
TỰ DO HÓA TÀI KHOẢN VỐN, ĐỘ MỞ THƯƠNG MẠI VÀ CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ TẠI CÁC THỊ TRƯỜNG MỚI NỔI CHÂU Á

Trần Văn Trung

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: trungtcnh@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-2680

Ngày nhận: 28/09/2025

Ngày nhận bản sửa: 30/10/2025

Ngày duyệt đăng: 17/11/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2680

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là xác định mối quan hệ động và các cú sốc giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các nước châu Á được xếp vào nhóm thị trường mới nổi. Nghiên cứu sử dụng mô hình PVAR với dữ liệu tần suất năm từ 2002 đến 2023. Kết quả cho thấy mối quan hệ động tạo nên chu trình thuận: tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến thay đổi độ mở thương mại, rồi truyền dẫn tích cực đến thay đổi chất lượng thể chế và truyền dẫn tích cực về tự do hóa tài khoản vốn. Hơn nữa, tồn tại quan hệ hai chiều tích cực giữa tự do hóa tài khoản vốn và biến động chất lượng thể chế. Nghiên cứu đóng góp kết quả thực nghiệm về mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á. Đồng thời, kết quả hỗ trợ hoạch định chính sách về củng cố chất lượng thể chế để cải thiện tự do hóa tài khoản vốn; hơn nữa, nên tận dụng dòng vốn quốc tế để thúc đẩy thương mại và dùng hội nhập thương mại làm đòn bẩy cải cách thể chế.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, độ mở thương mại, PVAR, tự do hóa tài chính, tự do hóa tài khoản vốn, xuất nhập khẩu.

Mã JEL: E02, F1, F21.

Capital account liberalization, trade openness and institutional quality in Asian emerging markets

Abstract:

This study is conducted to determine the dynamic relationship and shocks between capital account liberalization, trade openness and institutional quality in Asian countries classified as emerging markets. The research employs PVAR model with annual frequency data from 2002 to 2023. The results show that the dynamic relationship creates a positive cycle, i.e., capital account liberalization positively affects changes in trade openness, then positively passes on changes in institutional quality and positively passes on capital account liberalization. In addition, there is a positive bidirectional relationship between capital account liberalization and changes in institutional quality. The study contributes empirical results on the dynamic relationship between capital account liberalization, trade openness and institutional quality in Asian emerging markets. At the same time, the results support policy making on strengthening institutional quality to improve capital account liberalization; furthermore, international capital flows should be used to promote trade, and trade integration should be used as a lever for institutional reform.

Keywords: Capital account liberalization, imports and exports, institutional quality, financial liberalization, trade openness.

JEL Codes: E02, F1, F21.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa kinh tế ngày càng sâu rộng, các nền kinh tế mới nổi tại châu Á đã không ngừng cải cách nhằm hội nhập mạnh mẽ hơn vào hệ thống tài chính và thương mại quốc tế. Một trong những xu hướng nổi bật là quá trình tự do hóa tài khoản vốn, nhằm thu hút dòng vốn quốc tế phục vụ cho tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, các kết quả thực nghiệm về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến tăng trưởng hay ổn định kinh tế vĩ mô vẫn còn gây nhiều tranh luận, đặc biệt trong bối cảnh những nền kinh tế có chất lượng thể chế khác biệt và mức độ hội nhập thương mại không đồng đều. Song song với đó, độ mở thương mại với vai trò là kênh dẫn truyền ảnh hưởng của toàn cầu hóa cũng có thể tương tác với tự do hóa tài khoản vốn, tạo nên hiệu ứng cộng hưởng hoặc xung đột. Hơn nữa, tại các quốc gia có chất lượng thể chế yếu, thiếu cơ chế điều phối chính sách hiệu quả, việc mở cửa tài khoản vốn mà không đi kèm với cải cách thể chế có thể làm trầm trọng thêm rủi ro tài chính và dẫn đến bất ổn tỷ giá, cản trở hoạt động xuất nhập khẩu. Từ đó, câu hỏi đặt ra là: Mỗi quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á vận hành như thế nào? Liệu các yếu tố này tác động lẫn nhau theo cơ chế đơn chiều hay tồn tại quan hệ tương hỗ phức tạp? Việc hiểu rõ cấu trúc liên kết giữa ba trụ cột này không chỉ có ý nghĩa lý luận đối với tài chính và kinh tế quốc tế, mà còn mang hàm ý chính sách thiết thực cho các quốc gia đang tìm kiếm một mô hình hội nhập bền vững, cân bằng giữa thu hút vốn quốc tế và bảo đảm ổn định kinh tế vĩ mô.

Mục tiêu của nghiên cứu là xác định mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế, đánh giá được mối quan hệ nhân quả giữa các yếu tố này, đồng thời phân tích được sự phản ứng của mỗi yếu tố trước các cú sốc của hai yếu tố còn lại.

Nghiên cứu nhằm đóng góp kết quả thực nghiệm về mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các nước châu Á được xếp vào nhóm thị trường mới nổi. Đồng thời, kết quả hỗ trợ hoạch định chính sách về tự do hóa tài chính có kiểm soát, nâng cao chất lượng thể chế, nhằm đẩy mạnh hơn nữa sự phát triển hoạt động thương mại trong quá trình hội nhập.

Bài báo được trình bày thành năm phần. Thứ nhất, giới thiệu, trình bày bối cảnh, vấn đề, khoảng trống và mục tiêu nghiên cứu. Thứ hai, tổng quan nghiên cứu, trình bày cơ sở lý thuyết và lược khảo các nghiên cứu có liên quan. Thứ ba, phương pháp nghiên cứu, trình bày mô hình và dữ liệu nghiên cứu. Thứ tư, kết quả nghiên cứu và thảo luận, trình bày các kiểm định trước ước lượng, ước lượng mô hình và kiểm định hậu ước lượng sau đó phân tích và thảo luận kết quả. Thứ năm, kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và lược khảo nghiên cứu

2.1. Các khái niệm

Tự do hóa tài khoản vốn là quá trình dỡ bỏ hoặc nới lỏng các biện pháp kiểm soát dòng vốn quốc tế trong cán cân thanh toán của một quốc gia, cho phép dòng vốn ra và vào như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), đầu tư gián tiếp (FPI), vay và cho vay quốc tế, mua bán tài sản tài chính được thực hiện tự do hơn, ít bị hạn chế bởi chính sách quản lý ngoại hối hay quy định pháp lý. Có ba nhóm thước đo tự do hóa tài khoản vốn đó là *de jure*, đo lường dựa trên các quy định pháp lý của chính phủ (Chinn & Ito, 2007; Schindler, 2009); *de facto*, đo lường dòng vốn thực tế như cán cân thanh toán, tài sản xuyên biên giới (Lane & Milesi-Ferretti, 2007); và *hybrid*, kết hợp cả yếu tố quy định pháp lý và dòng vốn thực tế (Dreher, 2006). Nghiên cứu về ba nhóm thước đo này, Quinn & cộng sự (2011) và Kalsie & cộng sự (2020) cho rằng không có thước đo nào là hoàn hảo, thước đo *de jure* có đặc điểm tiện dụng, phản ánh cam kết chính sách, nhưng không đo lường được mức độ thực thi hay hành vi thị trường, thước đo *de facto* đo lường thực tế dòng vốn nhưng chịu ảnh hưởng bởi yếu tố không thuộc chính sách và thước đo *hybrid* cân bằng hai yếu tố, nhưng đòi hỏi dữ liệu sâu và xử lý phức tạp; việc lựa chọn chỉ số phù hợp tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu, khả năng dữ liệu, và bối cảnh quốc gia.

Độ mở thương mại là một chỉ tiêu phản ánh mức độ tham gia của một quốc gia vào thương mại quốc tế, thường được đo lường bằng tỷ lệ giữa tổng kim ngạch xuất khẩu và nhập khẩu so với quy mô nền kinh tế (GDP). Nó là một trong những thước đo phổ biến nhất để đánh giá mức độ hội nhập thương mại thực tế của một quốc gia.

Thể chế có thể hiểu là hệ thống luật lệ, quy tắc và chuẩn mực xã hội có tác động đến hành vi và quyết định của các cá nhân và tổ chức trong nền kinh tế. Theo North (1990), thể chế gồm hai loại: (1) thể chế chính thức bao gồm luật pháp, quy định, hiệp định thương mại, chính sách kinh tế; (2) thể chế phi chính thức bao gồm văn hóa, tập quán, đạo đức kinh doanh, thói quen của xã hội.

Thị trường mới nổi là khái niệm dùng để chỉ các quốc gia hoặc khu vực có nền kinh tế đang chuyển mình từ giai đoạn đang phát triển sang công nghiệp hóa, đồng thời có hệ thống tài chính, thị trường vốn đang mở cửa dần, thu hút sự quan tâm lớn từ các nhà đầu tư quốc tế do tiềm năng tăng trưởng cao nhưng đi kèm rủi ro nhất định. Theo Morgan Stanley Capital International (công ty tài chính tại Mỹ) một thị trường được phân loại là “mới nổi” nếu đạt được một mức độ phát triển kinh tế, khả năng tiếp cận thị trường và quy mô hoặc thanh khoản nhất định trên thị trường tài chính, nhưng vẫn còn kém xa các thị trường phát triển về chất lượng và chiều sâu thể chế.

2.2. Lược khảo nghiên cứu và đề xuất giả thuyết

2.2.1. Quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và độ mở thương mại

Tự do hóa tài khoản vốn tạo cơ chế hội nhập, gây hiệu ứng nâng cấp năng lực cạnh tranh. Mở cửa tài khoản vốn cho phép luân chuyển vốn quốc tế, giúp doanh nghiệp tiếp cận nguồn tài chính rẻ hơn, từ đó mở rộng xuất nhập khẩu. Dòng vốn FDI và FPI đi kèm với công nghệ, kỹ năng quản lý và tiêu chuẩn quốc tế, giúp doanh nghiệp nâng cao khả năng thâm nhập thị trường nước ngoài. Ngược lại, khi nền kinh tế mở cửa thương mại thường phải mở cửa tài chính để hỗ trợ thanh toán quốc tế, giảm chi phí giao dịch và đáp ứng nhu cầu phòng ngừa rủi ro tỷ giá. Hội nhập thương mại tạo áp lực áp dụng chuẩn mực tài chính, ngân hàng toàn cầu, dẫn đến tự do hóa tài khoản vốn.

Một số nghiên cứu đã đề cập trực tiếp hoặc gián tiếp đến mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và độ mở thương mại, hoặc đến tác động của dòng vốn quốc tế đối với xuất nhập khẩu. Aizenman & Noy (2009) đã phát hiện rằng dòng vốn nước ngoài, đặc biệt là vốn FDI, có xu hướng thúc đẩy thương mại quốc tế bằng cách mở rộng năng lực sản xuất và thúc đẩy liên kết thương mại xuyên quốc gia, nghiên cứu này cũng khẳng định rằng vốn FDI có thể làm tăng cả xuất khẩu và nhập khẩu thông qua chuyển giao công nghệ và hội nhập chuỗi cung ứng toàn cầu. Adeel-Farooq & cộng sự (2017) tìm thấy mối quan hệ tương hỗ giữa độ mở thương mại và tài khoản vốn ở Ấn Độ và Pakistan, cho thấy mở cửa thương mại có thể khuếch đại tác động tích cực của dòng vốn quốc tế đến tăng trưởng. Tại Việt Nam, Tô Trung Thành & Trần Thọ Đạt (2015) đánh giá khả năng và điều kiện để Việt Nam thực hiện tự do hóa tài khoản vốn mà vẫn đảm bảo ổn định tài chính trong bối cảnh hội nhập quốc tế ngày càng sâu rộng cho thấy quá trình tự do hóa tài khoản vốn của Việt Nam trong hai thập kỷ qua được triển khai khá thận trọng, theo lộ trình tuần tự: mở cửa thương mại, thu hút FDI, rồi nối lỏng dần dòng vốn gián tiếp và các quy định chuyển vốn. Tuy nhiên, nền kinh tế Việt Nam vẫn chưa đáp ứng đầy đủ ba điều kiện cơ bản để có thể TDH sâu tài khoản vốn mà không đối mặt với rủi ro bất ổn tài chính.

Dựa vào cơ sở này, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H1a: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến sự thay đổi độ mở thương mại;

H1b: Sự thay đổi độ mở thương mại tác động tích cực đến tự do hóa tài khoản vốn.

2.2.2. Quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế

Mở cửa tài khoản vốn thu hút dòng vốn quốc tế, buộc quốc gia cải thiện khung pháp lý, bảo vệ quyền sở hữu và nâng cao minh bạch để duy trì niềm tin nhà đầu tư. Các nhà đầu tư nước ngoài mang theo yêu cầu về chuẩn mực quản trị doanh nghiệp và báo cáo tài chính, góp phần nâng cao chất lượng thể chế. Ở chiều ngược lại, Hệ thống pháp luật và thực thi hợp đồng hiệu quả giúp giảm rủi ro đảo chiều vốn, tạo điều kiện để quốc gia tự tin mở cửa tài khoản vốn. Chất lượng thể chế cao giúp giám sát dòng vốn hiệu quả, hạn chế khủng hoảng tài chính do dòng vốn ngắn hạn.

Một số nghiên cứu về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến thị trường tài chính nhấn mạnh vai trò tích cực của chất lượng thể chế. Ito (2006) và Trabelsi & Cherif (2017) đều cho rằng tự do hóa tài khoản vốn chỉ thúc đẩy độ sâu tài chính khi chất lượng thể chế vượt ngưỡng nhất định. Trabelsi & Cherif (2017) điều tra mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và quá trình làm sâu tài chính kết luận rằng việc thực hiện tự do hóa tài khoản vốn cần được sắp xếp hợp lý, ưu tiên cải cách thể chế trước. Tsagkanos & cộng sự (2019)

kết luận rằng FDI chỉ thúc đẩy phát triển tài chính nếu đi kèm với ổn định kinh tế vĩ mô, thể chế minh bạch.

Ở góc độ thị trường chứng khoán (TTCK), các nghiên cứu cũng cho thấy vai trò quan trọng của chất lượng thể chế. Ogbebor & cộng sự (2017) cho rằng TDH tài chính có tác động tích cực đến sự phát triển của TTCK ở các nền kinh tế mới nổi nhưng tác động này phụ thuộc vào chất lượng thể chế. Varamesh Candidate & cộng sự (2023) cho rằng mở cửa tài chính nếu không đi kèm cải cách thể chế sẽ làm cho tác động tích cực đến thanh khoản TTCK bị suy giảm. Tô Trung Thành & Trần Thọ Đạt (2015) cho rằng tự do hóa tài khoản vốn có thể có tác động tiêu cực đến ổn định tài chính nếu không đi kèm với cải thiện chất lượng thể chế. Arestis (2005) cho rằng tự do hóa tài chính thường dẫn đến khủng hoảng ở các quốc gia có cấu trúc thể chế yếu.

Dựa vào những minh chứng trên, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H2a: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến sự thay đổi chất lượng thể chế;

H2b: Sự thay đổi của chất lượng thể chế tác động tích cực đến tự do hóa tài khoản vốn.

2.2.3. Quan hệ giữa độ mở thương mại và chất lượng thể chế

Hội nhập thương mại buộc doanh nghiệp và chính phủ cải thiện luật chơi để đáp ứng yêu cầu thị trường quốc tế. Thông qua giao thương, quốc gia “nhập khẩu” chuẩn mực pháp lý, quản trị và kỹ thuật từ các đối tác thương mại phát triển. Ngược lại, thể chế mạnh thúc đẩy thương mại, bảo vệ quyền sở hữu và thực thi hợp đồng tốt giảm rủi ro giao dịch quốc tế, tăng niềm tin của đối tác. Cải thiện hạ tầng hỗ trợ thương mại được thể hiện thông qua cải cách thể chế hiệu quả giúp giảm chi phí logistics, thủ tục hải quan và rào cản phi thuế quan.

Nghiên cứu kết hợp cả FDI và chất lượng thể chế, Qamruzzaman (2021) kết luận rằng chất lượng thể chế và FDI tác động tích cực đến độ mở thương mại trong dài hạn. Tương tự, Su Dinh Thanh & cộng sự (2019) cho rằng chất lượng thể chế kinh tế có vai trò quyết định đến hiệu quả kết hợp giữa FDI và độ mở thương mại. Chinn & Ito (2007) cũng lưu ý rằng tự do hóa tài khoản vốn và thương mại thường có xu hướng diễn ra đồng thời trong các chương trình cải cách toàn diện, nhưng mức độ tương tác giữa hai quá trình phụ thuộc vào chất lượng thể chế và cơ cấu kinh tế của từng quốc gia. Những nước có độ mở thương mại cao thường có khả năng tận dụng dòng vốn nước ngoài tốt hơn, từ đó gia tăng hiệu quả kinh tế vĩ mô.

Nghiên cứu của Němečková & Hayat (2022) cho rằng độ mở thương mại có thể cải thiện chất lượng thể chế, đặc biệt ở các nước đang phát triển, thông qua thúc đẩy minh bạch, ổn định chính trị, giảm tham nhũng và nâng cao hiệu quả quản trị. Hơn nữa, nghiên cứu này còn kết luận rằng tác động này không đồng đều giữa các nhóm thể chế (chính trị, pháp lý, kinh tế) và phụ thuộc vào cấu trúc xuất khẩu

Dựa vào cơ sở này, nghiên cứu đưa ra giả thuyết:

H3a: Sự thay đổi độ mở thương mại tác động tích cực đến sự thay đổi chất lượng thể chế;

H3b: Sự thay đổi chất lượng thể chế tác động tích cực đến sự thay đổi độ mở thương mại.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Qua lược khảo các nghiên cứu trước, mặc dù đã có các nghiên cứu về tự do hóa tài khoản vốn hoặc độ mở thương mại có kết hợp chất lượng thể chế. Tuy nhiên còn thiếu các nghiên cứu kết hợp chung cả ba yếu tố này trong một mô hình. Hơn nữa, còn thiếu các nghiên cứu mối quan hệ động giữa ba yếu tố này cũng như cần thiết làm rõ sự phản ứng của mỗi yếu tố trước cú sốc của hai yếu tố còn lại. Bên cạnh đó, các thị trường mới nổi châu Á có sự dị biệt cao về mức độ tự do hóa tài chính và chất lượng thể chế, tạo điều kiện cho phân tích so sánh và kiểm tra dự hướng.

Để lấp vào khoảng trống đó, nghiên cứu này áp dụng mô hình PVAR để xem xét mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế, đánh giá được mối quan hệ nhân quả giữa các yếu tố này, đồng thời phân tích được sự phản ứng của mỗi yếu tố trước các cú sốc của hai yếu tố còn lại. Qua đó, nghiên cứu cung cấp cơ sở đề xuất chính sách thúc đẩy tự do hóa tài khoản vốn và mở cửa thương mại.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

3.1.1. Mô hình PVAR

Để đánh giá tác động hai chiều giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế, nghiên cứu áp dụng mô hình VAR thuần với dữ liệu bảng (pure PVAR), cho phép kết hợp sức mạnh của hai hướng tiếp cận: tính linh hoạt trong đặc tả động học của mô hình VAR và khả năng khai thác tính dị biệt và sự biến thiên theo thời gian của dữ liệu bảng. Cấu trúc tổng quát của mô hình PVAR thuần có thể được biểu diễn như sau:

$$Y_{i,t} = A_1 Y_{i,t-1} + \dots + A_p Y_{i,t-p} + f_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

$Y_{i,t}$ là vector gồm k biến nội sinh cho đơn vị quan sát i tại thời điểm t ;

A_j (với $j = 1, \dots, p$) là ma trận hệ số phản ánh tác động trễ bậc j ;

f_i là hiệu ứng cố định không quan sát được (individual fixed effect);

μ_i là hiệu ứng thời gian;

$\varepsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên không tương quan theo thời gian và giữa các đơn vị;

$i = 1, \dots, 8$ là chỉ số đơn vị chéo, $t =$ là chỉ số thời gian (từ 2002 đến 2023).

Nghiên cứu tiến hành thực hiện mô hình PVAR trên phần mềm Stata 17.0. Mô hình được tiến hành qua các bước: (1) kiểm định đa cộng tuyến; (2) kiểm định phụ thuộc chéo; (3) kiểm định tính dừng; (4) kiểm định tính đồng liên kết; (5) chọn độ trễ tối ưu; (6) ước lượng mô hình; (7) kiểm định tính ổn định của mô hình; (8) kiểm định nhân quả Granger; (9) hàm phản ứng xung; (10) phân rã phương sai.

3.1.2. Các biến của mô hình

Mô hình sử dụng năm biến với ba biến chính là TO, CAL, INQ và hai biến kiểm soát là CAPG và LOGEX. Trong đó:

Biến TO đại diện cho độ mở thương mại, được tính bằng (xuất khẩu + nhập khẩu)/GDP;

CAL đại diện cho tự do hóa tài khoản vốn, vì nghiên cứu này sử dụng mô hình PVAR nên đòi hỏi các biến có biến thiên theo thời gian, hơn nữa thước đo *de jure* thường có giá trị ít thay đổi nên nó không cung cấp đủ tín hiệu cho PVAR, vì vậy nghiên cứu sử dụng thước đo *de facto* cho biến CAL, được tính bằng tổng dòng tiền ròng đầu tư trực tiếp, gián tiếp và khác của nước ngoài theo GDP, sự lựa chọn này cũng dựa trên các nghiên cứu trước như Tran Huy Hoang & cộng sự (2015), Lương Thị Thu Hằng (2015).

INQ đại diện cho chất lượng thể chế, được tính bằng phương pháp PCA các chỉ số quản trị toàn cầu (WGI);

CAPG, đại diện cho thu nhập bình quân đầu người, được tính bằng tăng trưởng thu nhập bình quân đầu người;

LOGEX, đại diện cho tỷ giá USD so với đồng nội tệ, được tính bằng logarit tỷ giá.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu là các chuỗi thời gian theo tần suất năm từ năm 2002 đến năm 2023, của 8 quốc gia bao gồm Việt Nam và 7 quốc gia thuộc thị trường mới nổi châu Á là Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Thái Lan. Dữ liệu này được tải từ trang web của Ngân hàng Thế giới.

Dữ liệu về chất lượng thể chế là kết quả PCA dựa trên sáu chỉ số WGI bao gồm CC (*Control of Corruption*), GE (*Government Effectiveness*), PV (*Political Stability and Absence of*), RL (*Rule of Law*), RQ (*Regulatory Quality*), VA (*Voice and Accountability*). Các thành phần được chuẩn hóa theo z-score để loại bỏ sai lệch đơn vị đo. Giá trị chuẩn hóa z-score của biến X tại thời điểm t được tính như sau: $z(X_t) = (X_t - \bar{X})/\sigma_X$ trong đó là giá trị trung bình của X_t và σ_X là độ lệch chuẩn của X . Kết quả cho thấy thành phần chính thứ nhất (PC1) giải thích 72,09% tổng phương sai của bộ dữ liệu, đủ điều kiện đại diện cho chỉ số INQ. Phương trình INQ qua các thành phần như sau:

$$INQ_t = 0,466*CC_t + 0,453*GE_t + 0,328*PV_t + 0,460*RL_t + 0,447*RQ_t + 0,240*VA_t$$

Các hệ số tải của PC1 đều mang dấu phù hợp với kỳ vọng lý thuyết, chỉ số INQ càng cao cho thấy chất lượng thể chế càng tốt.

Thống kê các dữ liệu được trình bày ở Bảng 1, tất cả các biến đều có p-value của Jarque-Bera < 0,001, nghĩa là phân phối khác chuẩn và có ý nghĩa thống kê.

Bảng 1. Thống kê mô tả dữ liệu

Giá trị	CAL	TO	INQ	CAPG	LOGEX
Trung bình	0,895	0,044	0,000	0,042	2,224
Trung vị	0,730	0,042	-0,675	0,043	1,699
Lớn nhất	2,104	0,197	5,297	0,136	4,376
Nhỏ nhất	0,295	-0,082	-3,902	-0,105	0,486
Độ lệch chuẩn	0,463	0,035	2,080	0,030	1,324
Skewness	0,650	0,598	0,923	-1,129	0,425
Kurtosis	2,335	5,508	2,828	8,062	1,715
Jarque-Bera	15,632	56,616	25,222	225,302	17,419
Xác suất	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
Tổng	157,603	7,660	0,000	7,391	391,383
Tổng độ lệch bình phương	37,454	0,217	756,938	0,160	306,561
Số quan sát	176	176	176	176	176

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Eviews 12.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định trước ước lượng

4.1.1. Kiểm định đa cộng tuyến

Để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy, nghiên cứu đã sử dụng chỉ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF). Kết quả cho thấy tất cả các giá trị VIF của các biến giải thích đều nhỏ hơn 1,14, đồng thời giá trị trung bình VIF bằng 1,09. Điều này cho thấy mô hình không gặp vấn đề về đa cộng tuyến, đảm bảo độ tin cậy cho các ước lượng hồi quy.

4.1.2. Kiểm định phụ thuộc chéo

Để kiểm tra hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các biến trong mô hình dữ liệu bảng, nghiên cứu sử dụng kiểm định Pesaran (2004). Kết quả cho thấy thống kê kiểm định CD = 4,249 với giá trị p < 0,01, cho thấy bác bỏ giả thuyết H_0 về tính độc lập chéo giữa các biến. Điều này hàm ý sự tồn tại của hiện tượng phụ thuộc chéo.

4.1.3. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Do các biến phụ thuộc chéo, nên phải xét tính dừng theo thể hệ thứ hai. nghiên cứu sử dụng kiểm định CIPS do Pesaran (2007) đề xuất, cho phép xử lý hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát. Kiểm định được thực hiện với độ trễ tối đa (maxlag) = 3 và độ trễ bootstrap (bglags) = 3, kết quả kiểm định ở Bảng

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

Biến	Dạng chuỗi	Thống kê CIPS	Giá trị p	Kết luận
TO	Level	-1,719	> 5%	Không dừng
DTO	Sai phân bậc 1	-3,202	1%	Dừng
CAL	Level	-3,802	1%	Dừng
INQ	Level	-2,516	> 5%	Không dừng
DINQ	Sai phân bậc 1	-4,676	1%	Dừng
CAPG	Level	-4,793	1%	Dừng
LOGEX	Level	-3,308	1%	Dừng

Nguồn: Tác giả tổng hợp kết quả từ phần mềm Stata 17

2 cho thấy các biến CAL, CAPG, LOGEX dừng ở gốc với ý nghĩa 1%, các biến TO (có sai phân là DTO) và INQ (có sai phân là DINQ) dừng ở sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%.

4.1.4. Kiểm định tính đồng liên kết

Nghiên cứu áp dụng kiểm định đồng liên kết Westerlund (2008) mở rộng thông qua lệnh xtwest. Kết quả cho thấy các thống kê kiểm định Gt, Ga, Pt, Pa có p-value lần lượt là 0,950, 1,000, 0,990, 1,000, điều này cho thấy không đủ cơ sở để bác bỏ H_0 , tức là không tìm thấy bằng chứng thống kê về sự tồn tại đồng liên kết giữa các biến.

4.2. Chọn độ trễ tối ưu và ước lượng mô hình

Vì các biến CAL, DTO, DINQ, CAPG, LOGEX đều dừng I(0) nên phù hợp với việc sử dụng mô hình PVAR. Để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình PVAR, nghiên cứu sử dụng các tiêu chí thông tin như MBIC, MAIC và MQIC. Kết quả trong Bảng 3 cho thấy cả ba tiêu chí MBIC, MAIC và MQIC đều đạt giá trị nhỏ nhất tại độ trễ $p = 1$. Do đó, mô hình PVAR được ước lượng với một độ trễ là lựa chọn tối ưu, vừa đảm bảo nắm bắt được động thái điều chỉnh của các biến trong ngắn hạn, vừa tránh hiện tượng mất bậc tự do khi số quan sát theo chuỗi thời gian hạn chế.

Bảng 3. Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu của mô hình PVAR

Trễ	CD	J	Giá trị J	MBIC	MAIC	MQIC
1	1,000	61,254	0,132	-184,379	-38,746	97,927
2	1,000	32,033	0,157	-90,783	-17,967	-47,557
3	1,000	.	.	.	.	.

Nguồn: Tác giả tổng hợp kết quả từ phần mềm Stata 17.

Kết quả ước lượng PVAR cho các biến DTO, CAL và DINQ lần lượt thể hiện ở các phương trình (1), (2) và (3).

$$DTO_t = 0,163*DTO_{t-1} - 1,260*CAL_{t-1} + 0,005*DINQ_{t-1} - 1,844*CAPG_{t-1} - 0,566*LOGEX_{t-1} \quad (1)$$

$$CAL_t = -0,015*DTO_{t-1} + 0,603*CAL_{t-1} - 0,013*DINQ_{t-1} + 0,171*CAPG_{t-1} - 0,94*LOGEX_{t-1} \quad (2)$$

$$DINQ_t = 1,968*DTO_{t-1} + 2,206*CAL_{t-1} - 0,187*DINQ_{t-1} - 1,439*CAPG_{t-1} - 0,444*LOGEX_{t-1} \quad (3)$$

Trong phương trình (1) hệ số của DTO_{t-1} có ý nghĩa dưới 5%, còn các hệ số của CAL_{t-1} , $CAPG_{t-1}$, $LOGEX_{t-1}$ có ý nghĩa dưới 1%, hệ số của $DINQ_{t-1}$ không có ý nghĩa thống kê. Trong phương trình (2) các hệ số của CAL_{t-1} , $DINQ_{t-1}$, $CAPG_{t-1}$, $LOGEX_{t-1}$ có ý nghĩa dưới 1%, còn các hệ số của DTO_{t-1} không có ý nghĩa thống kê. Trong phương trình (3) các hệ số của DTO_{t-1} , CAL_{t-1} , $DINQ_{t-1}$ đều có ý nghĩa dưới mức 1%, hệ số của $CAPG_{t-1}$ có ý nghĩa dưới 5% và hệ số của $LOGEX_{t-1}$ không có ý nghĩa thống kê.

4.3. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Mô hình PVAR được xem là ổn định nếu tất cả các nghiệm của đa thức đặc trưng của mô hình phải nằm trên hoặc bên trong vòng tròn đơn vị trên mặt phẳng phức. Kết quả đồ thị từ Hình 1 cho thấy toàn bộ các nghiệm đều nằm hoàn toàn trong vòng tròn đơn vị, xác nhận rằng mô hình PVAR ước lượng là ổn định. Điều này đảm bảo phân tích động học như hàm phản ứng xung và phân rã phương sai có ý nghĩa kinh tế và đáng tin cậy.

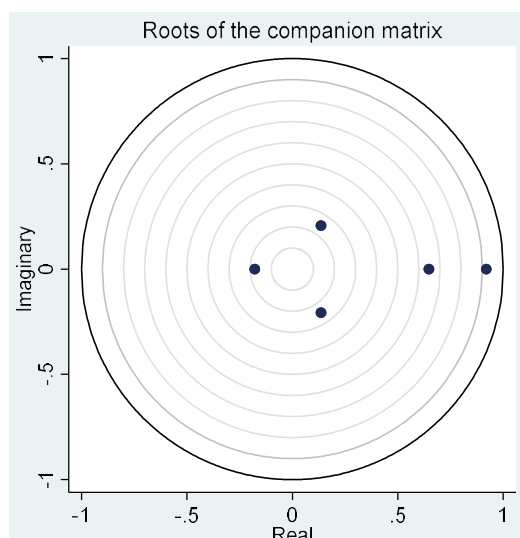
4.4. Kiểm định nhân quả Granger

Kiểm định nhân quả Granger được thực hiện nhằm xác định các biến đưa vào mô hình có ý nghĩa và cần thiết hay không. Kết quả ở Bảng 4 cho thấy trong mỗi phương trình vẫn tồn tại biến riêng lẻ không có ý nghĩa thống kê, tuy nhiên khi kết hợp các biến trong mỗi phương trình có ý nghĩa thống kê rất cao.

4.5. Hàm phản ứng xung

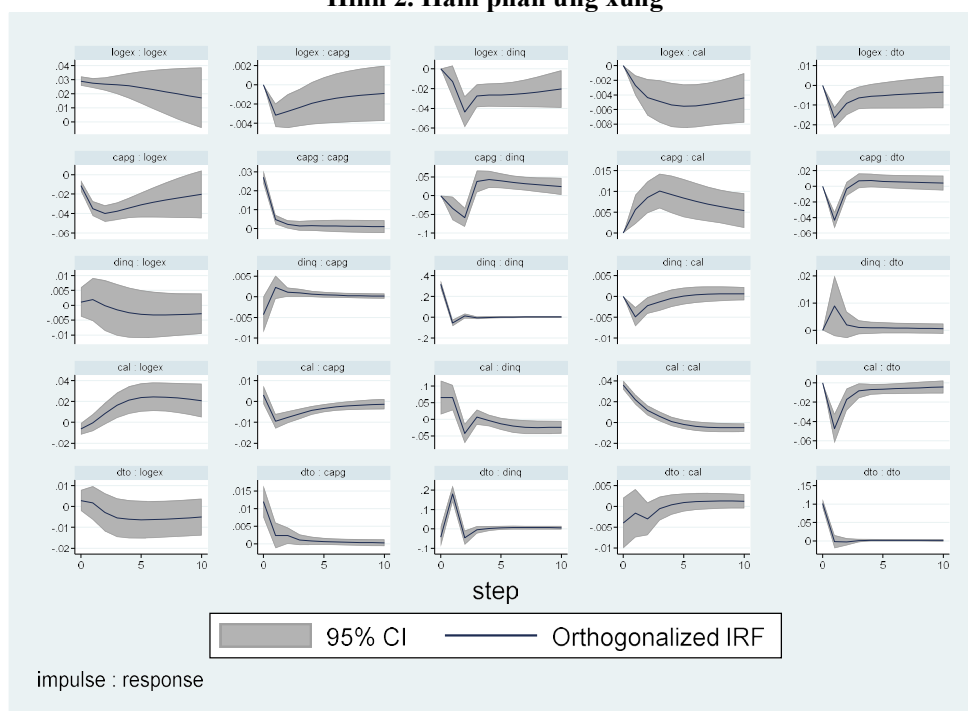
Kết quả phân tích hàm phản ứng xung từ Hình 2 cho thấy DTO phản ứng nhanh và dương trước cú sốc từ CAL, trong khi tác động từ DINQ yếu và xuất hiện chậm hơn. Ngược lại, CAL phản ứng dương và ngắn hạn với cú sốc của DTO. Đối với DINQ, các cú sốc từ DTO và CAL chỉ tạo ra phản ứng nhỏ và có độ trễ.

Hình 1. Kiểm định tính ổn định của mô hình PVAR



Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17

Hình 2. Hàm phản ứng xung



Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17

4.6. Phân rã phương sai

Kết quả phân rã phương sai cho thấy mức độ đóng góp của các cú sốc từ các biến trong mô hình vào biến động của DTO, CAL và DINQ có sự khác biệt rõ rệt. Đối với DTO, bản thân biến này giải thích phần lớn biến động của nó, từ 69,8% ở kỳ 2 giảm dần đến 65% ở kỳ 10; biến CAL đóng góp cũng đáng kể đối với DTO, tỷ lệ tăng dần từ 15% ở kỳ 2 đến 17,5% ở kỳ 10; còn lại biến DINQ chỉ đóng góp rất nhỏ (<1%). Đối với CAL, bản thân biến này giải thích phần lớn biến động của nó, từ 98,8% ở kỳ 1 giảm dần đến 71% ở kỳ 10; biến DTO đóng góp tỷ trọng cũng đáng kể và ổn định (12%); biến DINQ đóng góp tỷ trọng dao động từ 11% đến 14%. Tương tự, biến DINQ cũng giải thích phần lớn biến động của nó, tuy nhiên giảm nhanh từ 94,3% ở kỳ 1 xuống 59,9% ở kỳ 10; biến DTO cũng đóng góp khá cao, tương đối ổn định, giảm nhẹ từ 23,3% ở kỳ 2 xuống 21,2% ở kỳ 10; biến CAL đóng góp thấp, và tăng từ 4% ở kỳ 2 lên 7,4% ở kỳ 10.

Bảng 4. Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Phương trình	Các biến	Chi2	df	Giá trị p > Chi2
DTO	CAL	45,052	1	0,000
	DINQ	0,148	1	0,700
	CAPG	119,972	1	0,000
	LOGEX	32,418	1	0,000
	Tất cả	161,066	4	0,000
CAL	DTO	0,542	1	0,461
	DINQ	13,281	1	0,000
	CAPG	7,948	1	0,005
	LOGEX	13,137	1	0,000
	Tất cả	44,881	4	0,000
DINQ	DTO	160,214	1	0,000
	CAL	13,785	1	0,000
	CAPG	5,764	1	0,016
	LOGEX	2,212	1	0,137
	Tất cả	177,217	4	0,000

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17

4.7. Thảo luận

Tổng hợp các kết quả trên của mô hình cho thấy, cú sốc từ tự do hóa tài khoản vốn làm gia tăng sự biến động độ mở thương mại (chấp nhận giả thuyết H1a), kết quả này phù hợp với Aizenman & Noy (2009), qua đó làm cho chất lượng thể chế thay đổi tích cực hơn (chấp nhận giả thuyết H3a), kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Němečková & Hayat (2022). Ngược lại, sự thay đổi của chất lượng thể chế phản hồi trở lại

Bảng 5. Phân rã phương sai các biến DTO, CAL, DINQ

	Kỳ	DTO	CAL	DINQ	CAPG	LOGEX
DTO	0	0	0	0	0	0
	1	1	0	0	0	0
	2	0,698	0,150	0,005	0,129	0,018
	3	0,679	0,166	0,006	0,126	0,023
	4	0,672	0,169	0,006	0,128	0,026
	5	0,677	0,170	0,006	0,130	0,027
	6	0,662	0,172	0,006	0,132	0,029
	7	0,658	0,173	0,006	0,133	0,030
	8	0,655	0,174	0,006	0,134	0,031
	9	0,652	0,175	0,006	0,135	0,032
	10	0,650	0,176	0,006	0,135	0,033
CAL	0	0	0	0	0	0
	1	0,012	0,988	0	0	0
	2	0,010	0,956	0,013	0,017	0,004
	3	0,013	0,910	0,014	0,051	0,013
	4	0,012	0,860	0,013	0,092	0,022
	5	0,012	0,818	0,013	0,124	0,033
	6	0,012	0,785	0,012	0,147	0,045
	7	0,012	0,759	0,012	0,163	0,054
	8	0,012	0,739	0,011	0,175	0,063
	9	0,012	0,723	0,011	0,184	0,070
	10	0,012	0,710	0,011	0,190	0,076
DINQ	0	0	0	0	0	0
	1	0,017	0,040	0,943	0	0
	2	0,233	0,058	0,701	0,008	0,001
	3	0,232	0,066	0,660	0,029	0,013
	4	0,229	0,065	0,651	0,037	0,018
	5	0,225	0,064	0,640	0,049	0,022
	6	0,222	0,064	0,630	0,057	0,026
	7	0,219	0,066	0,621	0,064	0,029
	8	0,217	0,068	0,613	0,069	0,033
	9	0,214	0,071	0,606	0,073	0,035
	10	0,212	0,074	0,599	0,077	0,038

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17

thúc đẩy tự do hóa tài khoản vốn (chấp nhận giả thuyết H2b), kết quả này phù hợp với Chinn & Ito (2007), tạo nên chu trình thuận tiếp nối nhau. Điều này phản ánh cơ chế truyền dẫn từ tự do hóa tài khoản vốn đến độ mở thương mại, rồi đến chất lượng thể chế, rồi quay về tự do hóa tài khoản vốn. Kết quả cũng cho thấy sự thay đổi độ mở thương mại không tác động ngược lên tự do hóa tài khoản vốn (bác bỏ H1b), biến động trong chất lượng thể chế chưa đủ mạnh để tác động tức thời lên thay đổi độ mở thương mại (bác bỏ H3b), tuy nhiên sự thay đổi từ chất lượng thể chế chịu sự tác động tích cực từ tự do hóa tài khoản vốn (chấp nhận H2a).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã áp dụng mô hình PVAR để đánh giá tác động hai chiều giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các quốc gia có thị trường mới nổi châu Á. Kết quả cho thấy mối quan hệ động tạo nên chu trình thuận: tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến sự thay đổi độ mở thương mại, rồi truyền dẫn tích cực đến thay đổi chất lượng thể chế và truyền dẫn tích cực trở về lại tự do hóa tài khoản vốn. Hơn nữa, tồn tại quan hệ hai chiều tích cực giữa tự do hóa tài khoản vốn và biến động chất lượng thể chế.

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm rõ ràng về mối quan hệ nhân quả động và đa chiều giữa tự do hóa tài khoản vốn, độ mở thương mại và chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi châu Á. Từ đó khẳng định vai trò của tự do hóa tài khoản vốn trong việc thúc đẩy hội nhập thương mại, cả tự do hóa tài khoản vốn và mở cửa thương mại gây sức ép nâng cao chất lượng thể chế.

Kết quả nghiên cứu cũng hàm ý chính sách cho chính phủ các quốc gia và đặc biệt là Việt Nam cần củng cố thể chế để giảm rủi ro, tiến hành tự do hóa tài khoản vốn có kiểm soát, đồng thời tận dụng dòng vốn quốc tế để thúc đẩy thương mại, dùng hội nhập thương mại làm đòn bẩy cải cách thể chế. Sự phối hợp giữa ba trụ cột thể chế, dòng vốn ngoại và thương mại sẽ hình thành vòng liên hoàn tích cực giúp nền kinh tế hội nhập sâu và phát triển bền vững.

Tài liệu tham khảo

- Adeel-Farooq, R. M., Abu Bakar, N. A., & Raji, J. O. (2017). Trade openness, financial liberalization and economic growth: The case of Pakistan and India. *South Asian Journal of Business Studies*, 6(3), 229–246. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-06-2016-0054>.
- Aizenman, J., & Noy, I. (2009). Endogenous Financial and Trade Openness. *Review of Development Economics*, 13(2), 175–189.
- Arestis, P. (2005). Financial Liberalisation and the relationship between finance and growth. *CEPP Working Paper*, 5.
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2007). A New Measure of Financial Openness. *Working Paper Series La Follette School Working Paper*, 033(3), 309–322. <http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/research.html> or <http://web.pdx.edu/~ito/>.
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091–1110. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>.
- Ito, H. (2006). Financial development and financial liberalization in Asia: Thresholds, institutions and the sequence of liberalization. *The North American Journal of Economics and Finance*, 17(3), 303–327.
- Kalsie, A., Kalra, J. K., & Dhamija, J. (2020). Capital Account Liberalization Indices: A Review of Literature. *Journal of Advances in Management Sciences & Information Systems*, 6, 1–15.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223–250. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.02.003>.
- Lương Thị Thu Hằng (2015). Tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. *Kinh Tế và Phát Triển*, 218(11), 51–59.

-
- Němečková, T., & Hayat, A. (2022). Does trade openness improve the quality of domestic institutions? Evidence from Africa. *Equilibrium*. <https://doi.org/10.24136/eq.2022.030>.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- Ogbebor, P. I., Oguntodu, J. A., & Olayinka, I. M. (2017). Financial liberalization and stock market development: evidence from emerging equity market of Nigeria. *Journal of Association of Professional Bankers in Education*, 1(1), 117-134.
- Pesaran, M. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60, 13 - 50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>.
- Qamruzzaman, Md. (2021). Nexus between environmental quality, institutional quality and trade openness through the channel of FDI: an application of common correlated effects estimation (CCEE), NARDL, and asymmetry causality. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 52475–52498. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14269-8>.
- Quinn, D., Schindler, M., & Toyoda, A. M. (2011). Assessing Measures of Financial Openness and Integration. *IMF Economic Review*, 59(3), 488–522. <https://doi.org/10.1057/imfer.2011.18>.
- Schindler, M. (2009). Measuring financial integration: A new data set. *IMF Staff Papers*, 56(1), 222–238. <https://doi.org/10.1057/imfsp.2008.28>.
- Su Dinh Thanh, Nguyen Phuc Canh, & Schinckus, C. (2019). Impact of foreign direct investment, trade openness and economic institutions on growth in emerging countries: The case of Vietnam. *Journal of International Studies*, 12(3), 243–264. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2019/12-3/20>.
- Tô Trung Thành, & Trần Thọ Đạt. (2015). Tự do hóa tài khoản vốn và ổn định tài chính trong bối cảnh hội nhập. *Tạp Chí Khoa Học & Công Nghệ Việt Nam*, 1(5), 26 - 33.
- Trabelsi, M., & Cherif, M. (2017). Capital account liberalization and financial deepening: Does the private sector matter? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 64, 141–151. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.08.001>.
- Tran Huy Hoang, Nguyen Huu Huan, Nguyen Thi Thuy Linh (2015). Relationship between Financial Liberalization and Economic Growth in Emerging Economies: The Case of Vietnam. *Journal of Economic Development*, 23(1), 25–49.
- Tsagkanos, A., Siriopoulos, C., & Vartholomatos, K. (2019). Foreign direct investment and stock market development: Evidence from a “new” emerging market. *Journal of Economic Studies*, 46(1), 55–70. <https://doi.org/10.1108/JES-06-2017-0154>.
- Varamesh Candidate, M., Naslmosavi, S., & Mehdi Abbasian Fredoni, M. (2023). Financial Openness and Market Liquidity Level in Financial Markets. *International Journal of Finance and Managerial Accounting*, 8(28), 31 - 42.
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>.