

---

# MỐI QUAN HỆ GIỮA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN CÁC NƯỚC VÀ VIỆT NAM

**Nguyễn Phan Trúc Phương**

*Viện Nghiên cứu Kinh doanh - Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh*

*Email: phuongnpt@ueh.edu.vn*

**Hồ Thị Lam**

*Trường Đại học Tài chính – Marketing*

*Email: holam@ufm.edu.vn*

**Võ Xuân Vinh**

*Viện Nghiên cứu Kinh doanh - Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh*

*Email: vinhvx@ueh.edu.vn*

Mã bài: JED - 476

Ngày nhận: 24/11/2021

Ngày nhận bản sửa: 27/01/2022

Ngày duyệt đăng: 21/03/2022

## **Tóm tắt**

Kể từ sau khi đại dịch COVID - 19 xảy ra, thị trường chứng khoán Việt Nam đã nhận được quan tâm đặc biệt từ các nhà đầu tư nhỏ lẻ. Điều này làm gia tăng sự quan tâm về mối quan hệ giữa các thị trường chứng khoán khi xây dựng danh mục đầu tư. Bài báo này xem xét hiệu ứng lan tỏa của thị trường chứng khoán 6 quốc gia (Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản) đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn nhiễu biến động từ năm 2008 đến năm 2021, nhằm cung cấp thêm bằng chứng về tác động của hiệu ứng lan tỏa. Sử dụng mô hình DECO-GARCH đa biến và phương pháp chỉ số lan tỏa, bài báo cung cấp bằng chứng xác định sự thay đổi theo thời gian trong tương quan biến động rủi ro giữa các thị trường chứng khoán này. Kết quả hữu ích với nhà đầu tư trong việc dự báo mức độ rủi ro thị trường và xác định sự tồn tại của các lợi ích đa dạng hóa từ các thị trường chứng khoán, đặc biệt là trong thời kỳ bất ổn. Từ quan điểm phân bổ tài sản, cường độ lan tỏa cung cấp nhu cầu (hoặc cơ hội) để xây dựng một chiến lược đa dạng hóa mới. Những phát hiện này rất quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách thị trường Việt Nam để thiết kế các chiến lược tách biệt để bảo vệ khỏi rủi ro lây lan.

**Từ khóa:** DECO-GARCH, lan tỏa, rủi ro, thị trường chứng khoán

**Mã JEL:** C32, G10, G11

## **The relationship between stock markets of other countries and Vietnam**

### **Abstract**

Since the COVID-19 pandemic, Vietnam's stock market has received special attention from retail investors. This raises concerns about stock market relationships when building portfolios. This paper examines the spillover dynamics of stock markets of 6 countries (US, France, UK, Germany, Hong Kong, Japan) on Vietnam's stock market during the volatile period from 2008 - 2021 to provide more evidence of spillover dynamics. The multivariable DECO-GARCH model and the spillover index method accurately measure the change over time in the risk volatility correlation between these stock markets. The results are helpful to investors in forecasting market risk and determining the existence of diversification benefits from stock markets, especially during periods of uncertainty. From an asset allocation standpoint, spillovers provide the need (or the opportunity) to build a new diversification strategy. These findings are essential for Vietnam market policymakers to design a strategy for hedging risk spillovers.

**Keywords:** DECO-GARCH, spillover, risk, stock market

**JEL Codes:** C32, G10, G11

---

## 1. Giới thiệu

Từ những năm 1990, quá trình tự do hóa dòng vốn giữa các quốc gia đã thúc đẩy sự hội nhập của các thị trường chứng khoán (TTCK). Sự nới lỏng các quy định kiểm soát vốn nước ngoài cùng với việc mở ra nhiều kênh đầu tư mới đã tạo cơ hội cho thị trường chứng khoán các nước đang phát triển trở thành một môi trường đầu tư không thể bỏ qua của các nhà đầu tư toàn cầu, trong đó có thị trường chứng khoán Việt Nam. Cùng với quá trình hội nhập, dòng tiền được tự do di chuyển từ các thị trường có tỷ suất lợi nhuận thấp đến các thị trường có tỷ suất lợi nhuận cao. Hơn nữa, lý thuyết đa dạng hóa danh mục đầu tư hàm ý rằng, đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế sẽ mang lại lợi ích giảm thiểu rủi ro cho các nhà đầu tư khi mức độ đồng chuyển động trong những thị trường chứng khoán của các quốc gia là thấp. Điều này đồng nghĩa, quá trình hội nhập tài chính quốc tế khiến cho việc xây dựng một chiến lược phòng ngừa rủi ro bằng cách đa dạng hóa danh mục quốc tế trở nên khó khăn hơn. Nói cách khác, tác động lan tỏa giữa các thị trường chứng khoán có ý nghĩa quan trọng trong việc tính toán giá trị có rủi ro (value-at-risk), xác định trọng số danh mục đầu tư tối ưu và tính toán tỷ lệ phòng ngừa danh mục đầu tư có hiệu quả hay không (Jiang & cộng sự, 2019; Aslam & cộng sự, 2021). Do đó, quá trình ra quyết định của cả nhà đầu tư tư nhân và doanh nghiệp đều bị ảnh hưởng nhiều bởi mức độ hội nhập tài chính của thị trường chứng khoán.

Ở góc độ quốc gia, sự hội nhập của các thị trường chứng khoán mang lại nhiều lợi ích như giảm giá vốn, tăng đầu tư thực tế và tăng trưởng kinh tế (Bae & Zhang, 2015). Tuy nhiên, cũng có những chi phí liên quan đến thị trường chứng khoán tự do hóa. Vấn đề quan trọng nhất đối với các nhà hoạch định chính sách trong việc mở cửa thị trường chứng khoán là cho phép nhà đầu tư nước ngoài “đến và đi” một cách dễ dàng trên thị trường chứng khoán. Bản chất này có thể dẫn đến dòng vốn biến động một cách đột ngột và có thể làm tăng sự biến động của thị trường chứng khoán (Baele & Analysis, 2005). Ngoài ra, sự tích hợp của thị trường chứng khoán có thể gây hại cho các nền kinh tế mới nổi và đang phát triển vì họ sẽ dễ bị tổn thương hơn trước sự biến động của thị trường tài chính toàn cầu. Nhiều nghiên cứu đã báo cáo rằng, sự lan tỏa và hội nhập mạnh mẽ giữa các thị trường chứng khoán là nguyên nhân của những cuộc khủng hoảng (Bae & Zhang, 2015; Srivastava & cộng sự, 2015).

Những lý do trên làm tăng mối quan tâm của các nhà đầu tư, nhà nghiên cứu và các chuyên gia kinh tế về cấu trúc tương quan và sự phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường chứng khoán. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu quan tâm đến tác động lan tỏa giữa các thị trường chứng khoán (ví dụ, King & Wadhwani, 1990; Kim & Rogers, 1995; Billio & Pelizzon, 2003; Wang & Wang, 2010; BenSaïda & cộng sự, 2018), tuy nhiên các nghiên cứu trước đây chủ yếu tập trung vào thị trường chứng khoán của các nước phát triển, nhóm nước mới nổi và đang phát triển (Mensi & cộng sự, 2021; Samitas & cộng sự, 2021; Tsang & cộng sự, 2021), cho nên hiện nay vẫn còn thiếu cơ sở lý luận về tính lan tỏa của các thị trường chứng khoán lớn đến một quốc gia cụ thể như Việt Nam, đặc biệt là sau đại dịch COVID-19. Nghiên cứu này tập trung cụ thể vào tính lan tỏa của các thị trường lớn trên thế giới tác động đến Việt Nam được sử dụng mô hình DECO-GARCH. Thị trường chứng khoán Việt Nam đã chứng kiến sự tăng trưởng vượt bậc trong những năm gần đây, trở thành một trong các thị trường chứng khoán có tầm ảnh hưởng trong khu vực. Thay vì trong phiên giao dịch đầu tiên của thị trường chứng khoán Việt Nam vào năm 2000 chỉ ghi nhận sự tham gia của 02 công ty niêm yết thì đến thời điểm hiện tại, con số này là hơn 2.100 công ty. Tỷ lệ vốn hóa thị trường/GDP đã tăng từ mức 0,3% năm 2000 lên mức 108,7% GDP tháng 6/2021, cao hơn rất nhiều so với các thị trường chứng khoán của các nước trong khu vực. Trong 20 năm qua, vốn hóa thị trường chứng khoán ước tính tăng trưởng ở mức trung bình hơn 50%/năm. Trong năm 2020, thị trường chứng khoán Việt Nam đã trở thành thị trường tăng mạnh thứ 2 trên thế giới. Thị trường chứng khoán Việt Nam cũng đã vươn lên chiếm thị phần số 1 trong nhóm thị trường cận biên của MSCI và tiến tới nâng hạng lên nhóm thị trường “mới nổi”. Điều này càng thu hút đầu tư của các quỹ đầu tư cũng như các nhà đầu tư nước ngoài vào thị trường. Tổng giá trị danh mục của nhà đầu tư nước ngoài trên thị trường chứng khoán Việt Nam liên tục tăng, cùng với số lượng 37,6 nghìn tài khoản của nhà đầu tư nước ngoài, cho thấy sự hấp dẫn của thị trường chứng khoán trong nước. Mức độ hội nhập thị trường ngày càng được tăng cường, khiến cho thanh khoản thị trường gia tăng, tăng khả năng cạnh tranh và thu hẹp sự phát triển đối với các quốc gia tiên tiến. Tuy nhiên, đi cùng với sự tăng trưởng và hội nhập, thị trường chứng khoán Việt Nam cũng đã chịu rất nhiều tác động từ những biến động kinh tế vĩ mô và từ các thị trường chứng khoán bên ngoài, gia tăng các yếu tố rủi ro và chịu tác động lan tỏa trước các biến động kinh tế và tài chính.

Dưới góc độ của cuộc thảo luận ở trên, nghiên cứu này đóng góp vào các tài liệu liên quan theo một số cách. Đầu tiên, chúng tôi phân tích mức độ kết nối theo thời gian giữa các thị trường chứng khoán Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam, sử dụng mô hình GARCH đa biến với khuôn khổ DECO. So với các khuôn khổ GARCH đa biến khác, DECO sử dụng nhiều thông tin hơn để ước tính các tương quan điều kiện thay đổi theo thời gian giữa từng cặp biến được kiểm tra, điều này làm giảm nhiều ước lượng của các tương quan (Kang & cộng sự, 2019a; Kang & cộng sự, 2019b). Do đó, mô hình GARCH đa biến này đóng vai trò quan trọng trong việc củng cố về mối quan hệ tác động lẫn nhau giữa các biến động của các chỉ số. Trong giai đoạn thứ hai, chúng tôi định lượng tác động lan tỏa về mặt định hướng bằng cách sử dụng chỉ số lan tỏa của Diebold & Yilmaz (2012) mà một thị trường chứng khoán cụ thể nhận được từ các thị trường khác. Sức mạnh của kết nối được tăng cường hơn nữa nhờ việc sử dụng các mạng giúp theo dõi độ lớn và tốc độ truyền thông tin giữa các chỉ số chứng khoán Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam. Việc đo lường giá cả theo hướng và sự biến động có ý nghĩa quan trọng trong việc tìm hiểu các kênh lan tỏa trong thị trường liên khu vực của các nước Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam. Kết quả của chúng tôi giúp cung cấp hiểu biết sâu sắc hơn về hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường khác, từ đó giúp các nhà đầu tư có cái nhìn toàn diện nhằm xây dựng chiến lược đầu tư hiệu quả cũng như là căn cứ để Chính phủ ban hành các chính sách hội nhập thị trường chứng khoán và điều tiết thị trường theo hướng có lợi cho nền kinh tế.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Kể từ sau sự kiện ngày thứ 2 đen tối dẫn đến sự sụp đổ của thị trường chứng khoán Mỹ vào tháng 10 năm 1987 và sau đó lây lan ở mức độ rộng lớn sang các thị trường chứng khoán các quốc gia, các nghiên cứu đã chú ý đến tác động lan tỏa giữa các thị trường chứng khoán ở các quốc gia phát triển. King & Wadhwani (1990) và Schwert (1990) là các nghiên cứu đầu tiên điều tra tác động lan tỏa trên các thị trường chứng khoán lớn cả trước và sau cuộc khủng hoảng. Kim & Rogers (1995) cho thấy sự tăng trưởng của hiệu ứng lan tỏa giữa Hàn Quốc, Nhật Bản và Hoa Kỳ sau khi tự do hóa thị trường chứng khoán Hàn Quốc vào năm 1992. Các nghiên cứu sau đó cải tiến và mở rộng việc phân tích liên kết giữa các thị trường phát triển bằng cách kiểm tra tác động không đối xứng trong việc truyền tải những cú sốc tích cực và tiêu cực (Bae & Karolyi, 1994); sự khác biệt trong việc truyền tải những cú sốc mang tính toàn cầu và địa phương (Lin & cộng sự, 1994), và tương tác giữa các thị trường phát triển nhưng ở mẫu lớn hơn (Theodossiou & Lee, 1993).

Một số nghiên cứu ước tính ảnh hưởng của các thị trường phát triển đến các thị trường mới nổi. Wei & cộng sự (1995) ước tính tác động lan tỏa giữa thị trường chứng khoán của các nước phát triển (Mỹ, Nhật Bản và Anh) và thị trường chứng khoán của các nước đang phát triển (Đài Loan và Trung Quốc). Các tác giả cho thấy, mức độ lan tỏa tùy thuộc vào độ mở của thị trường chứng khoán. Angela Ng (2000) ước tính tác động lan tỏa giữa Nhật Bản, Hoa Kỳ và từng thị trường cụ thể ở lưu vực Thái Bình Dương. Kết quả cho thấy, các sự kiện tự do hóa và mức độ tự do hóa ảnh hưởng đến tầm quan trọng tương đối của các yếu tố thị trường thế giới và khu vực theo thời gian. Hu & cộng sự (1997) thảo luận về hiệu ứng lan tỏa giữa hai thị trường phát triển và 4 thị trường mới nổi và chứng minh rằng sự tương đồng về địa lý và kinh tế không nhất thiết mang đến hiệu ứng lan tỏa. Wang & Wang (2010) đã xem xét mối liên hệ của thị trường chứng khoán giữa Trung Quốc với Mỹ và Nhật Bản về sự biến động và tác động của giá cả. Họ chỉ ra rằng ảnh hưởng của các thị trường phát triển đối với thị trường mới nổi Trung Quốc gắn liền với mức độ mở cửa. Beirne & cộng sự (2010) đã kiểm tra tác động lan tỏa toàn cầu (thị trường phát triển) và khu vực (thị trường mới nổi) trong thị trường chứng khoán mới nổi tại địa phương cho 41 nền kinh tế thị trường mới nổi (EMES) ở châu Á, châu Âu, Mỹ Latinh, và Trung Đông. Họ cho thấy tác động lan tỏa toàn cầu thống trị ở châu Á, trong khi tác động lan tỏa khu vực là chủ yếu ở Mỹ Latinh và Trung Đông.

Một số lượng khá đáng kể các nghiên cứu thảo luận về hiệu ứng lan tỏa trong các nhóm khác nhau của các nước phát triển và đang phát triển. Trong nhóm các quốc gia đang phát triển, Chen và cộng sự (2002) sử dụng dữ liệu từ 1995 đến 2000 để kiểm tra các chỉ số thị trường chứng khoán của Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico và Venezuela. Kết quả của họ cho thấy khả năng đa dạng hóa rủi ro bằng cách đầu tư vào thị trường Mỹ Latinh khác nhau bị hạn chế. Jebran, Chen & cộng sự (2017) cũng đã điều tra tác động lan tỏa biến động giữa các thị trường mới nổi châu Á trong giai đoạn trước và sau khủng hoảng tài chính 2007, gồm Trung Quốc, Pakistan, Hồng Kông, Sri Lanka và Ấn Độ bằng cách sử dụng mô hình EGARCH mở rộng. Họ báo cáo tồn tại tác động lan tỏa giữa các quốc gia, song không đồng nhất. Đối với tác động lan

tỏa trong nhóm các quốc gia phát triển, Billio & Pelizzon (2003) ước tính hiệu ứng lan tỏa nội bộ trước và sau khi thành lập Liên minh châu Âu. Lan tỏa bất ổn từ thị trường Đức đã tăng lên đối với hầu hết các thị trường chứng khoán châu Âu sau khi thành lập Liên minh châu Âu. BenSaïda & cộng sự (2018) điều tra thực nghiệm về các chỉ số biến động của tám thị trường chứng khoán tài chính phát triển cho thấy tác động lan tỏa tổng thể và có chiều hướng diễn ra mạnh mẽ hơn trong các giai đoạn hỗn loạn, với tác động lan tỏa thường xuyên giữa rủi ro rỗng và tiếp nhận rủi ro rỗng. Ngược lại, trong thời kỳ ổn định, sự biến động lan tỏa chỉ diễn ra tương đối.

Một số nghiên cứu ước tính những thay đổi của tác động lan tỏa trong thời kỳ khủng hoảng và không khủng hoảng. Hầu hết các nghiên cứu đã đi đến kết luận rằng, sự hội nhập thị trường chứng khoán gia tăng sau khủng hoảng. Chan-Lau & Ivashchenko (2003) cho thấy ảnh hưởng của thị trường chứng khoán Mỹ đối với khu vực Châu Á - Thái Bình Dương cả trong thời kỳ khủng hoảng và không khủng hoảng. Kim (2005) điều tra bản chất của các mối liên kết trên thị trường chứng khoán của Hoa Kỳ với các thị trường chứng khoán phát triển ở Châu Á - Thái Bình Dương gồm Úc, Hồng Kông, Nhật Bản và Singapore, và sự dẫn đầu về thông tin của Mỹ và Nhật Bản trong khu vực từ đầu những năm 1990. Kết quả báo cáo rằng tồn tại mối liên hệ giữa lợi nhuận và bất ổn thị trường chứng khoán giữa các quốc gia và tác động lan tỏa có xu hướng dữ dội hơn sau thời kỳ khủng hoảng châu Á 1997. Ding & Pu (2012) phát hiện ra rằng các mối liên kết thị trường trở nên mạnh mẽ hơn trong giai đoạn khủng hoảng 2007-2009. Ozdemir (2020) chỉ ra sự tồn tại của sự lan tỏa biến động hai chiều giữa giá cổ phiếu và khối lượng giao dịch trong giai đoạn trước và sau khủng hoảng tài chính châu Á 1997 và khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008 ở Thổ Nhĩ Kỳ. Gần đây nhất, Aslam & cộng sự (2021) đánh giá tác động lan tỏa giữa mười hai thị trường chứng khoán châu Âu trước và sau cuộc khủng hoảng Covid-19. Họ báo cáo kết quả 77,80% bất ổn trên thị trường chứng khoán trong ngày ở 12 thị trường châu Âu đến từ sự lan tỏa giữa các thị trường trong khu vực, trong đó, tác động lan tỏa ổn định hơn trong giai đoạn sau khủng hoảng. Tương tự như vậy, Hung (2020) đã khám phá sự lan tỏa trước và trong thời gian COVID-19 giữa giá dầu thô và năm thị trường chứng khoán phát triển ở Châu Âu, kết luận rằng sự lan tỏa rõ ràng hơn trong suốt thời kỳ COVID-19.

### 3. Phương pháp luận và dữ liệu

#### 3.1. Mô hình DECO-GARCH

Mô hình GARCH đa biến là công cụ phổ biến nhất để nắm bắt động lực của ma trận phương sai và hiệp phương sai có điều kiện giữa tài sản và thị trường (Bauwens & cộng sự, 2006; Silvennoinen & Teräsvirta, 2009). Tuy nhiên, hạn chế của các mô hình GARCH đa biến thông thường là số lượng các tham số cần ước lượng quá lớn. Một vấn đề khác là phải đảm bảo rằng ma trận phương sai có điều kiện là dương. Để khắc phục những vấn đề này, mô hình DCC-GARCH của Engle (2002) cung cấp sự linh hoạt cho việc lập mô hình các ma trận hiệp phương sai lớn, vì số lượng tham số được ước tính trong quá trình tương quan là độc lập với số chuỗi được tương quan. Do đó, có thể ước lượng được các ma trận tương quan rất lớn. Mặc dù tính linh hoạt của nó, mô hình DCC được giới hạn trong ước tính của hơn 100 cặp; ước tính ngày càng trở nên cồng kềnh khi số thứ nguyên tăng lên.

Để khắc phục hạn chế này, Engle & Kelly (2012) đề xuất mô hình DECO-GARCH trong đó giá trị trung bình của các tương quan có điều kiện được đặt bằng giá trị trung bình của tất cả các cặp tương quan, cho phép chúng ta biểu diễn sự đồng chuyển động của một nhóm thị trường sử dụng một hệ số tương quan động duy nhất. Ngược lại với mô hình DCC, mô hình DECO cũng cho phép quản lý các ma trận tương quan quy mô lớn.

Với  $n$  chuỗi vector  $r_t = [r_{1,t}, \dots, r_{n,t}]'$  Theo mô hình ARMA được ước tính như sau:

$$r_t = \mu + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t + \xi \varepsilon_{t-1}, \text{ với } \varepsilon_t = u_t h_t \quad (1)$$

Trong đó:

$\mu$  là hằng số vector

$\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]'$  là phần dư vector.

Hệ số tương quan động có điều kiện (DCC) được sử dụng đã được Engle (2002) giới thiệu là công cụ ước lượng đánh giá thay đổi của hiệp phương sai có điều kiện theo thời gian. Các ma trận hiệp phương sai có điều kiện  $H_t$  được định nghĩa là:

$$H_t = D R_t D_t \quad (2)$$



Trong đó:

$D_t = \text{diag}\sqrt{\{H_t\}}$  là phương sai các ma trận đường chéo với điều kiện theo đường chéo.

$R_t$  là ma trận tương quan biến thiên theo thời gian.

Mỗi phương sai có điều kiện của GARCH được viết dưới dạng:

$$h_{ii,t} = c + a_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + b_i h_{ii,t-1} \quad (3)$$

$$h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}, i, j = \underline{1, n} \quad (4)$$

Với  $c$  là một  $n \times 1$  vector,  $a_i$  và  $b_i$  là đường chéo ma trận  $n \times n$

Phương trình (2), có thể được tham số hóa lại với các trả về tiêu chuẩn hóa như sau,  $e_t = D_t' \varepsilon_t$

$$E_{t-1} e_t e_t' = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = R_t = [\rho_{ij,t}] \quad (5)$$

Engle (2002) đề xuất các điều kiện hoàn nguyên trung bình sau đây với GARCH sự chỉ rõ:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad (6)$$

Trong đó  $q_{ij,t}$  được tính bằng:

$$q_{ij,t} = \underline{p}_{ij}(1 - \alpha - \beta) + \alpha e_{i,t-1} e_{j,t-1} + \beta q_{ij,t-1}$$

Và  $\underline{p}_{ij}$  là tương quan vô điều kiện giữa  $e_{i,t}$  và  $e_{j,t}$ . Tham số vô hướng  $\alpha$  và  $\beta$  phải thỏa mãn các điều kiện sau:

$\alpha \geq 0, \beta \geq 0$ , và  $\alpha + \beta < 1$

Giá trị của  $(\alpha + \beta)$  gần bằng 1 cho thấy độ bền cao trong phương sai có điều kiện.

Trong ma trận,

$$Q_t = \underline{Q}(1 - \alpha - \beta) + \alpha e_{t-1} e_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (7)$$

Trong đó:  $\underline{Q} = \text{Cov}[e_t, e_t'] = E[e_t e_t']$  là ma trận hiệp phương sai không điều kiện của các sai số chuẩn  $Q$  có thể được ước tính như sau:

$$\underline{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t e_t' \quad (8)$$

$R_t$  được tính bằng:

$$R_t = (Q_t^*)^{\frac{1}{2}} Q_t (Q_t^*)^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

Trong đó:  $Q_t^* = \text{diag}\{Q_t\}$

Tuy nhiên, Aielli (2013) nêu ra rằng ước lượng hiệp phương sai ma trận  $Q_t$  là không nhất quán vì  $E[R_t] \neq E[Q_t]$ . Thay vào đó Aielli đã minh họa mô hình sau đây với quy trình thức đầy tương quan (cDCC):

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) S^* + \alpha (Q_{t-1}^{\frac{1}{2}} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' Q_{t-1}^{\frac{1}{2}}) + \beta Q_{t-1} \quad (10)$$

Trong đó:  $S^*$  là ma trận hiệp phương sai không điều kiện của  $Q_{t-1}^{\frac{1}{2}} \varepsilon_t$

Engle & Kelly (2012) đề xuất mô hình bằng cách sử dụng quy trình cDCC để đạt được điều kiện ma trận tương quan và sau đó lấy giá trị trung bình của các phần tử nằm ngoài đường chéo của nó. DECO làm giảm thời gian ước tính. Các tương quan vô hướng có thể được viết như sau:

$$\rho_t^{DECO} = \frac{1}{n(n-1)} (K_n' R^{cDCC} K_n - n) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad (11)$$

Trong đó  $q_{ij,t} = \rho_t^{DECO} + \alpha_{DECO}(\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} - \rho_t^{DECO}) + \beta_{DECO}(q_{ij,t} - \rho_t^{DECO})$ ,  $K$  là một vector và  $q_{i,j,t}$  là  $(i,j)$  thành phần ma trận  $Q_t$  từ mô hình DCC. Sau đó dùng  $\rho_t^{DECO}$  để tìm ra được ma trận tương quan có điều kiện.

$$R_t^{DECO} = (1 - \rho_t)I_n + \rho_t K_n \quad (12)$$

Trong đó  $I_n$  là ma trận đa n vector.

Do đó, mô hình DECO ít nặng nề hơn và ước tính nhanh hơn về mặt tính toán. Ngoài ra, mô hình này báo cáo về mối quan hệ của một nhóm với một hệ số DCC duy nhất.

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này xem xét chỉ số giá đóng cửa hàng ngày của thị trường chứng khoán Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam. Thời gian lấy mẫu từ ngày 10 tháng 6 năm 2008 đến ngày 30 tháng 06 năm 2021; khoảng thời gian này bao gồm các sự kiện khủng hoảng gần đây và đủ mở rộng để tính đến các sự kiện kinh tế toàn cầu để giải thích tác động lan tỏa giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản.

Việc thu thập dữ liệu hàng ngày là để nhận được thông tin chính xác hơn về các thay đổi giá cổ phiếu so với dữ liệu hàng tuần và hàng tháng, cũng như nắm bắt được các động lực tốt hơn giữa các biến. Chúng tôi thu thập dữ liệu từ Refinitiv Eikon (Thomson Reuters).

**Bảng 1: Các chỉ số thị trường chứng khoán**

| STT | Quốc gia | Sàn GDCK                      | Chỉ số                    |
|-----|----------|-------------------------------|---------------------------|
| 1   | US       | Sàn GDCK New York             | S&P 500                   |
| 2   | HK       | Sàn GDCK Hong Kong            | Hang Seng Index           |
| 3   | JAP      | Sàn GDCK Tokyo Stock Exchange | Nikkei 225                |
| 4   | UK       | Sàn GDCK London               | FTSE 100 Index            |
| 5   | GER      | Sàn GDCK Frankfurt            | Deutsche Boerse DAX Index |
| 6   | FRA      | Sàn GDCK Euronext Paris       | CAC 40 Index              |
| 7   | VN       | Sàn GDCK Ho Chi Minh          | VN Index                  |

## 4. Kết quả và thảo luận

### 4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Bảng 2 mô tả thống kê tóm tắt cho lợi nhuận hàng ngày của 7 thị trường cũng như kiểm tra thống kê tính chuẩn, kiểm định nghiệm đơn vị và hiệu ứng ARCH cho cả giai đoạn. Các phân tích cho thấy rằng các trung bình mẫu chủ yếu có lợi nhuận cổ phiếu là dương. Riêng 2 quốc gia Đức và Mỹ có lợi nhuận trung bình thị trường âm, khác biệt đáng kể so với 5 quốc gia còn lại. Trung bình lợi nhuận âm của Đức và Mỹ chủ yếu do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng toàn cầu gần đây và bất ổn khu vực đồng tiền chung Châu Âu. Thị trường chứng khoán Việt Nam có mức sinh lời trung bình hàng ngày cao nhất là 0,0385% trong giai đoạn từ năm 2008 – 2021.

Sự biến động vô điều kiện của thị trường chứng khoán được đo lường bằng độ lệch chuẩn. Các phương sai mẫu dao động từ 1,31% đối với Việt Nam đến 2,64% đối với Đức trong cả giai đoạn nghiên cứu. Các phép đo độ lệch và độ nhọn thừa của nhóm các kết quả quan sát chỉ ra rằng tất cả các chuỗi lợi nhuận đều bị lệch và có độ lệch cao so với phân phối chuẩn. Điều này được xác nhận chính thức bởi thống kê thử nghiệm Jarque-Bera.

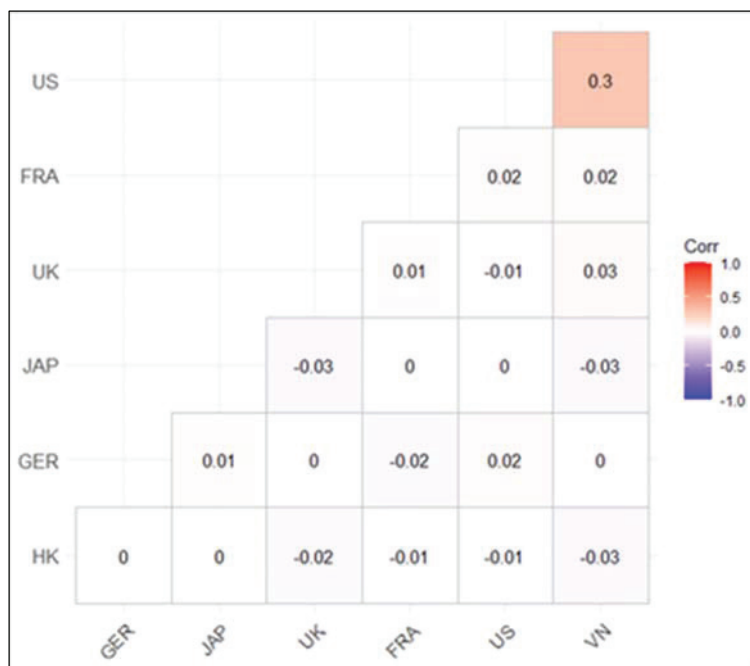
Trong bước tiếp theo, chúng tôi kiểm tra tính ổn định của dữ liệu. Tất cả các chuỗi lợi nhuận cổ phiếu được tìm thấy là dừng trong biến gốc, với mức ý nghĩa 1% theo thống kê ADF cho cả giai đoạn. Tương tự, ARCH minh họa sự hiện diện của các vấn đề tự tương quan và phương sai thay đổi trong dữ liệu. Kết quả cho thấy một bằng chứng mạnh mẽ về sự tồn tại của hiệu ứng ARCH trong tất cả các chuỗi liên quan. Do đó, mô hình GARCH có thể nắm bắt thành công sự tương tác biến động giá giữa các thị trường tài chính.

Để xem xét mối tương quan vô điều kiện trên các thị trường chứng khoán, chúng tôi sử dụng phân tích

**Bảng 2: Thống kê mô tả về lợi nhuận hàng ngày của các chỉ số chứng khoán**

|                    | FRA        | GER        | HK         | JAP        | UK         | US         | VN         |
|--------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| <b>Mean</b>        | 0,008      | -0,007     | 0,031      | 0,023      | -0,012     | 0,017      | 0,039      |
| <b>Median</b>      | 0,027      | 0,000      | 0,000      | 0,000      | 0,022      | 0,040      | 0,045      |
| <b>Maximum</b>     | 10,595     | 105,944    | 15,606     | 13,235     | 19,813     | 11,526     | 4,860      |
| <b>Minimum</b>     | -13,098    | -12,233    | -15,087    | -12,111    | -21,742    | -12,597    | -6,908     |
| <b>Std. Dev.</b>   | 1,436      | 2,650      | 1,8715     | 1,486      | 2,026      | 1,337      | 1,316      |
| <b>Skewness</b>    | -0,266     | 18,729     | 0,029      | -0,471     | -0,301     | -0,711     | -0,453     |
| <b>Kurtosis</b>    | 11,550     | 753,930    | 11,381     | 12,057     | 13,807     | 16,968     | 5,648      |
| <b>Jarque-Bera</b> | 10417,94   | 80248889   | 9971,236   | 11771,61   | 16629,65   | 27984,82   | 1111,794   |
| <b>Probability</b> | 0,000      | 0,000      | 0,000      | 0,000      | 0,000      | 0,000      | 0,000      |
| <b>ADF</b>         | -59,475*** | -57,487*** | -57,106*** | -59,819*** | -59,275*** | -65,156*** | -49,159*** |
| <b>ARCH</b>        | 89,636***  | 48,912***  | 284,646*** | 147,101*** | 99,941***  | 316,485*** | 286,518*** |

ma trận tương quan. Hình 1 trình bày các hệ số tương quan mẫu cho tất cả các thị trường. Tương quan cao nhất có thể tìm thấy là giữa Mỹ và Việt Nam (0,3) trong cả giai đoạn. Tương quan âm giữa Mỹ và Nhật Bản (-0,03), giữa Việt Nam và Nhật Bản (-0,03), và giữa Việt Nam và Hồng Kong (-0,03). Nhìn chung, hệ số tương quan giữa các thị trường tài chính có xu hướng tăng lên sau thời kỳ cuộc khủng hoảng tài chính.

**Hình 1: Ma trận tương quan**

Như thể hiện trong Hình 1, sự kết nối giữa các thị trường chứng khoán là tương đối cao, dựa trên giả định về độ tuyến tính. Quan trọng hơn, tất cả các chuỗi lợi nhuận đều phụ thuộc cả âm và dương, có nghĩa là các thị trường chứng khoán có sự đồng chuyển động theo hướng khác nhau. Kết quả này ngụ ý sự tồn tại của các cơ hội đa dạng hóa phong phú cho các nhà đầu tư đang tìm cách xây dựng danh mục đầu tư. Hơn nữa, sự phân bố của các biến được kiểm tra tuân theo hình dạng không chuẩn.

#### 4.2. Kết quả thực nghiệm

Bảng 3 trình bày kết quả ước lượng mô hình DECO - GARCH thể hiện biến động tương quan theo thời gian giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với thị trường chứng khoán các nước: Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hongkong và Nhật Bản. Độ trễ của mô hình GARCH được chọn dựa trên tiêu chí thông tin Akaike (AIC).

Các hệ số GARCH đơn biến được báo cáo trong Bảng A của Bảng 3. Cụ thể, các ước lượng ARCH và GARCH cho tất cả các chuỗi đều có ý nghĩa thống kê với mức ý nghĩa 1%. Ngoài ra, tổng của các hệ số này gần bằng 1, cho thấy sự ổn định. Điều này ngụ ý tồn tại của sự biến động có điều kiện ở cả Việt Nam và các thị trường chứng khoán, cho thấy sự biến động có điều kiện là hoàn nguyên.

Tương tự, kết quả của mô hình DECO được trình bày trong Bảng B của Bảng 3. Tương quan biến thiên theo thời gian là dương và có ý nghĩa, tương ứng với giá trị 0,00004, cho thấy rằng có một tác động lây lan lớn giữa các thị trường chứng khoán. Sự hiện diện của sự đồng chuyển động giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hongkong và Nhật Bản. Quan trọng hơn, hệ số ADECO là dương và có ý nghĩa thống kê đối với tất cả các thị trường chứng khoán, điều này cho thấy tầm quan trọng của những cú sốc giữa các thị trường này. Theo cách tương tự, tham số BDECO có ý nghĩa thống kê và gần bằng 1 đối với mọi trường hợp, có nghĩa là có sự biến động cao trong số các lợi nhuận thị trường chứng khoán được kiểm tra. Chính xác hơn, tổng các hệ số này gần bằng 1, điều này xác nhận rằng các tương quan theo cặp có điều kiện là hoàn nguyên trung bình. Nhìn chung, những phát hiện này cho thấy rằng mối tương quan giữa các thị trường chứng khoán sẽ ổn định.

Các ước lượng của các phép thử chẩn đoán đối với phần dư chuẩn hóa và bình phương của nó được trình bày trong Bảng C của Bảng 3. Thống kê thử nghiệm Ljung-Box cho phần dư chuẩn hóa và bình phương không thể bác bỏ giả thuyết không có tương quan chuỗi trong tất cả các trường hợp. Hơn nữa, kết quả kiểm định của Hosking (1980) và McLeod & Li (1983) chấp nhận giả thuyết không có tương quan chuỗi trong

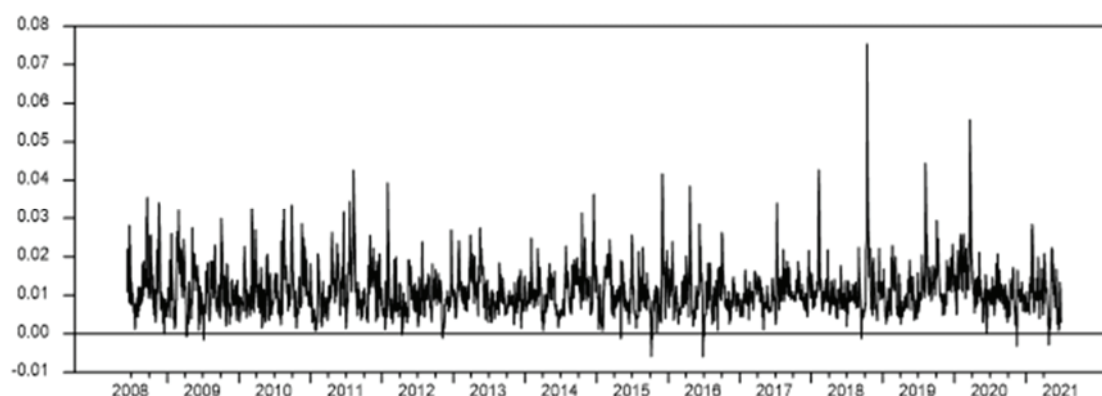
**Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình DECO – GARCH**

|                                       | US                  | FRA                 | UK                   | GER                 | HK                  | JAP                 | VN                     |
|---------------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|
| <b>Bảng A: Mô hình GARCH đơn biến</b> |                     |                     |                      |                     |                     |                     |                        |
| $\mu$                                 | 0,055***<br>(0,013) | 0,058***<br>(0,017) | 0,020***<br>(0,022)  | 0,383***<br>(0,018) | 0,065***<br>(0,022) | 0,066***<br>(0,019) | 0,054***<br>(0,016471) |
| $\nu$                                 | 0,023***<br>(0,002) | 0,032***<br>(0,004) | 0,049***<br>(0,006)  | 1,679***<br>(0,060) | 0,030***<br>(0,006) | 0,058***<br>(0,007) | 0,037***<br>(0,005)    |
| ARCH                                  | 0,154***<br>(0,002) | 0,121***<br>(0,008) | 0,109***<br>(0,005)  | 0,308***<br>(0,503) | 0,069***<br>(0,005) | 0,117***<br>(0,007) | 0,120***<br>(0,008)    |
| GARCH                                 | 0,835***<br>(0,835) | 0,867***<br>(0,008) | 0,884***<br>(0,006)  | 0,062***<br>(0,007) | 0,921***<br>(0,007) | 0,856***<br>(0,009) | 0,861***<br>(0,009)    |
| <b>Bảng B: Mô hình DECO-GARCH</b>     |                     |                     |                      |                     |                     |                     |                        |
| Average $P_{ij}$                      | 0,00004***          |                     |                      |                     |                     |                     |                        |
| ADECO                                 | 0,072*              |                     |                      |                     |                     |                     |                        |
| BDECO                                 | 0,749***            |                     |                      |                     |                     |                     |                        |
| <b>Bảng C: Kiểm định chuẩn đoán</b>   |                     |                     |                      |                     |                     |                     |                        |
| Q (10)                                | 5,670<br>[0,842]    | 4,078<br>[0,944]    | 11,842<br>[0,296]    | 6,940<br>[0,731]    | 2,329<br>[0,110]    | 6,247<br>[0,794]    | 9,367<br>[0,100]       |
| ARCH-LM                               | 0,301<br>[0,583]    | 1,529<br>[0,216]    | 0,057401<br>[0,8107] | 0,006<br>(0,937)    | 1,442<br>[0,230]    | 1,913<br>[0,167]    | 0,843<br>[0,359]       |

Chú thích: Q (10) là thống kê thử nghiệm Ljung-Box được sử dụng cho phần dư tiêu chuẩn và phần dư tiêu chuẩn bình phương, tương ứng. Sai số chuẩn ở trong ngoặc đơn (). Các dấu hoa thị \*, \*\*, \*\*\* thể hiện mức ý nghĩa lần lượt ở các mức 10%, 5% và 1%.



**Hình 2: Tương quan động của các thị trường chứng khoán trong thời gian bùng phát Covid-19**

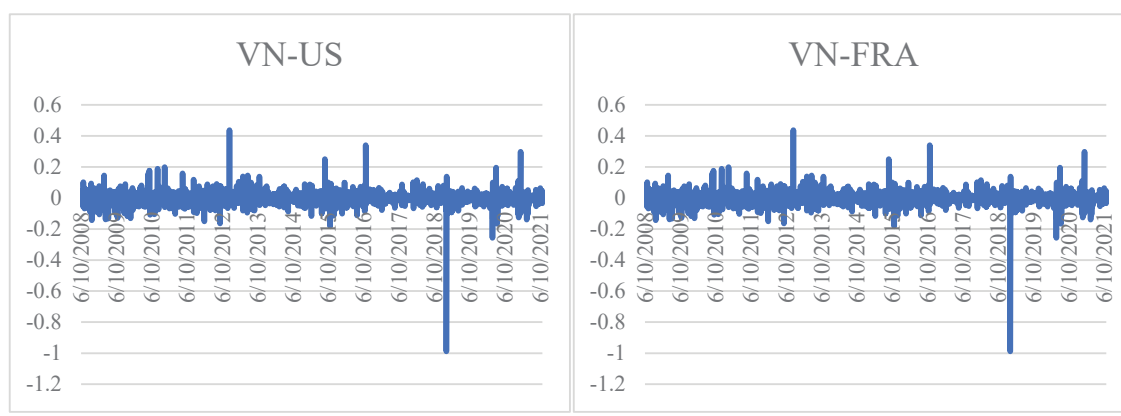


các ước lượng phương sai có điều kiện của mô hình DECO-GARCH. Chứng tỏ rằng không có sai sót thống kê của mô hình DECO-GARCH. Phát hiện này ủng hộ sự phù hợp của mô hình này trên thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hongkong, Nhật Bản.

Chuyển sang phân tích sâu về sự đồng chuyển động lợi nhuận trên thị trường chứng khoán. Những thay đổi về lợi nhuận và sự biến động của thị trường chứng khoán cũng như sự lây lan sau đó thông qua việc chuyển giao thông tin trên các thị trường trong nước và quốc tế trong thời kỳ khủng hoảng đã nhận được sự quan tâm đáng kể từ giới học giả, các nhà hoạch định chính sách và các nhà đầu tư (Lin & cộng sự, 1994). Có thể thấy rằng có những mối tương quan thay đổi theo thời gian trong khoảng thời gian mẫu, ngụ ý rằng các nhà đầu tư thỉnh thoảng điều chỉnh cấu trúc danh mục đầu tư của họ cho các tài sản này. Tác động lan tỏa giữa các thị trường có ý nghĩa quan trọng trong việc tính toán giá trị rủi ro, đạt được trọng số danh mục đầu tư tối ưu và xác định xem tỷ lệ phòng hộ danh mục đầu tư có hiệu quả hay không (Jiang & cộng sự, 2019; Mensi & cộng sự, 2017; Mensi & cộng sự, 2018). Hình 2 mô tả mối tương quan thay đổi theo thời gian giữa lợi nhuận của 7 thị trường chứng khoán. Cụ thể, mức độ tương quan tăng đều đặn vào đầu đợt bùng phát COVID-19, ủng hộ giả thuyết về hiệu ứng lây lan. Ngoài sự sụt giảm đáng kể trong các chỉ số chứng khoán (McKibbin & Vines, 2020), sự gia tăng biến động của thị trường chứng khoán đã được ghi nhận trong đại dịch này (Ali & cộng sự, 2020), gây ra tổn thất đầu tư lớn (Zhang & cộng sự, 2020). Hiệu ứng này có thể đặc biệt rõ ràng trong thời kỳ hỗn loạn, làm giảm lợi thế cho các nhà đầu tư đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế.

Để kiểm tra độ chắc chắn, nghiên cứu thực hiện ước tính các mô hình tương quan có điều kiện động (DCC) giữa các thị trường chứng khoán. Các phát hiện DCC theo từng cặp được báo cáo trong Hình 3, phù hợp với ước tính DECO được chỉ ra trong Hình 2, mức DCC giữa các thị trường chứng khoán thay đổi đáng kể trong thời kỳ đại dịch COVID-19, xác nhận một hiệu ứng lây lan. Do đó, mối tương quan có điều kiện động theo cặp khẳng định kết quả của chúng tôi đạt được cho thị trường chứng khoán dựa trên các ước tính của DECO.

**Hình 3: Tương quan có điều kiện động giữa lợi nhuận các thị trường chứng khoán**





## 5. Kết luận

Bài báo này nhằm mục đích phân tích thực nghiệm các quan hệ theo thời gian giữa những thay đổi trong giá cổ phiếu ở bảy quốc gia (Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản và Việt Nam) bằng cách sử dụng mô hình DECO-GARCH đa biến của Engle & cộng sự (2012) và phương pháp chỉ số lan tỏa.

Kể từ sau khi đại dịch COVID-19 xảy ra, thị trường chứng khoán Việt Nam nhận được quan tâm đặc biệt từ các nhà đầu tư nhỏ lẻ. Do đó, bài báo đã xem xét đánh giá hiệu ứng lan tỏa của thị trường chứng khoán 6 quốc gia (Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản) đến thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn nhiễu biến động từ năm 2008 đến năm 2021, với mục tiêu để củng cố thêm bằng chứng ủng hộ tác động của hiệu ứng lây lan.

Đầu tiên, chúng tôi quan sát thấy mối tương quan giữa thị trường chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản tăng mạnh trong giai đoạn COVID-19. Phát hiện này ủng hộ giả thuyết thu hồi vốn (hiệu ứng lây lan), cho thấy lợi ích của việc đa dạng hóa danh mục đầu tư trên các thị trường chứng khoán bị giảm sút trong thời kỳ COVID-19. Bên cạnh đó, các phát hiện cho thấy mối tương quan lợi nhuận trung bình giữa các chỉ số chứng khoán là dương, mặc dù nó được phát hiện là thay đổi theo thời gian trong khoảng thời gian nghiên cứu, với mức độ tương quan thay đổi từ mức tối thiểu là  $-1\%$  đến tối đa là  $8\%$ .

Thứ hai, bài báo cũng kiểm tra tỷ suất sinh lợi hai chiều và các chỉ số lan tỏa biến động giữa thị trường

---

chứng khoán Việt Nam và Mỹ, Pháp, Anh, Đức, Hồng Kông, Nhật Bản. Những xu hướng này cũng gia tăng theo hậu quả của đại dịch COVID-19, khẳng định kết quả trên. Đặc biệt, trong các cuộc khủng hoảng tài chính, các thị trường có sự gia tăng mạnh trong sự biến động rủi ro trên các thị trường khác. Hiện tượng tương tự đã được xác nhận trong COVID-19. Phát hiện này khẳng định rằng bùng phát COVID-19 làm tăng tác động lây lan.

Kết quả nghiên cứu có ý nghĩa quan trọng đối với các tác nhân kinh tế khác nhau, bao gồm các nhà đầu tư toàn cầu, các nhà quản lý rủi ro và các nhà hoạch định chính sách, những người sẽ được hưởng lợi từ kiến thức toàn diện về mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán để xây dựng các mô hình phòng ngừa rủi ro hiệu quả và thực hiện các phản ứng chính sách phù hợp đến các hiệu ứng lan tỏa thông tin trong các khoảng thời gian khác nhau. Quan trọng hơn, các nhà đầu tư và nhà quản lý danh mục đầu tư nên chú ý đến các điều kiện trên thị trường chứng khoán vì chiến lược phân bổ vốn tối ưu, đa dạng hóa và phòng ngừa rủi ro có thể thay đổi đáng kể tùy thuộc vào các hiện tượng cụ thể trên các thị trường chứng khoán. Các phát hiện cũng có ý nghĩa liên quan đến việc thiết kế và thực hiện các thủ tục để giám sát và duy trì sự ổn định tài chính. Bằng cách đó, các nhà hoạch định chính sách có thể thực hiện các biện pháp thích hợp vào bất kỳ thời điểm nào với mục đích hạn chế sự sụt giảm đồng thời ổn định trên thị trường chứng khoán và do đó, duy trì sự ổn định tài chính và kinh tế vĩ mô.

**Lời thừa nhận/Cảm ơn:** Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số: 15/2019/TN.

### Tài liệu tham khảo

- Aielli, G. P. (2013), Dynamic conditional correlation: On properties and estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), 282–299.
- Ali, M., Alam, N. & Rizvi, S. (2020), ‘Coronavirus (COVID-19) - An epidemic or pandemic for financial markets’, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 100341.
- Aslam, F., Ferreira, P., Mughal, K. & Bashir, B. (2021), ‘Intraday Volatility Spillovers among European Financial Markets during COVID-19’, *International Journal of Financial Studies*, 9(1), 5.
- Bae, K. & Andrew Karolyi, G. (1994), ‘Good news, bad news and international spillovers of stock return volatility between Japan and the U.S’, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(4), 405-438.
- Bae, K. & Zhang, X. (2015), ‘The Cost of Stock Market Integration in Emerging Markets’, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 44(1), 1-23.
- Baele, L. (2005), ‘Volatility Spillover Effects in European Equity Markets’, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 373-401.
- Bauwens, L., Laurent, S. & Rombouts, J. (2006), ‘Multivariate GARCH models: a survey’, *Journal of Applied Econometrics*, 21(1), 79-109.
- Beirne, J., Caporale, G., Schulze-Ghattas, M. & Spagnolo, N. (2010), ‘Global and regional spillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis’, *Emerging Markets Review*, 11(3), 250-260.
- BenSaïda, A., Litimi, H. & Abdallah, O. (2018), ‘Volatility spillover shifts in global financial markets’, *Economic Modelling*, 73, 343-353.
- Billio, M. & Pelizzon, L. (2003), ‘Volatility and shocks spillover before and after EMU in European stock markets’, *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5), 323-340.
- Chan-Lau, J. & Ivaschenko, I. (2003), ‘Asian Flu or Wall Street virus? Tech and non-tech spillovers in the United States and Asia’, *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5), 303-322.
- Chen, G., Firth, M. & Meng Rui, O. (2002), ‘Stock market linkages: Evidence from Latin America’, *Journal of Banking & Finance*, 26(6), 1113-1141.
- Diebold, F. & Yilmaz, K. (2012), ‘Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers’, *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.

- 
- Ding, L. & Pu, X. (2012), 'Market linkage and information spillover: Evidence from pre-crisis, crisis, and recovery periods', *Journal of Economics and Business*, 64(2), 145-159.
- Engle, R. & Kelly, B. (2012), 'Dynamic Equicorrelation', *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(2), 212-228.
- Engle, R. (2002), 'Dynamic Conditional Correlation', *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Hosking, J. (1980), 'The Multivariate Portmanteau Statistic', *Journal of the American Statistical Association*, 75(371), 602-608.
- Hu, J., Chen, M., Fok, R. & Huang, B. (1997), 'Causality in volatility and volatility spillover effects between US, Japan and four equity markets in the South China Growth Triangular', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(4), 351-367.
- Hung, N. (2020), 'Does volatility transmission between stock market returns of Central and Eastern European countries vary from normal to turbulent periods?', *Acta Oeconomica*, 70(3), 449-468.
- Jebran, K., Chen, S., Ullah, I. & Mirza, S. (2017), 'Does volatility spillover among stock markets varies from normal to turbulent periods? Evidence from emerging markets of Asia', *The Journal of Finance and Data Science*, 3(1-4), 20-30.
- Jiang, Y., Fu, Y. & Ruan, W. (2019), 'Risk spillovers and portfolio management between precious metal and BRICS stock markets', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 534, 120993.
- Kim, S. & Rogers, J. (1995), 'International stock price spillovers and market liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the United States', *Journal of Empirical Finance*, 2(2), 117-133.
- Kim, S. (2005), 'Information leadership in the advanced Asia-Pacific stock markets: Return, volatility and volume information spillovers from the US and Japan', *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(3), 338-365.
- King, M. & Wadhwani, S. (1990), 'Transmission of Volatility between Stock Markets', *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Lin, W., Engle, R. & Ito, T. (1994), 'Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility', *Review of Financial Studies*, 7(3), 507-538.
- McKibbin, W. & Vines, D. (2020), 'Global macroeconomic cooperation in response to the COVID-19 pandemic: a roadmap for the G20 and the IMF', *Oxford Review of Economic Policy*, 36(1), S297-S337.
- McLeod, A. & Li, W. (1983), 'Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations', *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 269-273.
- Ng, A. (2000), 'Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin', *Journal of International Money and Finance*, 19(2), 207-233.
- Ozdemir, L. (2020), 'Volatility Spillover Between Stock Prices and Trading Volume: Evidence from the Pre-, In-, and Post Global Financial Crisis Periods', *Frontiers in Applied Mathematics and Statistics*, 5.
- Schwert, G. (1990), 'Stock Market Volatility', *Financial Analysts Journal*, 46(3), 23-34.
- Silvennoinen, A. & Teräsvirta, T. (2009), 'Multivariate GARCH Models', *Handbook of Financial Time Series*, 201-229.
- Srivastava, A., Bhatia, S. & Gupta, P. (2015), 'Financial Crisis and Stock Market Integration: An Analysis of Select Economies', *Global Business Review*, 16(6), 1127-1142.
- Theodossiou, P. & Lee, U. (1993), 'Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence', *Journal of Financial Research*, 16(4), 337-350.
- Wang, P. & Wang, P. (2010), 'Price and volatility spillovers between the Greater China Markets and the developed markets of US and Japan', *Global Finance Journal*, 21(3), 304-317.
- Wei, J. K., Liu, Y., Yang, C. & Chaung, G. (1995), 'Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets', *Pacific-Basin Finance Journal*, 3(1), 113-136.
- Zhang, D., Hu, M. & Ji, Q. (2020), 'Financial markets under the global pandemic of COVID-19', *Finance Research Letters*, 36, 101528.
-