

TÁC ĐỘNG CỦA TỰ DO HÓA TÀI KHOẢN VỐN VÀ CHẤT LƯỢNG THỂ CHẾ ĐẾN VỐN HÓA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN TẠI CÁC THỊ TRƯỜNG NỘI CHÂU Á VÀ VIỆT NAM

Trần Văn Trung

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: trungtcnh@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-2757

Ngày nhận: 05/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 08/01/2026; 14/01/2026

Ngày duyệt đăng: 14/01/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2757

Tóm tắt:

Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán, đồng thời xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế trong truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu áp dụng mô hình PVAR với dữ liệu theo tần suất năm từ 2008 đến 2024 của 07 nước có thị trường chứng khoán mới nổi khu vực Châu Á và Việt Nam. Kết quả cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực và chất lượng thể chế tác động tích cực đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán, đồng thời chất lượng thể chế đóng vai trò trung gian truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán và khẳng định vai trò tích cực của chất lượng thể chế trong việc cải thiện hiệu quả tác động của tự do hóa tài khoản vốn đối với quy mô thị trường chứng khoán. Kết quả nghiên cứu hàm ý rằng mở cửa tài chính cần đi đôi với cải cách thể chế để đảm bảo sự phát triển bền vững của thị trường chứng khoán.

Từ khóa: Chất lượng thể chế, tự do hóa tài chính, tự do hóa tài khoản vốn, vốn hóa thị trường chứng khoán.

Mã Code: E02, F21, G1.

The impact of capital liberalization and institutional quality on stock market capitalization in Asian emerging markets

Abstract:

The research is conducted to assess the impact of capital account liberalization and institutional quality on market capitalization, and to examine the mediating role of institutional quality in transmitting the impact of capital account liberalization to stock market capitalization. The study applies a PVAR model with annual frequency data from 2008 to 2024 for seven emerging stock markets in Asia and Vietnam. The results reveal that capital account liberalization has a negative impact, while institutional quality has a positive impact on stock market capitalization volatility. Furthermore, institutional quality acts as a mediator in transmitting the impact of capital account liberalization to stock market capitalization volatility. The research provides empirical evidence on the impact of capital account liberalization on stock market capitalization and affirms the positive role of institutional quality in improving the effectiveness of capital account liberalization on stock market size. The results also imply that government policies need a harmonious and synchronized combination of financial openness and institutional reform, which is a necessary condition for capital account liberalization to truly bring sustainable benefits to the stock market.

Keywords: Capital account liberalization, financial liberalization, institutional quality, stock market capitalization

JEL Codes: E02, F21, G1.

1. Giới thiệu

Trong vài thập kỷ trở lại đây, tự do hóa tài chính đã trở thành một trong những xu thế cải cách phổ biến tại các nền kinh tế mới nổi và đang phát triển, đặc biệt trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế ngày càng sâu rộng. Trong đó, tự do hóa tài khoản vốn, tức là việc dỡ bỏ các rào cản, xóa bỏ hạn chế đối với các dòng vốn quốc tế được các chính phủ quan tâm nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững. Hơn nữa, tự do hóa tài khoản vốn ảnh hưởng trực tiếp đến thị trường chứng khoán, tuy nhiên kết quả của quá trình tự do hóa tài khoản vốn nhiều khi mang lại kết quả trái ngược với sự kỳ vọng, đặc biệt đối với các quốc gia có thị trường chứng khoán mới nổi, nơi mà chất lượng thể chế còn nhiều bất cập

Mục tiêu của nghiên cứu là đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán bằng cách xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế thông qua mối quan hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế và vốn hóa thị trường chứng khoán được thực hiện bằng mô hình PVAR.

Nghiên cứu nhằm đóng góp kết quả thực nghiệm về mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế, vốn hóa thị trường chứng khoán có xem xét vai trò của chất lượng thể chế tại các thị trường mới nổi Châu Á. Đồng thời kết quả hỗ trợ hoạch định chính sách về nâng cao chất lượng thể chế nhằm phát huy vai trò của tự do hóa tài khoản vốn nhằm đẩy mạnh hơn nữa sự phát triển của thị trường chứng khoán 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 để phát triển các giả thuyết. Thứ ba, phương pháp nghiên cứu, trình bày mô hình và mô tả 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 thảo luận kết quả và trả lời các giả thuyết. Thứ năm, kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Các khái niệm

Tự do hóa tài khoản vốn là một phần trong tự do hóa tài chính liên quan đến việc nới lỏng hoặc dỡ bỏ các biện pháp kiểm soát dòng vốn quốc tế, cho phép dòng vốn ra và vào một quốc gia tự do hơn, các dòng vốn 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 (Chinn & Ito, 2006; Lane & Milesi-Ferretti, 2007; Quinn, 1997).

Chất lượng thể chế là một khái niệm trung tâm trong kinh tế học phát triển, chính trị học và quản trị công, dùng để đánh giá mức độ hiệu quả, minh bạch, công bằng và khả năng thực thi của các thể chế trong một quốc gia hoặc khu vực. Theo Kaufmann & cộng sự (1999), định nghĩa quản trị tốt dựa trên các truyền thống và thể chế mà theo đó quyền lực trong một quốc gia được thực thi. Điều này bao gồm (1) quy trình lựa chọn, giám sát và thay thế chính phủ; (2) năng lực của chính phủ trong việc xây dựng và thực hiện hiệu quả các chính sách đúng đắn; và (3) sự tôn trọng của công dân và nhà nước đối với các thể chế điều chỉnh các tương tác kinh tế và xã hội giữa họ. Định nghĩa này là một trong những định nghĩa được sử dụng thường xuyên nhất về quản trị tốt, và là cơ sở của các Chỉ số quản trị toàn cầu (WGI) được sử dụng rộng rãi.

Vốn hóa thị trường chứng khoán được tính bằng tổng vốn hóa của các công ty niêm yết (Jalloh, 2015; Tan & cộng sự, 2012). Tỷ lệ vốn hóa thị trường được tính bằng vốn hóa thị trường chia tổng sản phẩm quốc nội (GDP) thường được dùng làm thước đo quy mô của thị trường chứng khoán (Levine & Zervos, 1998).

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 MSCI Inc. (2025), một thị trường được phân loại là “mới nổi” nếu đạt được mức độ phát triển kinh tế, quy mô và thanh khoản của thị trường, và mức độ tiếp cận đối với nhà đầu tư quốc tế.

2.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Tự do hóa tài khoản vốn tác động đến vốn hóa thị trường chứng khoán không xem xét vai trò của chất lượng thể chế

Tự do hóa tài khoản vốn giúp làm tăng nguồn cung vốn ngoại chảy vào thị trường chứng khoán. Bekaert & cộng sự (2005) cho rằng tự do hóa tài khoản vốn giúp giảm chi phí vốn toàn cầu, cho phép doanh nghiệp trong nước tiếp cận nguồn vốn rẻ hơn. Nhà đầu tư nước ngoài dễ dàng tiếp cận thị trường chứng khoán nội địa thông qua việc mua cổ phiếu của doanh nghiệp niêm yết hoặc đầu tư vào các quỹ hoặc tài sản tài chính nội địa. Hơn nữa, dòng vốn nước ngoài làm tăng thanh khoản, thu hút thêm doanh nghiệp niêm yết. Levine (2001) nhấn mạnh tự do hóa tài khoản vốn, đặc biệt qua kênh FPI, giúp tăng thanh khoản thị trường chứng khoán, chi phí giao dịch giảm, chênh lệch giá mua bán thu hẹp, và thị trường trở nên hiệu quả hơn, qua đó thu hút thêm doanh nghiệp niêm yết và nhà đầu tư trong nước. Điều này góp phần nâng cao giá trị thị trường của doanh nghiệp và tăng vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu nền tảng của Levine & Zervos (1998) với mẫu 16 thị trường mới nổi cho thấy 13/16 nước ghi nhận sự gia tăng rõ rệt về quy mô thị trường chứng khoán sau khi nới lỏng kiểm soát vốn. Kết quả này được củng cố bởi Atsin & cộng sự (2017), ghi nhận mối quan hệ dương giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa thị trường chứng khoán.

Dựa vào cơ sở trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Tuy nhiên, không phải dòng vốn quốc tế nào cũng hiệu quả tích cực, Tsagkanos & cộng sự (2019) nhấn mạnh: FDI tại Hy Lạp chỉ thúc đẩy vốn hóa thị trường chứng khoán khi đi kèm với ổn định kinh tế vĩ mô, thể chế minh bạch, và năng lực hấp thụ vốn của thị trường. Nếu không, FDI có thể “bỏ qua” thị trường chứng khoán và chảy thẳng vào khu vực sản xuất, làm giảm hiệu ứng lan tỏa.

Như vậy, thực nghiệm cho thấy tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán cho kết quả không đồng nhất: trong khi nhiều nghiên cứu ghi nhận tác động tích cực, một số khác lại tìm thấy tác động tiêu cực hoặc không có ý nghĩa.

2.2.2. Chất lượng thể chế tác động đến vốn hóa thị trường chứng khoán

Từ góc độ kinh tế học thể chế, chất lượng thể chế là nền tảng để giảm chi phí giao dịch, giảm bất cân xứng thông tin, và tăng cường niềm tin. Đây là ba yếu tố cốt lõi quyết định sự vận hành hiệu quả của bất kỳ thị trường nào, đặc biệt là thị trường tài chính. Các nghiên cứu của Asongu (2011), Billmeier & Massa (2009), Rehman (2021), Eldomiaty & cộng sự (2019) đều khẳng định chất lượng thể chế có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Asongu (2011) cho rằng các quốc gia có thể chế chính phủ phát triển tốt hơn có vốn hóa thị trường chứng khoán cao hơn. Rehman (2021) cho thấy các chỉ số chất lượng thể chế có tác động dương và có ý nghĩa đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Dựa vào cơ sở trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H2: Chất lượng thể chế tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Tuy nhiên, không phải mọi khía cạnh của chất lượng thể chế đều mang lại tác động tích cực và hiệu ứng của thể chế thường mang tính phi tuyến, phụ thuộc vào bối cảnh phát triển và cấu trúc thị trường. Ali & cộng sự (2022) phát hiện chất lượng thể chế tại Malaysia có mối quan hệ tiêu cực với sự phát triển thị trường chứng khoán, tác giả giải thích đây là “lời nguyền thể chế”. Khi thể chế quá cứng nhắc hoặc can thiệp sâu, nó có thể cản trở sự linh hoạt và sáng tạo của thị trường, đặc biệt tại các nền kinh tế đang trong giai đoạn chuyển đổi. Meo (2018) ghi nhận ổn định chính trị và kiểm soát tham nhũng, vốn được kỳ vọng tích cực, lại có tác động tiêu cực đến phát triển thị trường chứng khoán trong dài hạn.

2.2.3. Tự do hóa tài khoản vốn tác động đến vốn hóa thị trường chứng khoán có xem xét vai trò của chất lượng thể chế

Hasan & cộng sự (2024) khẳng định chất lượng thể chế điều chỉnh tích cực mối quan hệ giữa dòng vốn nước ngoài và phát triển thị trường chứng khoán. Nói cách khác, dòng vốn chỉ chuyển hóa thành vốn hóa thị trường chứng khoán khi chất lượng thể chế đủ mạnh để hấp thụ và quản lý nó. Đặc biệt, Eshun & Tweneboah

(2024) phát hiện rằng chất lượng thể chế không chỉ thúc đẩy phát triển thị trường chứng khoán, mà còn khuếch đại tác động tích cực của thị trường chứng khoán lên tăng trưởng kinh tế, qua đó củng cố giả thuyết rằng chất lượng thể chế là nền tảng để thị trường vốn trở thành động lực phát triển bền vững, chứ không chỉ là sân chơi đầu cơ.

Dựa vào cơ sở trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H3: Chất lượng thể chế đóng vai trò trung gian truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Qua lược khảo các nghiên cứu trước cho thấy tự do hóa tài khoản vốn không phải lúc nào cũng tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Một số nghiên cứu đã bổ sung chất lượng thể chế như là điều kiện để tự do hóa tài khoản vốn đạt hiệu quả. Mặc dù vậy vẫn còn những khoảng trống then chốt:

Thứ nhất, thiếu các nghiên cứu đánh giá tác động đồng thời của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán.

Thứ hai, thiếu nghiên cứu xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế để đánh giá sự truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán, trong đó chất lượng thể chế được xem xét đủ sáu khía cạnh theo Chỉ số quản trị toàn cầu.

Thứ ba, thiếu các nghiên cứu xét trong bối cảnh các thị trường chứng khoán mới nổi Châu Á, nơi mà có độ dị biệt cao về cấp độ tự do hóa tài chính và chất lượng thể chế. Hơn nữa, mẫu các nước có kết hợp với Việt Nam, một quốc gia vừa được tổ chức FTSE Russell công bố nâng hạng chứng khoán lên thị trường mới nổi.

Từ những khoảng trống trên, nghiên cứu này hướng đến việc xem xét tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán của các thị trường mới nổi Châu Á có xem xét vai trò trung gian của chất lượng thể chế bằng cách: (1) xây dựng chỉ số chất lượng thể chế bằng phương pháp thành phần chính (PCA) từ sáu chỉ số chất lượng thể chế của WGI, (2) sử dụng mô hình PVAR để đưa ra mối liên hệ động giữa tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế, vốn hóa thị trường chứng khoán và từ đó kiểm định mối quan hệ nhân quả giữa ba yếu tố này, đồng thời đánh giá tác động từ các cú sốc của chất lượng thể chế, tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Từ kết quả đó nghiên cứu rút ra hàm ý chính sách phù hợp về tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế để phát triển thị trường chứng khoán.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

3.1.1. Mô hình PVAR

Để đánh giá tác động từ các cú sốc của tự do hóa tài khoản vốn, chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán, mô hình Vector tự hồi quy với dữ liệu bảng (PVAR) là lựa chọn phù hợp, mô hình này 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 có thể được biểu diễn như sau:

$$Y_{i,t} = M_1 Y_{i,t-1} + \dots + M_p Y_{i,t-p} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

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

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

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

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

$i = 1, \dots, N$ là chỉ số đơn vị chéo, $t = 1, \dots, T$ là chỉ số thời gian.

Nghiên cứu thực hiện ước lượng mô hình PVAR trên phần mềm Stata 17.0 với các bước chính: (1) kiểm định trước ước lượng (đa cộng tuyến, phụ thuộc chéo, tính dừng, đồng liên kết), (2) ước lượng mô hình

(chọn độ trễ tối ưu và ước lượng mô hình), (3) kiểm định sau ước lượng (tính ổn định của mô hình), (4) kiểm định nhân quả Granger và các phản ứng động (hàm phản ứng xung, phân rã phương sai).

3.1.2. Các biến của mô hình

Mô hình sử dụng năm biến với ba biến chính là MKC, CAL, INQ và một biến kiểm soát là LOGEX. Trong đó, (1) biến MKC đại diện cho vốn hóa thị trường chứng khoán, được tính bằng vốn hóa thị trường/GDP; (2) CAL đại diện cho tự do hóa tài khoản vốn, được tính bằng tổng dòng tiền ròng đầu tư trực tiếp, gián tiếp và khác của nước ngoài theo GDP; (3) INQ đại diện cho chất lượng thể chế, được tính bằng phương pháp PCA các chỉ số của WGI; (4) LOGEX, đại diện cho tỷ giá USD so với đồng nội tệ, được tính bằng logarit cơ số 10 của tỷ giá.

Đối với tự do hóa tài khoản vốn, có ba nhóm thước đo đó là *de jure*, đo lường dựa trên các quy định pháp lý của chính phủ (Chinn & Ito, 2008; 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, việc lựa chọn chỉ số phù hợp tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu, khả năng dữ liệu, và bối cảnh quốc gia. Nghiên cứu này sử dụng mô hình PVAR nên đòi hỏi các biến có biến thiên theo thời gian, trong khi đó, 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 Zhang & Zhang (2024), Mughogho & Alagidede (2019), Park & Takagi (2012).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Bảng 1. Thống kê mô tả dữ liệu

Giá trị	MKC	CAL	INQ	LOGEX
Trung bình	0,762	0,003	0,000	2,235
Trung vị	0,761	0,002	-0,802	1,718
Lớn nhất	1,603	0,124	5,431	4,383
Nhỏ nhất	0,125	-0,152	-2,300	0,486
Độ lệch chuẩn	0,329	0,037	2,103	1,342
Skewness	0,341	-0,392	1,295	0,427
Kurtosis	2,596	5,194	3,462	1,712
Jarque-Bera	3,555	30,757	39,226	13,532
Xác suất	0,169	0	0	0,001
Tổng	103,599	0,424	0,000	304,025
Tổng độ lệch bình phương	14,634	0,185	597,131	242,965
Số quan sát	136	136	136	136

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

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ 08 quốc gia, trong đó có Việt Nam và 07 quốc gia Châu Á được MSCI Inc. (2026) xếp vào thị trường chứng khoán mới nổi bao gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philipin, Thái Lan (mặc dù Đài Loan có trong danh sách này nhưng do không đủ dữ liệu về vốn hóa/GDP tại <https://databank.worldbank.org>, để đảm bảo tính đồng nhất dữ liệu với các quốc gia trong mẫu nên nghiên cứu đã loại Đài Loan ra). Mặc dù, Việt Nam hiện vẫn được MSCI xếp vào nhóm thị trường cận biên, quốc gia này đang nằm trong lộ trình nâng hạng lên thị trường mới nổi và có nhiều đặc điểm cấu trúc tương đồng với các thị trường chứng khoán mới nổi châu Á nên nghiên cứu đưa Việt Nam vào mẫu nhằm đảm bảo đủ số quan sát và hàm ý chính sách của nghiên cứu.

Dữ liệu về GDP, vốn hóa/GDP, tỷ giá USD/nội tệ được tải từ trang web <https://databank.worldbank.org>. Dữ liệu về dòng vốn ròng từ trang web <https://kidb.adb.org>. 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). Kết quả cho thấy thành phần chính thứ nhất (PC1) giải thích 73,72% 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:

$$INQ_t = 0,443*CC_t + 0,443*GE_t + 0,359*PV_t + 0,454*RL_t + 0,427*RQ_t + 0,300*VA_t$$

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.

Bảng 1 trình bày tóm tắt thống kê mô tả các biến trong mô hình. Kết quả cho thấy biến MKC có mức độ phân tán tương đối vừa phải giữa các quốc gia và theo thời gian. Biến CAL dao động quanh 0, cho thấy mức độ mở cửa tài khoản vốn còn hạn chế và không đồng đều. Biến INQ có phân phối lệch phải mạnh và phương sai lớn, phản ánh sự khác biệt đáng kể về chất lượng thể chế giữa các nền kinh tế trong mẫu. Biến LOGEX cho thấy tỷ giá cho thấy mức độ biến động tương đối lớn. Kiểm định Jarque–Bera cho thấy phần lớn các biến không tuân theo phân phối chuẩn.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kiểm định trước ước lượng

4.1.1. Kiểm định đa cộng tuyến

Nghiên cứu đã sử dụng chỉ số nhân tử phóng đại phương sai (VIF) để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến giữa các biến độc lập trong mô hình hồi quy. Kết quả cho thấy tất cả các giá trị VIF của các biến giải thích đều nhỏ hơn 1,1; đồng thời giá trị trung bình VIF bằng 1,07. 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

Nghiên cứu sử dụng kiểm định theo Pesaran (2004) để kiểm tra hiện tượng phụ thuộc chéo giữa các biến trong mô hình dữ liệu bảng, kết quả cho thấy thống kê kiểm định $CD = 6,031$ với giá trị $p < 0,001$, 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

Tính dừng của các biến được xét theo thể hệ thứ hai do các biến phụ thuộc chéo. 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 ($\max lag$) = 3 và độ trễ bootstrap ($bglags$) = 3, giả thuyết gốc H_0 : chuỗi có nghiệm đơn vị (không dừng). Kết quả kiểm định ở Bảng 2 cho thấy, các biến CAL, INQ dừng ở góc với ý nghĩa 1%, biến MKC (có sai phân là DMKC) dừng ở sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%, biến LOGEX (có sai phân bậc hai là D2LOGEX) dừng ở sai phân bậc hai 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. Giả thuyết H_0 : không có đồng liên kết. Kết quả cho thấy các thống kê kiểm định G_t , G_a , P_t , P_a có p-value lần lượt là 0,821; 1,000; 0,707; 0,993. Điều này cho thấy không đủ cơ sở để bác bỏ H_0 , nghĩa là không tìm thấy bằng chứng thống kê về sự tồn tại đồng liên kết giữa các biến.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

<i>Biến</i>	<i>Dạng chuỗi</i>	<i>Thống kê CIPS</i>	<i>Giá trị p</i>	<i>Kết luận</i>
MKC	Level	-2,779	> 5%	Không dừng
DMKC	Sai phân bậc 1	-4,142	1%	Dừng
CAL	Level	-3,921	1%	Dừng
INQ	Level	-3,512	1%	Dừng
LOGEX	Level	-1,831	> 5%	Không dừng
DLOGEX	Sai phân bậc 1	-3,411	> 5%	Không dừng
D2LOGEX	Sai phân bậc 2	-4,003	1%	Dừng

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

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

Vì các biến DMKC, CAL, INQ, D2LOGEX 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.

Kết quả ước lượng PVAR là một hệ phương trình các biến, tuy nhiên mục tiêu nghiên cứu tập trung vào tác động của CAL và INQ đến MKC, đồng thời xem xét vai trò trung gian của INQ trong sự truyền dẫn tác

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

Trễ	CD	J	Giá trị J	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,996	28,706	0,634	-114,569	-35,294	-67,232
2	0,998	4,908	0,996	-66,730	-27,092	-43,061
3	0,940

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

động từ CAL đến MKC nên chỉ xét hai phương trình (1) và (2) dưới đây:

$$DMKC_t = -0,266*DMKC_{t-1} - 4,655*CAL_{t-1} - 0,097*INQ_{t-1} + 2,636*D2LOGEX_{t-1} \quad (1)$$

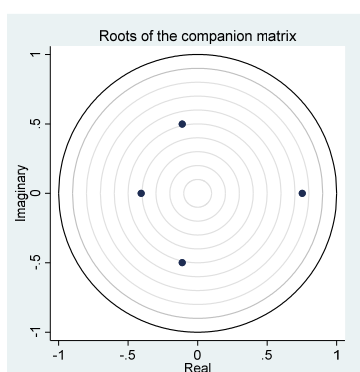
$$INQ_t = 0,413*DMKC_{t-1} - 3,766*CAL_{t-1} + 0,599*INQ_{t-1} - 2,830*D2LOGEX_{t-1} \quad (2)$$

Trong phương trình (1) tất cả các hệ số đều có ý nghĩa thống kê dưới 5%; trong phương trình (2) tất cả các hệ số đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

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.

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



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

4.4. Kiểm định nhân quả Granger

Kiểm định nhân quả Granger cho biết mức ý nghĩa hay sự cần thiết của các biến trong mô hình. Kết quả thể hiện ở Bảng 4, có bằng chứng thống kê rằng CAL và INQ Granger gây ra DMKC, đồng thời CAL cũng Granger gây ra INQ (tức là $CAL \rightarrow INQ \rightarrow DMKC$).

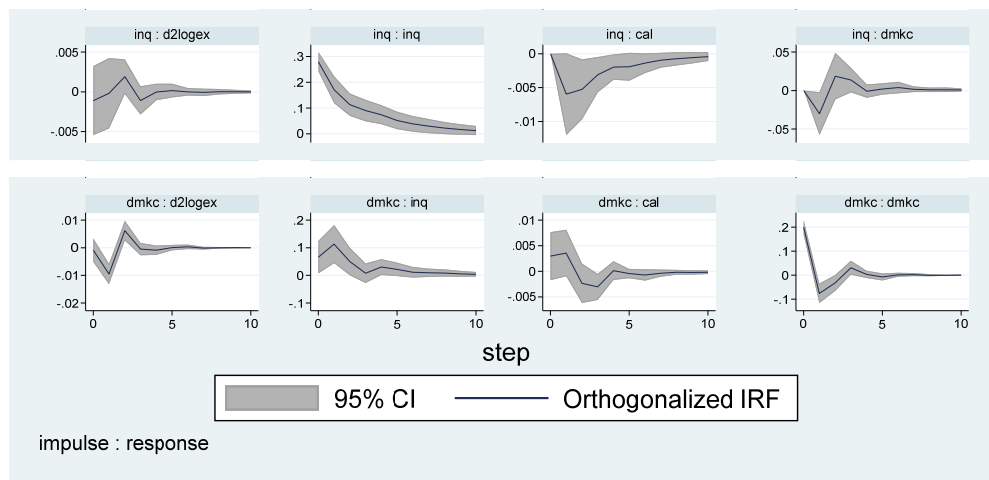
4.5. Hàm phản ứng xung

Bảng 4. Kết quả kiểm định nhân quả Granger gây ra DMKC và INQ

Phương trình	Các biến	Chi2	df	Giá trị p > Chi2
DMKC	CAL	1,294	1	0,000
	INQ	12,473	1	0,038
	D2LOGEX	24,048	1	0,000
	Tất cả	120,359	4	0,000
INQ	DMKC	00,339	1	0,000
	CAL	26,212	1	0,001
	LOGEX	5,874	1	0,000
	Tất cả	34,130	4	0,000

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

Hình 2. Hàm phản ứng xung của DMKC và INQ



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

Hình 2 thể hiện phản ứng xung của từng biến trong mô hình đối với hai biến phụ thuộc DMKC và INQ, vùng xám thể hiện khoảng tin cậy 95%. Kết quả cho thấy cú sốc dương từ CAL gây tác động âm rõ rệt lên DMKC trong ngắn hạn, tuy nhiên, tác động này suy giảm nhanh và không còn ý nghĩa trong các kỳ tiếp theo. Ngược lại, cú sốc dương từ INQ tạo ra phản ứng dương của DMKC ngay trong ngắn hạn và hiệu ứng này cũng không kéo dài trong dài hạn. Phản ứng của INQ trước cú sốc CAL cho thấy INQ giảm trong ngắn hạn, sau đó phục hồi dần về trạng thái cân bằng. Có thể thấy INQ không truyền dẫn trực tiếp và tức thời cú sốc CAL theo hướng khuếch đại, mà đóng vai trò trung gian, điều kiện hóa giúp giảm bớt tác động bất lợi ban đầu của CAL lên DMKC.

4.6. Phân rã phương sai

Bảng 5 trình bày kết quả phân rã phương sai cho hai biến chính trong mô hình gồm DMKC và INQ. Phân rã phương sai cho phép xác định tỷ trọng đóng góp của mỗi cú sốc trong mô hình đối với biến động của từng biến qua thời gian, từ đó phản ánh mức độ ảnh hưởng tương đối giữa các biến. Kết quả phân rã phương sai đối với biến DMKC cho thấy DMKC chủ yếu chịu ảnh hưởng bởi chính bản thân nó, chiếm khoảng 73% ở kỳ 2 và giảm dần quanh mức 71,8% ở kỳ thứ 5 trở đi. Biến CAL đóng góp đáng kể, từ 19,7% ở kỳ 2 và tăng dần ở mức 19,9% từ kỳ thứ 5 trở đi. Trong khi đó, biến INQ đóng góp rất ít, từ 1,4% ở kỳ 2 và tăng dần ổn định ở mức 2,2% kể từ kỳ thứ 4. Phân rã phương sai của INQ cho thấy ngoài cú sốc nội sinh của INQ (chiếm khoảng 75%), CAL và DMKC lần lượt giải thích khoảng 10-11% và 11-12% biến động của INQ trong trung hạn. Như vậy CAL tác động đến DMKC theo cả kênh trực tiếp và kênh gián tiếp thông qua INQ.

4.7. Thảo luận

Tổng hợp các kết quả từ kiểm định Granger, phản ứng xung và phân rã phương sai của mô hình PVAR

Bảng 5. Phân rã phương sai của DMKC và INQ

Biến	Kỳ dự báo	DMKC	CAL	INQ	D2LOGEX
DMKC	0	0	0	0	0
	1	1	0	0	0
	2	0,730	0,197	0,014	0,058
	3	0,725	0,195	0,019	0,061
	4	0,720	0,197	0,022	0,061
	5	0,718	0,199	0,022	0,062
	6	0,718	0,199	0,022	0,062
	7	0,718	0,199	0,022	0,062
	8	0,718	0,199	0,022	0,062
	9	0,718	0,199	0,022	0,062
	10	0,717	0,199	0,022	0,062
INQ	0	0	0	0	0
	1	0,052	0,012	0,935	0,000
	2	0,128	0,042	0,799	0,031
	3	0,125	0,085	0,761	0,029
	4	0,116	0,102	0,754	0,028
	5	0,117	0,102	0,755	0,027
	6	0,117	0,104	0,752	0,027
	7	0,116	0,106	0,752	0,026
	8	0,116	0,107	0,751	0,026
	9	0,116	0,107	0,751	0,026
	10	0,115	0,108	0,751	0,026

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

như sau: kiểm định Granger khẳng định hướng nhân quả tự do hóa tài khoản vốn (CAL) → thay đổi vốn hóa (DMKC) và tự do hóa tài khoản vốn (CAL) → chất lượng thể chế (INQ) → thay đổi vốn hóa (DMKC). Kết quả phản ứng xung cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán, như vậy giả thuyết (H1) bị bác bỏ, kết quả này ngược lại với kết quả của Levine & Zervos (1998) và Atsin & cộng sự (2017). Kết quả phản ứng xung cho thấy chất lượng thể chế tác động tích cực đến sự thay đổi vốn hóa thị trường chứng khoán, như vậy chấp nhận giả thuyết (H2) và phù hợp với kết quả của Asongu (2011), Billmeier & Massa (2009), Rehman (2021), Eldomiaty & cộng sự (2019). Kết quả phân rã phương sai cho thấy tự do hóa tài khoản vốn gây biến động chủ yếu đối với vốn hóa thị trường chứng khoán, còn chất lượng thể chế không phải là nguồn gây biến động trực tiếp nhưng giữ vai trò điều kiện hóa trong hệ thống, góp phần điều tiết và ổn định quá trình truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán, như vậy chấp nhận giả thuyết (H3), kết quả này phù hợp với kết quả của Hasan & cộng sự (2024) và Eshun & Tweneboah (2024).

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu đã áp dụng mô hình PVAR để đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán tại các quốc gia có thị trường mới nổi khu vực Châu Á. Kết quả cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Chất lượng thể chế tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Hơn nữa, chất lượng thể chế đóng vai trò trung gian trong việc truyền dẫn tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến biến động vốn hóa thị trường chứng khoán. Qua đó, kết quả nghiên cứu nhấn mạnh rằng hiệu quả của tự do hóa tài khoản vốn đối với thị trường chứng khoán phụ thuộc chặt chẽ vào chất lượng thể chế trong bối cảnh các thị trường mới nổi.

Nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế đến vốn hóa thị trường chứng khoán; đồng thời khẳng định vai trò tích cực của chất lượng thể chế trong việc cải thiện hiệu quả tự do hóa tài khoản vốn đối với quy mô thị trường chứng khoán.

Kết quả nghiên cứu cũng hàm ý chính sách cho chính phủ các quốc gia trong mẫu nghiên cứu và đặc biệt là Việt Nam cần có sự kết hợp hài hòa giữa mở cửa tài chính và cải cách thể chế là điều kiện cần thiết để tự do hóa tài chính thực sự mang lại lợi ích bền vững cho thị trường chứng khoán. Chính sách cần được thiết kế theo hướng phối hợp đồng bộ giữa tự do hóa tài khoản vốn và chất lượng thể chế, tránh triển khai rời rạc.

Tài liệu tham khảo

- Ali, S., Wu, Z., Ali, Z., Fei, G. & Chowdhury, M.A.S. (2022). Does institutional quality moderate the relationship between corporate governance and stock liquidity? Evidence from the emerging market of Pakistan. *Frontiers in Psychology*, 13, 912796. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.912796>
- Asongu, S. (2011). Government quality determinants of stock market performance in African countries. *Journal of African Business*, 13, 183-199. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2493176>
- Atsin, J.A.L., Ocran, M.K., Atsin, A.J.L. & Ocran, M.K. (2017). Financial liberalization and the development of stock markets in Sub-Saharan Africa. *MPRA Paper*, 87580. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/87580/>
- Bekaert, G., Harvey, C.R. & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth?. *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3-55. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.007>
- Billmeier, A. & Massa, I. (2009). What drives stock market development in emerging markets--institutions, remittances, or natural resources?. *Emerging Markets Review*, 10, 23-35. <https://doi.org/10.1016/J.EMEMAR.2008.10.005>
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of Development Economics*, 81(1), 163-192. <https://doi.org/10.1016/J.JDEVECO.2005.05.010>
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2008). A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309-322. <https://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>
- Eldomiati, T., Hammam, R., Said, Y. & Safwat, A. (2019). How Does Governance Help World Stock Market Development?. *Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis* (pp. 261-281). Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S1569-375920190000101017>
- Eshun, R. & Tweneboah, G. (2024). Revisiting stock market development and growth analysis in ECOWAS: A disaggregated analysis of institutional quality as mediating variable. *Cogent Social Sciences*, 10(1), 2327578. <https://doi.org/10.1080/23311886.2024.2327578>
- Hasan, M.A., Siddiqui, A.A., Arsalan, M. & Sajid, A. (2024). The moderating role of institutional quality in the relationship between foreign capital inflows and stock market development: A panel data analysis. *Journal of Economic Impact*, 6(2), 147-154. <https://doi.org/10.52223/econimpact.2024.6205>
- Jalloh, M. (2015). Does stock market capitalization influence economic growth in Africa?: Evidence from Panel Data. *Applied Economics and Finance*, 2(1), 91-101. <https://doi.org/10.11114/AEF.V2I1.641>
- 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.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobaton, P. (1999). *Aggregating governance indicators* (World Bank Policy Research Working Paper No. 2195). World Bank Publications. <http://documents.worldbank.org/curated/en/167911468766840406>
- 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>

-
- Levine, R. (2001). International financial liberalization and economic growth. *Review of International Economics*, 9(4), 688-702.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998). Capital Control Liberalization and Stock Market Development. *World Development*, 26(7), 1169-1183.
- Meo, M. (2018). Nexus of institutional quality and stock market development: Long-run relationships in dynamic heterogeneous panel. *Journal of Independent Studies and Research: Management, Social Science and Economics*, 16(2), 25-34. [https://doi.org/10.31384/JISRMSSE/\(2018\).16.2.2](https://doi.org/10.31384/JISRMSSE/(2018).16.2.2)
- MSCI Inc. (2025). *MSCI Market Classification Framework*. <https://www.msci.com/support#office-locations>
- MSCI Inc. (2026). *MSCI Emerging Markets Asia Index*. <https://www.msci.com/support#office-locations>
- Mughogho, T.E. & Alagidede, I.P. (2019). *Capital account liberalization and capital flows to Sub-Saharan Africa: A panel threshold approach* (Economic Research Southern Africa Working Paper No. 802). Economic Research Southern Africa.
- Park, Y.C. & Takagi, S. (2012). *Managing capital flows in an economic community: The case of ASEAN capital account liberalization*. ADBI Working Paper.
- Pesaran, M.H. (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/https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Quinn, D. (1997). The correlates of change in international financial regulation. *American Political Science Review*, 91(3), 531-551.
- 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>
- Rehman, M.Z. (2021). The Macroeconomic and Institutional Drivers of Stock Market Development: Empirical Evidence from BRICS Economies. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8, 77-88. <https://doi.org/10.13106/JAFEB.2021.VOL8.NO2.0077>
- 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>
- Tan, H.B., Cheah, E.T., Johnson, J.E.V, Sung, M.C. & Chuah, C.H. (2012). Stock market capitalization and financial integration in the Asia Pacific region. *Applied Economics*, 44(15), 1951-1961.
- Tsagkanos, A., Siriopoulos, C. & Vartholomatou, 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>
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Zhang, Z. & Zhang, X. (2024). The Impact of China’s Capital Account Liberalization on the Direction of Cross-border Capital Flows. *Modern Economy and Management*, 3, 9. <https://doi.org/10.53964/mem.2024009>.