
XÁC ĐỊNH HIỆU ỨNG PHẦN BÙ RỦI RO TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC MỚI NỔI BẰNG MÔ HÌNH GARCH-M

Lê Phước Công Toại

Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: toaile.31201020869@st.ueh.edu.vn

Trần Thị Tuấn Anh

Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: anhttt@ueh.edu.vn

Mã bài: JED-1556

Ngày nhận bài: 01/01/2024

Ngày nhận bài sửa: 30/07/2024

Ngày duyệt đăng: 29/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1556

Tóm tắt

Bài viết nghiên cứu sử dụng tỷ suất sinh lợi hàng ngày để mô hình hóa độ biến động và kiểm định sự xuất hiện của phần bù rủi ro trên thị trường của 16 quốc gia mới nổi. Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M cho thấy tất cả các thị trường đều có phương sai thay đổi theo thời gian, nhưng phần bù rủi ro trong phương trình GARCH-M chỉ có ý nghĩa thống kê ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia khi xét trên toàn bộ mẫu dữ liệu. Trước khi đại dịch COVID-19 xảy ra, phần bù rủi ro chỉ được xác định ở Ai Cập. Sau đại dịch, Colombia và Malaysia cũng có hiện tượng này cùng với Hàn Quốc và Indonesia. Kết quả nghiên cứu cung cấp thông tin về rủi ro và lợi nhuận để các nhà đầu tư xây dựng danh mục đầu tư. Ngoài ra, việc nghiên cứu tỷ suất sinh lợi chứng khoán và độ biến động ở các nước mới nổi cũng quan trọng đối với người làm chính sách.

Từ khóa: Các nước mới nổi, độ biến động thị trường, mô hình GARCH-M, phần bù rủi ro.

Mã JEL: C22, C58, D53

Determining the risk premium effect on stock markets of emerging countries using the GARCH-M model

Abstract

This paper utilizes daily stock returns to model volatility and tests the presence of risk premiums in the markets of 16 emerging countries. The estimation results of the GARCH-M model indicate that all markets exhibit time-varying volatility, but statistically significant risk premium in the GARCH-M equation is only found in Egypt, South Korea, and Indonesia when considering the entire dataset. Before the COVID-19 pandemic, risk premiums were only identified in Egypt. However, after pandemic, Colombia and Malaysia also exhibited this phenomenon, alongside South Korea and Indonesia. The research outcomes provide insights into risk and returns for investors to construct investment portfolios. Moreover, studying stock returns and volatility in emerging countries holds significance for policymakers.

Keywords: Emerging countries, GARCH-in-Mean, market's volatility, risk premium.

JEL Codes: C22, C58, D53

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh nền kinh tế toàn cầu đang có nhiều biến động hiện nay, các nước mới nổi đóng vai trò quan trọng trong việc định hình xu hướng tài chính toàn cầu. Các nước mới nổi có tiềm năng tăng trưởng kinh tế cao, là môi trường đầu tư hấp dẫn đối với những nhà đầu tư đang tìm kiếm lợi nhuận. Đối với các nhà đầu tư, đa dạng hóa danh mục đầu tư vẫn là nền tảng của chiến lược đầu tư thận trọng. Nghiên cứu lợi nhuận và biến động chứng khoán ở các nước mới nổi mang đến cho các nhà đầu tư cơ hội đa dạng hóa trên các khu vực, quy mô thị trường và điều kiện kinh tế khác nhau. Đi kèm rủi ro là lợi nhuận, đi kèm lợi nhuận là rủi ro. Mối quan hệ mật thiết giữa lợi nhuận kỳ vọng và rủi ro đã được Summers (1967) đề cập trong lý thuyết đánh đổi rủi ro-lợi nhuận. Theo lý thuyết này, biến động cao hơn dẫn đến lợi nhuận kỳ vọng cao hơn do nhà đầu tư luôn mong đợi một khoản lợi nhuận cao hơn cho mỗi mức rủi ro tăng thêm. Điều này làm nảy sinh mối quan hệ đồng biến giữa lợi nhuận kỳ vọng và mức độ biến động, đo lường bằng phương sai. Rủi ro cao cũng hàm ý một tỷ suất sinh lợi vượt trội tiềm năng. Đó chính là phần bù cho rủi ro (risk premium). Việc quan tâm đến phần bù rủi ro là cực kỳ quan trọng vì nó cung cấp thông tin quý báu về mối liên hệ giữa lợi nhuận mong đợi và mức độ rủi ro mà nhà đầu tư hoặc nhà quản lý tài chính phải chịu. Hiểu rõ về phần bù rủi ro giúp nhà đầu tư đánh giá tỷ lệ rủi ro/lợi nhuận của các khoản đầu tư và xác định xem liệu lợi nhuận kỳ vọng từ một tài sản có đủ lớn để bù đắp cho rủi ro hay không. Nó cũng giúp trong quá trình định giá tài sản và quản lý danh mục đầu tư bằng cách tối ưu hóa tỷ lệ rủi ro/lợi nhuận trong các quyết định đầu tư.

Có nhiều mô hình thống kê hỗ trợ đo lường phần bù rủi ro trên thị trường. Mô hình CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) là một mô hình cơ bản để đo lường phần bù rủi ro này. CAPM dựa trên ý tưởng rằng có một liên hệ giữa lợi nhuận kỳ vọng của một tài sản và rủi ro hệ thống. Mô hình này ước lượng phần bù rủi ro dựa trên beta, đo lường mức độ biến động của một tài sản so với thị trường chung. Khác với mô hình CAPM, mô hình APT (*Arbitrage Pricing Model*) đo lường phần bù rủi ro thông qua mối quan hệ giữa lợi nhuận kỳ vọng và các biến kinh tế vĩ mô. Mô hình Fama-French ba nhân tố cũng là một mở rộng của CAPM, có thể giúp đo lường phần bù rủi ro bằng việc thêm vào mô hình ba yếu tố quan trọng như quy mô của công ty, tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá thị trường, và rủi ro thị trường. Mô hình Fama – French cũng còn được mở rộng hơn thành các mô hình bốn và năm nhân tố. Một lớp mô hình khác cũng được sử dụng rất phổ biến để đo lường phần bù rủi ro, đó là lớp mô hình GARCH-M (*GARCH-in-Mean*). Bởi vì các mô hình GARCH cổ điển không cho phép tính đến sự tồn tại của phần bù rủi ro trong phương trình trung bình của tỷ suất sinh lợi, nên Engle & cộng sự (1987) đã phát triển của mô hình GARCH-M. Đặc điểm chính của GARCH-M là sự kết hợp của phương sai có điều kiện vào phương trình trung bình, đưa ra sự đóng góp của phần bù rủi ro vào phương trình hồi quy của tỷ suất sinh lợi.

Kết hợp sự hữu ích của mô hình GARCH-M trong ước lượng phần bù rủi ro và vai trò quan trọng của các nước mới nổi trong thị trường tài chính thế giới, bài viết này thực hiện ứng dụng mô hình GARCH-M do Engle & cộng sự (1987) trong việc mô hình hóa tỷ suất sinh lợi và độ biến động trên thị trường tài chính các nước mới nổi, nhằm kiểm chứng sự hiện diện của phần bù rủi ro trên thị trường các quốc gia này. Melander (2009) kiểm tra phần bù rủi ro đo bằng mô hình GARCH-M ở Bolivia; Li & cộng sự (2012) cũng phân tích phần bù rủi ro tiềm ẩn vốn có trong điều kiện ngang giá lãi suất bằng GARCH-M và cũng cho thấy phần bù rủi ro là đáng kể ở hầu hết các quốc gia mới nổi. Bài viết này cũng dựa trên cách thức kiểm định sự tồn tại của phần bù rủi ro ở các mới nổi, bao gồm 16 nước bằng mô hình GARCH với số liệu giai đoạn 2015 – 2023 và so sánh sự thay đổi trong phần bù rủi ro ở các thị trường này khi xét đến sự hiện diện của đại dịch COVID-19.

Với mục tiêu nghiên cứu như trên, phần còn lại của bài viết được cấu trúc như sau: Mục 2 tóm tắt tổng quan các nghiên cứu có liên quan; mục (3) trình bày phương pháp nghiên cứu về phương pháp GARCH-M; mục (4) nêu kết quả xử lý số liệu và thảo luận; mục (5) kết luận và một số hàm ý từ kết quả nghiên cứu.

2. Tổng quan nghiên cứu

Mô hình GARCH-M được giới thiệu bởi Engle & cộng sự (1987) với sự xuất hiện của độ biến động tài sản tài chính trong phương trình trung bình đã giúp phát hiện sự hiện diện của phần bù rủi ro trong tài sản tài chính một cách đơn giản và hữu ích. Vì vậy, nhiều nghiên cứu đã ứng dụng mô hình này để phân tích sự biến động của tài sản tài chính và phần lợi nhuận bù đắp rủi ro. Baillie & DeGennaro (1990) thực hiện các kiểm định khác về tác động của phần bù rủi ro ở Pháp và Đức trong giai đoạn từ ngày 31/12/1979 đến

ngày 7/7/1991 trong khi Mougoue & Whyte (1996) kiểm định sự đánh đổi rủi ro – lợi nhuận với số liệu ở Mỹ trong giai đoạn từ ngày 1/1/1970 đến ngày 22/12/1987. Kroner & Lastrapes (1993) sử dụng mô hình GARCH-M đa biến để kiểm định mối quan hệ giữa biến động tỷ giá hối đoái danh nghĩa với dòng chảy và giá xuất khẩu cho năm quốc gia công nghiệp hóa trong thời kỳ hậu Bretton Woods. Kroner & Lastrapes (1993) nhận thấy rằng thành phần phương sai có tác động đến các chuỗi tỷ giá hối đoái cho tất cả các quốc gia. Panait & Slavescu (2012) khai thác dữ liệu để so sánh cấu trúc biến động của dữ liệu tần số cao (hàng ngày) và thấp (hàng tuần, hàng tháng) của bảy công ty Rumani được giao dịch trên Sở giao dịch chứng khoán Bucharest và ba chỉ số thị trường, trong giai đoạn 1997-2012. Kết quả nghiên cứu của tác giả cho thấy mô hình GARCH-M không cung cấp bằng chứng xác nhận giả thuyết rằng sự gia tăng độ biến động dẫn đến sự gia tăng lợi nhuận trong tương lai. Phân tích của Panait & Slavescu (2012) cũng cho thấy GARCH-in-mean phù hợp tốt với chuỗi thời gian hàng tuần và hàng tháng nhưng hoạt động kém hơn vào thời gian hàng ngày. Shin (2005) đã thực hiện nghiên cứu kiểm tra mối tương quan giữa tỷ suất sinh lợi và biến động trên các thị trường tài chính mới nổi bằng cách áp dụng mô hình GARCH-M ở 14 quốc gia thuộc thị trường mới nổi giai đoạn 1989-2003. Li & cộng sự (2012) sử dụng GARCH-M kết hợp với kiểm soát hiệu ứng bất đối xứng để kiểm định sự tồn tại của phần bù rủi ro trong điều kiện ngang bằng lãi suất.

Các nghiên cứu về áp dụng mô hình ARCH/GARCH cho thị trường chứng khoán Việt Nam xuất hiện từ rất lâu. Vương Quân Hoàng (2004) thực hiện nghiên cứu để kiểm định sự tồn tại của hiệu ứng GARCH trên 10 cổ phiếu đang niêm yết và dãy thống kê lợi suất của chỉ số giá thị trường. Đặng Hữu Mẫn & Hoàng Dương Việt Anh (2011) sử dụng mô hình GARCH (1,1) để nghiên cứu trên danh mục chỉ số VN-Index. Kết quả nghiên cứu cho thấy sự tồn tại của hiệu ứng GARCH trên chuỗi tỷ suất sinh lợi VN-Index. Vo & Nguyen (2011) sử dụng mô hình GARCH để nghiên cứu các đặc điểm của sự biến động tỷ suất sinh lợi trên danh mục chỉ số VNIndex đồng thời nghiên cứu còn sử dụng thuật toán ICSS để mô tả sự hiện diện của các điểm gãy cấu trúc trong phương sai của chuỗi lợi nhuận. Nghiên cứu của Hồ Thủy Tiên & cộng sự (2017) đã thực hiện các phân tích bằng mô hình GARCH cân xứng và bất cân xứng. Lê Văn Tuấn & Phùng Duy Quang (2020) thực hiện dự báo và mô hình hóa cho chỉ số chứng khoán VN-Index. Ngoài ra, kết quả cũng phản ánh tác động của đại dịch COVID-19 (đợt 1) lên thị trường chứng khoán Việt Nam là rất lâu dài, cần đến 3 năm 3 tháng để thị trường chứng khoán có thể phục hồi trở lại. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Đặng Thị Minh Nguyệt & cộng sự (2022) trên thị trường chứng khoán phái sinh Việt Nam giai đoạn từ tháng 8/2017 đến tháng 9/2021 về sự biến động tỷ suất sinh lợi của chỉ số hợp đồng tương lai. Ứng dụng các mô hình GARCH, ARCH, ARIMA để thực hiện mô tả và phân tích, kết quả chỉ ra các cú sốc trong quá khứ có ảnh hưởng đến biến động của tỷ suất sinh lợi của VN30F1M. Tuy nhiên các nghiên cứu trong nước gần như ít chú ý đến việc ứng dụng mô hình GARCH-M mà tập trung vào các mở rộng khác của GARCH, chủ yếu là để đo lường hiệu ứng bất đối xứng; hoặc áp dụng các mô hình GARCH đa biến.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu

Bảng 1: Danh sách chỉ số chứng khoán của các quốc gia

Quốc gia	Chỉ số thị trường chứng khoán	Mã thị trường
Hungary	Budapest SE	BUX
Egypt	EGX 30	EGX30
Greece	ATHEX Composite Total Return	RETM
Qatar	QE General	QSI
China	Shanghai Composite	SSEC
India	S&P BSE-500	BSE500
Korea	KOSPI	KS11
Malaysia	FTSE Malaysia KLCI	KLSE
Philippines	PSEi Composite	PSI
Taiwan	TSEC Taiwan 50	TSE50
Indonesia	Jakarta Stock Exchange Composite Index	JKSE
Brazil	Bovespa	BVSP
Chile	S&P CLX IPSA	SPIPISA
Colombia	COLCAP	COLCAP
Mexico	S&P BMV IPC	MXX
Vietnam	VN Index	VNI

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ lịch sử giao dịch trên website www.investing.com bao gồm tỷ suất sinh lợi của 16 quốc gia mới nổi. Những nước mới nổi trong bài nghiên cứu gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Đài Loan, Indonesia. Ngoài ra còn có Hungary, Ai Cập, Hy Lạp, Qatar đại diện cho khu vực Trung Đông và Brazil, Chile, Colombia, Mexico đại diện cho khu vực Mỹ-Latin. Danh sách chỉ số chứng khoán của từng nước được liệt kê ở Bảng 1. Thời gian dữ liệu được thu thập là từ tháng 4 năm 2015 đến tháng 8 năm 2023; trong đó, giai đoạn trước năm 2020 được xem là giai đoạn trước khi có COVID-19; giai đoạn từ năm 2020 trở về sau được xem là giai đoạn từ khi xảy ra COVID-19. Dữ liệu sẽ được phân tích trên toàn bộ dữ liệu để thấy được tác động chung trên toàn bộ mẫu dữ liệu; sau đó được chia thành hai giai đoạn theo tình hình COVID-19 để so sánh kết quả của hai giai đoạn với nhau.

3.2. Phương pháp định lượng

Mô hình ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) được Engle (1982) giới thiệu. Mô hình ARCH mô tả sự thay đổi phương sai của một tài sản tài chính theo thời gian. Sau đó, mô hình GARCH (Generalized ARCH) được Bollerslev (1986) phát triển dựa trên mô hình ARCH, bằng cách kết hợp thành phần tự hồi quy của phương sai với mô hình ARCH, cho phép dự báo và mô tả biến động trong chuỗi thời gian tài chính một cách linh hoạt hơn. Mô hình GARCH(1,1) gồm hai phương trình và có dạng:

Phương trình trung bình:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

Phương trình phương sai:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (2)$$

$$\vartheta_t \sim N(0,1) i.i.d$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \vartheta_t$$

Trong đó

r_t được gọi là tỷ suất sinh lợi của tài sản tại thời điểm t

μ là hệ số chặn của phương trình trung bình, trong trường hợp này cũng chính là tỷ suất sinh lợi trung bình

ε_t là sai số của phương trình trung bình

σ_t^2 là phương sai của sai số ε_t

$\omega, \alpha_1, \beta_1$ các tham số của phương trình phương sai, thỏa điều kiện $\omega > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0$, và $\alpha_1 + \beta_1 < 1$

Sau khi mô hình GARCH ra đời, có nhiều nghiên cứu cải tiến và mở rộng nhằm tối ưu hóa mô hình hơn nữa. EGARCH (*Exponential GARCH*), TGARCH (*Threshold GARCH*), và IGARCH (*Integrated GARCH*) là những biến thể được phát triển để khắc phục nhược điểm và mở rộng ứng dụng của mô hình GARCH trong dự báo biến động của các tài sản tài chính. Trong đó, mô hình GARCHM (hay *GARCH-in-Mean*) là một mở rộng được sử dụng rộng rãi để mô tả việc tỷ suất sinh lợi của một tài sản tài chính có thể phụ thuộc vào độ biến động của nó. Mô hình GARCH-M được đề xuất bởi Engle & cộng sự (1987). Mô hình này cho phép giá trị trung bình không chỉ phụ thuộc vào các biến độc lập khác mà còn phụ thuộc vào cả phương sai có điều kiện của chính nó. Thông thường, các nhà đầu tư e ngại rủi ro thường có xu hướng yêu cầu thêm một mức phí, xem như là phần đền bù cho rủi ro để quyết định có nên nắm giữ một tài sản rủi ro hay không. Như vậy, trong trường hợp này, tỷ suất sinh lợi là một hàm đồng biến với rủi ro. Để thể hiện ý tưởng này, một mô hình GARCH-M (1,1) xây dựng phương trình trung bình và phương trình phương sai như sau:

Phương trình trung bình:

$$r_t = \mu + \lambda \sqrt{\sigma_t^2} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Phương trình phương sai:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (4)$$

$$\vartheta_t \sim N(0,1) i. i. d$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \vartheta_t$$

Trong đó, tham số được gọi là tham số phần bù rủi ro. Nếu đạt giá trị dương cho thấy tỷ suất sinh lợi có quan hệ dương với độ biến động của nó. Hay nói khác, hệ số của độ biến động trong phương trình trung bình có thể chỉ ra rằng độ biến động cao hơn sẽ ảnh hưởng đến tỷ suất sinh lợi cao hơn.

Bài viết này sử dụng mô hình GARCH-M để lập phương trình biến động phương sai và ước tính phần bù rủi ro trong tỷ suất sinh lợi của 16 quốc gia mới nổi. Các chuỗi tỷ suất sinh lợi được xác định độ trễ tối ưu, kiểm tra tính dừng và kiểm định hiệu ứng ARCH trước khi được đưa vào hồi quy trong mô hình GARCH-M để đảm bảo độ tin cậy cho kết quả ước lượng được.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

Thống kê mô tả tỷ suất sinh lợi trên thị trường chứng khoán của 16 quốc gia được tổng hợp trong Bảng 2. Kết quả mô tả này được tính toán với 3043 quan sát, gồm các chỉ tiêu về giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, hệ số bất đối xứng, độ nhọn, giá trị nhỏ nhất, giá trị lớn nhất, kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH, và kiểm định tính dừng. Phần lớn tỷ suất sinh lợi ở các thị trường này đều có giá trị trung bình dương khá nhỏ. Chỉ có 5 thị trường có tỷ suất sinh lợi trung bình mang dấu âm, bao gồm Qatar, Trung Quốc, Malaysia, Philippines, Colombia. Kết quả thống kê mô tả còn cho thấy các thị trường chứng khoán có độ biến động khá cao. Tại các thị trường mới nổi, Hy Lạp là quốc gia có độ biến động theo ngày cao nhất với 1,396%. Trong khi đó, Malaysia là quốc gia có độ biến động thấp nhất với 0,586%. Brazil là quốc gia mà tỷ suất sinh lợi đạt giá trị cao nhất với 13,91%. Ngược lại, khi đại dịch Covid-19 bùng phát, Hy Lạp lại là quốc gia có mức tỷ suất sinh lợi theo ngày thấp kỷ lục (-16,03%). Kết quả kiểm định hiệu ứng ARCH thể hiện ở cột cuối cùng của Bảng 2 cũng cho thấy tất cả các quốc gia trong mẫu đều có hiện tượng phương sai thay đổi theo thời gian trong chuỗi tỷ suất sinh lợi, và vì thế phù hợp để sử dụng mô hình GARCH trong mô hình hóa phương sai.

Bảng 2: Thống kê mô tả tỷ suất sinh lợi của 16 quốc gia giai đoạn 2015-2023

Quốc gia	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Kiểm định hiệu ứng ARCH	Kiểm định ADF
Hungary	0,00037	0,01045	0,0619	-0,1155	183,26***	-41,251***
Egypt	0,00029	0,01088	0,067	-0,0934	142,69***	-38,936***
Greece	0,00034	0,01396	0,1146	-0,1603	38,34***	-35,306***
Qatar	-5,19e-06	0,00822	0,0551	-0,097	47,08***	-38,893***
China	-0,00004	0,01072	0,0576	-0,0849	107,32***	-40,140***
India	0,00032	0,00873	0,0778	-0,1288	12,94***	-38,612***
Korea	0,00008	0,00853	0,086	-0,0839	712,43***	-37,990***
Malaysia	-0,00006	0,00586	0,0685	-0,0526	27,03***	-38,510***
Philippines	-0,00002	0,01013	0,0744	-0,1334	22,74***	-40,518***
Taiwan	0,00022	0,00911	0,0719	-0,0642	125,07***	-38,641***
Indonesia	0,00011	0,00807	0,1019	-0,0658	104,66***	-38,944***
Brazil	0,00033	0,01315	0,1391	-0,1478	461,81***	-40,730***
Chile	0,00020	0,01018	0,0969	-0,1411	15,38***	-37,028***
Colombia	-0,00001	0,00989	0,1328	-0,1244	172,61***	-35,204***
Mexico	0,00008	0,00820	0,0486	-0,0642	96,25***	-38,837***
Vietnam	0,00028	0,00964	0,0498	-0,0667	74,96***	-38,934***

*** nghĩa là có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

4.2. Kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) được trình bày ở Bảng 3. Từ Bảng 3, có thể nhận thấy một số kết quả chủ yếu như sau:

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) của 16 quốc gia

Hệ số	Hungary	Egypt	Greece	Qatar	China	India	Korea	Malaysia
μ	0,00052 (1,82)	-0,00037 (-1,05)	0,00035 (1,04)	-0,00029 (-1,04)	0,00014 (0,72)	0,00029 (1,42)	-0,00032 (-1,39)	-0,00023 (-1,77)
ω	0,000002*** (8,66)	0,000003*** (9,47)	0,000001*** (18,98)	0,00000206*** (11,86)	0,00000507*** (8,51)	0,00000106*** (7,27)	0,00000106*** (8,05)	0,00000107*** (5,16)
α	0,06144*** (19,14)	0,06218*** (14,70)	0,03712*** (28,50)	0,06699*** (22,21)	0,04151*** (18,27)	0,06299*** (16,21)	0,06140*** (12,83)	0,04364*** (16,56)
β	0,91498*** (174,46)	0,90991*** (148,83)	0,95423*** (1260,48)	0,89832*** (162,68)	0,95467*** (475,88)	0,92076*** (173,04)	0,91520*** (143,18)	0,95297*** (342,21)
λ	1,56112 (0,48)	7,50179* (2,13)	2,14389 (1,00)	8,87531 (1,96)	-1,03763 (-0,42)	5,60236 (1,57)	9,61405* (2,49)	7,61048 (1,66)
Coefficient	Philippines	Taiwan	Indonesia	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Vietnam
μ	-0,00042 (-1,13)	0,00007 (0,21)	-0,00008 (-0,47)	0,00023 (0,63)	-5,66e-06 (-0,03)	0,00005 (0,32)	-0,00021 (-0,83)	0,00028 (1,25)
ω	0,000003*** (11,28)	0,0000011*** (8,24)	0,000001*** (9,22)	0,000004*** (7,05)	0,0000006*** (6,74)	0,000001*** (9,90)	0,000001*** (6,72)	0,0000011*** (9,34)
α	0,05264*** (16,21)	0,04107*** (16,48)	0,04785*** (16,68)	0,04464*** (13,87)	0,07065*** (22,59)	0,09593*** (22,30)	0,05729*** (12,87)	0,06284*** (17,37)
β	0,91357*** (168,79)	0,94061*** (255,23)	0,93182*** (202,68)	0,92563*** (139,18)	0,92893*** (284,64)	0,89017*** (168,19)	0,92076*** (138,19)	0,92760*** (246,41)
λ	6,30446 (1,50)	4,66710 (1,06)	6,53958* (2,06)	1,95593 (0,76)	3,85358 (1,49)	6,20949 (0,92)	6,20949 (1,42)	3,04298 (0,97)

Ghi chú: Thống kê z trong ngoặc đơn.

***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa là 1%, 5%, 10%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

Một là, các hệ số hồi quy ước lượng được của các mô hình đáp ứng yêu cầu $(\alpha + \beta) < 1$, đây là điều kiện quan trọng của mô hình GARCH đảm bảo cho tính hồi quy về cho giá trị trung bình. Điều này cho thấy rằng các phương sai có điều kiện của thị trường chứng khoán tại các quốc gia mới nổi có tính đảo chiều và đảm bảo sự ổn định của thị trường.

Hai là, chúng ta có thể quan sát thấy rằng trong tất cả các cột và các dòng của Bảng 3, các hệ số ước lượng cho phương trình phương sai (các hệ số ω , α và β) đều có ý nghĩa thống kê. Các Kết quả này nhất quán với kết quả kiểm định hiệu ARCH trong Bảng 1. Kết quả này hàm ý cũng rằng những biến động của thị trường trong giai đoạn hiện tại bị ảnh hưởng bởi cả những cú sốc và biến động từ các giai đoạn trước.

Ba là, tham số quan trọng nhất trong mô hình GARCH-M (1,1) theo mục tiêu nghiên cứu của bài viết chính là phần bù rủi ro λ . Hệ số này cho biết sự biến động của tỷ suất sinh lợi có ảnh hưởng trực tiếp đến tỷ suất sinh lợi của từng thị trường như thế nào. Bảng 3 cho thấy phần bù rủi ro này khác nhau giữa các thị trường. Trong số 16 quốc gia trong mẫu, phần bù rủi ro chỉ có ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với thị trường Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia. Hệ số λ ở cả ba quốc gia này đều mang dấu dương. Kết quả này cho thấy ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia, phương sai có tác động trực tiếp đến tỷ suất sinh lợi trên cả 3 thị trường này. Ngoài ra, dấu dương của hệ số cho thấy tác động cùng chiều giữa độ biến động và tỷ suất sinh lợi; điều mà không xảy ra ở các thị trường mới nổi khác. Kết quả phân tích này cũng tương đồng với kết luận trong nghiên cứu của De Santis & Giorgio (1997), và Shin (2005). Shin (2005) đã thực hiện nghiên cứu kiểm tra mối tương quan giữa tỷ suất sinh lợi và biến động trên các thị trường tài chính mới nổi bằng cách áp dụng mô hình GARCH-M ở 14 quốc gia mới nổi giai đoạn 1989-2003. Kết quả thu được cho thấy ảnh hưởng của biến động đến tỷ suất sinh lợi được cho là dương đối với 10 trên 14 thị trường nhưng hầu hết đều không có ý nghĩa thống kê. Sự không có ý nghĩa thống kê này có thể là do các nhà đầu tư có thể đánh giá thấp rủi ro hoặc không nhận thức đầy đủ về rủi ro trong các thị trường mới nổi; một phần vì thiếu thông tin; một phần vì chưa có đầy đủ kinh nghiệm đầu tư; và một phần vì sự non trẻ của thị trường. Sự không đồng đều về thông tin và kinh nghiệm có thể dẫn đến việc các nhà đầu tư không thể một kỳ vọng về một khoản phí bù đắp rủi ro.

Bảng 4: Kết quả ước lượng của mô hình GARCH-M (1,1) trước COVID-19

Coefficient	Hungary	Egypt	Greece	Qatar	China	India	Korea	Malaysia
μ	0,00015 (0,31)	-0,00087 (-1,66)	0,00043 (0,95)	-0,00116** (-2,85)	0,00017 (0,70)	1,29e-06 (0,00)	-0,00021 (-0,47)	-0,00017 (-0,93)
ω	0,000002*** (4,58)	0,000007*** (8,20)	0,000001*** (9,89)	0,000004*** (9,45)	0,0000003*** (5,92)	0,000001*** (5,19)	0,000001*** (5,49)	0,0000008** (2,92)
α	0,05303*** (10,48)	0,09153*** (11,99)	0,04074*** (21,18)	0,07699*** (17,63)	0,04045*** (15,07)	0,06711*** (8,98)	0,04118*** (7,77)	0,03860*** (12,45)
β	0,91591*** (84,63)	0,85209*** (67,48)	0,95805*** (1034,8)	0,87017*** (89,12)	0,95986*** (449,51)	0,90127*** (73,70)	0,93027*** (100,97)	0,96067*** (311,22)
$\alpha + \beta$	0,96894	0,94362	0,99879	0,94716	1,00031	0,96838	0,97145	0,99927
λ	6,23348 (0,82)	12,25219* (2,36)	0,702427 (0,27)	18,50015 (3,17)	-1,61287 (-0,64)	10,01448 (1,19)	7,97515 (0,76)	5,80386 (0,62)
Coefficient	Philippines	Taiwan	Indonesia	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Vietnam
μ	-0,00064 (-0,81)	0,00027 (0,48)	0,00012 (0,40)	0,00059 (0,77)	-0,00007 (-0,31)	0,00006 (0,24)	-0,00017 (-0,51)	0,00027 (0,94)
ω	0,000001*** (3,56)	0,000001*** (4,58)	0,0000006*** (5,47)	0,000003*** (4,39)	0,0000006*** (5,47)	0,0000001*** (7,18)	0,0000002*** (6,34)	0,0000005*** (5,22)
α	0,03017*** (5,69)	0,02930*** (9,67)	0,04525*** (12,30)	0,04494*** (9,84)	0,06060*** (15,58)	0,10219*** (15,98)	0,07434*** (11,35)	0,04747*** (10,96)
β	0,94584*** (79,91)	0,94963*** (140,19)	0,94503*** (191,36)	0,93369*** (100,92)	0,93143*** (212,57)	0,87592*** (90,87)	0,89017*** (85,02)	0,94624*** (189,36)
$\alpha + \beta$	0,97601	0,97893	0,99028	0,97863	0,99203	0,97811	0,96451	0,99371
λ	10,47254 (0,94)	0,76016 (0,08)	1,51605 (0,23)	-0,03453 (-0,01)	5,22246 (0,94)	5,11649 (0,78)	5,13967 (0,72)	2,24117 (0,43)

Ghi chú: Thống kê z trong các ngoặc đơn.

***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa là 1%, 5%, 10%

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

Tuy nhiên, không thể phủ nhận rằng, trong nền kinh tế thế giới nói chung và các nước mới nổi nói riêng, sự biến động của tình hình kinh tế có thể tạo ra rủi ro cho các nhà đầu tư và doanh nghiệp. và kết quả thể hiện ở Bảng 3 cũng một phần ủng hộ lý thuyết đánh đổi rủi ro – lợi nhuận này của Summers (1987). Kết quả

nghiên cứu từ Bảng 3 cho thấy rằng, hiệu ứng phân bù rủi ro chỉ tìm thấy ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia; nhưng không xảy ra ở các quốc gia khác. Hay nói cách khác, ngoại trừ Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia, rủi ro không tác động trực tiếp đến tỷ suất sinh lợi kỳ vọng ở các quốc gia mới nổi còn lại trong mẫu dữ liệu. Có thể nền kinh tế các nước Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia có những đặc điểm riêng biệt để dẫn đến kết quả khác biệt. Sự khác biệt này có thể là một hướng nghiên cứu thú vị tiếp theo.

Đại dịch COVID-19 đã tạo ra những thay đổi đáng kể trong nền kinh tế toàn cầu, ảnh hưởng đến cách thức hoạt động của doanh nghiệp và thị trường tài chính. Đại dịch cũng đã làm thay đổi cấu trúc rủi ro trong nền kinh tế. Các yếu tố rủi ro trước đại dịch có thể không còn phù hợp sau đại dịch. Hơn nữa, các cá nhân, các doanh nghiệp, và các quốc gia cũng đã thay đổi cách quản lý rủi ro để thích ứng với tình hình mới. Do đó, bài nghiên cứu này cũng thực hiện chia mẫu thành hai giai đoạn: trước khi và từ khi xảy ra đại dịch COVID-19 để nghiên cứu phân bù rủi ro, từ đó giúp nắm bắt được sự thay đổi của rủi ro và cách thức quản lý rủi ro, cũng như hiểu rõ hơn về tác động của đại dịch đến sự đánh đổi rủi ro – lợi nhuận và hành vi của nhà đầu tư. Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) giai đoạn trước khi dịch bệnh COVID-19 bùng phát được trình bày ở Bảng 4. Trong đó, các hệ số hồi quy trong phương trình phương sai đều có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, khác với kết quả trên toàn bộ mẫu dữ liệu, hệ số phân bù rủi ro λ trong giai đoạn trước COVID-19 chỉ có ý nghĩa thống kê trong phương trình của Ai Cập và không có ý nghĩa thống kê trong phương trình trung bình của tất cả các quốc gia còn lại. Có thể thấy rằng sự hiện diện của phân bù rủi ro trước COVID-19 chỉ có ở Ai Cập mà không có ở Hàn Quốc và Indonesia.

Kết quả ước tính mô hình GARCH-M (1,1) giai đoạn trong khi dịch bệnh COVID-19 bùng phát được trình bày ở Bảng 5. Với bảng kết quả này, hệ số phân bù rủi ro có ý nghĩa thống kê tại 4 thị trường: Hàn Quốc, Malaysia, Indonesia và Colombia. Trong bốn quốc gia này không có Ai Cập. Như vậy, sự hiện diện của phân bù rủi ro của Ai Cập khi xét toàn bộ mẫu dữ liệu chính là do ảnh hưởng của giai đoạn trước khi COVID-19 xảy ra, nhưng sau khi COVID-19 xảy ra thì sự bù đắp rủi ro này không còn ý nghĩa thống kê nữa. Sự thay đổi này có thể là do tác động mạnh mẽ của đại dịch COVID-19 đến nền kinh tế Ai Cập. Trước đại dịch COVID-19, nền kinh tế Ai Cập đã có sự phát triển ổn định. Tỷ lệ tăng trưởng GNP của Ai Cập là 5,6% trong năm tài chính 2018/2019, tỷ lệ thất nghiệp ổn định ở mức khoảng 8%, trong khi lạm phát giảm xuống mức số lẻ và dường như đã được kiểm soát. Tuy nhiên, đại dịch COVID-19 đã gây ra những tác động lớn đến nền kinh tế Ai Cập. Ngành du lịch trì trệ trong thời gian này đã làm giảm nguồn thu ngoại tệ, gia tăng thất nghiệp và các hoạt động kinh tế khác theo đó suy giảm. Mặc dù chính phủ đã có những phản ứng kịp thời nhưng hành vi và chiến lược đầu tư của các nhà đầu tư đã thay đổi không còn như trước đó.

Cùng với sự thay đổi của Ai Cập, kết quả hồi quy còn ghi nhận sự thay đổi của các quốc gia khác như Malaysia và Columbia. Columbia là một quốc gia hồi phục ngoạn mục sau khủng hoảng do COVID-19. Sau đại dịch, nền kinh tế Columbia đã tăng trưởng 10,6% vào năm 2021, tốc độ tăng trưởng nhanh nhất trong hơn một thế kỷ qua. Sự tăng trưởng này được thúc đẩy bởi sự phục hồi của nhu cầu tiêu dùng sau khi các biện pháp hạn chế đại dịch được nới lỏng, cùng với sự tăng giá của dầu mỏ, than và cà phê trên thị trường thế giới. Sự phục hồi kinh tế sau đại dịch cũng diễn ra mạnh mẽ với Malaysia, khi mà sự phục hồi xuất khẩu của quốc gia này nhanh chóng lấy lại đà tăng trưởng trước khi dịch bệnh xảy ra. Có lẽ những hồi phục kinh tế này đã làm thay đổi đến kỳ vọng của nhà đầu tư và theo đó là thay đổi hành vi đầu tư trên thị trường chứng khoán các nước này.

5. Kết luận và gợi ý chính sách

Bài viết sử dụng tỷ suất sinh lợi hàng ngày để mô hình hóa độ biến động và kiểm định sự hiện diện của phân bù rủi ro trên thị trường của 16 quốc gia mới nổi, bao gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Đài Loan, Indonesia; ngoài ra còn có Hungary, Ai Cập, Hy Lạp, Qatar, Brazil, Chile, Colombia, Mexico. Kết quả ước lượng mô hình GARCH-M (1,1) tất cả các thị trường đều tồn tại hiện tượng phương sai thay đổi theo thời gian, nhưng phân bù rủi ro, thể hiện sự tác động trực tiếp của phương sai đến tỷ suất sinh lợi thị trường, chỉ tìm thấy ở Ai Cập, Hàn Quốc và Indonesia khi xem xét trên toàn bộ thị trường. Ngoại trừ ba quốc gia này, các nước mới nổi khác không có bằng chứng thống kê về tác động của rủi ro đến lợi nhuận kỳ vọng.

Ngoài ra, đại dịch COVID-19 đã gây ra những biến đổi lớn trong nền kinh tế toàn cầu, tác động đến cách doanh nghiệp và thị trường tài chính hoạt động. Và chính vì vậy, các kết quả ước lượng cũng ghi nhận sự thay đổi trong yếu tố phân bù rủi ro ở các nước. Trước đại dịch COVID-19, phân bù rủi ro chỉ tìm thấy

Bảng 5: Kết quả ước lượng của mô hình GARCH-M (1,1) xảy ra COVID-19

Coefficient	Hungary	Egypt	Greece	Qatar	China	India	Korea	Malaysia
μ	0,00088 (1,80)	-0,00028 (-0,54)	0,00011 (0,21)	0,00063 (1,87)	-0,00052 (-0,88)	0,00049 (1,64)	-0,00057 (-1,32)	-0,00059* (-2,01)
ω	0,000004*** (7,36)	10,000001*** (5,60)	0,000004*** (8,25)	0,00000003*** (5,11)	0,0000002*** (5,14)	0,0000007*** (3,85)	0,0000004*** (4,31)	0,0000008*** (4,73)
α	0,08893*** (16,93)	0,03276*** (9,98)	0,05538*** (11,51)	0,03804*** (8,22)	0,05069*** (9,20)	0,05218*** (11,00)	0,09600*** (8,92)	0,04949*** (10,32)
β	0,87861*** (120,35)	0,95330*** (232,86)	0,91124*** (118,81)	0,95480*** (183,32)	0,90830*** (80,44)	0,93731*** (158,61)	0,85732*** (50,37)	0,93168*** (141,61)
λ	-0,36201 (-0,09)	6,79732 (1,29)	6,15644 (1,57)	-5,31407 (-0,75)	11,05723 (1,15)	3,87578 (0,95)	11,98048* (2,46)	14,15306* (2,18)
Coefficient	Philippines	Taiwan	Indonesia	Brazil	Chile	Colombia	Mexico	Vietnam
μ	-0,00084 (-1,42)	-0,00036 (-0,49)	-0,00037 (-1,41)	-0,00014 (-0,29)	0,00016 (0,29)	-0,00078* (-2,17)	-0,00042 (-0,82)	0,00035 (0,71)
ω	0,000006*** (6,51)	0,000004*** (4,46)	0,000003*** (6,95)	0,000005*** (5,58)	0,000004*** (6,20)	0,000006*** (8,29)	0,000001** (3,30)	0,000003*** (6,88)
α	0,06471*** (10,34)	0,05118*** (8,33)	0,07851*** (9,72)	0,05556*** (14,37)	0,07993*** (12,46)	0,11463*** (12,59)	0,03727*** (6,00)	0,08158*** (10,31)
β	0,88246*** (74,05)	0,90452*** (64,99)	0,86343*** (55,27)	0,90608*** (105,34)	0,89805*** (106,27)	0,83774*** (75,28)	0,94461*** (99,57)	0,88919*** (92,38)
λ	7,91026 (1,56)	8,76749 (1,29)	14,1588*** (4,08)	3,61636 (1,24)	3,34073 (0,84)	6,66528** (2,92)	9,7398 (1,45)	4,17724 (0,92)

Ghi chú: Thông kê z trong các ngoặc đơn. ***, **, * lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa là 1%, 5%, 10%
 Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu thu thập được

bằng chứng thống kê cho sự hiện diện ở Ai Cập. Tuy nhiên, sau khi đại dịch xảy ra, hiệu ứng phân bù rủi ro này còn xảy ra ở Colombia và Malaysia bên cạnh Hàn Quốc và Indonesia.

Kết quả nghiên cứu của bài viết hữu ích với những nhà đầu tư tìm kiếm rủi ro để kinh doanh thu lợi nhuận và cũng hữu ích với những người né tránh rủi ro, vì cả hai nhóm nhà đầu tư này đều cần thông tin về rủi ro và lợi nhuận để xây dựng danh mục đầu tư. Hơn nữa, nghiên cứu tỷ suất sinh lợi chứng khoán và độ biến động ở các nước mới nổi vượt ra ngoài phạm vi đầu tư; nó có ý nghĩa quan trọng đối với việc xây dựng chính sách. Những hiểu biết thu được từ nghiên cứu như vậy có thể cung cấp thông tin cho các nhà hoạch định chính sách về các biện pháp thúc đẩy hiệu quả thị trường, tăng cường khung pháp lý và củng cố niềm tin của nhà đầu tư. Ngược lại, điều này góp phần vào sự phát triển và ổn định của thị trường vốn ở các quốc gia này, tạo điều kiện cho tăng trưởng kinh tế và ổn định tài chính.

Mặc dù kết quả nghiên cứu hữu ích và ý nghĩa, nhưng kết quả vẫn có thể tiếp tục được cải tiến khi mô hình GARCH-M chưa cho phép kiểm soát tính bất đối xứng trong phân bù rủi ro. Nói cách khác, tỷ suất sinh lợi tăng thêm có thể khác nhau giữa những biến động lớn tích cực và tiêu. Nghĩa là sự biến động trong trạng thái thị trường “gấu” và “thị trường bò” có thể tác động khác nhau đến lợi nhuận, và trong những nghiên cứu tiếp theo có thể sử dụng một mô hình mở rộng của GARCH-M để kiểm soát hiện tượng bất đối xứng này.

Tài liệu tham khảo

- Baillie, R.T., & DeGennaro, R.P. (1990), 'Stock returns and volatility', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), 203-214.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- De Santis, G. (1997), 'Stock returns and volatility in emerging financial markets', *Journal of International Money and Finance*, 16(4), 561-579.
- Đặng Hữu Mẫn & Hoàng Dương Việt Anh (2011), 'Mô hình hóa dao động bằng mô hình GARCH(1,1): Nghiên cứu thực nghiệm trên danh mục chỉ số VN-Index', *Tạp chí Ngân hàng*, 22, 59-65.
- Đặng Thị Minh Nguyệt, Khuất Thị Vy, Nguyễn Thị Hiền, Trần Thị Lan & Trần Thị Linh (2022), 'Ứng dụng mô hình ARCH, GARCH phân tích độ biến động của hợp đồng tương lai VN30F1M trên thị trường chứng khoán phái sinh Việt Nam', *Tạp Chí Ngân hàng*, 13, 29-36.
- Engle, R.F. (1982), 'Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R.F., Lilien, D.M., & Robins, R.P. (1987), 'Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 391-407.
- Hồ Thuý Tiên, Hồ Thu Hoài, & Ngô Văn Toàn (2017), 'Mô hình hóa biến động thị trường chứng khoán: Thực nghiệm từ Việt Nam', *Tạp chí Khoa học ĐHQGHN: Kinh tế và Kinh doanh*, 33, 1-11.
- Kroner, Kenneth F. & Lastrapes, William D. (1993), 'The impact of exchange rate volatility on international trade: Reduced form estimates using the GARCH-in-mean model', *Journal of International Money and Finance*, 12(3), 298-318.
- Lê Văn Tuấn & Phùng Duy Quang (2020), 'Áp dụng mô hình GARCH dự báo ảnh hưởng của đại dịch Covid-19 đến thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp Chí Công Thương*, 20, 93-98.
- Li, D., Ghoshray, A., & Morley, B. (2012), 'Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model', *International Review of Economics & Finance*, 24, 167-176.
- Melander, O. (2009), 'Uncovered interest parity in a partially Dollarized developing country: Does UIP hold in Bolivia (and if not, why not?)', SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 716.
- Mougoué, M. & Whyte, A.M. (1996), 'Stock returns and volatility: an empirical investigation of the German and French equity markets', *Global Finance Journal*, 7(2), 253-263.
- Panait, Iulian & SLAVESCU, Ecaterina (2012), 'Using Garch-in-Mean Model to Investigate Volatility and Persistence at Different Frequencies for Bucharest Stock Exchange during 1997-2012', *Theoretical and Applied Economics*, 5(570), 55-76.
- Shin, J. (2005), 'Stock returns and volatility in emerging stock markets', *International Journal of Business and Economics*, 4(1), 31-43.
- Summers, R. (1967), 'A Peek at the tradeoff relationship between expected return and risk', *The Quarterly Journal of Economics*, 81(3), 437-456.
- Vo, V.X., & Nguyen, N.T.K. (2011), 'Volatility in stock return series of Vietnam stock market', *VNUHCM Journal of Science and Technology Development*, 14(3), 5-21.
- Vương Quân Hoàng (2004), 'Hiệu ứng GARCH trên dãy lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam 2000-2003', *Tạp chí Ứng dụng Toán học*, II(1), 15-30.