



Liên kết nhân quả bất đối xứng giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6

HUỲNH THÁI HUY *

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<i>Ngày nhận: 21/07/2018</i> <i>Ngày nhận lại: 20/01/2019</i> <i>Duyệt đăng: 23/01/2019</i> Mã phân loại JEL: C32, G11, G15. Từ khóa: Thị trường chứng khoán; Bất đối xứng; Liên kết nhân quả; Hội nhập tài chính. Keywords: Stock Market; Asymmetry; Causal Linkage; Financial Integration.	Nghiên cứu phân tích sự hiện diện của hội nhập thị trường tài chính giữa sáu thị trường chứng khoán ASEAN (Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam) thông qua kiểm định nhân quả bất đối xứng Hatemi-J. Kết quả kiểm định nhân quả đối xứng đề xuất 10 mối liên kết nhân quả giữa các thị trường. Thị trường Malaysia chịu tác động nhân quả Granger từ tất cả thị trường khu vực ASEAN-6 còn lại. Mặt khác, kết quả kiểm định nhân quả bất đối xứng phát hiện sự hiện diện của hai mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa Singapore và Việt Nam trong trạng thái giá lên, Malaysia và Indonesia trong trạng thái giá xuống. Bên cạnh đó, kiểm định nhân quả bất đối xứng cũng thừa nhận vai trò vượt trội của thị trường Singapore trong trạng thái giá lên. Abstract This paper analyzes the presence of financial market integration among six selected ASEAN stock markets (Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thailand, and Vietnam) through Hatemi-J asymmetric causality test. The standard symmetric causality test results suggest 10 causal linkages among the aforementioned markets. Malaysia stock market is Granger-caused by all the other ASEAN-6 markets. On the other hand, asymmetric causality test results reveal the existence of two bidirectional causalities running between Singapore and Vietnam in bull regime, Malaysia and Indonesia in bear regime. Moreover,

* Tác giả liên hệ.

Email: huycan830@gmail.com.

Trích dẫn bài viết: Huỳnh Thái Huy. (2019). Liên kết nhân quả bất đối xứng giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 30(1), 49–69.

asymmetric causality tests also suggest the dominant role played by the Singapore market in bull regime.

1. Giới thiệu

Vấn đề hội nhập thị trường vốn quốc tế đã được tranh luận rộng rãi từ lâu trong các nghiên cứu tài chính. Thông tin về hội nhập thị trường vốn quốc tế có ý nghĩa đặc biệt quan trọng đối với cả giới đầu tư quốc tế và các nhà hoạch định chính sách. Nắm rõ các mối liên kết giữa các thị trường tài chính luôn là ưu tiên hàng đầu của các nhà đầu tư cho hoạt động phân bổ tài sản và quản trị rủi ro danh mục đầu tư quốc tế. Từ những năm 1970, các nghiên cứu thực nghiệm về hội nhập tài chính đã khám phá mức độ tương quan thấp giữa các thị trường chứng khoán làm gợi mở cơ hội đa dạng hóa danh mục quốc tế, điển hình như nghiên cứu của Lessard (1973) và Solnik (1974). Tuy nhiên, xu thế toàn cầu hóa cùng quá trình tự do hóa tài chính sau đó diễn ra mạnh mẽ; thêm vào đó là sự bùng nổ cách mạng công nghệ thông tin thời gian qua đã làm cho các thị trường tài chính liên kết với nhau chặt chẽ hơn (Demian, 2011; Cevik và cộng sự, 2017). Kết quả là lợi ích tiềm năng từ đa dạng hóa danh mục đầu tư trên thị trường chứng khoán thế giới đang có xu hướng giảm (Majid và cộng sự, 2009). Thêm vào đó, từ đầu thế kỷ XXI, nhiều quốc gia bắt đầu đẩy mạnh mở cửa thị trường tài chính; điều này một mặt, giúp thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài và nguồn vốn tạo động lực thúc đẩy tăng trưởng, mặt khác giúp mở rộng mối liên kết tài chính với phần còn lại thế giới và giúp phát triển hệ thống tài chính cùng nâng cao thanh khoản cho thị trường (Hatemi-J, 2012a). Tuy nhiên, bên cạnh mặt tích cực mang lại, hội nhập tài chính cũng tồn tại mặt trái đó là tạo ra bất ổn, các cuộc khủng hoảng tài chính có thể dễ dàng lan truyền sang các thị trường khác (Ibrahim, 2005); điều này đặt ra các thách thức không nhỏ cho các nhà hoạch định trong việc xây dựng các chính sách tài chính tối ưu nhằm hạn chế tác động lây lan (Contagion Effect) của các cuộc khủng hoảng. Để thực hiện các mục tiêu trên, mối liên kết nhân quả giữa các thị trường quốc tế cần được phân tích làm rõ.

Nghiên cứu về hội nhập tài chính giữa các thị trường ASEAN được thực hiện từ lâu, thông qua nhiều phương pháp khác nhau như kiểm định đồng liên kết và nhân quả, chẳng hạn như các nghiên cứu của Palac-McMiken (1997), Click và Plummer (2005), Majid và cộng sự (2009), Chien và cộng sự (2015). Tuy vậy, các nghiên cứu trên được tiến hành dựa trên giả định độ lớn tác động của các cú sốc dương và âm là như nhau. Đây là một giả định hạn chế vì những người tham gia thị trường có xu hướng phản ứng với các cú sốc âm mạnh hơn so với các cú sốc dương dù cho độ lớn của chúng là như nhau theo Hatemi-J (2012a). Hơn nữa, trong thời gian qua, nhiều nghiên cứu về hội nhập tài chính cũng khám phá sự hiện diện của mối liên hệ bất đối xứng giữa các thị trường quốc tế, như: Qiao và cộng sự (2011), Hatemi-J (2012a), hay Cevik và cộng sự (2017). Các kết quả nghiên cứu trên đặt ra nghi vấn về sự tồn tại của hiệu ứng bất đối xứng trong mối liên kết giữa các thị trường ASEAN – nơi tìm thấy bằng chứng về sự phụ thuộc phi tuyến giữa các chuỗi sinh lời chứng khoán (Ismail & Isa, 2008). Do vậy, nhằm giải đáp câu hỏi trên, nghiên cứu này tiến hành kiểm định các mối liên kết nhân quả giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6 bao gồm: Malaysia, Philippines, Singapore,

Indonesia, Thái Lan và Việt Nam thông qua phương pháp kiểm định nhân quả Granger đối xứng và bất đối xứng được đề xuất bởi Hatemi-J (2012b).

Các phần tiếp theo của nghiên cứu bao gồm: Phần 2 giới thiệu sơ lược các nghiên cứu gần đây về chủ đề hội nhập tài chính giữa các thị trường; phần 3 trình bày phương pháp và dữ liệu nghiên cứu; phần 4 trình bày các kết quả phân tích; và cuối cùng là phần 5, kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu gần đây

Các nghiên cứu gần đây về vấn đề hội nhập giữa các thị trường chứng khoán nhìn chung có thể chia làm hai nhóm:

- *Nhóm nghiên cứu đầu tiên xem xét mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán thông qua các kiểm định đồng liên kết và kiểm định nhân quả thông thường.* Ví dụ như:

Nghiên cứu của Panda và Acharya (2011) phân tích các mối liên kết giữa thị trường chứng khoán Ấn Độ và Mỹ với một số thị trường chứng khoán châu Á (Nhật Bản, Singapore, Hồng Kông, Malaysia, Hàn Quốc, Đài Loan và Trung Quốc). Thông qua mô hình VAR, kiểm định đồng liên kết Johansen-Juselius và nhân quả Granger, nghiên cứu làm nổi bật tầm ảnh hưởng của thị trường Ấn Độ trong sự hội nhập của các thị trường chứng khoán châu Á thời gian gần đây.

Patel (2013) cung cấp các bằng chứng về mức độ tương quan cao giữa thị trường Ấn Độ với các thị trường châu Á khác (Trung Quốc, Đài Loan, Nhật Bản, Singapore, Sri Lanka, Hàn Quốc, Malaysia và Pakistan). Điều này làm cho các cuộc khủng hoảng xuất phát từ bất kỳ thị trường chứng khoán châu Á nào cũng đều có thể lan tỏa nhanh chóng đến thị trường Ấn Độ. Ngoài ra, kiểm định đồng liên kết Johansen phát hiện sự hiện diện các mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các chỉ số giá chứng khoán châu Á. Do đó, danh mục đầu tư quốc tế xây dựng từ các tài sản tại các thị trường châu Á có thể không giúp giảm thiểu rủi ro. Cuối cùng, nghiên cứu cung cấp các bằng chứng về mối quan hệ nhân quả một chiều xuất phát từ thị trường chứng khoán Trung Quốc, Singapore, Hàn Quốc và Sri Lanka tới thị trường Indonesia tương tự kết quả nghiên cứu của Narayan và cộng sự (2004).

Meriç và cộng sự (2012) xác định các mối liên kết giữa các thị trường chứng khoán quốc tế sau vụ sụp đổ thị trường tài chính năm 2008. Kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy thị trường chứng khoán Mỹ ảnh hưởng đáng kể đến thị trường chứng khoán châu Âu và Úc; lợi nhuận trong quá khứ của thị trường Mỹ có thể dự báo gần đúng lợi nhuận trong tương lai của cả hai thị trường này. Ngoài ra, nghiên cứu cũng cho thấy các mối liên kết ràng buộc giữa thị trường Mỹ và thị trường Mỹ Latinh. Các phát hiện cho thấy có rất ít cơ hội đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế cho các nhà đầu tư toàn cầu sau thời điểm sụp đổ thị trường tài chính toàn cầu năm 2008. Cùng chung nhận định trên, Rehman và Hazazi (2014) cho thấy mức tương quan giữa thị trường Ả Rập Saudi, các thị trường thuộc Hội đồng Hợp tác vùng Vịnh (GCC – Gulf Cooperation Council), Nhật Bản, Anh và Mỹ ngày càng gia tăng theo thời gian. Tuy nhiên, nghiên cứu của Dasgupta (2014) cho các thị trường BRIC (gồm: Brazil, Nga, Ấn Độ và Trung Quốc) chỉ khám phá được một mối quan hệ nhân quả dài hạn và ngắn hạn hai chiều giữa thị trường Ấn Độ và Brazil. Điều này làm cho thị trường BRIC trở thành điểm đến đầu tư lý tưởng trong mắt các nhà đầu tư quốc tế.

Onay (2006) xem xét vấn đề hội nhập tài chính dài hạn giữa các thị trường chứng khoán Bulgaria, Croatia, Romania và Thổ Nhĩ Kỳ với thị trường Mỹ và EU (Liên minh châu Âu). Trong ngắn hạn,

mức độ tương quan giữa các thị trường tương đối thấp hàm ý lợi ích tiềm năng từ đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế. Thêm nữa, kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen cũng không phát hiện được mối quan hệ dài hạn nào giữa hai thị trường chứng khoán Bulgaria và Romania với thị trường chứng khoán EU và Mỹ. Tuy vậy, kiểm định Engle-Granger lại phát hiện mối liên kết nhân quả ngắn hạn xuất phát từ thị trường EU và Mỹ đến thị trường chứng khoán Croatia, và từ thị trường Thổ Nhĩ Kỳ sang thị trường chứng khoán Bulgaria. Các kết quả thực nghiệm cho thấy việc hoàn thành đàm phán việc gia nhập EU của Bulgaria và Romania cùng các cuộc đàm phán đang diễn ra của Croatia và Thổ Nhĩ Kỳ chưa mang lại kết quả hội nhập tài chính hoàn toàn với thị trường EU. Với mục đích tương tự, Demian (2011) xem xét tác động của việc gia nhập EU lên mức liên kết tài chính của các thành viên mới, bao gồm: Cộng hòa Séc, Hungary, Estonia, Ba Lan, Romania và Slovakia. Kết quả thực nghiệm chỉ ra trước thời điểm gia nhập EU, tồn tại một số quan hệ đồng liên kết giữa các thị trường; theo thời gian, các mối quan hệ này trở nên rõ ràng hơn. Tuy vậy, việc gia nhập EU không hề ảnh hưởng đến các mối quan hệ dài hạn, khi số lượng quan hệ đồng liên kết không thay đổi sau lần sóng gia nhập EU đầu tiên. Tuy có sự gia tăng đột biến số lượng quan hệ kể từ thời điểm Romania gia nhập nhưng kết quả này có thể bị sai lệch bởi cuộc khủng hoảng tài chính giai đoạn 2007–2009, gây ra điểm gãy cấu trúc trong chuỗi dữ liệu. Tựu trung lại, nghiên cứu khẳng định việc gia nhập EU không phải là yếu tố quyết định trong sự phát triển và hội nhập khu vực, thay vào đó là các yếu tố như tự do hóa dòng vốn và FDI. Federova (2011) nghiên cứu hiệu ứng lan truyền giữa các thị trường chứng khoán Đông Âu (gồm: Ba Lan, Hungary và Cộng hòa Séc) bằng mô hình GARCH đa biến. Nghiên cứu cho thấy các mối liên kết trực tiếp giữa các thị trường chứng khoán trở nên chặt chẽ hơn sau thời điểm gia nhập EU năm 2004.

Mandaci và Torun (2007) phân tích vấn đề hội nhập tài chính giữa các thị trường Thổ Nhĩ Kỳ, Brazil, Nga, Hàn Quốc, Nam Phi và Ba Lan, dựa vào nhiều loại kiểm định đồng liên kết và nhân quả Granger. Kết quả xác nhận sự hiện diện của các mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa thị trường chứng khoán Brazil với Ba Lan, giữa thị trường Nga với Hàn Quốc. Égert và Kočenda (2007) phân tích sự liên kết giữa các thị trường CEE (Central and Eastern Europe – Trung và Đông Âu), cũng như mối quan hệ phụ thuộc lẫn nhau giữa các thị trường Tây Âu (gồm: Frankfurt, Luân Đôn và Paris) với các thị trường CEE (gồm: Budapest, Prague và Warsaw) thông qua dữ liệu giá chứng khoán trong ngày. Các tác giả không phát hiện được mối quan hệ dài hạn nào giữa các cặp chỉ số giá chứng khoán. Tuy vậy, kết quả kiểm định nhân quả Granger lại khám phá được nhiều mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa các chỉ số giá chứng khoán. Czerny và Koblas (2008) phân tích hội nhập tài chính và tốc độ truyền tải thông tin giữa các thị trường chứng khoán phát triển và mới nổi (gồm: Warsaw, London, Mỹ, Frankfurt, Paris, Budapest và Prague). Thông qua kiểm định đồng liên kết và nhân quả Granger, nghiên cứu cho thấy các thị trường phản ứng nhanh chóng trước các thông tin giá cả từ các thị trường khác, đợt phản ứng đầu tiên diễn ra chỉ sau 5 phút. Thị trường Mỹ là nguồn thông tin quan trọng của hai thị trường Frankfurt và London, đợt phản ứng mạnh nhất với thông tin từ thị trường Mỹ được quan sát trong vòng 10 phút đầu.

Kenourgios và Samitas (2011) đánh giá các mối quan hệ dài hạn giữa các thị trường chứng khoán mới nổi Balkan (gồm: Thổ Nhĩ Kỳ, Romania, Bulgaria, Croatia và Serbia), Mỹ cùng các thị trường châu Âu phát triển (gồm: Anh, Đức và Hy Lạp) bằng cách áp dụng kiểm định đồng liên kết Gregory-Hansen và mô hình GARCH đa biến đã tìm thấy bằng chứng ủng hộ mối quan hệ dài hạn giữa các thị trường Balkan, và giữa thị trường Balkan với các thị trường phát triển. Onay và Unal (2012) tìm kiếm bằng chứng về sự hiện diện của hội nhập tài chính dài hạn và sự phụ thuộc giữa thị trường chứng

khoản Thổ Nhĩ Kỳ và Brazil. Trong khi kiểm định đồng liên kết Johansen không thể kết luận sự hiện diện của liên kết tài chính giữa hai thị trường Thổ Nhĩ Kỳ và Brazil, thì kiểm định đồng liên kết Gregory-Hansen là phương pháp cho phép sự xuất hiện của điểm gãy cấu trúc trong phương trình đồng liên kết lại cho thấy sự hiện diện của mối quan hệ dài hạn giữa hai thị trường. Gradojevic và Dobardzic (2013) phân tích các mối quan hệ nhân quả giữa các thị trường chứng khoán Croatia, Serbia, Đức, Slovenia và Hungary bằng phương pháp kiểm định nhân quả miền tần số (Frequency Domain Causality Test), kết quả nghiên cứu cho thấy thị trường chứng khoán Serbia chịu ảnh hưởng của các thị trường khác (ngoại trừ Slovenia – nơi có sự tồn tại của quan hệ nhân quả hai chiều với Serbia).

Trái ngược với đồng đảo các nghiên cứu về vấn đề hội nhập tài chính giữa các thị trường phát triển, sự quan tâm của giới nghiên cứu dành cho khu vực ASEAN còn khá khiêm tốn. Majid và cộng sự (2009) phân tích sự liên kết giữa các thị trường chứng khoán mới nổi ASEAN-5 (Malaysia, Singapore, Philippines, Thái Lan và Indonesia) trước và sau thời điểm khủng hoảng tài chính châu Á năm 1997, thông qua kiểm định đồng liên kết cùng phương pháp GMM, nghiên cứu xác nhận thị trường ASEAN-5 đang trên đà hội nhập sâu rộng hơn, đặc biệt là sau cuộc khủng hoảng. Kết quả trên đạt được nhờ vào quá trình đẩy mạnh hợp tác thương mại khu vực kể từ sau năm 1997. Cuối cùng, phân tích nhân quả Granger chỉ ra: (1) Trước giai đoạn khủng hoảng, Singapore tác động nhân quả Granger lên các thị trường ASEAN còn lại, trong khi đó, thị trường Indonesia chịu tác động nhân quả từ các thị trường khác, ngoại trừ Thái Lan; (2) Sau giai đoạn khủng hoảng, vai trò dẫn dắt của thị trường Singapore trong khu vực vẫn không thay đổi khi thị trường này vẫn tác động nhân quả Granger lên các thị trường khác. Nghiên cứu mở rộng của Majid và cộng sự (2008) cho thấy các thị trường chứng khoán ASEAN-5 đang có xu hướng liên kết chặt chẽ hơn với thị trường Mỹ và Nhật Bản, nhất là sau cuộc khủng hoảng tài chính châu Á năm 1997. Bên cạnh đó, liên quan đến quan hệ nhân quả dài hạn giữa các thị trường ASEAN-5 với Mỹ và Nhật Bản, nghiên cứu còn phát hiện thị trường Indonesia độc lập với cả thị trường Mỹ và Nhật Bản; thị trường Malaysia phụ thuộc nhiều vào thị trường Nhật Bản hơn là Mỹ; thị trường Thái Lan tương đối độc lập với thị trường Mỹ; thị trường Philippines chịu ảnh hưởng nhiều bởi Mỹ hơn là Nhật Bản; thị trường Nhật Bản và Mỹ có quan hệ nhân quả Granger hai chiều với Singapore. Tất cả các kết quả hàm ý lợi ích từ đa dạng hóa danh mục dài hạn của các nhà đầu tư quốc tế trên thị trường ASEAN-5 đang có xu hướng giảm.

Liên quan đến thị trường Việt Nam, nghiên cứu của Nguyễn Phúc Cảnh và cộng sự (2016) đánh giá tác động lan tỏa từ thị trường chứng khoán Trung Quốc tới các thị trường ASEAN-6 (gồm: Indonesia, Singapore, Philippines, Malaysia, Thái Lan và Việt Nam) và thông qua mô hình VAR, các tác giả này đã khám phá hiệu ứng lan tỏa với độ trễ từ 2 đến 3 ngày từ thị trường Trung Quốc sang các thị trường ASEAN-6. Nguyễn Minh Kiều và Lê Đình Nghi (2017) xem xét hiệu ứng lan tỏa suất sinh lợi từ thị trường chứng khoán Mỹ sang thị trường Việt Nam, kết quả kiểm định nhân quả miền tần số cung cấp bằng chứng về tác động lan tỏa suất sinh lợi từ thị trường chứng khoán Mỹ lên thị trường Việt Nam tại tất cả các miền tần số; tuy vậy, tác động lan tỏa suất sinh lợi giữa hai thị trường không giống nhau ứng với các miền tần số khác nhau. Bhunia (2017) phân tích sự hội nhập giữa thị trường Ấn Độ với các thị trường ASEAN-5 (Indonesia, Philippines, Việt Nam và Thái Lan). Nghiên cứu chỉ ra mức tương quan thấp giữa thị trường chứng khoán Ấn Độ với Việt Nam và Indonesia. Ngoài ra, kiểm định nhân quả Granger xác nhận mối liên kết ngắn hạn từ thị trường Ấn Độ đến Việt Nam và Malaysia.

- *Nhóm nghiên cứu thứ hai kiểm tra sự hiện diện của các mối quan hệ động phi tuyến và bất đối xứng giữa các thị trường tài chính. Ví dụ như:*

Ozdemir và Cakan (2007) tìm hiểu các mối quan hệ nhân quả tuyến tính và phi tuyến giữa các thị trường chứng khoán Pháp, Nhật Bản, Mỹ và Anh. Trong khi kiểm định nhân quả Granger tuyến tính cho thấy thị trường Nhật Bản và Pháp không tác động nhân quả lên thị trường Mỹ, kiểm định nhân quả Granger phi tuyến lại chỉ ra cả ba thị trường Nhật Bản, Pháp và Anh tác động nhân quả Granger phi tuyến lên thị trường Mỹ và ngược lại.

Baumöhl (2013) kiểm tra mức độ hội nhập tài chính giữa các thị trường CEE và G7, dựa vào mô hình DCC-GARCH đa biến bất đối xứng, kết quả thực nghiệm chỉ rõ việc hội nhập giữa các thị trường chứng khoán CEE và G7 đang có xu hướng tăng và mối tương quan có điều kiện cao nhất được tìm thấy tại giai đoạn cuối của mẫu quan sát. Chỉ mỗi thị trường Slovakia phân cách với các thị trường CEE và G7 khác.

Kim và cộng sự (2015) cung cấp các bằng chứng mới về hội nhập thị trường chứng khoán châu Á Thái Bình Dương dựa trên các kết quả thu được từ mô hình STAR. Các kiểm định nhân quả Granger dựa vào mô hình STAR cho thấy các liên kết thị trường lại mạnh nhất khi so với kết quả kiểm định Granger tuyến tính. Bên cạnh đó, mức độ liên kết giữa các thị trường châu Á Thái Bình Dương cũng có sự khác nhau. Cuối cùng, nghiên cứu cho thấy ảnh hưởng của Trung Quốc và Mỹ trong thị trường chứng khoán châu Á Thái Bình Dương được duy trì trong khi vai trò của Nhật Bản đang suy yếu kể từ đầu thế kỷ XXI.

Qiao và cộng sự (2011) dựa vào mô hình VAR chuyển đổi trạng thái Markov (Markov-Switching VAR) đánh giá mối quan hệ động giữa các thị trường chứng khoán Mỹ, Úc và New Zealand. Nghiên cứu phát hiện sự tồn tại của hai trạng thái trong cả ba thị trường, gồm trạng thái giá lên (Bull Regime) và trạng thái giá xuống (Bear Regime). Mức độ tương quan giữa các thị trường trong trạng thái giá xuống cao hơn khi so với trạng thái giá lên. Ngoài ra, nghiên cứu còn cho thấy phản ứng của một thị trường trước các cú sốc từ hai thị trường còn lại mạnh hơn và dai dẳng hơn trong trạng thái giá xuống. Điều này đồng nghĩa phản ứng của thị trường trước các cú sốc là bất đối xứng. Nghiên cứu nổi bật của Hatemi-J (2012a) khám phá liên kết nhân quả bất đối xứng giữa thị trường chứng khoán Mỹ và Các Tiểu vương quốc Ả Rập Thống nhất (UAE) dựa theo kiểm định nhân quả Granger đối xứng và bất đối xứng. Kết quả kiểm định nhân quả Granger đối xứng cho thấy thị trường UAE phân cách thị trường chứng khoán Mỹ. Tuy nhiên, kết quả kiểm định nhân quả bất đối xứng cho phép tách tác động của cú sốc thành các thành phần âm và dương lại phát hiện thị trường UAE liên kết với thị trường Mỹ. Cụ thể, tồn tại mối liên kết nhân quả một chiều từ thị trường chứng khoán Mỹ đến UAE tại mức ý nghĩa 1% trong trạng thái thị trường giá xuống. Nghiên cứu cũng cho thấy mức độ liên kết khi thị trường giá xuống cao hơn so với thị trường giá lên.

Cevik và cộng sự (2012) kiểm định mối quan hệ nhân quả phụ thuộc trạng thái giữa các thị trường chứng khoán Mỹ, Đức và Thổ Nhĩ Kỳ bằng cách áp dụng mô hình VAR chuyển đổi trạng thái Markov. Tương tự các nghiên cứu của Qiao và cộng sự (2011) hay của Hatemi-J (2012a), đầu tiên, Cevik và cộng sự (2012) xác định hai trạng thái thị trường giá lên và xuống, sau đó áp dụng các kiểm định nhân quả và hàm phản ứng đẩy. Kết quả cho thấy sự liên kết giữa các thị trường tài chính còn tùy vào trạng thái thị trường. Ví dụ, mối liên kết nhân quả chạy từ thị trường Mỹ sang Thổ Nhĩ Kỳ trong trạng thái giá lên và từ thị trường Mỹ sang Đức trong trạng thái giá xuống. Nghiên cứu của Cevik và cộng sự (2017) tìm hiểu sự hội nhập giữa các thị trường chứng khoán CEE. Thông qua kiểm định Granger đối

xúng, nghiên cứu phát hiện mối quan hệ nhân quả đối xứng từ Cộng hòa Séc đến Ba Lan và từ Ba Lan đến Thổ Nhĩ Kỳ. Tuy nhiên, kết quả kiểm định nhân quả bất đối xứng lại tìm thấy thêm mối quan hệ nhân quả bất đối xứng một chiều xuất phát từ Cộng hòa Séc đến Hungary trong trạng thái giá lên.

Từ các kết quả nghiên cứu gần đây có thể thấy sự đối xứng trong mối liên kết giữa các thị trường là một giả định hẹp, mối liên kết động giữa các thị trường còn tùy thuộc vào trạng thái thị trường (Qiao và cộng sự, 2011). Lý giải cho kết luận trên, Hatemi-J (2012a) cho rằng các nhà đầu tư có xu hướng phản ứng với cú sốc tiêu cực mạnh hơn so với cú sốc tích cực, ngay cả khi độ lớn hai cú sốc này là như nhau. Ngoài ra, sự hiện diện của thông tin bất đối xứng cũng được cho là nguyên nhân gây ra mối liên kết bất đối xứng giữa các thị trường tài chính (Cevik và cộng sự, 2017). Phát hiện trên hàm ý về khả năng hiện diện của mối liên kết nhân quả bất đối xứng giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6, đòi hỏi các phương pháp kiểm định quan hệ nhân quả phù hợp nhằm đề cập tính chất bất đối xứng tiềm ẩn của dữ liệu cơ sở. Tuy nhiên, theo hiểu biết của tác giả, chưa một nghiên cứu nào đánh giá mối liên kết nhân quả bất đối xứng giữa thị trường chứng khoán Việt Nam với các thị trường ASEAN-6 còn lại. Trước các thiếu sót trên, nghiên cứu này tiến hành kiểm chứng mối liên kết bất đối xứng giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6 dựa vào phương pháp kiểm định nhân quả Granger bất đối xứng của Hatemi-J (2012b).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp kiểm định nhân quả bất đối xứng Hatemi-J

Phần tiếp theo, tác giả trình bày ngắn gọn phương pháp kiểm định nhân quả Granger bất đối xứng, đề xuất bởi Hatemi-J (2012b). Mục tiêu nghiên cứu nhằm xác định mối quan hệ nhân quả giữa hai biến liên kết y_{1t} và y_{2t} . Mỗi biến số được xác định dựa theo quá trình bước đi ngẫu nhiên như sau:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

Trong đó,

$$t = 1, 2, \dots, T;$$

Các hằng số y_{10} và y_{20} là các giá trị ban đầu;

Các biến ε_{1i} và ε_{2i} là các sai số nhiễu trắng.

Các cú sốc dương và âm được xác định tương ứng như sau:

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0) \quad (3)$$

Từ phương trình (3), các biến y_{1t} và y_{2t} có thể xác định lại như sau :

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (4)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (5)$$

Các cú sốc dương và âm của mỗi biến số có thể xác định như sau:

$$y_{1i}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, \quad y_{1i}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, \quad y_{2i}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+, \quad y_{2i}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (6)$$

Với cách xây dựng như trên, mỗi cú sốc dương lẫn âm đều tác động lâu dài lên biến cơ sở. Bước tiếp theo, tác giả kiểm định quan hệ nhân quả giữa các thành phần trên; để đơn giản, tác giả xét mối quan hệ nhân quả giữa các cú sốc tích lũy âm. Giả sử $y_t^- = (y_{1t}^-, y_{2t}^-)$, kiểm định nhân quả được thực hiện dựa vào mô hình vector tự hồi quy bậc p , $\text{VAR}(p)$ như sau:

$$y_t^- = v + A_1 y_{t-1}^- + \dots + A_p y_{t-p}^- + u_t^- \quad (7)$$

Trong đó,

y_t^- : Vector 2×1 chứa các biến cơ sở;

Y : Vector 2×1 chứa hệ số chặn;

u_t^- : Vector 2×1 chứa các số hạng sai số; và

Ma trận A_r là ma trận 2×2 chứa các tham số của độ trễ bậc r ($r = 1, \dots, p$).

Hatemi-J (2012b) xây dựng phương pháp kiểm định nhân quả bất đối xứng xuất phát từ nguyên tắc Toda-Yamamoto (Toda & Yamamoto, 1995). Do đó, tương tự phương pháp kiểm định nhân quả Toda-Yamamoto, kiểm định nhân quả bất đối xứng bao gồm ba bước, cụ thể:

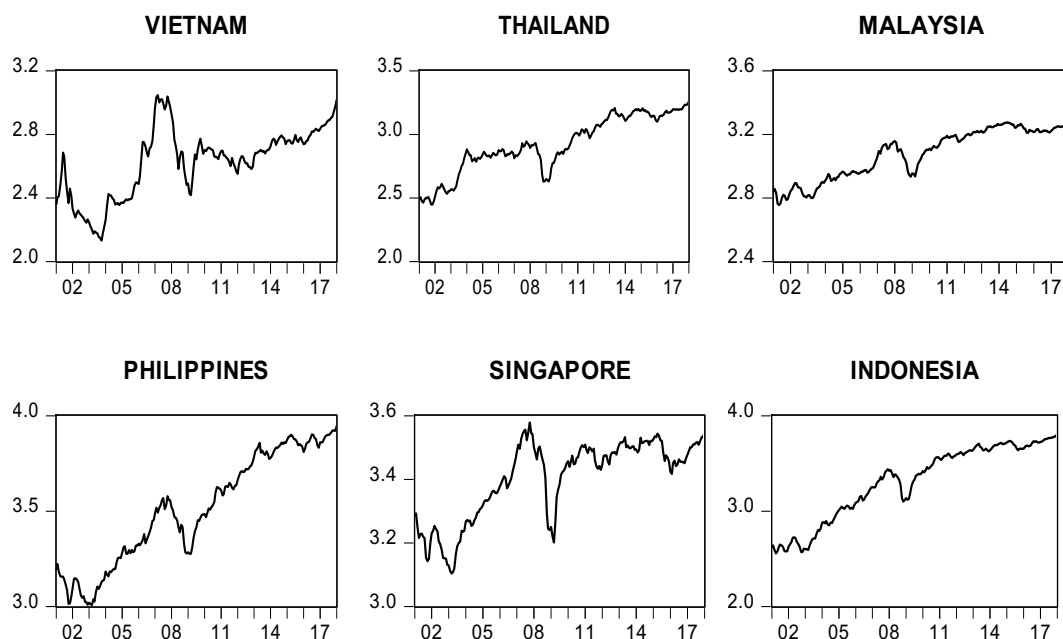
- *Bước 1.* Kiểm định nghiệm đơn vị của các biến cơ sở nhằm xác định bậc đồng liên kết lớn nhất ($d_{\max}$);

- *Bước 2.* Lựa chọn độ trễ tối ưu (r) của mô hình VAR dựa theo các tiêu chuẩn thông tin HJC, đề xuất bởi Hatemi-J (2008). Bước tiếp theo, tiến hành hồi quy mô hình VAR ($r + d_{\max}$);

- *Bước 3.* Kiểm định sự hiện diện của liên kết nhân quả với giả thuyết không H_0 : Không có quan hệ nhân quả giữa các biến số, được tiến hành thông qua kiểm định Wald cho các tham số tự hồi quy. Thống kê kiểm định Wald có phân phối Chi bình phương tiệm cận, với số bậc tự do bằng với số ràng buộc. Tuy nhiên, hầu hết các chuỗi dữ liệu tài chính thường thể hiện tính không chuẩn hóa (Non-Normality) và hiệu ứng ARCH (Cevik và cộng sự, 2017) nên các giá trị tới hạn sẽ được tính toán dựa vào quá trình mô phỏng bootstrap với 10.000 lần lặp.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chỉ số giá chứng khoán theo tháng của 6 quốc gia khu vực ASEAN, gồm: Việt Nam (VN-Index), Thái Lan (SET), Malaysia (KLCI), Philippines (PSEI), Singapore (STI) và Indonesia (JKSE), trong giai đoạn tháng 1/2001–1/2018.

**Hình 1.** Xu hướng của các biến nghiên cứu

Dữ liệu theo tháng được tính toán bằng cách lấy trung bình chỉ số giá chứng khoán đóng cửa cuối mỗi ngày giao dịch trong tháng. Chỉ số VN-Index được thu thập từ Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM trong khi các chỉ số SET, KLCI, PSEI, STI và JKSE được thu thập từ Sở Giao dịch Chứng khoán Thái Lan. Tất cả các chỉ số giá chứng khoán đều được lấy logarit cơ số 10 cho mục đích phân tích thực nghiệm. Mô tả thống kê và xu hướng của các biến được trình bày tại Bảng 1 và Hình 1. Giá trị trung bình của chuỗi chỉ số giá chứng khoán dao động trong khoảng từ 2,6233 (thị trường Việt Nam) đến 3,5098 (thị trường Philippines). Thị trường Indonesia thể hiện độ bất ổn cao nhất dựa vào thống kê độ lệch chuẩn (0,3908).

Bảng 1.

Thống kê mô tả các biến số

Quốc gia	Trung bình	Trung vị	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn	Số quan sát
Việt Nam	2,6233	2,6725	3,0457	2,1311	0,2177	205
Thái Lan	2,9174	2,8942	3,2588	2,4480	0,2221	205
Malaysia	3,0767	3,1157	3,2745	2,7562	0,1558	205
Philippines	3,5098	3,5130	3,9475	3,0082	0,2874	205
Singapore	3,4014	3,4517	3,5787	3,1041	0,1241	205
Indonesia	3,3043	3,3966	3,8105	2,5555	0,3908	205

Ngoài ra, hệ số tương quan giữa các biến số cũng được trình bày tại Bảng 2. Kết quả cho thấy toàn bộ hệ số tương quan đều có ý nghĩa thống kê tại mức ý nghĩa 1%. Hệ số tương quan lớn nhất được tìm thấy giữa thị trường Philippines và Malaysia (0,972); và hệ số tương quan nhỏ nhất được quan sát giữa thị trường Việt Nam và Thái Lan (0,657).

Bảng 2.

Tương quan giữa các chỉ số giá chứng khoán

Quốc gia	Việt Nam	Thái Lan	Malaysia	Philippines	Singapore	Indonesia
Việt Nam	1					
Thái Lan	0,657***	1				
Malaysia	0,759***	0,947***	1			
Philippines	0,772***	0,949***	0,972***	1		
Singapore	0,862***	0,855***	0,920***	0,883***	1	
Indonesia	0,772***	0,941***	0,985***	0,970***	0,912***	1

Ghi chú: *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 1%.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định tính dừng

Như đã trình bày, đầu tiên, tác giả tiến hành kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu thông qua hai phương pháp kiểm định phổ biến, gồm ADF (Augmented Dickey-Fuller) và PP (Philips-Perron). Kết quả được trình bày tại Bảng 3. Giả thuyết H_0 : Tồn tại nghiệm đơn vị, đồng nghĩa chuỗi dữ liệu không dừng, đều không thể bác bỏ khi xét tại bậc gốc của chuỗi dữ liệu. Mặt khác, khi xét sai phân bậc nhất của chuỗi dữ liệu, giả thuyết H_0 đều bị bác bỏ tại mức ý nghĩa 1%.

Bảng 3.

Kiểm định tính dừng

Quốc gia	Bậc gốc		Sai phân bậc nhất	
	ADF	PP	ADF	PP
Việt Nam	-1,6639	-1,3834	-8,8152***	-8,4488***
Thái Lan	-1,2632	-1,3203	-9,8853***	-10,013***
Malaysia	-1,0634	-1,1671	-10,122***	-10,205***
Philippines	-0,1981	-0,2846	-10,911***	-10,951***
Singapore	-1,5728	-1,5262	-9,8060***	-9,7701***
Indonesia	-1,0872	-1,1932	-9,4441***	-9,4026***

Ghi chú: *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 1%.

Tuy nhiên, từ thời điểm năm 2001 đến nay, mỗi quốc gia trong khu vực ASEAN-6 đều trải qua ít nhất một cuộc khủng hoảng tài chính, suy thoái kinh tế nghiêm trọng (điển hình là suy thoái toàn cầu năm 2007–2009) hoặc các sự kiện nổi bật như Sự kiện khủng bố ngày 11/9 năm 2001, chiến tranh vùng Vịnh lần hai năm 2003. Bất kỳ sự kiện nào trong số này cũng có thể tạo ra các điểm gãy cấu trúc trong chuỗi giá chứng khoán (Balcilar và cộng sự, 2015). Perron (1989) chỉ ra tính thiếu hiệu quả của các kiểm định nghiệm đơn vị tuyến tính khi tồn tại điểm gãy cấu trúc trong chuỗi dữ liệu. Để khắc phục vấn đề này, Perron (1989) mở rộng kiểm định ADF bằng cách thêm vào các biến giả nhằm nắm bắt các điểm gãy cấu trúc (điểm gãy thời gian). Zivot và Andrews (1992) đề xuất các điểm gãy cấu trúc trong chuỗi dữ liệu có thể nội sinh và các tác giả mở rộng phương pháp của Perron nhằm cho phép các ước lượng nội sinh của điểm gãy thời gian. Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình chứa hệ số chặn và xu thế thời gian (mô hình C), đề xuất bởi Zivot và Andrews (1992) (gọi tắt là ZA), nhằm ước lượng sự tồn tại của nghiệm đơn vị với điểm gãy cấu trúc trong chuỗi giá chứng khoán:

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

Trong đó,

y_t : Biểu thị chỉ số giá chứng khoán;

DU_t và DT_t : Các dịch chuyển trung bình (Mean Shift) và dịch chuyển xu hướng (Trend Shift) cho các điểm gãy cấu trúc thời gian khả thi (Structural Break-Date).

DU_t nhận giá trị 1 nếu $t > TB$ và nhận giá trị 0 trong trường hợp còn lại;

DT_t nhận giá trị $t - TB$ nếu $t > TB$ và nhận giá trị 0 trong trường hợp còn lại.

Giả thuyết không H_0 của kiểm định như sau $H_0: \alpha = 0$, tức tồn tại nghiệm đơn vị và giả thuyết đối lập $H_1: \alpha < 0$, tức chuỗi dữ liệu dừng với điểm gãy thời gian. Mỗi mốc thời gian sẽ được xem xét để lựa chọn điểm gãy thời gian tiềm năng trong kiểm định ZA; và điểm gãy thời gian sẽ được xác định dựa vào thống kê t một phía tối thiểu. Kết quả kiểm định tính dừng ZA được trình bày tại Bảng 4. Một lần nữa, các kết quả kiểm định ZA đều chỉ ra toàn bộ biến số giá chứng khoán dừng tại sai phân bậc nhất. Các điểm gãy thời gian đa phần xuất hiện trong giai đoạn khủng hoảng toàn cầu 2007–2009. Tóm lại, các kết quả khẳng định bậc đồng liên kết lớn nhất ($d_{\max}$) là 1.

Bảng 4.

Kiểm định tính dừng ZA

Quốc gia	Bậc gốc		Sai phân bậc nhất	
	Thống kê	Điểm gãy	Thống kê	Điểm gãy
Việt Nam	-3,4778 (2)	2008M03	-9,3559 (1)***	2007M03
Thái Lan	-3,9764 (3)	2007M08	-6,7889 (2)***	2009M01
Malaysia	-3,8289 (3)	2015M05	-10,520 (0)***	2009M04
Philippines	-4,1472 (3)	2008M01	-7,0373 (3)***	2007M07
Singapore	-4,5141 (3)	2008M05	-6,8228 (2)***	2007M11
Indonesia	-4,0396 (3)	2006M07	-6,8276 (2)***	2009M03

Ghi chú: -4,82; -5,08 và -5,57 lần lượt tương ứng các giá trị tới hạn của kiểm định tại mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.
*** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 1%.

Độ trễ tối ưu của mô hình hồi quy trong ngoặc đơn ().

4.2. Kiểm định nhân quả giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6

Tiếp theo, tác giả tiến hành kiểm chứng liên kết nhân quả giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6 thông qua phương pháp kiểm định nhân quả bất đối xứng Hatemi-J (2012b). Các kết quả được trình bày từ Bảng 5 đến Bảng 10. Trước tiên, dựa theo kết quả kiểm định nhân quả Granger đối xứng, nghiên cứu tìm thấy có tất cả 10 mối liên kết nhân quả đối xứng tồn tại giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6. Phần lớn các liên kết xuất phát từ hai thị trường Singapore và Việt Nam. Cụ thể, có 4 mối liên kết nhân quả xuất phát từ Singapore đến Philippines, Malaysia, Indonesia và Thái Lan; 3 mối quan hệ nhân quả chạy từ Việt Nam đến Philippines, Malaysia và Singapore. Mặt khác, bằng chứng thống kê cho các mối quan hệ xuất phát từ Singapore mạnh mẽ hơn so với từ Việt Nam. Các kết quả hàm ý vị thế dẫn đầu của thị trường Singapore trong khu vực, tương tự kết quả của Majid và cộng sự (2009).

Bảng 5.

Kiểm định nhân quả bất đối xứng từ thị trường Việt Nam đến các thị trường ASEAN

Giả thuyết không (H_0)	Giá trị kiểm định	CV 1%	CV 5%	CV 10%
Việt Nam $\nRightarrow$ Thái Lan	2,670	9,671	6,266	4,707
Việt Nam ⁺ $\nRightarrow$ Thái Lan ⁺	1,621	9,408	6,150	4,714
Việt Nam ⁻ $\nRightarrow$ Thái Lan ⁻	1,966	11,573	6,260	4,671
Việt Nam $\nRightarrow$ Malaysia	5,250*	9,273	6,074	4,641
Việt Nam ⁺ $\nRightarrow$ Malaysia ⁺	11,699***	9,394	5,953	4,564
Việt Nam ⁻ $\nRightarrow$ Malaysia ⁻	1,912	10,174	6,222	4,621
Việt Nam $\nRightarrow$ Philippines	6,909**	9,643	5,975	4,633
Việt Nam ⁺ $\nRightarrow$ Philippines ⁺	10,191***	10,069	6,333	4,731
Việt Nam ⁻ $\nRightarrow$ Philippines ⁻	5,786*	10,819	6,206	4,641
Việt Nam $\nRightarrow$ Singapore	6,945**	9,751	5,954	4,643
Việt Nam ⁺ $\nRightarrow$ Singapore ⁺	4,697*	9,424	6,167	4,668
Việt Nam ⁻ $\nRightarrow$ Singapore ⁻	5,498*	10,961	6,290	4,623
Việt Nam $\nRightarrow$ Indonesia	0,744	9,858	6,161	4,812
Việt Nam ⁺ $\nRightarrow$ Indonesia ⁺	1,471	9,318	6,039	4,693
Việt Nam ⁻ $\nRightarrow$ Indonesia ⁻	0,338	12,060	6,494	4,654

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;

Ký hiệu A $\nRightarrow$ B nghĩa là A không tác động nhân quả lên B;

Ký hiệu ⁺ và ⁻ lần lượt tương ứng trạng thái thị trường giá lên và giá xuống;

CV $\alpha\%$ là giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa $\alpha\%$.

Bảng 6.

Kiểm định nhân quả bất đối xứng từ thị trường Thái Lan đến các thị trường ASEAN

Giả thuyết không (H_0)	Giá trị kiểm định	CV 1%	CV 5%	CV 10%
Thái Lan $\nRightarrow$ Việt Nam	1,091	9,483	6,165	4,840
Thái Lan ⁺ $\nRightarrow$ Việt Nam ⁺	0,785	9,699	6,211	4,771
Thái Lan ⁻ $\nRightarrow$ Việt Nam ⁻	1,425	11,208	6,294	4,624
Thái Lan $\nRightarrow$ Malaysia	9,318 ^{**}	12,316	8,069	6,507
Thái Lan ⁺ $\nRightarrow$ Malaysia ⁺	3,356	9,319	6,005	4,594
Thái Lan ⁻ $\nRightarrow$ Malaysia ⁻	12,915 ^{***}	11,540	6,339	4,677
Thái Lan $\nRightarrow$ Philippines	1,583	9,661	6,296	4,756
Thái Lan ⁺ $\nRightarrow$ Philippines ⁺	1,601	9,620	6,185	4,727
Thái Lan ⁻ $\nRightarrow$ Philippines ⁻	5,992 [*]	12,206	6,498	4,701
Thái Lan $\nRightarrow$ Singapore	2,214	9,916	6,408	4,959
Thái Lan ⁺ $\nRightarrow$ Singapore ⁺	1,108	9,679	6,213	4,731
Thái Lan ⁻ $\nRightarrow$ Singapore ⁻	0,845	12,465	6,256	4,559
Thái Lan $\nRightarrow$ Indonesia	2,617	9,773	6,164	4,689
Thái Lan ⁺ $\nRightarrow$ Indonesia ⁺	5,652 [*]	9,486	6,095	4,681
Thái Lan ⁻ $\nRightarrow$ Indonesia ⁻	1,236	12,747	6,178	4,564

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;

Ký hiệu A $\nRightarrow$ B nghĩa là A không tác động nhân quả lên B;

Ký hiệu ⁺ và ⁻ lần lượt tương ứng trạng thái thị trường giá lên và giá xuống;

CV $\alpha\%$ là giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa $\alpha\%$.

Bảng 7.

Kiểm định nhân quả bất đối xứng từ thị trường Malaysia đến các thị trường ASEAN

Giả thuyết không (H_0)	Giá trị kiểm định	CV 1%	CV 5%	CV 10%
Malaysia $\nRightarrow$ Việt Nam	0,924	9,461	6,141	4,770
Malaysia ⁺ $\nRightarrow$ Việt Nam ⁺	0,351	9,758	6,087	4,625
Malaysia ⁻ $\nRightarrow$ Việt Nam ⁻	0,224	11,078	6,557	4,836
Malaysia $\nRightarrow$ Thái Lan	3,485	11,981	8,220	6,498
Malaysia ⁺ $\nRightarrow$ Thái Lan ⁺	3,859	9,735	6,396	4,899
Malaysia ⁻ $\nRightarrow$ Thái Lan ⁻	1,483	10,389	6,225	4,596

Malaysia $\nRightarrow$ Philippines	1,592	9,411	5,971	4,629
Malaysia ⁺ $\nRightarrow$ Philippines ⁺	5,340*	9,406	6,129	4,656
Malaysia ⁻ $\nRightarrow$ Philippines ⁻	2,518	10,350	6,115	4,554
Malaysia $\nRightarrow$ Singapore	1,999	9,869	6,203	4,729
Malaysia ⁺ $\nRightarrow$ Singapore ⁺	0,026	9,794	6,215	4,741
Malaysia ⁻ $\nRightarrow$ Singapore ⁻	0,264	11,737	6,325	4,659
Malaysia $\nRightarrow$ Indonesia	5,781	12,073	7,839	6,283
Malaysia ⁺ $\nRightarrow$ Indonesia ⁺	0,523	9,500	6,062	4,540
Malaysia ⁻ $\nRightarrow$ Indonesia ⁻	16,236***	14,520	8,476	6,319

Ghi chú: *, ** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10% và 1%;

Ký hiệu A $\nRightarrow$ B nghĩa là A không tác động nhân quả lên B;

Ký hiệu ⁺ và ⁻ lần lượt tương ứng trạng thái thị trường giá lên và giá xuống;

CV $\alpha\%$ là giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa $\alpha\%$.

Bảng 8.

Kiểm định nhân quả bất đối xứng từ thị trường Philippines đến các thị trường ASEAN

Giả thuyết không (H_0)	Giá trị kiểm định	CV 1%	CV 5%	CV 10%
Philippines $\nRightarrow$ Việt Nam	1,123	9,674	6,187	4,726
Philippines ⁺ $\nRightarrow$ Việt Nam ⁺	1,176	9,404	6,108	4,682
Philippines ⁻ $\nRightarrow$ Việt Nam ⁻	0,263	11,147	6,398	4,767
Philippines $\nRightarrow$ Thái Lan	0,757	10,096	6,210	4,788
Philippines ⁺ $\nRightarrow$ Thái Lan ⁺	2,486	9,526	6,112	4,761
Philippines ⁻ $\nRightarrow$ Thái Lan ⁻	0,222	11,759	6,706	4,805
Philippines $\nRightarrow$ Malaysia	5,748*	9,262	6,186	4,714
Philippines ⁺ $\nRightarrow$ Malaysia ⁺	2,469	9,544	6,118	4,674
Philippines ⁻ $\nRightarrow$ Malaysia ⁻	7,245**	10,962	6,384	4,623
Philippines $\nRightarrow$ Singapore	0,359	9,559	6,102	4,710
Philippines ⁺ $\nRightarrow$ Singapore ⁺	0,938	9,638	6,090	4,719
Philippines ⁻ $\nRightarrow$ Singapore ⁻	0,540	11,706	6,637	4,838
Philippines $\nRightarrow$ Indonesia	0,682	9,566	6,188	4,787
Philippines ⁺ $\nRightarrow$ Indonesia ⁺	1,705	9,827	6,244	4,694
Philippines ⁻ $\nRightarrow$ Indonesia ⁻	3,698	12,181	6,487	4,623

Ghi chú: *, ** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10% và 5%;

Ký hiệu A $\nRightarrow$ B nghĩa là A không tác động nhân quả lên B;

Ký hiệu ⁺ và ⁻ lần lượt tương ứng trạng thái thị trường giá lên và giá xuống;

CV $\alpha\%$ là giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa $\alpha\%$.

Bảng 9.

Kiểm định nhân quả bất đối xứng từ thị trường Singapore đến các thị trường ASEAN

Giả thuyết không (H_0)	Giá trị kiểm định	CV 1%	CV 5%	CV 10%
Singapore $\nrightarrow$ Việt Nam	3,714	9,608	6,185	4,732
Singapore ⁺ $\nrightarrow$ Việt Nam ⁺	7,982 ^{**}	9,871	6,217	4,705
Singapore ⁻ $\nrightarrow$ Việt Nam ⁻	3,148	10,739	6,213	4,642
Singapore $\nrightarrow$ Thái Lan	7,686 ^{**}	9,956	6,194	4,680
Singapore ⁺ $\nrightarrow$ Thái Lan ⁺	15,622 ^{***}	9,626	6,273	4,827
Singapore ⁻ $\nrightarrow$ Thái Lan ⁻	4,627 [*]	12,447	6,086	4,525
Singapore $\nrightarrow$ Malaysia	10,851 ^{***}	9,575	5,999	4,638
Singapore ⁺ $\nrightarrow$ Malaysia ⁺	6,296 ^{**}	10,104	6,203	4,692
Singapore ⁻ $\nrightarrow$ Malaysia ⁻	18,435 ^{***}	11,326	6,275	4,617
Singapore $\nrightarrow$ Philippines	14,117 ^{***}	9,505	6,022	4,629
Singapore ⁺ $\nrightarrow$ Philippines ⁺	13,233 ^{***}	9,439	6,045	4,604
Singapore ⁻ $\nrightarrow$ Philippines ⁻	22,207 ^{***}	11,391	6,289	4,622
Singapore $\nrightarrow$ Indonesia	8,040 ^{**}	9,706	6,256	4,756
Singapore ⁺ $\nrightarrow$ Indonesia ⁺	7,061 ^{**}	9,533	5,996	4,587
Singapore ⁻ $\nrightarrow$ Indonesia ⁻	11,430 ^{**}	13,250	6,311	4,493

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;

Ký hiệu A $\nrightarrow$ B nghĩa là A không tác động nhân quả lên B;

Ký hiệu ⁺ và ⁻ lần lượt tương ứng trạng thái thị trường giá lên và giá xuống;

CV $\alpha\%$ là giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa $\alpha\%$.

Bảng 10.

Kiểm định nhân quả bất đối xứng từ thị trường Indonesia đến các thị trường ASEAN

Giả thuyết không (H_0)	Giá trị kiểm định	CV 1%	CV 5%	CV 10%
Indonesia $\nrightarrow$ Việt Nam	2,969	9,813	6,106	4,710
Indonesia ⁺ $\nrightarrow$ Việt Nam ⁺	2,504	9,905	6,205	4,733
Indonesia ⁻ $\nrightarrow$ Việt Nam ⁻	1,936	11,006	6,388	4,651
Indonesia $\nrightarrow$ Thái Lan	2,782	10,038	6,418	4,868
Indonesia ⁺ $\nrightarrow$ Thái Lan ⁺	3,187	9,862	6,477	4,897
Indonesia ⁻ $\nrightarrow$ Thái Lan ⁻	2,092	12,553	6,318	4,590

Indonesia $\nrightarrow$ Malaysia	19,740 ^{***}	12,196	8,191	6,493
Indonesia ⁺ $\nrightarrow$ Malaysia ⁺	10,926 ^{***}	10,053	6,272	4,704
Indonesia ⁻ $\nrightarrow$ Malaysia ⁻	11,785 ^{**}	14,153	8,314	6,361
Indonesia $\nrightarrow$ Philippines	4,431	9,775	6,375	4,842
Indonesia ⁺ $\nrightarrow$ Philippines ⁺	2,430	9,812	6,299	4,825
Indonesia ⁻ $\nrightarrow$ Philippines ⁻	2,378	11,319	6,433	4,656
Indonesia $\nrightarrow$ Singapore	2,218	9,759	6,292	4,786
Indonesia ⁺ $\nrightarrow$ Singapore ⁺	2,189	10,145	6,296	4,816
Indonesia ⁻ $\nrightarrow$ Singapore ⁻	2,172	13,677	6,504	4,622

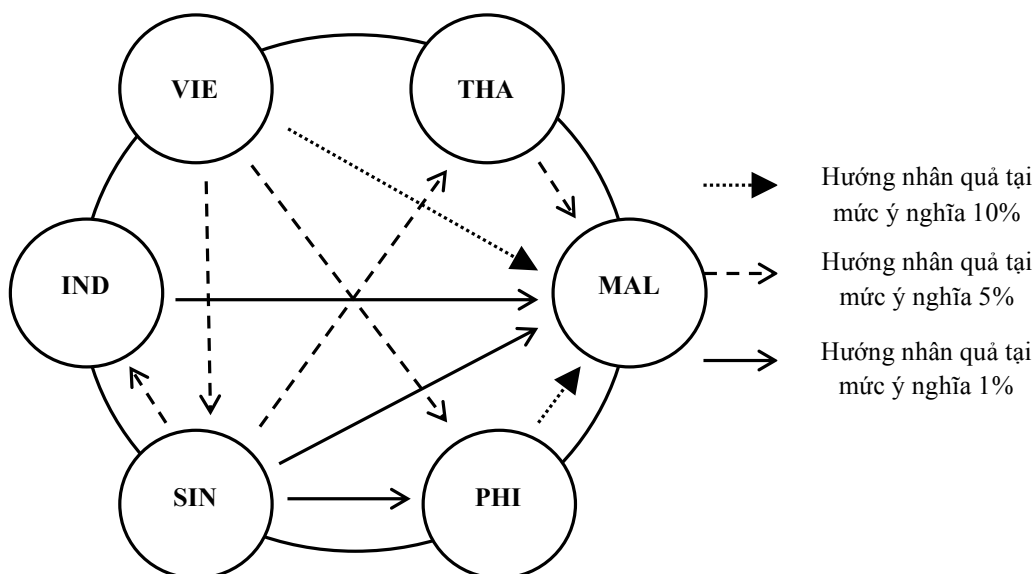
Ghi chú: **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 5% và 1%;

Ký hiệu A $\nrightarrow$ B nghĩa là A không tác động nhân quả lên B;

Ký hiệu ⁺ và ⁻ lần lượt tương ứng trạng thái thị trường giá lên và giá xuống;

CV $\alpha\%$ là giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa $\alpha\%$.

Ngoài ra, nghiên cứu còn phát hiện thị trường Malaysia chịu tác động nhân quả đối xứng từ toàn bộ các thị trường ASEAN-6 còn lại. Hình 2 minh họa chi tiết các liên kết nhân quả giữa các thị trường tại các mức ý nghĩa thống kê khác nhau.

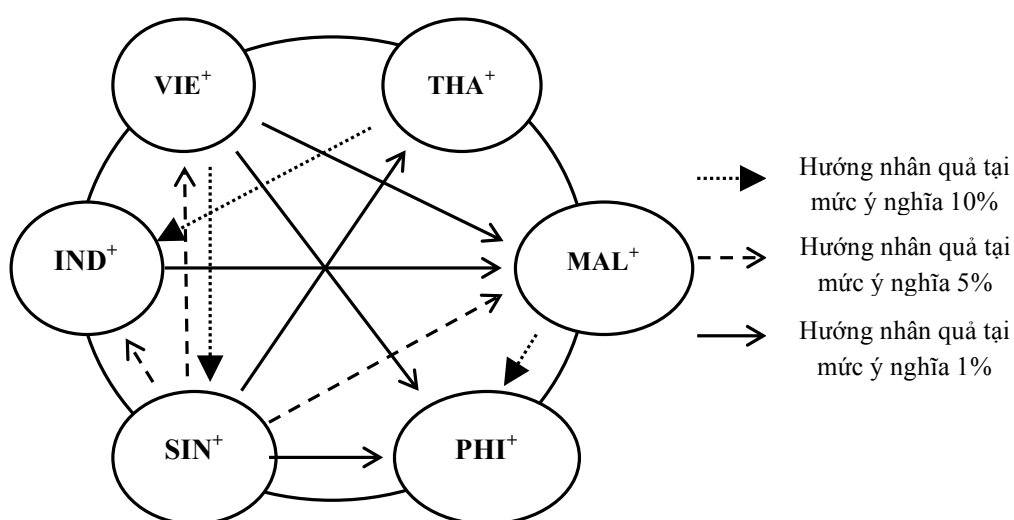


Hình 2. Các mối liên kết nhân quả tuyến tính giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6

Ghi chú: Các từ viết tắt VIE, THA, MAL, PHI, SIN và IND ký hiệu lần lượt cho các thị trường chứng khoán Việt Nam, Thái Lan, Malaysia, Philippines, Singapore và Indonesia.

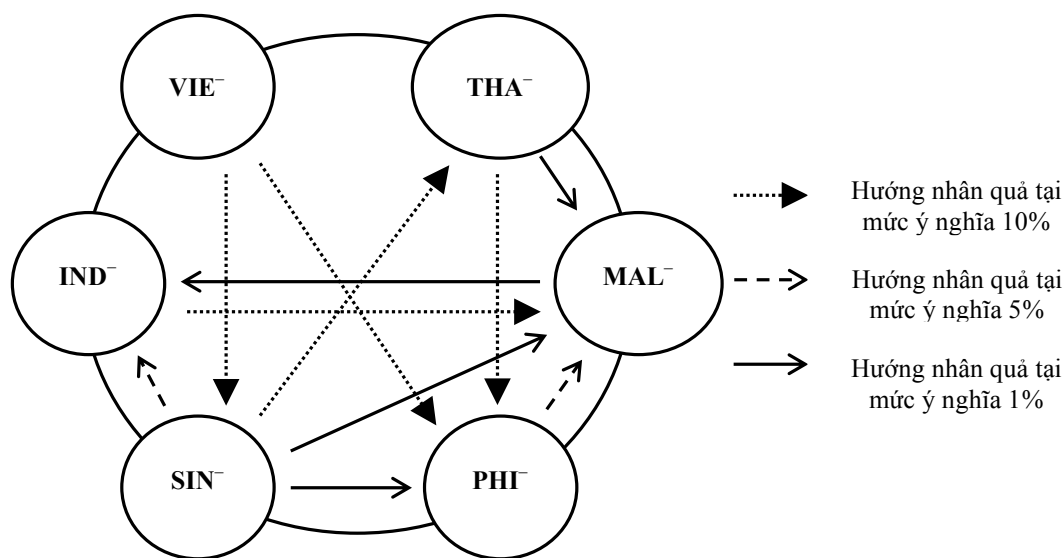
Mặt khác, khi phân tích kết quả từ kiểm định nhân quả Granger bất đối xứng, các liên kết nhân quả có sự thay đổi (Hình 3 và Hình 4). Tại trạng thái thị trường giá lên, điều dễ nhận thấy đầu tiên là

sự biến mất của liên kết nhân quả từ thị trường Thái Lan đến Malaysia, thay vào đó là sự xuất hiện liên kết nhân quả từ Thái Lan đến Indonesia. Đây là một phát hiện quan trọng vì kiểm định nhân quả đối xứng và bất đối xứng tại trạng thái giá xuống đều không phát hiện mối liên kết này. Ngoài ra, tác giả còn khám phá được sự đảo ngược hướng nhân quả trong mối quan hệ giữa hai thị trường Malaysia và Philippines. Trong khi kiểm định nhân quả đối xứng và bất đối xứng tại trạng thái giá xuống chỉ ra hướng nhân quả xuất phát từ thị trường Philippines đến Malaysia; kiểm định nhân quả bất đối xứng tại trạng thái giá lên lại kết luận điều ngược lại, tức là sự tăng điểm của thị trường chứng khoán Malaysia gây kết quả tương tự lên Philippines. Ngoài ra, còn xuất hiện thêm mối liên kết từ thị trường Singapore đến thị trường Việt Nam, tạo nên mối liên kết nhân quả hai chiều giữa hai thị trường. Có thể thấy, vị thế của thị trường Singapore trong khu vực thể hiện rõ nhất trong trạng thái thị trường giá lên, khi thị trường này tác động nhân quả lên toàn bộ các thị trường còn lại.



Hình 3. Các mối liên kết nhân quả giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6 (trạng thái thị trường giá lên)

Ghi chú: Các từ viết tắt VIE⁺, THA⁺, MAL⁺, PHI⁺, SIN⁺ và IND⁺ ký hiệu lần lượt cho các thị trường chứng khoán Việt Nam, Thái Lan, Malaysia, Philippines, Singapore và Indonesia trong trạng thái giá lên.



Hình 4. Các mối liên kết nhân quả giữa các thị trường chứng khoán ASEAN-6 (trạng thái thị trường giá xuống)

Ghi chú: Các từ viết tắt VIE⁻, THA⁻, MAL⁻, PHI⁻, SIN⁻ và IND⁻ ký hiệu lần lượt cho các thị trường chứng khoán Việt Nam, Thái Lan, Malaysia, Philippines, Singapore và Indonesia trong trạng thái giá xuống.

Tương tự, tại trạng thái thị trường giá xuống, có một số thay đổi trong các liên kết nhân quả giữa các thị trường chứng khoán so với kết quả nhân quả đối xứng. Trước tiên là sự xuất hiện của các mối liên kết nhân quả mới xuất phát từ thị trường Malaysia đến Indonesia, tạo nên mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa hai thị trường này và từ thị trường Thái Lan đến Philippines. Cuối cùng là sự biến mất của mối liên kết nhân quả xuất phát từ thị trường Việt Nam đến Malaysia. Có thể thấy, nếu chỉ dựa vào mỗi kết quả từ kiểm định nhân quả Granger thông thường, các nhà đầu tư có thể mắc phải các sai lầm trong việc bỏ sót các liên kết nhân quả bất đối xứng tiềm ẩn hiện diện giữa các thị trường. Điển hình là các trường hợp Thái Lan và Philippines, Thái Lan và Indonesia, Malaysia và Indonesia, Malaysia và Philippines, Việt Nam và Singapore khi mà kiểm định nhân quả Granger thông thường đều chấp nhận giả thuyết không (tức là không có tác động nhân quả đối xứng từ thị trường trước đến sau). Các thiếu sót này có thể dẫn đến sự suy giảm hiệu quả hoạt động quản lý rủi ro và hạn chế lợi ích tiềm năng từ đa dạng hóa danh mục đầu tư quốc tế tại các thị trường chứng khoán ASEAN-6.

5. Kết luận

Việc hiểu rõ được các thông tin hội nhập thị trường tài chính là một mục tiêu quan trọng của giới đầu tư quốc tế cùng các học giả suốt nhiều thập niên qua. Do đó, các nghiên cứu xoay quanh vấn đề hội nhập thị trường tài chính xuất hiện ngày một đông đảo (Hatemi-J, 2012a; Gradojevic & Dobardzic, 2013; Cevik và cộng sự, 2017; Bhunia, 2017;...). Tuy nhiên, mối liên kết giữa thị trường Việt Nam với khu vực ASEAN-6 vẫn còn bỏ ngỏ. Xuất phát từ sự thiếu sót trên, tác giả tiến hành đánh giá sự hiện diện hội nhập tài chính tại các thị trường chứng khoán ASEAN-6, thông qua kiểm định nhân quả bất đối xứng Hatemi-J (2012b).

Kết quả kiểm định nhân quả đối xứng đề xuất sự hiện diện của 10 liên kết nhân quả, phần lớn trong số đó xuất phát từ hai thị trường Singapore và Việt Nam. Thị trường Malaysia là trường hợp đáng quan tâm, khi là đích đến nhân quả của toàn bộ thị trường ASEAN-6 còn lại. Mặt khác, các kết quả kiểm định nhân quả bất đối xứng tại hai trạng thái thị trường khác nhau lại xác nhận các thay đổi cùng sự xuất hiện mới của các liên kết nhân quả. Một số kết quả nổi bật như sau: (1) Kết quả kiểm định nhân quả bất đối xứng xác nhận lần lượt 10 và 11 liên kết nhân quả trong trạng thái thị trường giá lên và giá xuống; (2) Sự đảo ngược nhân quả giữa hai thị trường Philippines và Malaysia tại trạng thái thị trường giá lên; (3) Sự hiện diện của mỗi liên kết nhân quả hai chiều giữa thị trường Singapore và Việt Nam tại trạng thái thị trường giá lên. Lưu ý là mỗi liên kết chạy từ thị trường Singapore đến Việt Nam chỉ xuất hiện duy nhất trong trạng thái thị trường giá lên; (4) Mỗi liên kết nhân quả một chiều từ Malaysia đến Indonesia tại mức ý nghĩa 1%, tạo nên mối quan hệ nhân quả hai chiều, tồn tại duy nhất trong trạng thái thị trường giá xuống; (5) Vị thế dẫn đầu của thị trường Singapore trong khu vực thể hiện rõ nhất trong trạng thái thị trường giá lên.

Các phát hiện cho thấy lợi ích đầu tư tiềm năng tại các thị trường ASEAN-6 không cao bởi sự hiện diện đồng đảo các mối liên kết nhân quả và điều đó hàm ý sự hạn chế cơ hội đa dạng hóa cho các nhà đầu tư quốc tế. Kết quả trên ủng hộ các kết luận trước đây của Majid và cộng sự (2009), Majid và cộng sự (2013). Những phát hiện trong nghiên cứu là căn cứ cho các nhà đầu tư quốc tế trong các quyết định xây dựng danh mục đầu tư của mình. Bên cạnh đó, mối quan hệ bất đối xứng giữa các thị trường chứng khoán có thể được kiểm chứng bằng kỹ thuật kiểm định nhân quả thay đổi theo thời gian, đó là bước đi tiếp theo của tác giả trong các nghiên cứu sau này■

Tài liệu tham khảo

- Balcilar, M., Ozdemir, Z., & Cakan, E. (2015). Structural breaks, long memory, or unit roots in stock prices: Evidence from emerging markets. *International Econometric Review*, 7(1), 13–33.
- Baumöhl, E. (2013). Stock market integration between the CEE-4 and the G7 markets: Asymmetric DCC and smooth transition approach. *MPRA Paper 43834*, University Library of Munich, Germany.
- Bhunja, A. (2017). Financial integration of Indian stock market with ASEAN-5 stock markets. *The Journal of Economy, Environment and Society*, 1(2), 33–40.
- Cevik, E. I., Cevik, N. K., & Gurkan, S. (2012). Analyzing the relationship between stock markets of the US, Germany and Turkey with MS-VAR model. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 6(1), 133–155.
- Cevik, E. I., Korkmaz, T., & Cevik, E. (2017). Testing causal relation among Central and Eastern European equity markets: Evidence from asymmetric causality test. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 30(1), 381–393.
- Chien, M.-S., Lee, C.-C., Hu, T.-C., & Hu, H.-T. (2015). Dynamic Asian stock market convergence: Evidence from dynamic cointegration analysis among China and ASEAN-5. *Economic Modelling*, 51, 84–98.
- Click, R. W., & Plummer, M. G. (2005). Stock market integration in ASEAN after the Asian financial crisis. *Journal of Asian Economics*, 16, 5–28.

- Czerny, A., & Koblas, M. (2008). Stock markets integration and the speed of information transmission. *Czech Journal of Journal of Economics and Finance*, 58(1–2), 2–20.
- Dasgupta, R. (2014). Integration and dynamic linkages of the Indian stock market with BRIC: An empirical study. *Asian Economic and Financial Review*, 4(6), 715–731.
- Demian, C.–V. (2011). Cointegration in Central and East European markets in light of EU accession. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(1), 144–155.
- Égert, B., & Kočenda, E. (2007). Interdependence between Eastern and Western European stock markets: Evidence from intraday data. *Economic Systems*, 31(2), 184–203.
- Federova, E. (2011). Transfer of financial risk in emerging Eastern European stock markets: A sectoral perspective. *BOFIT Discussion Papers* 24. Retrieved from <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/8238/169458.pdf?sequence=1>
- Gradojevic, N., & Dobardzic, E. (2013). Causality between regional stock markets: A frequency domain approach. *Panoeconomicus*, 60(5), 633–647.
- Hatemi-J, A. (2008). Forecasting properties of a new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models. *Applied Economics Letters*, 15(4), 239–243.
- Hatemi-J, A. (2012a). Is the UAE stock market integrated with the USA stock market? New evidence from asymmetric causality testing. *Research in International Business and Finance*, 26(2), 273–280.
- Hatemi-J, A. (2012b). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447–456.
- Ibrahim, M. H. (2005). International linkage of stock prices: The case of Indonesia. *Management Research News*, 28(4), 93–115.
- Ismail, M. T., & Isa, Z. B. (2008). Modelling Nonlinear Relationship among Selected ASEAN Stock Markets. *Journal of Data Science*, 6(4), 533–545.
- Kenourgios, D., & Samitas, A. (2011). Equity market integration in emerging Balkan markets. *Research in International Business and Finance*, 25(3), 296–307.
- Kim, S.–W., Kim, Y.–M., & Choi, M.–J. (2015). Asia-Pacific stock market integration: New evidence by incorporating regime changes. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(sup4), 68–88.
- Lessard, D. R. (1973). International portfolio diversification: A multivariate analysis for a group of Latin American countries. *Journal of Finance*, 28(3), 619–633.
- Majid, M. S. A., Meera, A. K. M., & Omar, M. A. (2008). Interdependence of ASEAN-5 stock markets from the US and Japan. *Global Economic Review*, 37(2), 201–225.
- Majid, M. S. A., Meera, A. K. M., Omar, M. A., & Hassanuddeen, A. A. (2009). Dynamic linkages among ASEAN-5 emerging stock markets. *International Journal of Emerging Markets*, 4(2), 160–184.
- Mandaci, P. E., & Torun, E. (2007). Testing integration between the major emerging markets. *Central Bank Review*, 7(1), 1–12.
- Meriç, G., Lentz, C., Schmeltz, W., & Meriç, I. (2012). International evidence on market linkages after the 2008 stock market crash. *International Journal of Business and Finance Research*, 6(4), 45–57.

- Narayan, P., Smyth, R., & Nandha, M. (2004). Interdependence and dynamic linkages between the emerging stock markets of South Asia. *Accounting and Finance*, 44(3), 419–439.
- Nguyễn Minh Kiều, & Lê Đình Nghi. (2017). Lan tỏa suất sinh lợi từ thị trường chứng khoán Mỹ sang thị trường chứng khoán Việt Nam: Phân tích trong miền tần số. *Tạp chí Khoa học Đại học Mở TP.HCM*, 55(4), 64–74.
- Nguyễn Phúc Cảnh, Phan Gia Quyền, & Hà Thị Mỹ Duyên. (2016). Tác động lan tỏa từ thị trường chứng khoán Trung Quốc đến thị trường chứng khoán các quốc gia Đông Nam Á. *Tạp chí Kinh tế Đối ngoại*, 84, 47–66.
- Onay, C. (2006). A co-integration analysis approach to European Union integration: The case of acceding and candidate countries. *European Integration Online Papers*, 10(7), 2–11.
- Onay, C., & Unal, G. (2012). Cointegration and extreme value analyses of Bovespa and Istanbul stock exchange. *Czech Journal of Economics and Finance*, 62(1), 66–90.
- Ozdemir, Z. A., & Cakan, E. (2007). Non-linear dynamic linkages in the international stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 377(1), 173–180.
- Palac-McMiken, E. D. (1997). An examination of ASEAN stock markets: A cointegration approach. *ASEAN Economic Bulletin*, 13(3), 299–311.
- Panda, P. K., & Acharya, D. (2011). Stock market integration: Evidence from India and other major world stock markets. *Indian Journal of Economics & Business*, 10(4), 605–621.
- Patel, S. A. (2013). Causal and co-integration analysis of Indian and selected Asian stock markets. *Drishtikon: A Management Journal*, 5(1), 37–52.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.
- Qiao, Z., Li, Y., & Wong, W.-K. (2011). Regime-dependent relationships among the stock markets of the US, Australia and New Zealand: A Markov-switching VAR approach. *Applied Financial Economics*, 21(24), 1831–1841.
- Rehman, M. Z., & Hazazi, M. A. (2014). Examining linkages between Saudi stock market (TASI) and selected stock market indices. *International Journal of Financial Research*, 5(4), 196–209.
- Solnik, B. H. (1974). Testing international pricing of risk: An empirical investigation of the world capital market structure. *Journal of Finance*, 29(2), 365–378.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1–2), 225–250.
- Zivot, E., & Andrews, W. K. D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.