

# Nghiên cứu sự biến động trong mối quan hệ phụ thuộc giữa các thị trường cổ phiếu, trái phiếu và ngoại hối của Việt Nam

NGUYỄN KHẮC QUỐC BẢO

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM - nguyenvbao@ueh.edu.vn

BÙI VĂN HOÀNG

hvbuikt@gmail.com

*Ngày nhận:*

08/04/2016

*Ngày nhận lại:*

08/07/2016

*Ngày duyệt đăng:*

20/07/2016

*Mã số:*

0416-O16-V05

## *Tóm tắt*

Nghiên cứu này phân tích sự biến động trong mối quan hệ phụ thuộc giữa các thị trường cổ phiếu, trái phiếu và ngoại hối VN giai đoạn từ tháng 04/2004 -12/2015. Cụ thể, nghiên cứu sẽ trả lời cho câu hỏi có hay không những biến động đột ngột trong tương quan giữa các thị trường này nhằm phản ứng lại với các cú sốc? Và những biến động này là tức thời hay kéo dài? Tác giả sử dụng ước lượng VAR(p) – FIEGARCH(1,d,1) – cDCC và thuật toán PELT kết hợp mô hình hồi quy với biến giả. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường và các mối tương quan này thay đổi theo thời gian. Đặc biệt, các cú sốc dao động đã tạo ra những biến động đột ngột trong tương quan giữa các thị trường tại một số thời điểm, và những điều chỉnh này mang tính chất dài hạn. Từ đó, tác giả khuyến nghị các nhà đầu tư và các nhà hoạch định chính sách nên quan tâm đến hiệu ứng lan truyền dài hạn trong trường hợp của VN.

## *Abstract*

This study analyzes the volatilities in the relations among stock market, bond market, and forex market in Vietnam from April 2004 through December 2015. Particularly, we address the questions of whether there exist sudden changes in correlations among the markets to respond to volatility shocks and whether these changes are temporary or extended. By using VAR(p) – FIEGARCH(1,d,1) – cDCC and PELT approaches in combination with a regression estimation with dummy variables, our empirical results validate the interdependence between the markets, which is found to vary over time. More importantly, volatility shocks give rise to sudden changes in the correlations, and at certain times these are long-lasting. Investors and policy makers in Vietnam should accordingly have due consideration of long-term spillovers.

*Từ khóa:*

Tỉ giá hối đoái, lãi suất, thị trường cổ phiếu, hiệu ứng lan truyền chuyển đổi dao động.

*Keywords:*

Exchange rate, stock market, volatility shift, volatility spillover effect.

## 1. Giới thiệu

Đối với nhiều nhà đầu tư và hoạch định chính sách, việc thấu hiểu sự phụ thuộc giữa các thị trường tài chính là vô cùng quan trọng. Cấu trúc tương quan giữa các thị trường này là cơ sở trong việc xây dựng các chiến lược và phân bổ danh mục đầu tư. Các nhà phân tích và các nhà quản lý quỹ theo dõi sự chuyển động trong tương quan giữa các tài sản để đưa ra các nguyên tắc đầu tư nhằm thu được lợi tức vượt trội. Còn đối với những nhà hoạch định chính sách vĩ mô, việc phân tích kênh truyền dẫn giữa các thị trường này lại đóng vai trò then chốt trong việc đảm bảo hiệu quả chính sách và kiểm soát tác động lan truyền trong nền kinh tế.

Cho đến nay đã có một vài nghiên cứu tiến hành khảo sát mối quan hệ phụ thuộc giữa lãi suất, cổ phiếu và tỉ giá hối đoái tại VN. Huỳnh Thế Nguyễn và Nguyễn Quyết (2013) khảo sát mối quan hệ giữa tỉ giá hối đoái VND/USD, lãi suất và giá cổ phiếu tại TP.HCM, chỉ ra có mối liên hệ giữa giá cổ phiếu với tỉ giá hối đoái. Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2013) đưa ra bằng chứng cho thấy lãi suất và tỉ giá hối đoái giữa VND/USD thể hiện mối tương quan ngược chiều với chỉ số giá chứng khoán. Tuy nhiên, các nghiên cứu này vẫn chỉ dừng lại ở mức độ xem xét có hay không tồn tại mối quan hệ phụ thuộc hoặc chiều hướng tương quan cố định giữa các thị trường này. Do đó, trong nghiên cứu này, tác giả không chỉ đưa ra bằng chứng cho sự tồn tại mối quan hệ phụ thuộc giữa các thị trường cổ phiếu, trái phiếu và ngoại hối của VN mà còn chứng minh được các mối tương quan này không ổn định và thay đổi theo thời gian. Quan trọng hơn, chính nhờ phát hiện ra tính động của mối quan hệ này, tác giả có cơ sở để tiếp tục khảo sát hiệu ứng lan truyền chuyển đổi dao động (sự thay đổi đáng kể trong tương quan của các tài sản giữa các trạng thái dao động liên tiếp nhau - Forbes và Rigobon (2002)) để kiểm tra xem những cú sốc của thị trường có khả năng tác động đến các mối tương quan này hay không. Việc khám phá hiệu ứng lan truyền chuyển đổi dao động này là rất quan trọng bởi vì nếu hiệu ứng lan truyền này không tồn tại thì không cần thiết phải điều chỉnh chiến lược đầu tư sang danh mục chủ động vào những thời kì có dao động cao và do đó giúp gia tăng lợi ích từ khả năng đa dạng hóa rủi ro danh mục. Tương tự như vậy, các nhà hoạch định chính sách cũng không cần thiết phải chủ động ngăn chặn hiệu ứng lan truyền của chính sách. Mặt khác, nếu hiệu ứng lan truyền tồn tại, việc nắm bắt sự tồn tại của hiệu ứng này là vô cùng quan trọng cho các mục đích bảo hiểm rủi ro và ổn định tài chính cũng như các nhà làm chính sách nên hiểu cách thức dao động được truyền tải giữa các thị trường nhằm có các công thức chính sách phù hợp để lèo lái nền kinh tế theo

ý muốn. Những chính sách như vậy đóng vai trò rất quan trọng trong việc giới hạn ảnh hưởng của các cuộc khủng hoảng toàn cầu tới nền kinh tế quốc gia. VN là một nền kinh tế đang phát triển và có tốc độ hội nhập rất cao, trong đó có hội nhập về tài chính. Việc mở cửa thị trường tài chính và các biện pháp nới lỏng các chính sách để tiến gần hơn tới kinh tế thị trường đang là động lực thúc đẩy kinh tế VN tăng tốc phát triển. Tuy nhiên, bên cạnh những lợi thế trên thì việc tiệm cận với dòng chảy tài chính toàn cầu cũng có nghĩa là VN sẽ dễ tiếp nhận các vấn đề kinh tế tài chính mang tính lan truyền như các cuộc khủng hoảng, điều mà bài viết này sẽ chứng minh ở phần cuối. Điều đó cũng có nghĩa các chỉ báo thị trường tài chính sẽ dao động nhiều hơn nữa, thị trường tài chính sẽ có nhiều cú sốc hơn nữa khi mà chúng phải tiếp thu cả những dao động của thị trường khu vực và toàn cầu. Do đó, việc phân tích sự biến động theo thời gian trong mối quan hệ giữa các thị trường cổ phiếu, trái phiếu và ngoại hối của VN trong thập kỉ vừa qua là cần thiết cả cho việc nắm bắt thông tin và cho việc dự báo trong tình hình mới.

Nghiên cứu này không chỉ đưa thêm bằng chứng cho mối quan hệ phụ thuộc giữa các chỉ báo thị trường tài chính mà còn đóng góp vào các nghiên cứu học thuật với vai trò là nghiên cứu đầu tiên khảo sát đầy đủ tính động của mối quan hệ phức tạp giữa ba thị trường cổ phiếu, trái phiếu và ngoại hối của VN. Bên cạnh đó, đây cũng là nghiên cứu đầu tiên khảo sát và đưa ra kết luận có giá trị về sự tồn tại hiệu ứng lan truyền dao động giữa các thị trường. Theo đó, các cú sốc dao động của thị trường đã ảnh hưởng mạnh mẽ đến tương quan giữa các thị trường và đặc biệt, những biến động này còn được duy trì trong một thời gian dài. Ngoài ra, việc vận dụng các phương pháp kinh tế lượng mới và phức tạp còn giúp gia tăng tính hiệu quả và đầy đủ cho nghiên cứu.

## **2. Khung lí thuyết và các kết quả nghiên cứu liên quan**

### *2.1. Quan hệ giữa thị trường cổ phiếu và thị trường trái phiếu*

Hiện nay có nhiều quan điểm khác nhau về mối quan hệ phụ thuộc giữa lãi suất với chỉ số thị trường cổ phiếu. Cách giải thích truyền thống cho rằng nhân tố chiết khấu đứng phía sau quan hệ này. Lãi suất cao hơn sẽ làm tăng chi phí cơ hội của tiền, làm giảm lợi suất và giảm giá cổ phiếu. Theo cách tiếp cận này, lãi suất được xem như thước đo giá trị thời gian của tiền và là yếu tố quyết định đến giá cổ phiếu. Do đó, bất kì thay đổi nào trong lãi suất cũng có thể gây khó khăn cho các nhà đầu tư và có thể tác động đến khả năng sinh lời của các doanh nghiệp, từ đó gây ra dao động trong giá cổ phiếu.

Trong một thời gian dài, nhiều tác giả đã phát hiện mối tương quan nghịch chiều giữa hai thị trường này (Shiller & Beltratti, 1992). Tuy nhiên, các nghiên cứu gần đây lại đưa ra bằng chứng ngược lại trong một số trường hợp cụ thể. Andersen và cộng sự (2007), Bale (2010) kết luận mối tương quan nghịch chiều ở trên chỉ tồn tại trong một số thời kỳ đầu của chu kỳ kinh doanh. Các tác giả này cho rằng tương quan dương có thể sẽ xuất hiện do tác động của hiệu ứng dòng tiền, tức là sự gia tăng lãi suất có thể dẫn đến tốc độ tăng trưởng cao hơn, và từ đó, công ty kiếm được lợi nhuận lớn hơn trong các chu kỳ kinh doanh mở rộng. Rigobon và Sack (2003) trước đó cũng có những phát hiện tương tự. Theo đó, mối tương quan giữa hai thị trường này có thể đổi chiều để phản ứng với chiều hướng của luồng thông tin giữa hai thị trường. Quan điểm này đã được bổ sung bởi Yang và cộng sự (2009), các tác giả này sử dụng bộ dữ liệu theo tháng lợi tức cổ phiếu, trái phiếu trong thời gian 150 năm (1855–2001) của Mỹ và Anh kết luận tương quan cổ phiếu - trái phiếu thay đổi theo thời gian phụ thuộc vào chu kỳ kinh tế, lạm phát và chính sách tiền tệ. Hong và cộng sự (2011) giải thích mối tương quan thay đổi theo thời gian giữa hai thị trường này bằng hiệu ứng thu nhập và hiệu ứng thay thế. Đặc biệt, Bianconi và cộng sự (2013) phát hiện tương quan có điều kiện của lợi tức cổ phiếu và trái phiếu tại các nước BRIC đã tăng lên sau sự sụp đổ của Lehman Brothers vào tháng 9/2008. Những kết quả này gợi ý đến việc tồn tại khả năng quan hệ giữa hai thị trường này sẽ bị ảnh hưởng vào những thời điểm thị trường biến động mạnh.

## 2.2. Quan hệ giữa thị trường ngoại hối và thị trường trái phiếu

Sự kết nối giữa thị trường ngoại hối và thị trường trái phiếu có thể được giải thích bằng lý thuyết ngang giá lãi suất không phòng ngừa (UIP). Lý thuyết này cho rằng các nhà đầu tư trung lập với rủi ro sẽ bằng quan đối với các lãi suất hiện hành giữa hai quốc gia do tỉ giá hối đoái giữa hai quốc gia được kì vọng sẽ điều chỉnh nhằm loại trừ khả năng kinh doanh chênh lệch lãi suất tiềm tàng. Nếu gọi  $r_f$  là lợi suất có hiệu lực khi đầu tư ra nước ngoài,  $i_h$  là lãi suất trong nước,  $i_f$  là lãi suất nước ngoài,  $e_f$  là chênh lệch tăng giảm của đồng ngoại tệ, theo đó:

$$r_f = (1 + i_f)(1 + e_f) - 1$$

Nếu giả định việc đầu tư ra nước ngoài cũng có lợi suất bằng với đầu tư trong nước thì:  $r_f = (1 + i_f)(1 + e_f) - 1 = i_h$ . Lúc đó, ta có:

$$e_f = \frac{(1 + i_h)}{(1 + i_f)} - 1 \approx i_h - i_f$$

Như vậy, để có được cân bằng lãi suất giữa đầu tư nội địa và đầu tư nước ngoài thì sự chênh lệch của đồng ngoại tệ sẽ phải tương ứng với chênh lệch trong lãi suất giữa hai nước. Cụ thể, nếu lãi suất nội địa cao hơn lãi suất nước ngoài thì đồng ngoại tệ sẽ tăng giá để bù đắp cho lãi suất thấp hơn và ngược lại.

Theo Lothian và Wu (2011), trong ngắn hạn, UIP chỉ tồn tại một độ chệch nhỏ nhưng mức độ chênh lệch này sẽ lớn hơn nhiều trong dài hạn. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ này vẫn chưa đạt được kết luận thống nhất. Bautista (2003) khảo sát tương tác giữa lãi suất - tỉ giá hối đoái bằng mô hình tương quan điều kiện động tại Philippines cho thấy tương quan dương mạnh trong các thời kì thị trường dao động cao, đặc biệt trong thời kì khủng hoảng kinh tế 1997 tại Đông Á và Đông Nam Á. Chinn và Meredith (2004) dùng dữ liệu của các quốc gia G7 trong 28 năm, kết luận sự tồn tại tương quan dương giữa lãi suất và tỉ giá hối đoái khi sử dụng dữ liệu dài hạn, nhưng tương quan này lại đảo chiều khi sử dụng dữ liệu ngắn hạn.

### 2.3. Quan hệ giữa thị trường ngoại hối và thị trường cổ phiếu

Các lí thuyết kinh tế đưa ra nhiều cách hai thị trường này tương tác với nhau. Tuy nhiên, các hướng tiếp cận lí thuyết vẫn chưa đồng thuận về sự tồn tại của mối liên kết và chiều hướng tác động giữa lợi tức thị trường cổ phiếu và thay đổi tỉ giá hối đoái. Hiện nay, các nghiên cứu chấp nhận rộng rãi hai cách tiếp cận. Dornbush và Fisher (1980) cho rằng mối quan hệ này dựa trên cách tiếp cận dòng tiền và đề nghị một mối liên kết dương giữa tỉ giá hối đoái và giá chứng khoán. Theo đó, tỉ giá hối đoái chủ yếu được xác định bởi cán cân thương mại hoặc cán cân tài khoản vãng lai của quốc gia. Mô hình này giả định biến động tỉ giá hối đoái sẽ ảnh hưởng đến mức độ cạnh tranh quốc tế và cán cân thương mại, và tiếp đó, ảnh hưởng đến thu nhập thực và các yếu tố đầu vào. Luận điểm này đã được hỗ trợ bởi nghiên cứu của Joseph (2002) cho rằng khi đồng nội tệ yếu đi, sức cạnh tranh của xuất khẩu sẽ tăng và chi phí nhập khẩu đầu vào sẽ giảm. Do đó, sự giảm giá đồng nội tệ sẽ tác động dương (âm) tới các doanh nghiệp xuất khẩu (nhập khẩu) và tăng (giảm) giá cổ phiếu của các doanh nghiệp này và ngược lại.

Tuy nhiên, Branson (1983) và Frankel (1983) cho rằng mối quan hệ này có thể được giải thích tốt hơn bằng cách tiếp cận chứng khoán. Các tác giả này cho rằng tỉ giá hối đoái được xác định bởi cung và cầu các tài sản tài chính như cổ phiếu và trái phiếu. Có hai kiểu mô hình định hướng cổ phiếu là mô hình cân bằng danh mục và mô hình tiền tệ. Mô hình cân bằng danh mục chỉ ra tồn tại liên kết âm giữa giá cổ phiếu và tỉ giá hối đoái. Mô hình này xem xét danh mục quốc tế được đa dạng hóa dưới dạng hàm số của

biến thiên tỉ giá hối đoái trong mối quan hệ cân bằng cung cầu các tài sản tài chính nội địa và các tài sản tài chính quốc tế. Theo đó, sự gia tăng trong lợi suất cổ phiếu nội địa sẽ dẫn đến sự tăng giá đồng nội tệ. Mô hình tiền tệ cho rằng tỉ giá hối đoái được đồng hóa vào giá của các tài sản tài chính. Và giá của một tài sản tài chính được xác định bằng hiện giá dòng tiền kì vọng. Trong khi đó, tỉ giá hối đoái được xác định bởi tất cả các nhân tố kinh tế vĩ mô tác động đến giá trị kì vọng. Và kết quả là nếu có các yếu tố cơ bản tác động tới hai biến này thì giá cổ phiếu có thể là nhân tố tác động hoặc bị tác động bởi hành vi của tỉ giá hối đoái.

Doong và cộng sự (2005) khảo sát tương quan động giữa cổ phiếu và tỉ giá hối đoái của 6 quốc gia và vùng lãnh thổ châu Á với dữ liệu giai đoạn 1989-2003. Kết quả nghiên cứu cho thấy lợi suất chứng khoán có tương quan âm với thay đổi đồng thời trong tỉ giá hối đoái của tất cả quốc gia trừ Thái Lan. Lee và cộng sự (2011) khảo sát tác động qua lại giữa giá cổ phiếu và tỉ giá hối đoái của một số quốc gia châu Á - Thái Bình Dương bằng cách sử dụng tương quan động. Các kết quả thực nghiệm này chỉ ra tương quan giữa thị trường cổ phiếu và thị trường ngoại hối cao hơn khi dao động của thị trường cổ phiếu gia tăng. Cùng cùng một khu vực khảo sát, Yang và cộng sự (2014) lại tìm thấy tương quan nghịch chiều giữa hai thị trường này. Zhao (2010) đã phân tích mối tương quan động giữa tỉ giá thực hiệu lực và giá cổ phiếu Trung Quốc bằng cách sử dụng mô hình VAR kết hợp với mô hình GARCH đa biến nhưng kết quả lại cho thấy không tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn ổn định giữa hai thị trường tài chính này. Đối với trường hợp của VN, Trần Quang Huy (2016) đưa ra bằng chứng chỉ ra tồn tại tương tác rõ nét giữa hai thị trường ngoại hối và cổ phiếu. Kết quả nghiên cứu này hỗ trợ cho cả hai cách tiếp cận lí thuyết nêu trên. Tuy nhiên, Trần Quang Huy (2016) chỉ mới tập trung vào xu hướng tuyến tính giữa hai biến số này mà vẫn còn bỏ ngỏ sự tồn tại của một mối tương quan phi tuyến.

Tổng hợp các nghiên cứu ở trên cho thấy vẫn chưa có kết luận thống nhất về mối quan hệ giữa các thị trường này, đặc biệt là mức độ duy trì của tương quan qua thời gian. Những phát hiện từ các nghiên cứu trước đây thay đổi theo trạng thái kinh tế của từng quốc gia và phương pháp được sử dụng để phân tích. Đối với một nước có nhiều điều kiện đặc thù như VN, việc khảo sát mối quan hệ phụ thuộc giữa các thị trường tài chính là không hề dễ dàng cũng như kết quả nghiên cứu có khả năng không phản ánh đúng thực tế. Do đó, nỗ lực sử dụng các phương pháp phân tích mới cộng với đối chiếu thực tiễn mà nghiên cứu này đang tiến hành hứa hẹn sẽ khám phá sâu hơn vấn đề này.

### 3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

#### 3.1. Phương pháp nghiên cứu

Để phân tích ảnh hưởng của các cú sốc dao động lên quan hệ giữa các thị trường tài chính VN, tác giả tiến hành khảo sát phản ứng của các tương quan động có điều kiện giữa ba chỉ báo thị trường tài chính là lãi suất, tỉ giá hối đoái và chỉ số thị trường cổ phiếu trước các cú sốc thị trường. Ý tưởng nghiên cứu sẽ được triển khai qua hai giai đoạn. Giai đoạn thứ nhất sử dụng tiến trình ước lượng  $VAR(p) - FIEGARCH(1, d, 1) - cDCC$  gồm ba bước để thu được các chuỗi tương quan động có điều kiện giữa các thị trường. Giai đoạn thứ hai sử dụng phương pháp tìm điểm chuyển đổi dao động PELT của Killick và cộng sự (2012) để xác định các điểm dao động trong chuỗi phần dư của mô hình  $VAR(p)$ . Sau đó, mô hình phụ hồi quy với biến giả sẽ được dùng để đánh giá tác động của các cú sốc dao động đến tương quan động giữa các thị trường.

#### *Tiến trình ước lượng mô hình $VAR(p) - FIEGARCH(1, d, 1) - cDCC$*

Trước khi ước lượng mô hình  $cDCC - FIEGARCH(1, d, 1)$  các chuỗi dữ liệu cần được lọc để thu được phần dư có trung bình bằng 0 làm đầu vào cho các bước tiếp theo. Có nhiều bộ lọc đã được đề xuất để thực hiện công đoạn này, trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình  $UVAR(p)$  theo Dajcman và Kavkler (2012), Sensoy và Sobaci (2014) để bước đầu gỡ bỏ cấu trúc tuyến tính tiềm tàng giữa các chuỗi. Một lí do nữa của việc sử dụng mô hình  $VAR(p)$  xuất phát từ bản chất kinh tế của các chuỗi dữ liệu lãi suất, tỉ giá hối đoái và giá chỉ số cổ phiếu là có liên hệ rất chặt chẽ với nhau và đặc điểm này cần phải được phản ánh vào trong phần dư để đảm bảo độ tối ưu của kết quả ước lượng. Do đó, việc tiếp cận bằng  $VAR$  cho phép sự xuất hiện và tham dự của yếu tố tương tác giữa các chuỗi lợi suất và cả các biến trễ ngoại sinh. Cách làm này sẽ giúp thu được các yếu tố động một cách chân thực và đầy đủ hơn. Cụ thể, tiến trình bắt đầu bằng việc xác định độ trễ tối ưu  $p$  và ước lượng mô hình unrestricted  $VAR(p)$ :

$$r_t = \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} + \dots + \varphi_p r_{t-p} + \varepsilon_t$$

Trong đó,  $r_t = [r_{1,t}, \dots, r_{n,t}]'$  là véc tơ  $n$  lợi suất tài sản,  $p$  là độ trễ của mô hình  $VAR$ ,  $\varphi_0$  là véc tơ hằng số có chiều dài  $n$ ,  $\varphi$  là ma trận hệ số và  $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]'$  là véc tơ phần dư. Kết quả ước lượng ở giai đoạn này sẽ cho biết mức độ tương tác giữa các chuỗi lợi tức và cũng sẽ cung cấp dữ liệu ban đầu để xác định các thời điểm tồn tại điểm chuyển đổi dao động.

Tại bước thứ hai, các chuỗi phần dư của mô hình UVAR( $p$ ) thu được ở bước đầu sẽ được sử dụng làm đầu vào để ước lượng dao động có điều kiện  $h_{i,t}$  bằng mô hình FIEGARCH( $1, d, 1$ ) đơn biến do Bollerslev và Mikkelson (1996) đề xuất. Mục tiêu của bước này là xác định các đặc tính dao động của các chuỗi dữ liệu. Lí do cho việc sử dụng mô hình FIEGARCH( $1, d, 1$ ) để ước lượng dao động có điều kiện xuất phát từ chính các đặc điểm phổ biến của các chuỗi thời gian tài chính thường chứa đựng các đặc tính như bất đối xứng, đặc tính trí nhớ dài hạn, hiệu ứng đòn bẩy, v.v.. Với các đặc tính kinh tế lượng được phát triển dựa trên các mô hình họ ARCH và được tích hợp vào trong duy nhất một mô hình, FIEGARCH được đánh giá là một mô hình có tính linh hoạt rất cao, có khả năng bắt được nhiều đặc tính của dao động. Do đó, với mục đích của mình, nghiên cứu này sẽ sử dụng FIEGARCH( $1, d, 1$ ) để bắt được đầy đủ nhất các đặc tính của dao động. Cụ thể, phương trình sau sẽ được ước lượng:

$$\ln h_{i,t} = \omega + (1 - \beta L)^{-1}(1 - \alpha L)(1 - L)^{-d}g(\varepsilon_{i,t-1})$$

Trong đó,  $g(\varepsilon_{i,t}) = \theta\varepsilon_{i,t} + \gamma(|\varepsilon_{i,t}| - E|\varepsilon_{i,t}|)$  với  $\theta\varepsilon_{i,t}$  là ảnh hưởng về dấu (phản ứng bất đối xứng) và  $(\gamma(|\varepsilon_{i,t}| - E|\varepsilon_{i,t}|))$  là ảnh hưởng về độ lớn (phản ứng đối xứng) tới  $g(\varepsilon_{i,t})$ ,  $L$  là toán tử bậc trễ, trong đó:  $L^k(X_t) = X_{t-k}$ ,  $(1 - L)^d$  là tham số sai phân tài chính.

Ở bước thứ ba, ma trận hiệp phương sai thu được ở bước thứ hai sẽ được tiếp tục sử dụng cho mô hình Corrected Dynamic Conditional Correlation - cDCC do Aielli (2013) đề xuất để ước lượng các chuỗi tương quan động giữa các thị trường. Giả sử ta có:  $E_{t-1}[\varepsilon_t] = 0$  và  $E_{t-1}[\varepsilon_t\varepsilon_t] = H_t$ . Trong đó,  $E_t[\cdot]$  là kì vọng có điều kiện của  $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1} \dots$ . Ma trận hiệp phương sai có điều kiện của tài sản  $H_t$  có thể được viết như sau:

$$H_t = D_t^{1/2}R_tD_t^{1/2}$$

Trong đó,  $R_t = [\rho_{ij,t}]$  là ma trận tương quan có điều kiện,  $D_t = \text{diag}(h_{1,t}, \dots, h_{n,t})$  là ma trận chéo của phương sai có điều kiện. Engle (2002) đã mô hình hóa vế phải của phương trình hiệp phương sai có điều kiện  $H_t$  bằng cách đề xuất một cấu trúc tương quan động như sau, gọi là mô hình DCC:

$$R_t = \{Q_t^*\}^{-1/2}Q_t\{Q_t^*\}^{-1/2},$$

$$Q_t = (1 - a - b)S + au_{t-1}u_{t-1} + bQ_{t-1}.$$



Trong đó,  $Q_t \equiv [q_{ij,t}]$ ,  $u_t = [u_{1,t}, \dots, u_{n,t}]'$  và  $u_{i,t}$  là phần dư chuyển đổi, tức là  $u_{i,t} = \varepsilon_{i,t}/h_{i,t}$ ,  $S = [s_{ij}] = E[u_t u_t']$  là ma trận hiệp phương sai không điều kiện  $n \times n$ ,  $Q_t^* = \text{diag}\{Q_t\}$  và  $a, b$  là đại lượng vô hướng không âm thỏa điều kiện  $a + b < 1$ . Tuy nhiên, Aielli (2013) cho rằng ước lượng  $Q$  theo cách này là không phù hợp do  $E[R_t] \neq E[Q_t]$  và đã đề xuất mô hình phù hợp hơn gọi là cDCC với tiến trình dẫn xuất tương quan được diễn giải như sau:

$$Q_t = (1 - a - b)S + a\{Q_{t-1}^{*1/2} u'_{t-1} u_{t-1} Q_{t-1}^{*1/2}\} + bQ_{t-1}$$

Trong đó,  $S$  là ma trận hiệp phương sai không điều kiện của  $Q_t^{*1/2} u_t$ . Để đảm bảo tính dừng, điều kiện sau đây phải được thỏa mãn:  $a > 0, b > 0, a + b < 1$ . Nếu  $a = b = 0$  thì tương quan có điều kiện là cố định, không đổi theo thời gian. Tương quan sẽ được xác định bằng sau:

$$\rho_{ij,t} = \frac{\{\omega_{ij,t-1} + a\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + b\rho_{ij,t-1}\}}{\sqrt{\{\omega_{ii,t-1} + a\varepsilon_{i,t-1}^2 + b\rho_{ii,t-1}\}\{\omega_{jj,t-1} + a\varepsilon_{j,t-1}^2 + b\rho_{jj,t-1}\}}}$$

trong đó,  $\frac{\omega_{ij,t} = (1-a-b)s_{ij}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$

*Phương pháp xác định điểm chuyển đổi dao động Pruned Exact Linear Time (PELT)*

Xác định điểm chuyển đổi trong một chuỗi dữ liệu là việc ước tính các vị trí (nếu có) mà tại đó các đặc tính thống kê của chuỗi dữ liệu thay đổi. Giả sử với một chuỗi dữ liệu theo thứ tự  $y_{1:n} = (y_1, \dots, y_n)$ . Một điểm chuyển đổi được cho là tồn tại trong chuỗi khi tồn tại  $\tau \in \{1, \dots, n-1\}$  mà tại điểm này, các đặc điểm thống kê của  $\{y_1, \dots, y_\tau\}$  và  $\{y_{\tau+1}, \dots, y_n\}$  khác nhau theo một số cách nào đó. Phần lớn các nghiên cứu hiện nay xác định tập hợp điểm chuyển đổi bằng cách tối thiểu hóa hàm số sau:

$$\sum_{i=1}^{m+1} [C(y_{\tau_{i-1}+1}, \dots, y_{\tau_i}) + \beta f(m)]$$

Trong đó,  $C$  là hàm chi phí của một phân vùng và  $\beta f(m)$  là hàm chặn.

Hiện nay, các thuật toán xác định điểm chuyển đổi dao động được sử dụng phổ biến bao gồm thuật toán phân vùng nhị phân (Binary Segmentation Algorithm) được phát triển bởi Edwards và Cavalli-Sforza (1965), Scott và Knott (1974), Sen và Srivastava (1975) và thuật toán phân vùng lân cận (Segment Neighborhood Algorithm) được phát triển bởi Auger và Lawrence (1989). Tuy nhiên, thuật toán phân vùng nhị phân lại được

cho có mức độ chính xác hạn chế nhưng đổi lại có lợi thế với khối lượng tính toán thấp hơn. Trong khi đó, thuật toán phân vùng lân cận được đánh giá cao về mức độ chính xác nhưng lại có nhược điểm lớn là chiếm dụng khối lượng tính toán rất lớn. Do đó, Killick và cộng sự (2012) đã đề xuất một thuật toán mới gọi là Pruned Exact Linear Time (PELT) kết hợp điểm mạnh và khắc phục các nhược điểm của hai thuật toán nêu trên. PELT được đánh giá là có thể cho kết quả chính xác với mức độ tương đương và thậm chí tốt hơn thuật toán phân vùng lân cận nhưng lại có hiệu quả về mặt tính toán hơn nhiều.

### 3.2. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp thu thập trong giai đoạn từ tháng 4/2004 đến tháng 12/2015, tất cả có 141 quan sát theo tháng. Trong đó, chuỗi lãi suất (IR) bao gồm lãi suất cho vay hàng tháng do IMF tính toán và công bố. Theo quy ước tính toán của IMF cho VN, lãi suất này được tính bằng cách lấy trung bình có trọng số lãi suất cho vay của bốn ngân hàng thương mại lớn nhất VN. Chuỗi giá chứng khoán (VNI) được đại diện bằng chuỗi giá đóng cửa của chỉ số VN-Index vào thời điểm giao dịch sau cùng cuối mỗi tháng. Tỷ giá trung tâm USD/VND do NHNN VN công bố được sử dụng làm đại diện cho biến tỷ giá hối đoái (USDVND).

## 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

### 4.1. Thống kê mô tả

Theo kết quả thống kê mô tả tại Bảng 1, cả ba chuỗi lợi suất đều lệch trái với trị số độ lệch lớn hơn 0 có ý nghĩa thống kê và thể hiện độ nhọn (đuôi rộng) với hệ số độ nhọn vượt trội khác 0 có ý nghĩa thống kê. Hệ số thống kê Jarque-Bera một lần nữa xác nhận phân phối không chuẩn của cả ba chuỗi lợi suất tại mức ý nghĩa 1%, bác bỏ giả thiết phân phối chuẩn. Kết quả kiểm định ADF tiếp tục bác bỏ giả thiết không, cho thấy các chuỗi lợi suất đều đồng thời dừng với mức ý nghĩa 1%.

### Bảng 1

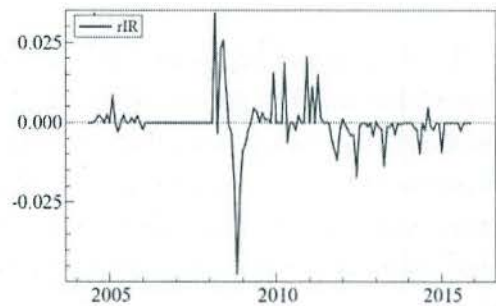
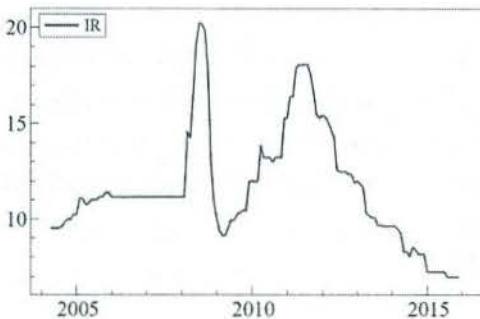
Kết quả thống kê mô tả dữ liệu

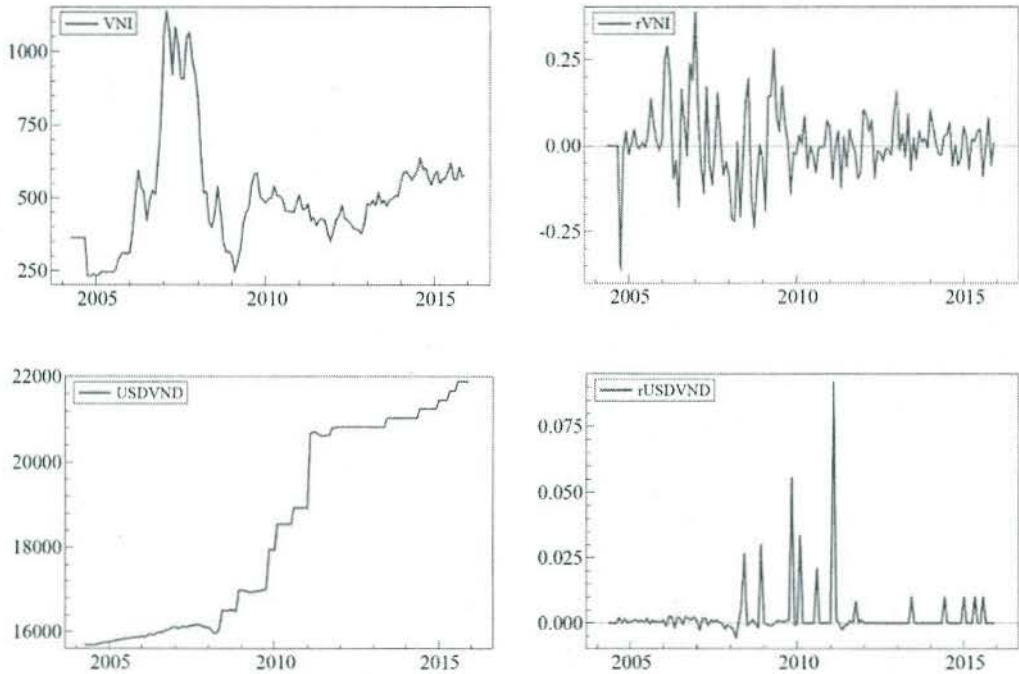
Thông số	IR	VNI	USDVND
Giá trị nhỏ nhất	-0,0474	-0,3619	-0,0057
Trung bình	-0,0002	0,0087	0,0024

Thông số	IR	VNI	USDVND
Giá trị lớn nhất	0,0342	0,3851	0,0920
Độ lệch chuẩn	0,0077	0,1034	0,0102
Độ lệch	0,0102***	0,2000	6,2487***
Độ nhọn vượt trội	13,2850***	2,1138***	45,224***
Jarque-Bera	1038,1***	26,993***	12841***
ADF (không hằng số)	-4,8600***	-6,4324***	-5,9691***
ADF (có hằng số)	-4,8447***	-6,4741***	-6,6598***
ADF (có hằng số và xu hướng)	-4,8869***	-6,4659***	-6,6391***
Số lượng quan sát	140	140	140

(\*), (\*\*), (\*\*\*) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%

Tính toán từ Bảng 1 còn cho thấy trung bình lợi tức chỉ số VN-Index trong giai đoạn từ 4/2004 đến 12/2015 rơi vào khoản 0,87% và đạt đỉnh ở mức gần 39% vào thời điểm đầu năm 2007 (Hình 1). Trong khi đó, tỉ giá USD/VND có mức thay đổi trung bình vào khoảng 0,25% với đỉnh 9,2% vào đầu năm 2011. Cả ba chuỗi lợi suất đều thể hiện rõ ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính toàn cầu khi những dao động lớn nhất tập trung xung quanh giai đoạn 2008–2010.





**Hình 1.** Giá trị thực tế và giá trị chênh lệch của tỉ giá USD/VND, lãi suất và chỉ số VN-Index trong giai đoạn từ tháng 4/2004 - 12/2015

4.2. Kết quả ước lượng tiến trình VAR – FIEGARCH – cDCC

Tiến trình bắt đầu bằng việc lựa chọn độ trễ tối đa cho mô hình VAR( $p$ ). Các chỉ số thông tin Bayesian đề nghị độ trễ tối ưu của mô hình nên là  $p = 1$ . Bên cạnh đó, tác giả cũng tiến hành kiểm tra hiện tượng tương quan phần dư theo kiểm định LM. Mô hình VAR ổn định với độ trễ  $p = 1$  khi tất cả nghiệm đơn vị đều nằm trong vòng tròn đơn vị. Kết quả ước lượng các hệ số của mô hình VAR(1) được trình bày trong Bảng 2 cho thấy mức độ giải thích của các chuỗi trễ lên các biến. Trong đó, chuỗi lợi suất chỉ số VN-Index và lãi suất phụ thuộc chủ yếu vào biến trễ của mình với mức ý nghĩa thống kê cao.

**Bảng 2**

Hệ số ước lượng mô hình VAR( $p$ ) – FIEGARCH(1,  $d$ , 1) – cDCC

VAR(1)	$IR_t$	$VNI_t$	$USDVND_t$
$IR_{t-1}$	0,3823*** (0,0000)	0,5347 (0,6299)	-0,0968 (0,3989)

VAR(1)	$IR_t$	$VNI_t$	$USDVND_t$
$VNI_{t-1}$	0,0023 (0,6962)	0,2953*** (0,0005)	-0,0018 (0,8340)
$USDVND_{t-1}$	0,0538 (0,3745)	0,3651 (0,6648)	-0,0335 (0,7007)
Hằng số	-0,0003 (0,6747)	0,0054 (0,5433)	0,0025*** (0,0063)
FIEGARCH(1, d, 1)	IR	VNI	USDVND
$\omega$	-126,5555x10 <sup>10</sup> *** (0,0000)	-5,1884*** (0,0000)	0,0594 (0,9944)
d	0,3474*** (0,0000)	1,9172*** (0,0000)	-0,2054*** (0,0000)
$\alpha$	1,1468*** (0,0000)	-1,1677*** (0,0000)	3,4239*** (0,0000)
$\beta$	-1,0150*** (0,0000)	-0,7314*** (0,0000)	0,9924*** (0,0000)
$\theta$	0,6966 (0,6840)	0,1318*** (0,0000)	-0,5770*** (0,0000)
$\gamma$	3,0979*** (0,0000)	0,3594*** (0,0000)	1,0240*** (0,0000)
cDCC	Tham số	Hệ số	t-prob.
	$\rho_{VNI,IR}$	0,2005**	0,0319
	$\rho_{USDVND,IR}$	-0,0325	0,8357
	$\rho_{USDVND,VNI}$	-0,2053**	0,0128
	a	0,5264***	0,0055
	b	0,0544	0,3394

(\*), (\*\*), (\*\*\*) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%

Kết quả kiểm định chuẩn đoán phần dư mô hình VAR cho thấy sự tồn tại của phương sai thay đổi (Bảng 3) nên việc sử dụng mô hình Autoregressive Conditional Heteroskedasticity để tiếp tục khảo sát dao động của các chuỗi dữ liệu là phù hợp.

### Bảng 3

Kết quả kiểm định chuẩn đoán phần dư VAR

	IR	VNI	USDVND	VAR
AR 1-7	3,9704*** (0,0006)	0,71270 (0,6613)	1,8834* (0,0774)	1,3306* (0,0594)
ARCH 1-7	1,2872 (0,2619)	3,1763*** (0,0040)	0,0493 (0,9998)	-
Kiểm định phân phối chuẩn	210,14*** (0,0000)	16,676*** (0,0002)	2037,3000*** (0,0000)	2078,5*** (0,0000)
Kiểm định phương sai thay đổi	5,0034*** (0,0001)	0,50654 (0,8025)	0,0872 (0,9975)	1,4992*** (0,0332)

(\*), (\*\*), (\*\*\*) tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%

Kết quả ước lượng mô hình FIEGARCH(1,  $d$ , 1) đơn biến trong Bảng 2 cho thấy tham số ( $d$ ) khác không có ý nghĩa thống kê cao chỉ ra sự tồn tại của đặc tính dai dẳng trong mỗi chuỗi. Hệ số  $\theta$  và  $\gamma$  ước lượng có ý nghĩa thống kê cao hàm ý đặc tính bất đối xứng trong dao động của các chuỗi dữ liệu. Giá trị ước lượng của hệ số  $\theta$  âm cho trường hợp của chuỗi lợi suất tỉ giá hối đoái trong khi kết quả là dương đối với các chuỗi lợi suất chỉ số thị trường chứng khoán và lãi suất. Đặc điểm này cho thấy dao động có điều kiện sẽ bị tác động nhiều hơn bởi cú sốc dương so với cú sốc âm có cùng độ lớn đối với tỉ giá hối đoái và ngược lại cho trường hợp của thị trường cổ phiếu và thị trường trái phiếu. Đồng thời, dao động có điều kiện của chuỗi lợi tức lãi suất sẽ bị tác động mạnh nhất với  $\gamma$  lớn nhất và nhỏ hơn trong trường hợp của chuỗi lợi suất tỉ giá hối đoái và chỉ số thị trường cổ phiếu. Bảng 2 còn cho thấy tham số  $a$  khác 0 có ý nghĩa thống kê cao đã bác bỏ giả thiết cho rằng tương quan giữa các chuỗi giá trị là cố định. Ngoài ra, tổng của hai tham số  $a$  và  $b$  gần với 1, kết luận có sự tồn tại của tính dai dẳng trong tương quan có điều kiện giữa các chuỗi chỉ số.

Theo quan sát tại Hình 3, các mối liên kết động giữa thị trường cổ phiếu và thị trường trái phiếu thể hiện giá trị dương tại phần lớn thời gian khảo sát nhưng lại có những điểm đổi chiều rất mạnh từ dương thành âm vào thời điểm đầu năm 2008 và quay đầu mạnh

mẽ một lần nữa vào cuối năm 2008. Liên tiếp thời kì sau đó là những dao động mạnh kéo dài kèm theo những thời kì đổi chiều nhỏ hơn. Kết quả nghiên cứu chỉ ra giá trị âm ở phần lớn thời kì khảo sát đối với tương quan có điều kiện giữa cặp thị trường ngoại hối - cổ phiếu. Kèm theo đó là rất nhiều thời điểm tương quan này đổi chiều từ âm sang dương như tại các thời điểm nửa đầu năm 2006 và đặc biệt mạnh mẽ trong toàn bộ thời gian năm 2008. Tương quan động giữa tỉ giá hối đoái và lãi suất cũng chứng kiến sự gia tăng mạnh mẽ vào thời điểm đầu năm 2008 khi biểu đồ tương quan đột ngột đi xuống rất sâu sau một thời kì âm gần 0 tương đối ổn định. Tuy nhiên, sau đó không lâu thì tương quan này nhanh chóng quay đầu thành dương mạnh mẽ cho đến hết năm 2008. Đây cũng là thời điểm bắt đầu một chu trình mà tương quan giữa hai thị trường này dao động mạnh liên tục giống như đã được quan sát thấy trên hai chuỗi tương quan còn lại. Kết quả này ủng hộ quan điểm cho rằng khi tăng lãi suất sẽ thu hút dòng vốn đi vào quốc gia, từ đó làm giảm tỉ giá hối đoái. Tuy nhiên, tại một số thời điểm, kết quả của nghiên cứu này lại cho thấy tỉ giá hối đoái và lãi suất có xu hướng tăng cùng một thời điểm với nhau. Lí do đằng sau hiện tượng này có thể là do các thị trường mới nổi với lịch sử thâm hụt ngân sách kéo dài như VN thì kênh kì vọng đóng một vai trò quan trọng trong việc cân nhắc hoạt động của các nhà đầu tư. Nếu lãi suất tăng với bất kì lí do gì thì nó cũng thường được nhà đầu tư nhận định rằng thị trường này sắp phải hứng chịu một cú sốc nào đó. Và kết quả là dòng tiền nóng có xu hướng nhanh chóng chảy ra khỏi quốc gia. Những kết quả này làm rõ tầm quan trọng của kênh kì vọng lên dòng vốn đi vào và đi ra khỏi các quốc gia đang phát triển. Ngoài ra, đặc điểm cụ thể của mỗi chuỗi tương quan được trình bày trong Bảng 4.

#### Bảng 4

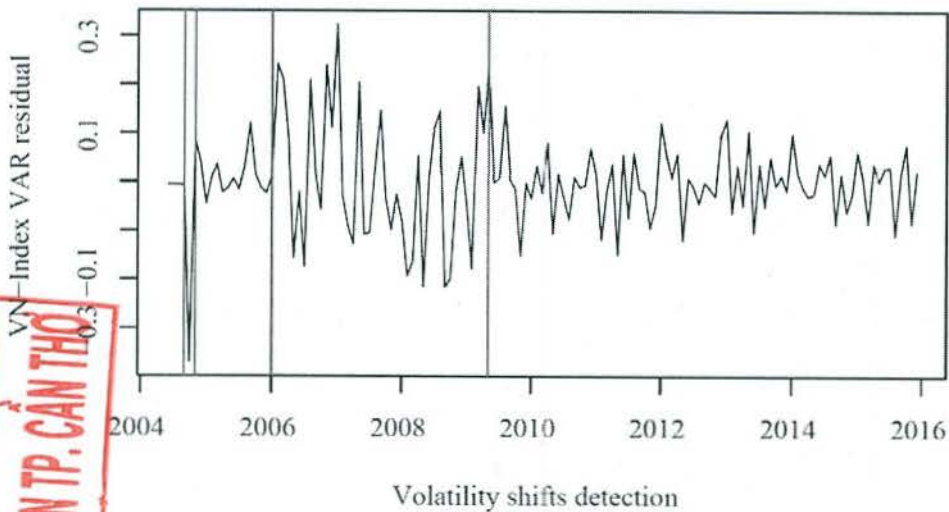
Thống kê mô tả các chuỗi tương quan điều kiện động

	IR-VNI	USDVND-IR	USDVND-VNI
Giá trị nhỏ nhất	-0,7513	-0,7690	-0,8407
Trung bình	0,1863	-0,0369	-0,1643
Giá trị lớn nhất	0,7768	0,6867	0,7467
Độ lệch chuẩn	0,1632	0,1602	0,2659
Độ lệch	-1,1263	-0,2667	0,5323
Độ nhọn vượt trội	14,0213	13,1877	4,6362

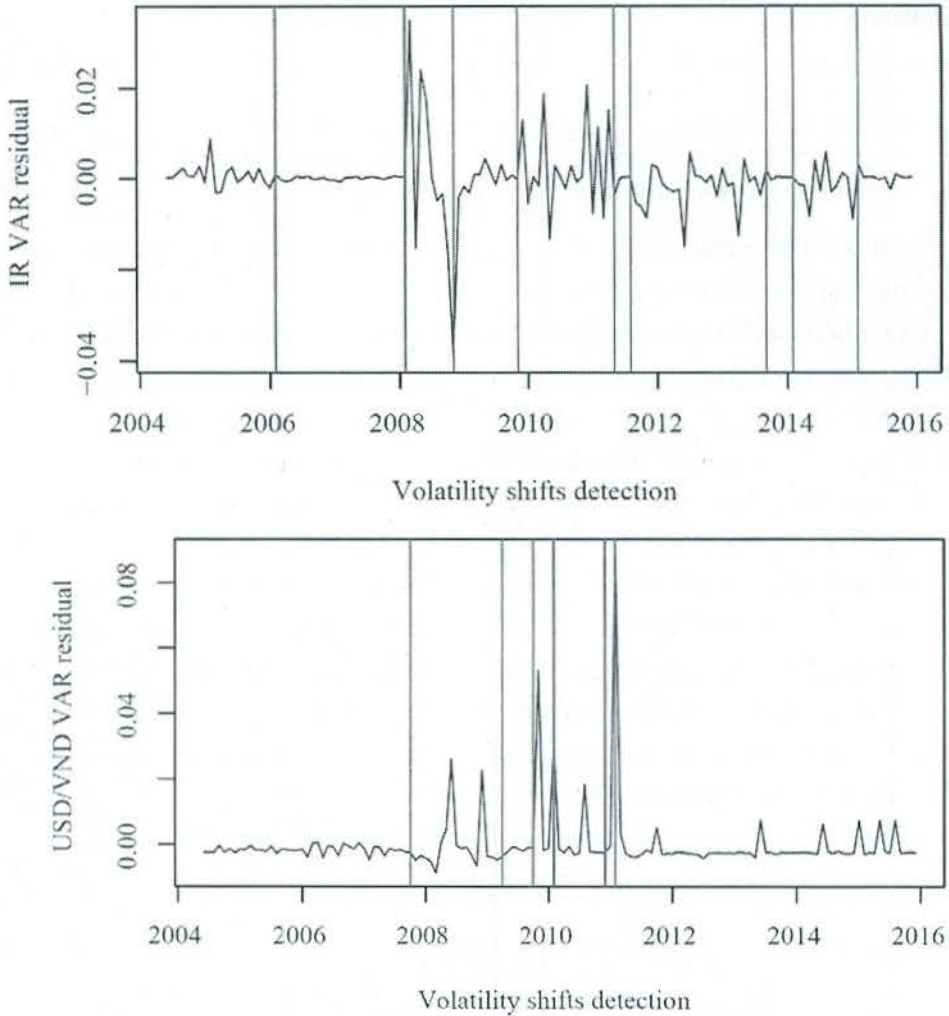
Jarque-Bera	732,8975***	602,7545***	22,0706***
ADF (có hằng số)	-9,4089***	-10,0190***	-10,2139***
ADF(có hằng số và xu hướng)	-9,4715***	-9,9858***	-10,1748***

#### 4.3. Ảnh hưởng của cú sốc dao động tới tương quan giữa các chỉ báo thị trường

Trong khuôn khổ nghiên cứu này, các điểm chuyển đổi được xác định khi có sự thay đổi cấu trúc của phương sai theo thuật toán PELT. Thuật toán này đã được áp dụng cho các chuỗi dữ liệu tài chính trước đây như nghiên cứu của Zapodeanu Daniela và cộng sự (2014). Lợi thế quan trọng của phương pháp này là các điểm chuyển đổi được xác định một cách nội sinh, tức là phụ thuộc vào cấu trúc dữ liệu chứ không chỉ dựa vào ảnh hưởng trực quan phỏng đoán. Nhờ đó, những thời điểm có dao động tương đối cao hoặc tương đối thấp được xác định là điểm chuyển đổi bằng thuật toán chứ không nhất định phải có nguyên nhân là khủng hoảng tài chính. Kết quả xác định điểm chuyển đổi dao động được trình bày trong Hình 2 và Bảng 4 cho thấy thuật toán đã xác định được những thời điểm chuyển đổi gắn liền với các sự kiện thực tế ảnh hưởng đến dao động của chuỗi dữ liệu. Có thể điểm qua các sự kiện điển hình xung quanh các thời điểm này như đầu năm 2006 đánh dấu thời kì phát triển vượt bậc của thị trường chứng khoán VN, các thời điểm đầu và cuối năm 2008 chứng kiến sự bùng nổ và lan tỏa các cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu bắt nguồn từ Mỹ.







**Hình 2.** Các điểm chuyển đổi dao động trong chuỗi phần dư VAR

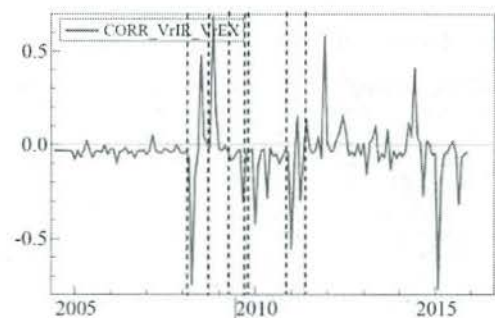
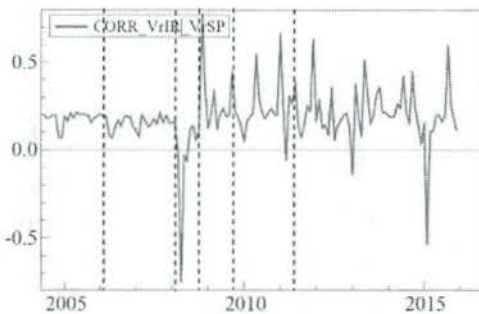
Từ các quan sát tại Hình 3, ta thấy tại thời điểm các chuỗi quan sát có chuyển đổi dao động hướng lên (hoặc xung quanh các điểm này) thì tương quan giữa hai chuỗi cũng xuất hiện sự thay đổi đột ngột, đồng nghĩa với việc mối liên kết giữa các thị trường đã có phản ứng trước những cú sốc dao động. Thời điểm đầu và cuối năm 2008 đánh dấu những thay đổi đột ngột và rất mạnh mẽ trên cả ba đường biểu diễn tương quan. Nhắc lại kết quả ở phần trên, đây cũng là thời điểm mà đồng loạt cả ba thị trường đều có những dao động rất lớn. Dao động này đã lan truyền đến tương quan giữa các thị trường.

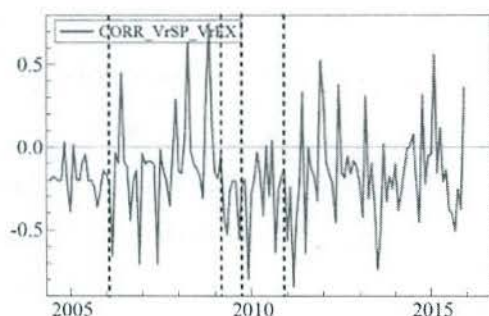
**Bảng 5**

Các thời điểm được xác định có chuyển đổi dao động trong chuỗi phân dư VAR(1)

USDVND		IR		VNI	
Thời điểm	Dao động	Thời điểm	Dao động	Thời điểm	Dao động
09/2007	Xuống	01/2006	Xuống	08/2004	Xuống
03/2009	Lên	01/2008	Lên	10/2004	Xuống
09/2009	Lên	10/2008	Lên	01/2006	Lên
01/2010	Xuống	10/2009	Lên	04/2009	Xuống
11/2010	Lên	04/2011	Lên		
01/2011	Xuống	07/2011	Xuống		
		08/2013	Xuống		
		01/2014	Xuống		
		01/2015	Xuống		

Tuy nhiên, một quan sát thú vị khác là ngay cả trong cùng một cặp thị trường thì hướng phản ứng của tương quan cũng khác nhau, tức là tại điểm chuyển đổi dao động này thì tương quan thay đổi đột ngột hướng lên, trong khi đó, tại một điểm chuyển đổi dao động khác tương quan lại thay đổi đột ngột đi xuống. Quan sát này cho thấy phản ứng của tương quan động giữa các thị trường không theo một chiều hướng mà có xu hướng thay đổi theo thời gian. Lấy ví dụ cặp lãi suất – giá cổ phiếu, điểm chuyển đổi dao động tại tháng 1/2008 đây tương quan động đi xuống, rời xa mức 0, trong khi đó điểm chuyển đổi dao động cuối năm 2008 lại đẩy lên mạnh mẽ.





**Hình 3.** Tương quan có điều kiện động giữa các cặp lợi suất. Các đường nét đứt tương ứng với các vị trí chuyển đổi dao động hướng lên của các thị trường tương ứng.

Quan sát kĩ hơn chiều hướng tương quan giữa các thị trường trong Hình 3, chúng ta có thể thấy tại một số thời kì sau cú sốc, các biến đổi trong tương quan không mất đi nhanh chóng mà còn tồn tại trong một thời gian khá dài sau đó. Nếu thực sự tồn tại đặc điểm này thì các cú sốc dao động không những chỉ tạo nên những điều chỉnh đột ngột mà còn gây ra những thay đổi dài hạn trong cấu trúc tương quan giữa các thị trường. Hồi quy phương trình sau đây sẽ giúp làm sáng tỏ quan sát này:

$$\rho_{ij,t} = v_0 + v_1\rho_{ij,t-1} + \sum_{\substack{k \in \text{cú sốc} \\ \text{dao động đi lên} \\ \text{của } i \text{ hoặc của } j}} v_k D_k + \eta_{ij,t}$$

Trong phương trình trên, biến  $\rho_{ij,t-1}$  được đưa vào để loại bỏ khuyết tật tự tương quan. Các biến giả  $D$  nhận giá trị bằng 1 tại các quan sát nằm ở khu vực giữa hai điểm chuyển đổi dao động hướng lên nằm liền kề nhau (từ điểm chuyển đổi dao động này đến trước điểm chuyển đổi dao động kế tiếp) và nhận giá trị 0 tại các khu vực còn lại của chuỗi tương quan. Trong đó, các điểm chuyển đổi dao động nào quá gần nhau thì điểm chuyển đổi dao động đầu tiên trong cụm sẽ được chọn.

**Bảng 6**

Tác động dài hạn của cú sốc dao động tới tương quan động giữa các biến số.

IR-VNI		IR-USDVND		VNI-USDVND	
Thời điểm	$v_k$	Thời điểm	$v_k$	Thời điểm	$v_k$
01/2006	-0,0387 (0,2848)	01/2008	-0,0339 (0,5370)	01/2006	0,0680 (0,1970)
01/2008	-0,2093***	10/2008	0,1741**	03/2009	-0,1048

IR-VNI		IR-USDVND		VNI-USDVND	
Thời điểm	$v_k$	Thời điểm	$v_k$	Thời điểm	$v_k$
	(0,0003)		(0,0198)		(0,3504)
10/2008	0,0720	03/2009	-0,0135	09/2009	-0,1131
	(0,1339)		(0,8382)		(0,1437)
10/2009	0,0242	09/2009	-0,0778*		
	(0,5510)		(0,0887)		
		11/2010	-0,0766		
			(0,2946)		

Kết quả ước lượng mô hình hồi quy với biến giả tại Bảng 5 cho thấy tồn tại các hệ số hồi quy biến giả có ý nghĩa thống kê đối với cặp lãi suất – giá chứng khoán và lãi suất – tỉ giá. Điều này hàm ý tương quan trong một thời kì cụ thể sau một cú sốc dao động khác nhau có ý nghĩa so với tương quan ở các thời kì khác. Kết quả này gợi ý những thay đổi đột ngột trong tương quan giữa các thị trường do các cú sốc dao động không chỉ tồn tại trong ngắn hạn mà trong một số thời kì, những phản ứng này còn được kéo dài. Như đã đề cập ở phần trên, kết quả này gợi ý các nhà đầu tư và các nhà làm chính sách cần phải làm nhiều việc hơn để phản ứng lại với các cú sốc dao động trên các thị trường.

## 5. Kết luận

Nghiên cứu này phân tích mối liên kết động giữa các thị trường ngoại hối, trái phiếu và cổ phiếu của VN thông qua sự trợ giúp của các phương pháp kinh tế lượng mới. Tiến trình  $VAR(p) - cDCC - FIEGARCH(1, d, 1)$  chứng minh các tương quan này không cố định mà thay đổi theo thời gian có ý nghĩa thống kê, đã chỉ ra sự phù hợp của việc sử dụng phương pháp này. Theo đó, mối tương quan dương của cặp thị trường trái phiếu - cổ phiếu kèm với những lần đảo chiều mạnh mẽ cho thấy lí thuyết chiết khấu dòng tiền đã không được tuân thủ ở hầu hết thời điểm. Kết quả này tương đồng với những phát hiện của Rigobon và Sack (2003), Andersen và cộng sự (2007) và nghiên cứu của Bale (2010). Cũng tương tự với nghiên cứu của Sanchez (2008), thị trường trái phiếu và ngoại hối thể hiện tương quan âm không vững chắc khi liên tục xuất hiện những điểm đảo chiều mạnh. Thị trường cổ phiếu và ngoại hối cũng cho thấy tương quan âm không bền vững theo thời gian khi tần suất các điểm đảo chiều ngày càng nhiều sau năm 2006 và

đặc biệt cao vào năm 2008. Những phát hiện này hỗ trợ cho các kết quả của Roll (1992), Chow và cộng sự (1997), Soenen và Henninger (1988).

Ngoài ra, tác giả còn tiến hành xác định các điểm chuyển đổi dao động của các chuỗi lợi suất bằng phương pháp PELT. Kết quả cho thấy những cú sốc dao động đã tạo ra những thay đổi đổi mạnh mẽ trong tương quan động giữa các thị trường này. Tuy nhiên, những chiều hướng thay đổi này không giống nhau qua thời gian đối với cùng một cặp thị trường. Do đó, phản ứng của các tương quan động này trước các cú sốc dao động có thể phụ thuộc vào thời gian. Quan trọng hơn, nghiên cứu cho thấy những thay đổi mạnh mẽ trong mối tương quan động (xảy ra do các cú sốc dao động) không chỉ có hiệu lực trong ngắn hạn mà còn duy trì cả trong dài hạn. Ngoài ra, các kết quả nghiên cứu còn chỉ ra khả năng dễ bị tổn thương của thị trường VN bằng các ảnh hưởng rõ nét của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu lên mối quan hệ giữa các thị trường.

## 6. Một số khuyến nghị

Kết quả nghiên cứu chỉ ra các nhà đầu tư cần phải nghiêm túc tính toán đến các biến động của thị trường khi đầu tư vào thị trường tài chính VN. Danh mục đầu tư cần được điều chỉnh để đảm bảo lợi suất tương ứng với mức độ rủi ro mong muốn do các tài sản có tương quan với nhau; đồng thời, mối tương quan này thay đổi theo thời gian và bị tác động bởi các cú sốc dao động. Các nhà đầu tư với các vị thế bảo hiểm chéo trong những thị trường này có thể sẽ không giữ được danh mục phân bổ của mình do tương quan động giữa các thị trường đôi khi duy trì cả trong dài hạn chứ không chỉ có hiệu lực trong ngắn hạn. Do đó việc phân bổ đầu tư và hạn chế rủi ro bằng danh mục có thể sẽ phải đánh đổi theo một mức lợi suất thấp hơn.

Điều này đặc biệt quan trọng đối với các nhà tạo lập chính sách trong mục tiêu ổn định thị trường tài chính và nền kinh tế. Thực tế diễn biến thị trường tài chính VN hậu khủng hoảng tài chính đã cho thấy trong một thời kì dài, các chính sách vĩ mô của chúng ta đã bị động và bị vô hiệu hoá như thế nào. Từ việc chúng ta để đồng nội tệ giảm giá sâu đến việc lãi suất tăng vọt sau các gói kích cầu đi sau là lạm phát hai con số. Để rồi sau đó, chúng ta lại phải vất vả thắt chặt và hy sinh tăng trưởng để đưa thị trường về đúng quỹ đạo. Từ đó cho thấy các chính sách vĩ mô cần được tính toán đầy đủ các tác động lan truyền trên các thị trường nhằm tránh bị động trước những ảnh hưởng không mong muốn khi thị trường có những diễn biến bất lợi. Ví dụ như những can thiệp đột

ngột và mạnh mẽ vào thị trường tiền tệ của ngân hàng trung ương trong các thời kì dao động cao có thể gây thất thoát lớn dự trữ ngoại hối quốc gia■

---

### Tài liệu tham khảo

- Aielli, G. P. (2013). Dynamic conditional correlation: on properties and estimation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 31(3), 282-299.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. & Vega, C. (2007). Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of International Economics*, 73, 251-277.
- Auger, I. E. & Lawrence, C. E. (1989). Algorithms for the optimal identification of segment neighborhoods. *Bulletin of Mathematical Biology*, 51(1), 39-54.
- Baele, L. (2010). The determinants of stock and bond return comovements. *Review of Financial Studies*, Oxford University Press for Society for Financial Studies, 23(6), 2374-2428.
- Bautista, C. C. (2003). Interest rate-exchange rate dynamics in the Philippines: a DCC analysis. *Applied Economics Letters*, 10(2), 107-111.
- Bianconi, M., Yoshino, J. A. & de Sousa, M. O. M. (2013). BRIC and the US financial crisis: an empirical investigation of stock and bond markets. *Emerging Markets Review*, 14(2013), 76-109.
- Bollerslev, T. & Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1996), 151-184.
- Branson, W. H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: *Managing foreign exchange risk*. R. J. Herring, R.J., ed. Cambridge University, Cambridge.
- Chinn, M. D. & Meredith, G. (2004). Monetary policy and long - Horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, 51(3), 409-430.
- Chow, E. H., Lee, W. Y. & Solt, M. S. (1997). The exchange rate risk exposure of asset returns. *The Journal of Business*, 70(1), 105-123.
- Dajcman, S. & Festic, M. (2012). Interdependence between the Slovenian and European stock markets - A DCC-Garch Analysis. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 25(2), 379-395.
- Doong, Shuh-Chyi, Yang, Sheng-Yung, Wang & Alan, T. (2005). The dynamic relationship and pricing of stocks and exchange rates: empirical evidence from asian emerging markets. *Journal of American Academy of Business, Cambridge* 7, 118-123.
- Dornbush, R., & Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Edwards, A. W. F., & Cavalli-Sforza, L. L. (1965). A method for cluster analysis. *Biometrics*, 21(2), 362-375.

- Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Frankel, J. A. (1983). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. In: J. S. Bhandari & B. H. Putnam, ed. *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. MIT Press, Cambridge.
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
- Hong, G., Kim, Y., & Lee, B. S. (2011). Correlations between stock returns and bond returns: Income and substitution effects. *Quantitative Finance*, 14(11), 1-20.
- Huỳnh Thế Nguyễn & Nguyễn Quyết. (2013). Mối quan hệ giữa tỉ giá hối đoái, lãi suất và giá cổ phiếu tại TP.HCM. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 11(21), 37-41.
- Killick, R., Fearnhead, P., & Eckley, I. A. (2012). Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.
- Joseph, N. L. (2002). Modelling the impacts of interest rate and exchange rate changes on UK stock returns. *Derivatives use, Trading and Regulations*, 7(4), 306-323.
- Lee, C. H., Doong, S. C., & Chou, P. (2011). Dynamic correlation between stock prices and exchange rates. *Applied Financial Economics*, 21(11), 789-800.
- Lothian, R. L. & Wu, L. (2011). Uncovered interest rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, 30(2011), 448-473.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo. (2013). Phân tích tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán VN. *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 8(18), 34-41.
- Rigobon, R., & Sack, B. (2003). Spillovers across U.S. financial markets (*Working Paper*). NBER Working Paper No. 9640 Issued in April 2003.
- Roll, R. (1992). Industrial structure and comparative behavior of international stock indices. *The Journal of Finance*, 47(1), 3-41.
- Sanchez, M. (2008). The link between interest rates and exchange rates: do contractionary depreciations make a difference? *International Economic Journal*, 22(1), 43-61.
- Scott, A. J. & Knott, M. (1974). A cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. *Biometrics*, 30(3), 507-512.
- Sen A., & Srivastava, M. S. (1975). On tests for detecting change in mean. *The Annals of Statistics*, 3(1), 98-108.

- Sensoy, A., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey. *Economic Modelling*, 43, 448-457.
- Shiller, R. J., & Beltratti, A. E. (1992). Stock prices and bond yields - can their comovement be explained in terms of present value models. *Journal of Monetary Economics*, 30, 25-46.
- Soenen, L., & Henninger, E. (1988). An analysis of exchange rates and stock prices: the US experience between 1980 and 1986. *Akron Business and Economic Review*, 19, 7-16.
- Tran Quang Huy. (2016). The linkage between exchange rates and stock prices: evidence from Vietnam. *Asian Economic and Financial Review*, 6(7), 363-373.
- Yang, J., Zhou, Y., & Wang, Z. (2009). The stock-bond correlation and macroeconomic conditions: one and a half centuries of evidence. *Journal of Banking & Finance*, 33(4), 670-680.
- Zapodeanu, D., Cociuba, M., & Petris, S. (2014). Inflation uncertainty and inflation in the case of Romania, Czech Republic, Hungary, Poland and Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 15(2014), 1225-1234.
- Zhao, H. (2010). Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.