ross (1976) đã phát triển mô hình kinh doanh chênh lệch giá APT để khắc phục nhược điểm này. Trong mô hình này, Ross cho rằng có nhiều nhân tố rủi ro có thể giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán. Tác giả chỉ ra rằng áp lực kinh doanh chênh lệch giá sẽ đẩy các tài sản về vị trí cân bằng. Hay nói cách khác khi các tài sản được định giá đúng, lợi nhuận của kinh doanh chênh lệch giá sẽ mất đi. Mô hình APT có một số lợi thế so với mô hình CAPM. Thứ nhất mô hình APT tổng quát hơn mô hình CAPM vì có thể sử dụng nhiều nhân tố rủi ro để giải thích tỷ suất sinh lời. Thứ hai mô hình APT không phụ thuộc danh mục thị trường như mô hình CAPM.

Fama và French (1993) thấy rằng mô hình ba nhân tố bao gồm rủi ro từ thị trường, rủi ro từ qui mô, và rủi ro từ giá trị doanh nghiệp giải thích tỷ suất sinh lời tốt hơn mô hình CAPM tại thị trường chứng khoán Mỹ. Fama và French (1993, 1998) quan sát thấy rằng cổ phiếu các công ty nhỏ có tỷ suất sinh lời cao hơn những công ty lớn và cổ phiếu các công ty giá trị có tỷ suất sinh lời cao hơn những công ty có giá trị thấp. Như vậy, nhân tố qui mô và giá trị công ty là một trong những nguồn gây ra rủi ro có thể giải thích cho tỷ suất sinh lời của chứng khoán. Mô hình ba nhân tố này cũng cho thấy tính hiệu quả tại thị trường Hong Kong, Hàn Quốc, Malaysia, và Phillipines (Drew, 2003); thị trường Bắc Mỹ, Nhật, Châu Á Thái Bình Dương, và Châu Âu (Fama & French, 2017); và thị trường Trung Quốc (Hu & ctg., 2019). Mô hình ba nhân tố này cũng được kiểm chứng hiệu quả giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán ở các nền kinh tế mới nổi ở Châu Á và Châu Âu (Balakrishnan, 2016; Rashid & ctg., 2018; Xie & Qu, 2016). Alhashel (2021), Vasishth và cộng sự (2021) cũng thấy rằng danh mục được xây dựng từ các chứng khoán có qui mô nhỏ có tỷ suất sinh lời cao hơn danh mục được xây dựng từ các chứng khoán có qui mô lớn ở các nước trong Cộng Đồng Hợp Tác Vùng Vịnh (GCC) và Ấn Độ. Như vậy, tồn tại mối quan hệ tỷ lệ nghịch giữa tỷ suất sinh lời của chứng khoán và qui mô. Nói cách khác qui mô là một nhân tố giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán. Bên cạnh đó, Alhashel (2021), Hanauer và Lauterbach (2019) cũng nhận thấy rằng các công ty có giá trị cao (tỷ số giá trị sổ sách trên thị giá cao) có tỷ suất sinh lời cao hơn các công ty có giá trị thấp (tỷ số giá trị sổ sách trên thị giá thấp). Cụ thể tỷ suất sinh lời của các danh mục được xây dựng từ các chứng khoán của các công ty có giá trị cao cao hơn các danh mục được xây dựng từ các chứng khoán của các công ty có giá trị thấp. Như vậy, giá trị công ty cũng là một nhân tố giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán.

Fama và French (2015) xây dựng mô hình năm nhân tố nhằm cải thiện hiệu quả của mô hình ba nhân tố. Hai nhân tố mới được đưa vào để giải thích tỷ suất sinh lời là nhân tố lợi nhuận và nhân tố đầu tư. Các nhà nghiên cứu thấy rằng cổ phiếu của các công ty có lợi nhuận lớn sẽ có tỷ suất sinh lời cao hơn những công ty có lợi nhuận nhỏ (Ball & ctg., 2015; Fama & French, 2015); tuy nhiên cổ phiếu của các công ty có vốn đầu tư lớn lại có tỷ suất sinh lời thấp hơn các công ty có vốn đầu tư thấp (Fama & French, 2015; Hou & ctg., 2015). Do vậy, lợi nhuận và đầu tư là một trong nhiều nhân tố rủi ro để giải thích tỷ suất sinh lời. Leite và cộng sự (2018) thấy rằng mô hình năm nhân tố có hiệu quả cao hơn mô hình ba nhân tố ở trên khi giải thích tỷ suất sinh lời ở 12 nền kinh tế mới nổi ở các nước Mỹ Latinh, Châu Á, và Đông Âu. Tuy nhiên, nghiên cứu này cũng chỉ ra rằng nhân tố rủi ro đến từ khác biệt giá trị, khác biệt lợi nhuận và khác biệt đầu tư có hiệu quả ít hơn nhân tố rủi ro đến từ khác biệt qui mô (Leite & ctg., 2018).

Tương tự, Asad và Cheema (2017) cũng thấy rằng mô hình năm nhân tố hiệu quả hơn mô hình CAPM (Sharpe, 1964), mô hình ba nhân tố (Fama & French, 1993), và mô hình bốn nhân tố (Carhart, 1997). Cooper và cộng sự (2024) nhận thấy rằng nhân tố đầu tư là nhân tố quan trọng giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán ở Mỹ. Trước đó, Kilic và cộng sự (2022) thấy rằng danh mục xây dựng bởi các công ty có đầu tư cao mang lại lợi nhuận cao hơn các danh mục xây dựng bởi các công ty có đầu tư thấp hơn trên thị trường này. Như vậy, việc bổ sung nhân tố lợi nhuận và đầu tư có thể mang lại hiệu quả cao hơn khi giải thích tỷ suất sinh lời.

Hiện nay, trong nghiên cứu thực nghiệm, các nhà nghiên cứu thấy rằng có rất nhiều các nhân tố khác ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lời và có thể là đại diện cho các nhân tố rủi ro. Ví dụ, Hanauer và Lauterbach (2019), Zaremba và Maydybura (2019) thấy rằng nhân tố khác biệt động lượng đo lường bằng tích của tỷ suất sinh lời chứng khoán tích lũy trong vòng 01 năm trước đó có khả năng giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán. Wang và cộng sự (2021) cũng nhận thấy rằng các danh mục xây dựng dựa trên các chứng khoán có động lượng cao có tỷ suất sinh lời cao hơn các danh mục bao gồm các chứng khoán có động lượng thấp hơn trên Sở Giao Dịch Chứng Khoán New York. Amihud (2002), Amihud và cộng sự (2015) tìm thấy bằng chứng các chứng khoán có thanh khoản thấp có rủi ro cao hơn các chứng khoán có thanh khoản cao trên thị trường Mỹ và trên thị trường quốc tế. Chen và cộng sự (2019) cũng thấy rằng danh mục bao gồm các cổ phiếu có tính thanh khoản thấp có tỷ suất sinh lời cao hơn các danh mục bao gồm các cổ phiếu có tính thanh khoản cao. Bali và Cakici (2004), Mselmi và cộng sự (2019) cho thấy các chứng khoán có rủi ro cao đo lường thông qua giá trị VaR có tỷ suất sinh lời cao hơn các chứng khoán có VaR thấp hơn trên thị trường chứng khoán Mỹ và Pháp. Ling và Cao (2020) cũng nhận thấy rằng tỷ suất sinh lời của các danh mục các cổ phiếu có giá trị VaR cao cao hơn các danh mục có giá trị VaR thấp trên thị trường chứng khoán Trung Quốc.

Có thể thấy rằng chủ yếu các nghiên cứu tập trung ở Mỹ và các thị trường phát triển. Do vậy, việc kiểm tra các nhân tố này ở các thị trường mới nổi hay cận biên như Việt Nam sẽ là chứng cứ quan trọng để bổ khuyết cho lý thuyết và thực nghiệm vì cấu trúc của các nền kinh tế mới nổi và cận biên khác với các nền kinh tế đã phát triển lâu đời như Mỹ. Tại Việt Nam, ngoài các chỉ số chứng khoán sử dụng để đo lường rủi ro thị trường, các nhân tố mô phỏng rủi ro khác như các nhân tố qui mô, giá trị, lợi nhuận, đầu tư chưa được nghiên cứu đầy đủ và chưa được công bố trên thị trường. Hơn nữa, ở Việt Nam, việc nghiên cứu các rủi ro ở dạng danh mục mô phỏng các nhân tố rủi ro còn ít tuy nhiên các nghiên cứu này cũng nhận thấy rằng mô hình đa nhân tố giải thích tỷ suất sinh lời tốt hơn mô hình CAPM (Hoang & Phan, 2019; Tran & ctg., 2013). Cụ thể, Tran và cộng sự (2013) thấy rằng mô hình ba nhân tố đo lường tỷ suất sinh lời hiệu quả hơn mô hình CAPM tại thị trường Việt Nam. Trong khi Hoang và Phan (2019) thấy rằng các nhân tố giá trị, qui mô, thanh khoản có thể giải thích tỷ suất sinh lời của chứng khoán Việt Nam. Do vậy, trong bài báo này, tác giả sẽ kiểm tra thị trường hiệu quả của Sở giao dịch chứng khoán Hồ Chí Minh sử dụng mô hình một nhân tố (rủi ro thị trường), mô hình ba nhân tố (Fama & French, 1993) và mô hình năm nhân tố (Fama & French, 2015).

### 3. Phương pháp nghiên cứu

Fama (2014) chỉ ra rằng thị trường hiệu quả và các mô hình định giá tài sản là hai trụ cột của lý thuyết tài chính. Ông cho rằng thị trường có ba dạng hiệu quả: hiệu quả dạng yếu, hiệu quả dạng trung bình và hiệu quả dạng mạnh (Fama, 1970). Trong thị trường hiệu quả dạng yếu, các nhà đầu tư chỉ cần quan tâm thông tin về dữ liệu giá giao dịch trong quá khứ. Trong thị trường hiệu quả dạng trung bình, các nhà đầu tư ngoài thông tin dữ liệu giá giao dịch trong quá khứ cần quan tâm đến các thông tin được công bố trên thị trường liên quan đến các chứng khoán.

Trong thị trường hiệu quả dạng mạnh, ngoài các thông tin trong thị trường hiệu quả trung bình, các nhà đầu tư cần quan tâm đến các thông tin liên quan đến giao dịch trong nội bộ. Để kiểm tra thị trường hiệu quả, Fama (2014) đề xuất sử dụng các mô hình định giá tài sản để mô tả tỷ suất sinh lời của các chứng khoán khi thị trường cân bằng. Bài báo sử dụng ba mô hình định giá tài sản: mô hình chỉ số đơn (một nhân tố) (mô hình 1), mô hình ba nhân tố (mô hình 2) và mô hình năm nhân tố (mô hình 3) để kiểm tra giả thuyết thị trường hiệu quả trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. Ba mô hình này tương ứng với ba mô hình hồi qui để đo lường hiệu quả của các nhân tố rủi ro trong việc giải thích tỷ suất sinh lời của các danh mục đa dạng hóa theo thời gian. Nếu các nhân tố rủi ro giải thích đầy đủ biến động tỷ suất sinh lời của các danh mục đa dạng hóa, thị trường được coi là hiệu quả. Ngược lại các nhân tố rủi ro trong mô hình chưa giải thích hết các rủi ro hay thị trường chưa hiệu quả. Trong trường hợp các nhân tố đề xuất giải thích được hết các rủi ro của chứng khoán, hệ số Alpha của mô hình sẽ không có ý nghĩa thống kê (Fama & French, 2015; Mselmi & ctg., 2019; Pham, 2023). Để đánh giá đồng thời các hệ số Alpha của các danh mục đa dạng hóa có bằng 0 hay không, bài báo sử dụng kiểm định GRS được phát triển bởi Gibbons và cộng sự (1989). Kiểm định này được sử dụng rộng rãi để kiểm tra các mô hình định giá tài sản (Fama & French, 2017; Kamstra & Shi, 2024; Mselmi & ctg., 2019; Pham, 2023). Cụ thể, ba mô hình được sử dụng như sau:

$$R_P - R_F = \alpha + \beta_{MKT}MKT + \epsilon \quad (1)$$

$$R_P - R_F = \alpha + \beta_{MKT}MKT + \beta_{SMB}SMB + \beta_{CMA}HML + \epsilon \quad (2)$$

$$R_P - R_F = \alpha + \beta_{MKT}MKT + \beta_{SMB}SMB + \beta_{CMA}HML + \beta_{RMW}RMW + \beta_{CMA}CMA + \epsilon \quad (3)$$

Trong đó:

$R_P$ : tỷ suất sinh lời của danh mục được đa dạng hóa

$R_F$ : lãi suất phi rủi ro

$MKT$ : rủi ro thị trường

$SMB$ : nhân tố qui mô

$HML$ : nhân tố giá trị

$RMW$ : nhân tố lợi nhuận

$CMA$ : nhân tố đầu tư

$\beta$ : độ nhạy cảm của tỷ suất sinh lời của danh mục đa dạng hóa khi các nhân tố biến động

$\alpha$ : hệ số tự do

$\epsilon$ : phần dư của mô hình

Bài báo sử dụng mẫu bao gồm 100 công ty có vốn hóa lớn nhất, loại trừ các ngành tài chính, ngân hàng, bảo hiểm, và bất động sản vì các ngành này có đòn bẩy lớn và bản chất hoạt động kinh doanh của các ngành này khác với các ngành còn lại. Mẫu được thu thập theo tháng từ tháng 12 năm 2010 đến tháng 12 năm 2019. Danh mục được đa dạng hóa được tạo lập bởi trộn các cổ phiếu vào 02 nhóm qui mô lớn (B) và nhỏ (S) dựa vào trung vị của vốn hóa thị trường của các cổ phiếu và 03 nhóm giá trị cao (H), trung bình (M) và thấp (L) dựa vào phân vị 30<sup>th</sup> và 70<sup>th</sup> của tỷ số giá trị sổ sách trên vốn hóa. Như vậy sẽ có 06 nhóm danh mục được đa dạng hóa là SH, SM, SL, BH, BM, và BL.  $MKT$  đo lường rủi ro của thị trường và là tỷ suất sinh lời thặng dư của VN-index ( $R_M - R_F$ ). Lãi suất phi rủi ro ( $R_F$ ) được đo lường bằng lãi suất của trái phiếu chính phủ Việt Nam kì hạn 10 năm.  $SMB$  là danh mục mô phỏng nhân tố qui mô được tạo lập bởi lấy

tỷ suất sinh lời của danh mục các cổ phiếu có vốn hóa thấp (S) trừ danh mục các cổ phiếu có vốn hóa cao (B). Biến qui mô của cổ phiếu (Size) được đo lường thông qua hàm logarithm của vốn hóa thị trường (MV) của chứng khoán đó để tạo tính liên tục và đối xứng cho dữ liệu nhằm làm tăng hiệu quả của các hàm hồi qui (Fama & French, 2015). Việc phân tách các cổ phiếu vào 02 nhóm B và S dựa vào trung vị của biến qui mô của các cổ phiếu (Pham, 2023). HML là danh mục mô phỏng nhân tố giá trị được tạo lập bởi lấy tỷ suất sinh lời của danh mục các cổ phiếu có giá trị cao (H) trừ danh mục các cổ phiếu có giá trị thấp (L). Tương tự như biến qui mô công ty, biến giá trị công ty (Value) cũng được đo lường thông qua hàm logarithm của tỷ số giá trị sổ sách trên vốn hóa (BV/MV) (Fama & French, 2015). Việc phân tách các cổ phiếu vào 02 nhóm này dựa vào trung vị của biến giá trị công ty (Pham, 2023). RMW là danh mục mô phỏng nhân tố lợi nhuận được tạo lập bởi lấy tỷ suất sinh lời của danh mục có lợi nhuận hoạt động cao (R) trừ danh mục có lợi nhuận hoạt động thấp (W). Lợi nhuận hoạt động của công ty (OP) được tính bằng doanh thu (Rev) đã trừ giá vốn hàng bán (COGS), chi phí bán hàng và chi phí quản lý (SGA) và lãi vay (IE) chia cho giá trị sổ sách (BV) (Fama & French, 2015). Việc phân tách các cổ phiếu vào 02 nhóm này dựa vào trung vị của lợi nhuận hoạt động (Pham, 2023). CMA là danh mục mô phỏng nhân tố đầu tư được tạo lập bởi lấy tỷ suất sinh lời của danh mục các cổ phiếu có tỷ lệ đầu tư thấp (C) trừ danh mục các cổ phiếu có tỷ lệ đầu tư cao (A). Tỷ lệ đầu tư (I) là tốc độ tăng trưởng tổng tài sản (TA) của công ty (Fama & French, 2015). Việc phân tách các cổ phiếu vào 02 nhóm này dựa vào trung vị của tốc độ tăng trưởng này (Pham, 2023). Các danh mục được tạo lập một năm một lần vào ngày 31 tháng 12 của năm này và được giữ đến ngày 31 tháng 12 của năm sau. Dữ liệu được thu thập từ hệ thống Eikon. Việc xây dựng các danh mục đa dạng hóa và các danh mục rủi ro có thể xem thêm trong Fama và French (1993, 2015), Pham (2023). Bảng 1 bên dưới trình bày tóm tắt các nhân tố rủi ro được sử dụng làm biến độc lập trong bài nghiên cứu và cách đo lường các nhân tố này. Bảng 2 trình bày tóm tắt các danh mục đa dạng hóa được sử dụng làm biến phụ thuộc để nghiên cứu.

### Bảng 1

#### *Các Nhân Tố Rủi Ro và Cách Đo Lường*

<b>Biến</b>	<b>Kí hiệu</b>	<b>Điểm cắt</b>	<b>Đo lường</b>
Rủi ro thị trường	MKT		$R_M - R_F$
Nhân tố qui mô	SMB	Trung vị của vốn hóa thị trường (tính bằng logarithm của biến qui mô công ty, kí hiệu Size)	S – B
Nhân tố giá trị	HML	Trung vị của tỷ số giá trị sổ sách trên vốn hóa (tính bằng logarithm của biến giá trị công ty, kí hiệu Value)	H – L
Nhân tố lợi nhuận	RMW	Trung vị của lợi nhuận hoạt động (kí hiệu OP)	R – W
Nhân tố đầu tư	CMA	Trung vị của tốc độ tăng trưởng tổng tài sản (kí hiệu I)	C – A

*Nguồn:* Kết quả phân tích dữ liệu của Tác giả

Các biến qui mô công ty, giá trị công ty, lợi nhuận hoạt động và tốc độ tăng trưởng tổng tài sản được tính như sau:

$$\text{Size}_{i,t} = \text{Ln}(\text{MV}_{i,t-1}) \quad (4)$$

$$\text{BV}_{i,t-1} = \text{BVPS}_{i,t-1} \times \text{N}_{i,t-1} \quad (5)$$

$$BTM_{i,t} = \frac{BV_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} \quad (6)$$

$$Value_{i,t} = \ln(BTM_{i,t}) \quad (7)$$

$$OP_{i,t} = \frac{Rev_{i,t-1} - COGS_{i,t-1} - SGA_{i,t-1} - IE_{i,t-1}}{BE_{i,t-1}} \quad (8)$$

$$I_{i,t} = \frac{TA_{i,t-1} - TA_{i,t-2}}{TA_{i,t-2}} \quad (9)$$

Trong đó:

$MV_{i,t-1}$ : vốn hóa thị trường của cổ phiếu ở thời điểm cuối tháng trước

$Size_{i,t}$ : qui mô của cổ phiếu ở thời điểm cuối tháng hiện tại

$BV_{i,t-1}$ : giá trị sổ sách của chứng khoán ở thời điểm cuối năm trước

$BVPS_{i,t-1}$ : giá trị sổ sách một cổ phiếu ở thời điểm cuối năm trước

$N_{i,t-1}$ : số lượng cổ phiếu đang lưu hành ở thời điểm cuối năm trước

$BTM_{i,t}$ : tỷ lệ giá trị sổ sách trên vốn hóa của cổ phiếu ở thời điểm cuối tháng hiện tại

$Value_{i,t}$ : giá trị của công ty ở cuối tháng hiện tại

$OP_{i,t}$ : lợi nhuận hoạt động của công ty ở thời điểm cuối năm hiện tại

$Rev_{i,t-1}$ : doanh thu của công ty ở thời điểm cuối năm trước

$COGS_{i,t-1}$ : giá vốn hàng bán của công ty ở thời điểm cuối năm trước

$SGA_{i,t-1}$ : chi phí bán hàng và chi phí quản lý của công ty ở thời điểm cuối năm trước

$IE_{i,t-1}$ : lãi vay của công ty ở thời điểm cuối năm trước

$I_{i,t}$ : tỷ lệ đầu tư của công ty ở thời điểm cuối năm hiện tại

$TA_{i,t-2}$ : tổng tài sản của công ty ở thời điểm cuối 02 năm trước

$TA_{i,t-1}$ : tổng tài sản của công ty ở thời điểm cuối năm trước

## Bảng 2

### Các Danh Mục Đa Dạng Hóa

Qui mô \ Giá trị	H (Cao)	M (Trung bình)	L (Thấp)
S (Nhỏ)	SH	SM	SL
B (Lớn)	BH	BM	BL

*Ghi chú:* Các danh mục được xây dựng dựa trên trộn các cổ phiếu dựa trên trung vị của giá trị vốn hóa và phân vị 30<sup>th</sup> và 70<sup>th</sup> của tỷ số sổ sách trên vốn hóa

*Nguồn:* Kết quả phân tích dữ liệu của Tác giả

## 4. Kết quả và thảo luận

Bảng 3 và 4 trình bày các thống kê mô tả của các nhân tố rủi ro và các danh mục được đa dạng hóa bao gồm số quan sát, giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất. Đối với các nhân tố rủi ro, RMB có giá trị trung bình cao nhất, xấp xỉ 64% một tháng. Tuy

nhiên, MKT là nhân tố có dao động nhiều nhất vì độ lệch chuẩn lớn nhất đạt xấp xỉ 528% một tháng. Đối với danh mục đa dạng hóa, SM là danh mục có giá trị trung bình cao nhất, xấp xỉ 161% một tháng, trong đó BH là danh mục có dao động nhiều nhất vì độ lệch chuẩn lớn nhất đạt xấp xỉ 822% một tháng.

### Bảng 3

*Thống Kê Mô Tả của Các Nhân Tố Rủi Ro*

<b>Thống kê</b> <b>Nhân tố rủi ro</b>	<b>N</b>	<b>Mean</b>	<b>St. Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<b>MKT</b>	108	0.131	5.283	-13.237	15.127
<b>SMB</b>	108	0.639	5.073	-13.580	16.726
<b>HML</b>	108	0.314	4.783	-12.146	11.142
<b>RMW</b>	108	0.466	5.091	-12.211	15.677
<b>CMA</b>	108	-0.073	4.062	-10.579	11.128

*Ghi chú:* Các tỷ suất sinh lời của các nhân tố rủi ro được tính theo tháng, từ tháng 01 năm 2011 đến tháng 12 năm 2019

*Nguồn:* Kết quả phân tích dữ liệu của Tác giả

### Bảng 4

*Thống Kê Mô Tả của Các Danh Mục Đa Dạng Hóa*

<b>Thống kê</b> <b>Danh mục</b>	<b>N</b>	<b>Mean</b>	<b>St. Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<b>SH</b>	108	1.443	6.722	-13.553	30.504
<b>SM</b>	108	1.610	5.424	-13.069	19.589
<b>SL</b>	108	0.440	5.734	-11.329	25.151
<b>BH</b>	108	1.239	8.223	-18.489	26.349
<b>BM</b>	108	0.519	6.231	-12.759	25.814
<b>BL</b>	108	0.747	5.537	-11.845	17.860

*Ghi chú:* Các tỷ suất sinh lời của các danh mục được tính theo tháng, từ tháng 01 năm 2011 đến tháng 12 năm 2019. Các danh mục được tạo vào ngày 31 tháng 12 năm trước và giữ đến 31 tháng 12 năm sau. Các cổ phiếu được đưa vào các danh mục dựa trên trung vị của vốn hóa thị trường và các phân vị 30<sup>th</sup> và 70<sup>th</sup> của tỷ số giá trị sổ sách trên vốn hóa

*Nguồn:* Kết quả phân tích dữ liệu của Tác giả

Bảng 5 trình bày kết quả hồi qui của 06 danh mục đa dạng hóa với các nhân tố rủi ro nhằm tìm hiểu hiệu quả giải thích tỷ suất sinh lời của các nhân tố này. Trong mô hình (1), dễ dàng thấy rằng chỉ số chứng khoán VN-index là một nhân tố quan trọng có thể đại diện làm danh mục thị trường trong mô hình CAPM. Hệ số beta của MKT đều đạt mức ý nghĩa cao (1%) ở tất cả các danh mục. Tuy nhiên, sử dụng mô hình (1) chỉ có thể giải thích rủi ro tốt cho danh mục SL và danh mục BM vì các hệ số tự do (Alpha) của các danh mục này đều xấp xỉ bằng 0. Do vậy, chỉ sử dụng 01 nhân tố MKT là chưa đủ để giải thích toàn bộ rủi ro trên Sở giao dịch chứng khoán TP HCM. Điều này cũng được đề cập trong các nghiên cứu trước đây (Fama & French, 1993, 2015; Mselmi & ctg., 2019; Pham, 2023). Như vậy việc xây dựng thêm các nhân tố rủi ro

là cần thiết. Hệ số  $R^2$  điều chỉnh của mô hình này là khoảng 37%. Điều đó có nghĩa mô hình một nhân tố rủi ro có thể giải thích được 37% tỷ suất sinh lời của các danh mục đa dạng hóa.

Trong mô hình (2), 02 nhân tố được bổ sung nhằm cải thiện hiệu quả của mô hình (1) là nhân tố SMB (mô phỏng rủi ro từ nhân tố qui mô) và nhân tố HML (mô phỏng rủi ro từ nhân tố giá trị). Kết quả thu được cho thấy mô hình ba nhân tố này giải thích rủi ro tốt hơn mô hình chỉ sử dụng một nhân tố trong mô hình (1). Cụ thể, các hệ số tự do (Alpha) đều giảm ở các danh mục SH, SM, và BH so với mô hình (1). Tuy nhiên, mô hình (2) không giải thích rủi ro tốt ở danh mục BL so với mô hình (1) vì hệ số tự do (Alpha) có chiều hướng gia tăng. Như vậy, nhìn chung mô hình (2) giải thích rủi ro tốt hơn mô hình (1). Hệ số  $R^2$  điều chỉnh của mô hình (2) đều lớn hơn mô hình 1. Điều này cũng phù hợp với các kết quả nghiên cứu trước đây (Fama & French, 1993, 2015; Hu & ctg., 2019). Hệ số  $R^2$  điều chỉnh của mô hình ba nhân tố là khoảng 56%. Điều đó có nghĩa 02 nhân tố rủi ro bổ sung vào mô hình một nhân tố ở trên làm tăng thêm 20% giải thích tỷ suất sinh lời cho các danh mục đa dạng hóa.

Trong mô hình (3), 02 nhân tố được bổ sung nhằm cải thiện hiệu quả của mô hình (2) là nhân tố RMW (mô phỏng rủi ro từ nhân tố lợi nhuận) và nhân tố CMA (mô phỏng rủi ro từ nhân tố đầu tư). Mô hình (3) giải thích rủi ro tốt hơn mô hình (2) ở danh mục SM và BL vì hệ số tự do (Alpha) có chiều hướng giảm nhẹ. Tuy nhiên, việc hệ số  $R^2$  điều chỉnh của mô hình (3) tương tự mô hình (2) điều này cho thấy bổ sung thêm biến không làm thay đổi việc giải thích rủi ro của thị trường này. Hệ số  $R^2$  điều chỉnh của mô hình năm nhân tố cũng khoảng 56%. Điều đó có nghĩa 02 nhân tố rủi ro bổ sung vào mô hình ba nhân tố ở trên không làm tăng thêm sự giải thích tỷ suất sinh lời cho các danh mục đa dạng hóa. Để quyết định mô hình ba nhân tố (mô hình 2) hay mô hình năm nhân tố (mô hình 3) hiệu quả hơn, kiểm định GRS (Bảng 6) được sử dụng.

## Bảng 5

### Kết Quả Hồi Qui

Danh mục \ Mô hình	SH - $R_F$	SM - $R_F$	SL - $R_F$	BH - $R_F$	BM - $R_F$	BL - $R_F$
<b>Mô hình (1): <math>R_P - R_F = \alpha + \beta_{MKT}MKT + \epsilon</math></b>						
Alpha	1.355**	1.542***	0.398	1.110*	0.407	0.639*
MKT	0.663***	0.519***	0.322***	0.985***	0.855***	0.817***
Adjusted $R^2$	0.264	0.248	0.079	0.395	0.521	0.604
F (df = 1; 106)	39.440***	36.306***	10.216***	70.822***	117.525***	164.180***
<b>Mô hình (2): <math>R_P - R_F = \alpha + \beta_{MKT}MKT + \beta_{SMB}SMB + \beta_{CMA}HML + \epsilon</math></b>						
Alpha	0.864**	1.185***	0.140	0.984**	0.371	0.882***
MKT	0.814***	0.621***	0.365**	0.854***	0.775***	0.741***
SMB	0.633***	0.438***	0.237	-0.286	-0.193	-0.315**
HML	0.215	0.202*	0.320**	1.035***	0.539***	-0.101
Adjusted $R^2$	0.600	0.535	0.260	0.627	0.614	0.721
F (df = 3; 104)	54.601***	42.015***	13.522***	60.832***	57.801***	93.161***

Danh mục	SH - R <sub>F</sub>	SM - R <sub>F</sub>	SL - R <sub>F</sub>	BH - R <sub>F</sub>	BM - R <sub>F</sub>	BL - R <sub>F</sub>
<b>Mô hình</b>						
<b>Mô hình (3): <math>R_P - R_F = \alpha + \beta_{MKT}MKT + \beta_{SMB}SMB + \beta_{CMA}HML + \beta_{RMW}RMW + \beta_{CMA}CMA + \epsilon</math></b>						
<b>Alpha</b>	0.878**	1.103***	0.125	1.008**	0.543	0.792**
<b>MKT</b>	0.819***	0.624***	0.370**	0.830***	0.738***	0.758***
<b>SMB</b>	0.649***	0.439***	0.250	-0.362*	-0.297**	-0.270**
<b>HML</b>	0.196	0.280*	0.331**	1.033***	0.402***	-0.027
<b>RMW</b>	-0.055	0.130	0.001	0.105	-0.083	0.060
<b>CMA</b>	-0.075	0.060	-0.036	0.273*	0.261	-0.101
<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	0.594	0.531	0.246	0.629	0.625	0.720
<b>F (df = 5; 102)</b>	32.303***	25.219***	7.971***	37.205***	36.714***	56.061***

*Ghi chú:* Kết quả hồi qui từ tháng 1 năm 2011 đến tháng 12 năm 2019. Độ lệch chuẩn của các hệ số hồi qui được tăng cường bởi phương pháp của Newey và West (1987); \*\*\*Mức ý nghĩa 1%, \*\*Mức ý nghĩa 5%, \*Mức ý nghĩa 10%

*Nguồn:* Kết quả phân tích dữ liệu của Tác giả

Bảng 6 bên dưới chỉ ra rằng mô hình năm nhân tố (mô hình 3) là mô hình giải thích tỷ suất sinh lời tốt nhất trong ba mô hình sử dụng vì giá trị p-value của mô hình 3 cao nhất (khoảng 12.3%) (Kamstra & Shi, 2024; Pham, 2023). Giá trị này vượt các ngưỡng 1%, 5%, và 10% trong thống kê. Fama và French (2015, 2017) giải thích rằng nếu tất cả các hệ số Alpha của mô hình định giá bằng 0, các nhân tố trong mô hình này là hiệu quả để giải thích rủi ro cho thị trường. Hay nói cách khác thị trường chứng khoán với mẫu nghiên cứu trên Sở Giao Dịch Chứng Khoán Thành Phố Hồ Chí Minh là hiệu quả với mô hình năm nhân tố.

## Bảng 6

### Kiểm Định GRS

Mô hình	Nhân tố	Thống kê F	p-value
Một nhân tố (1)	MKT	2.710	0.018
Ba nhân tố (2)	MKT, SMB, HML	2.261	0.044
Năm nhân tố (3)	MKT, SMB, HML, RMW, CMA	1.726	0.123

*Ghi chú:* Kiểm định GRS được tính toán cho ba mô hình nhân tố và 06 danh mục đa dạng hóa được tính toán từ tháng 01 năm 2011 đến tháng 12 năm 2019. Giả thuyết của kiểm định này là tất cả hệ số tự do (Alpha) của 06 danh mục đa dạng hóa đồng thời bằng 0. Nếu chấp nhận giả thuyết này thị trường là hiệu quả. Ngược lại nếu giả thuyết này bị bác bỏ, thị trường là không hiệu quả

*Nguồn:* Kết quả phân tích dữ liệu của Tác giả

## 5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu chỉ ra chỉ dựa vào một nhân tố rủi ro thị trường đo lường thông qua chỉ số VN-index không hiệu quả bằng mô hình ba nhân tố và mô hình năm nhân tố. Mặc dù mô hình ba nhân tố và mô hình năm nhân tố có tỷ lệ giải thích tỷ suất sinh lời như nhau (R<sup>2</sup> điều chỉnh trung bình khoảng 56%), mô hình năm nhân tố tạo thành các tập hợp các nhân tố giải thích

rủi ro hiệu quả hơn mô hình ba nhân tố dựa vào kết quả kiểm định GRS. Kết quả trong bài báo có thể được sử dụng để đánh giá hiệu quả các chiến lược đầu tư cũng như đề xuất các chiến lược giao dịch hiệu quả trong tương lai. Cuối cùng, bài viết chưa thể kiểm tra hết các nhân tố rủi ro. Vì vậy, phần này để lại cho các phần nghiên cứu khác trong tương lai.

### Tài liệu tham khảo

- Alhashel, B. S. (2021). Cross-section of returns in frontier markets: Evidence from the GCC markets. *Emerging Markets Finance & Trade*, 57(3), 798-823.
- Ali, A., & Badhani, K. N. (2021). Beta-anomaly: Evidence from the Indian equity market. *Asia-Pacific Financial Markets*, 28(1), 55-78.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Amihud, Y., Hameed, A., Kang, W., & Zhang, H. (2015). The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 350-368.
- Asad, H., & Cheema, F. K. (2017). An Empirical assessment of the Q-factor model: Evidence from the Karachi Stock Exchange. *The Lahore Journal of Economics; Lahore*, 22(2), 117-138.
- Balakrishnan, A. (2016). Size, value, and momentum effects in stock returns: Evidence from India. *Vision (09722629)*, 20(1), 1-8.
- Bali, T. G., & Cakici, N. (2004). Value at risk and expected stock returns. *Financial Analysts Journal*, 60(2), 57-73.
- Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J. T., & Nikolaev, V. V. (2015). Deflating profitability. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 225-248.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chen, C. C., Tai, C. L., & Cho, Y. C. (2019). Market illiquidity premium on stock returns: An empirical study of Taiwan Stock Markets. *Asian Economic and Financial Review*, 9(7), 778-788.
- Cooper, M., Gulen, H., & Ion, M. (2024). The use of asset growth in empirical asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, 151, Article 103746. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2023.103746>
- Drew, M. (2003). Beta, firm size, book-to-market equity and stock returns. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 8(3), 354-379.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (2014). Two pillars of asset pricing. *The American Economic Review*, 104(6), 1467-1485.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1998). Value versus growth: The international evidence. *The Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999.

- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 123(3), 441-463.
- Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.
- Hanauer, M. X., & Lauterbach, J. G. (2019). The cross-section of emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, 38, 265-286. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.11.009>
- Harvey, C. R., & Liu, Y. (2019). *A census of the factor zoo*. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3341728](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3341728)
- Hoang, T. L., & Phan, T. T. (2019). Is liquidity priced in the Vietnamese Stock Market? *Economic Papers*, 38(3), 193-207.
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705.
- Hu, G. X., Chen, C., Shao, Y., & Wang, J. (2019). Fama-French in China: Size and value factors in Chinese stock returns. *International Review of Finance*, 19(1), 3-44.
- Jacobs, H., & Müller, S. (2020). Anomalies across the globe: Once public, no longer existent? *Journal of Financial Economics*, 135(1), 213-230.
- Kamstra, M. J., & Shi, R. (2024). Testing and ranking of asset pricing models using the GRS statistic. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(4), Article 168, <https://doi.org/10.3390/jrfm17040168>
- Kilic, M., Yang, L., & Zhang, M. B. (2022). The cross-section of investment and profitability: Implications for asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 145(3), 706-724.
- Leite, A. L., Klotzle, M. C., Pinto, A. C. F., & da Silva, A. F. (2018). Size, value, profitability, and investment: Evidence from emerging markets. *Emerging Markets Review*, 36, 45-59, <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.04.006>
- Ling, A., & Cao, Z. (2020). *Two-side CVaRs and cross-sectional expected stock returns: Evidence from the Chinese Stock Market*. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3468275](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3468275)
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Mselmi, N., Hamza, T., Lahiani, A., & Shahbaz, M. (2019). Pricing corporate financial distress: Empirical evidence from the French stock market. *Journal of International Money and Finance*, 96, 13-27, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2019.04.008>
- Newey, W., & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Pham, T. H. (2023). *Stock selection for trading strategies based on risk factors: A study of the Ho Chi Minh Stock Exchange*. Victoria University.
- Ragab, N. S., Abdou, R. K., & Sakr, A. M. (2020). A comparative study between the fama and French three-factor model and the fama and French five-factor model: Evidence from the Egyptian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*, 12(1), 1-52.

- Rashid, S. H., Sadaqat, M., Jebran, K., & Memon, Z. A. (2018). Size premium, value premium and market timing: Evidence from an emerging economy. *Journal of Economics, Finance & Administrative Science*, 23(46), 266-288.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Tran, H. V., Nguyen, H. N., & Nguyen, P. A. (2013). Four factors model in asset pricing: Fama & French three factors model is combined with liquidity in the stock exchange of Vietnam. *Proceedings Book of ICEFMO*, 28-35.
- Vasishth, V., Sehgal, S., & Sharma, G. (2021). Size effect in Indian equity market: Myth or reality? *Asia-Pacific Financial Markets*, 28(1), 101-119.
- Wang, F., Yan, X., & Zheng, L. (2021). Time-series and cross-sectional momentum in anomaly returns. *European Financial Management*, 27(4), 736-771.
- Xie, S., & Qu, Q. (2016). The three-factor model and size and value premiums in China's Stock Market. *Emerging Markets Finance & Trade*, 52(5), 1092-1105.
- Zaremba, A., & Maydybura, A. (2019). The cross-section of returns in frontier equity markets: Integrated or segmented pricing? *Emerging Markets Review*, 38, 219-238, <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2019.02.003>

