
TÁC ĐỘNG CỦA TỰ DO HÓA TÀI CHÍNH ĐẾN VỐN HÓA THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN TẠI VIỆT NAM VÀ CÁC THỊ TRƯỜNG MỚI NỔI CHÂU Á

Trần Văn Trung

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: trungtcnh@ufm.edu.vn

Mã bài báo: JED-3011

Ngày nhận: 24/03/2026

Ngày nhận bản sửa: 31/03/2026

Ngày duyệt đăng: 01/04/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3011

Tóm tắt

Nghiên cứu nhằm đánh giá tác động của tự do hóa tài chính đến vốn hóa thị trường chứng khoán, và xem xét vai trò điều tiết của tự do hóa tài chính nội địa trong tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu sử dụng mô hình MM-QR với dữ liệu tần suất năm, từ 2008 đến 2023 của 08 quốc gia bao gồm Việt Nam và 07 thị trường chứng khoán mới nổi châu Á. Kết quả cho thấy tự do hóa tài chính nội địa tác động tích cực đến vốn hóa thị trường chứng khoán, tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực và không đồng nhất đến vốn hóa thị trường chứng khoán, tự do hóa tài chính nội địa điều tiết mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa thị trường chứng khoán. Nghiên cứu đóng góp bằng chứng thực nghiệm mới về tác động không đồng nhất của tự do hóa tài chính đến vốn hóa thị trường chứng khoán, đồng thời làm rõ vai trò điều tiết của tự do hóa tài chính nội địa trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và phát triển thị trường chứng khoán. Kết quả hàm ý chính sách về lộ trình tự do hóa tài chính và kiểm soát rủi ro khi mở cửa tài khoản vốn nhằm hạn chế tác động bất lợi đến sự phát triển của thị trường chứng khoán.

Từ khóa: Tự do hóa tài khoản vốn, tự do hóa tài chính nội địa, tự do hóa tài chính, vốn hóa thị trường chứng khoán.

Mã JEL: E44, F21, F38.

The impact of financial liberalization on stock market capitalization in Vietnam and emerging Asian markets

Abstract

This research aims to evaluate the impact of financial liberalization on stock market capitalization and to examine the moderating role of domestic financial liberalization in the impact of capital account liberalization on stock market capitalization. The study employs the MM-QR model with annual data from 2008 to 2023 for eight countries, including Vietnam and seven emerging stock markets in Asia. The results show that domestic financial liberalization has a positive impact on stock market capitalization, capital account liberalization has a negative and heterogeneous impact on stock market capitalization, and domestic financial liberalization moderates the relationship between capital account liberalization and stock market capitalization. The study contributes new empirical evidence on the heterogeneous impact of financial liberalization on stock market capitalization, and at the same time clarifies the moderating role of domestic financial liberalization in the relationship between capital account liberalization and stock market development. The findings provide policy implications for the financial liberalization roadmap and risk control when opening the capital account in order to limit adverse impacts on stock market development.

Keywords: Capital account liberalization, domestic financial liberalization, financial liberalization, stock market capitalization.

JEL Codes: E44, F21, F38.

1. Giới thiệu

Trong những thập niên gần đây, tự do hóa tài chính đã trở thành xu hướng chủ đạo tại nhiều nền kinh tế mới nổi, đặc biệt ở khu vực châu Á, nhằm thúc đẩy phát triển tài chính và hội nhập sâu hơn vào thị trường vốn toàn cầu. Quá trình này thường bao gồm hai trụ cột chính là tự do hóa tài chính nội địa (TCND) (nới lỏng kiểm soát lãi suất, tín dụng, và hệ thống ngân hàng) và tự do hóa tài khoản vốn (mở cửa dòng vốn quốc tế). Mặc dù tự do hóa tài chính được kỳ vọng giúp nâng cao hiệu quả phân bổ vốn và thúc đẩy phát triển thị trường chứng khoán (TTCK), nhưng trên thực tế, việc mở cửa tài chính cũng tiềm ẩn nhiều rủi ro, khi tự do hóa tài khoản vốn diễn ra trong bối cảnh hệ thống TCND chưa phát triển đầy đủ hoặc thiếu kiểm soát, điều này có thể làm tăng rủi ro sụp đổ TTCK (Khalid & cộng sự, 2019; Li & cộng sự, 2023; Zheng & cộng sự, 2021).

Trong tiến trình tự do hóa tài chính, thứ tự thực hiện các cải cách đóng vai trò đặc biệt quan trọng. Nhiều quan điểm nhấn mạnh cần ưu tiên tự do hóa TCND trước khi mở cửa tài khoản vốn nhằm tăng cường khả năng hấp thụ và quản lý dòng vốn quốc tế (McKinnon, 1982). Tự do hóa TCND không chỉ góp phần nâng cao hiệu quả hoạt động của hệ thống tài chính mà còn có thể đóng vai trò điều tiết, làm giảm thiểu các tác động bất lợi từ tự do hóa tài khoản vốn đối với TTCK. Do đó, việc xem xét đồng thời hai khía cạnh của tự do hóa tài chính và vai trò tương tác giữa chúng là cần thiết để hiểu rõ hơn cơ chế tác động đến sự phát triển của TTCK.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa tự do hóa tài chính và phát triển TTCK, phần lớn các nghiên cứu trước đây thường tiếp cận theo hướng xem xét riêng lẻ từng khía cạnh của tự do hóa tài chính hoặc ước lượng tác động trung bình. Trong khi đó, còn ít bằng chứng về tác động không đồng nhất giữa các quốc gia có mức độ phát triển TTCK khác nhau. Đồng thời, vai trò điều tiết của tự do hóa TCND trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa TTCK vẫn chưa được làm rõ đầy đủ, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á. Đây là nhóm quốc gia mà quá trình tự do hóa tài chính diễn ra nhanh nhưng không ổn định, TTCK còn non trẻ, dễ chịu các cú sốc bên ngoài.

Xuất phát từ những lý do nêu trên, nghiên cứu này nhằm phân tích tác động của tự do hóa TCND và tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa TTCK tại Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của tự do hóa TCND trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa TTCK. Nghiên cứu sử dụng hồi quy phân vị theo phương pháp moment (MM-QR) nhằm đánh giá liệu tác động của các yếu tố nghiên cứu có thay đổi giữa các quốc gia có mức vốn hóa TTCK thấp, trung bình và cao hay không.

Nghiên cứu này đóng góp vào tài liệu hiện có về tác động không đồng nhất của tự do hóa tài chính đến vốn hóa TTCK và vai trò điều tiết của tự do hóa TCND trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa TTCK trong bối cảnh Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á. Đồng thời, nghiên cứu cung cấp hàm ý chính sách cho lộ trình tự do hóa tài chính và phát triển TTCK bền vững.

Bài viết 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: kết quả các kiểm định, ước lượng mô hình và thảo luận kết quả. Thứ năm, kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và phát triển các giả thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết tự do hóa tài chính của McKinnon (1973) và Shaw (1973) cho rằng khi trần lãi suất được xóa bỏ, tỷ lệ dự trữ bắt buộc được giảm xuống và vấn đề chia cắt thị trường tài chính được giảm nhẹ thì tiết kiệm gia tăng, hiệu quả phân bổ vốn đầu tư của các tổ chức và thị trường tài chính cũng được cải thiện. Tự do hóa tài chính bao gồm hai phạm vi. Thứ nhất, tự do hóa TCND là quá trình cải cách hệ thống tài chính trong nước với các khía cạnh: (1) Tự do hóa lãi suất là việc xóa bỏ kiểm soát hành chính, để lãi suất phản ánh quan hệ cung cầu về vốn; (2) Tự do hóa tín dụng là việc bãi bỏ hạn mức tín dụng, cho phép các ngân hàng tự quyết định phân bổ vốn; (3) cải cách hệ thống ngân hàng là việc tăng quyền tự chủ của ngân hàng, cho phép cạnh

tranh trong và ngoài nước; (4) phát triển thị trường vốn và TTCK là việc mở rộng kênh huy động vốn ngoài hệ thống ngân hàng. Thứ hai, tự do hóa tài khoản vốn là việc mở cửa thị trường tài chính cho dòng vốn quốc tế, cho phép các dòng vốn ra vào tự do hơn, thúc đẩy hội nhập tài chính toàn cầu. Tự do hóa tài khoản vốn là mức độ mở cửa của một quốc gia đối với các dòng vốn quốc tế, phản ánh khả năng tự do di chuyển của các dòng vốn đầu tư trực tiếp (FDI), đầu tư gián tiếp (FPI), tín dụng, và các giao dịch tài chính xuyên biên giới.

Vốn hóa TTCK được định nghĩa là tổng giá trị của cổ phiếu niêm yết, điều này có nghĩa là vốn hóa TTCK bằng tổng vốn hóa của các công ty niêm yết (Ogunrinola & Deborah (2015). Vốn hóa là một chỉ số phổ biến được sử dụng để đo lường quy mô của TTCK. Trong các nghiên cứu thực nghiệm, các học giả sử dụng trực tiếp vốn hóa làm thước đo hoặc dùng tỷ lệ vốn hóa/GDP (Chowdhury & cộng sự, 2023)

Thị trường chứng khoán mới nổi, thường gọi tắt là 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 các giả thuyết

2.2.1. Tác động của tự do hóa tài chính nội địa đến vốn hóa thị trường chứng khoán

Về lý thuyết, tự do hóa TCND làm tăng vốn hóa TTCK theo các cơ chế khác nhau. Thứ nhất, tự do hóa TCND cải thiện hiệu quả phân bổ vốn, mở rộng tín dụng hiệu quả hơn trong khu vực tư nhân, từ đó có thể góp phần nâng cao mức độ vốn hóa của TTCK (Stiglitz & Weiss, 1981). Thứ hai, tự do hóa tài chính nội địa làm tăng cạnh tranh và hiệu quả quản trị doanh nghiệp, nâng cao hiệu quả sử dụng vốn, tăng giá trị doanh nghiệp, từ đó thúc đẩy vốn hóa TTCK (Levine, 1997). Thứ ba, tự do hóa tài chính nội địa cải thiện chất lượng thông tin và minh bạch, làm giảm bất cân xứng thông tin, tăng niềm tin nhà đầu tư, làm gia tăng vốn hóa TTCK (Bushman & cộng sự, 2004).

Về kết quả thực nghiệm, Efuntade & Efuntade (2022) cho thấy tự do hóa TCND tác động tích cực đến vốn hóa TTCK. Trần Văn Trung (2025) cho thấy tự do hóa TCND có tác động tích cực dài hạn nhưng tiêu cực ngắn hạn đến vốn hóa TTCK Việt Nam, phản ánh tính không đồng nhất theo chiều thời gian.

Như vậy, theo kỳ vọng lý thuyết khi mức độ vốn hóa càng cao, tức TTCK càng phát triển, tự do hóa TCND càng phát huy tích cực. Tuy nhiên, mối quan hệ này không diễn ra đồng nhất giữa các quốc gia mà phụ thuộc vào đặc thù cấu trúc thị trường. Do đó, tác động thúc đẩy của tự do hóa TCND đối với vốn hóa TTCK được dự báo sẽ mang tính phi tuyến, cụ thể là cường độ tác động sẽ mạnh hơn trong điều kiện mức độ vốn hóa thị trường cao hơn. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết như sau:

H1: Tự do hóa TCND tác động tích cực đến vốn hóa TTCK và tác động này tăng dần khi mức độ vốn hóa cao hơn tại nhóm các quốc gia Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á.

2.2.2. Tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến thị trường chứng khoán

Về mặt lý thuyết, tự do hóa tài khoản vốn làm tăng vốn hóa TTCK theo những cơ chế khác nhau. Lý thuyết định giá tài sản vốn quốc tế (ICAPM), Solnik (1974) và Adler & Dumas (1983) cho rằng khi một quốc gia thực hiện tự do hóa tài chính, rào cản đối với dòng vốn quốc tế được dỡ bỏ, chuyển dịch thị trường từ trạng thái “phân đoạn” (segmented) sang “hội nhập” (integrated). Nhà đầu tư trong nước có cơ hội đa dạng hóa danh mục đầu tư ra quốc tế, và nhà đầu tư nước ngoài có thể tiếp cận thị trường nội địa. Hệ quả của lý thuyết dự báo rằng việc hội nhập sẽ làm giảm phí bù rủi ro, dẫn đến giảm chi phí vốn cho các doanh nghiệp niêm yết. Khi đó, giá trị hiện tại của dòng tiền tương lai tăng lên, thúc đẩy vốn hóa TTCK tăng trưởng. 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 giúp tăng thanh khoản TTCK bằng cách thu hút dòng vốn từ các nhà đầu tư tổ chức quốc tế, những đối tượng có khả năng giao dịch lớn, thường xuyên và dựa trên phân tích cơ bản. Khi thanh khoản tăng, chi phí giao dịch giảm, chênh lệch giá giữa mua và bán bị 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 TTCK.

Về kết quả thực nghiệm, các nghiên cứu cho kết quả trái chiều. Một số nghiên cứu cho thấy tự do hóa tài khoản vốn làm tăng vốn hóa TTCK như Raza & cộng sự (2015) và Malik & Amjad (2013). Tuy nhiên, nghiên cứu của Cliff Osoro & Omagwa (2020) lại cho rằng tự do hóa tài khoản vốn làm giảm vốn hóa TTCK trong dài hạn. Tại Hy Lạp, Tsagkanos & cộng sự (2019) phát hiện mối quan hệ dài hạn tích cực giữa FDI và phát triển TTCK, nhưng chỉ có ý nghĩa trong giai đoạn thị trường mới nổi, không còn rõ trong giai đoạn thị trường phát triển. Điều này cho thấy tác động của tự do hóa tài chính phụ thuộc vào trình độ phát triển của thị trường.

Mặc dù kết quả thực nghiệm chưa thống nhất, kỳ vọng lý thuyết cho thấy khi mức độ vốn hóa càng cao, tức TTCK càng phát triển, tự do hóa tài khoản vốn càng phát huy tích cực. Vì vậy, nghiên cứu đề xuất giả thuyết như sau:

H2: Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực đến vốn hóa TTCK và tác động này tăng dần khi mức vốn hóa cao hơn tại nhóm các quốc gia Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á.

2.2.3. Vai trò điều tiết của tự do hóa tài chính nội địa

McKinnon (1982) lập luận rằng tự do hóa tài khoản vốn chỉ nên được thực hiện sau khi hệ thống TCND đã được tự do hóa và ổn định, nhằm tránh các dòng vốn quốc tế làm méo mó tín hiệu thị trường và gây bất ổn vĩ mô. Eichengreen & cộng sự (2011) cho thấy tác động tích cực của tự do hóa tài khoản vốn chỉ giới hạn ở các quốc gia có hệ thống tài chính tương đối phát triển. Một số các nghiên cứu khác cho thấy khi hệ thống tài chính trong nước chưa phát triển đầy đủ, việc mở cửa tài khoản vốn có thể không mang lại lợi ích rõ ràng, thậm chí gây giảm năng suất tổng hợp hoặc giảm việc làm ngắn hạn. Do đó, cải thiện hệ thống TCND là điều kiện tiên quyết để tận dụng hiệu quả của tự do hóa tài khoản (Aoki & cộng sự, 2010; Bush, 2019; Jiang & cộng sự, 2021). Khi tự do hóa tài khoản vốn diễn ra trong bối cảnh hệ thống TCND chưa phát triển đầy đủ hoặc thiếu kiểm soát, nó có thể làm tăng rủi ro sụp đổ TTCK và gia tăng rủi ro hệ thống cho các doanh nghiệp phi tài chính (Li & cộng sự, 2023; Zheng & cộng sự, 2021).

Như vậy, tự do hóa TCND đóng vai trò then chốt trong việc điều tiết và hỗ trợ quá trình tự do hóa tài khoản vốn. Nếu tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực, tự do hóa TCND sẽ khuếch đại và làm mạnh hơn; nếu tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực, tự do hóa TCND khuếch đại và làm yếu hơn. Trên cơ sở này, nghiên cứu đề xuất giả thuyết dưới đây:

H3: Tự do hóa TCND điều tiết mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và vốn hóa TTCK, và điều tiết mạnh hơn khi mức độ vốn hóa cao hơn tại nhóm các quốc gia Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và phương pháp ước lượng

Các biến của mô hình được mô tả trong Bảng 1.

Nhằm kiểm định các giả thuyết đặt ra, nghiên cứu xây dựng hai mô hình kinh tế lượng M0 và M1. Mô hình cơ bản M0 được xác định như sau:

$$MKC_{it} = \beta_{00} + \beta_{01}FLI_{it} + \beta_{02}AL_{it} + \beta_{03}TRAO_{it} + \beta_{04}LOGEX_{it} + \varepsilon_{it}$$

Mô hình M1 có biến tương tác cho phép đánh giá vai trò điều tiết của tự do hóa TCND trong tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa TTCK:

$$MKC_{it} = \beta_{10} + \beta_{11}FLI_{it} + \beta_{12}CAL_{it} + \beta_{13}(FLI \times CAL)_{it} + \beta_{14}TRAO_{it} + \beta_{15}LOGEX_{it} + \varepsilon_{it}$$

Để ước lượng các mô hình M0 và M1, nghiên cứu sử dụng phương pháp MM-QR được đề xuất bởi Machado & Santos Silva (2019) cho phép đánh giá tác động không đồng nhất của các biến giải thích tại các phân vị khác nhau của phân phối biến phụ thuộc. Các phương pháp ước lượng truyền thống như OLS, FE hay RE chủ yếu phản ánh tác động trung bình, trong khi MM-QR cho phép đánh giá sự thay đổi của hệ số ước lượng tại các phân vị khác nhau của phân phối vốn hóa TTCK. Việc sử dụng MM-QR không chỉ mang ý nghĩa kỹ thuật về mặt ước lượng, mà còn phù hợp trực tiếp với mục tiêu nghiên cứu là kiểm định liệu tác động của tự do hóa tài chính có thay đổi theo các mức phát triển khác nhau của TTCK hay không.

Bảng 1. Mô tả các biến

Biến	Định nghĩa	Đo lường biến	Tham khảo	Ghi chú
MKC	Vốn hóa TTCK	Vốn hóa/GDP	Chowdhury & cộng sự (2023)	Biến phụ thuộc
FLI	Tự do hóa TCND	PCA các thành phần		Biến độc lập
CAL	Tự do hóa tài khoản vốn	Dòng vốn (FDI, FPI, khác)/GDP	Zhang & Zhang (2024)	Biến độc lập
FLICAL	Tương tác giữa tự do hóa TCND và tự do hóa tài khoản vốn	FLI*CAL	Bush (2019)	Biến độc lập
TRAO	Độ mở thương mại	(Xuất khẩu + Nhập khẩu)/GDP	Mukherjee & cộng sự (2021)	Biến kiểm soát
LOGEX	Tỷ giá USD/nội tệ	Logarit cơ số 10 của tỷ giá	Adebowale & Akosile (2018)	Biến kiểm soát

Nghiên cứu tiến hành xử lý MM-QR trên Stata 17.0 thông qua gói lệnh mmqreg tại ba phân vị 0,25, 0,5 và 0,75 lần lượt đại diện cho các thị trường có mức độ vốn hóa thấp, trung bình và cao.

Để cung cấp một cơ sở tham chiếu, nghiên cứu sử dụng mô hình tác động cố định kết hợp với sai số chuẩn Driscoll–Kraay (FE-DK). Phương pháp này cho phép xử lý đồng thời hiện tượng phương sai thay đổi, tự tương quan và phụ thuộc chéo giữa các đơn vị trong dữ liệu bảng.

Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu áp dụng phương pháp hồi quy phân vị truyền thống (Quantile Regression - QREG) do Koenker & Bassett Jr (1978) đề xuất. QREG cho phép ước lượng tác động của các biến giải thích tại các phân vị khác nhau của biến phụ thuộc, tương tự như MM-QR, nhưng không xử lý hiệu ứng cá thể theo cùng cách tiếp cận.

3.2. Dữ liệu

3.2.1. Nguồn dữ liệu

MSCI Inc. (2026) xếp hạng các quốc gia châu Á có TTCK mới nổi bao gồm Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Thái Lan và Đài Loan. Tuy nhiên, dữ liệu về vốn hóa TTCK của Đài Loan không có trên trang databank.worldbank.org nên nghiên cứu loại quốc gia này ra khỏi mẫu, đồng thời bổ sung Việt Nam là quốc gia được xếp hạng thị trường cận biên, đang nằm trong lộ trình nâng hạng lên thị trường mới nổi và có nhiều đặc điểm cấu trúc tương đồng với các TTCK mới nổi châu Á vào mẫu nhằm đảm bảo đủ số quan sát.

Tất cả các chuỗi dữ liệu: vốn hóa TTCK/GDP, xuất khẩu/GDP, nhập khẩu/GDP, USD/nội tệ được tải tại trang web <https://data.worldbank.org>; riêng chuỗi vốn ròng FDI, FPI và khác được tải tại <https://kidb.adb.org>.

Chỉ số tự do hóa TCND (FLI) được xây dựng bằng phương pháp PCA trên ma trận tương quan từ bốn khía cạnh: chênh lệch lãi suất (SPR), tín dụng nội địa khu vực tư nhân (DCP), cung tiền mở rộng (BR) và tiết kiệm gộp nội địa (GDS). Do đó, các biến thành phần được chuẩn hóa trước khi tổng hợp. Kết quả cho thấy PC1 giải thích 67,15% tổng phương sai, và được sử dụng làm đại diện cho FLI. Phương trình FLI qua các thành phần như sau: $FLI_t = 0,575DCP_t + 0,572*BR_t + 0,416GDS_t - 0,411SPR_t$. Các hệ số tải của PC1 đều mang dấu phù hợp với kỳ vọng lý thuyết, chỉ số FLI càng cao cho thấy mức độ tự do hóa tài chính nội địa càng cao.

3.2.2. Mô tả thống kê

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả của các biến trong mô hình nghiên cứu. Kết quả cho thấy giá trị trung bình của MKC đạt 0,766 với độ lệch chuẩn tương đối thấp (0,335), phản ánh mức độ biến động không quá lớn giữa các quốc gia trong mẫu. FLI có độ phân tán cao hơn (độ lệch chuẩn 1,639), trong khi CAL có giá trị trung bình nhỏ (0,004) và biến động hạn chế. Hai biến LOGEX và TRA0 có mức biến động đáng kể,

cho thấy sự khác biệt rõ rệt giữa các quốc gia. Về đặc điểm phân phối, phần lớn các biến có độ lệch không lớn, tuy nhiên kiểm định Jarque–Bera cho thấy một số biến như FLI, CAL, LOGEX và TRAO không tuân theo phân phối chuẩn ($p\text{-value} < 0,05$). Điều này củng cố tính phù hợp của việc sử dụng các phương pháp ước lượng MM-QR.

Bảng 2. Mô tả thống kê dữ liệu

Giá trị	MKC	FLI	CAL	FLICAL	LOGEX	TRAO
Trung bình	0,766	0,000	0,004	0,006	2,231	0,874
Trung vị	0,761	0,514	0,004	0,000	1,708	0,723
Lớn nhất	1,603	3,164	0,124	0,142	4,376	1,867
Nhỏ nhất	0,125	-3,117	-0,152	-0,110	0,486	0,330
Độ lệch chuẩn	0,335	1,639	0,037	0,045	1,341	0,441
Skewness	0,312	-0,174	-0,456	-0,080	0,428	0,462
Kurtosis	2,530	1,873	5,256	3,236	1,713	1,818
Jarque-Bera	3,249	7,413	31,579	0,434	12,740	12,000
Xác suất	0,197	0,025	0,000	0,805	0,002	0,002
Tổng	98,026	0,000	0,500	0,707	285,561	111,826
Tổng độ lệch bình phương	14,283	341,137	0,178	0,260	228,502	24,649
Số quan sát	128	128	128	128	128	128

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

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Các 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 VIF của mô hình M0 như sau: FLI: 1,36, CAL: 1,16, LOGEX: 1,36, TRAO: 1,14, VIF trung bình: 1,25. Kết quả VIF của mô hình M1 như sau: FLI: 1,36, CAL: 1,17, FLICAL: 1,20, LOGEX: 1,50, TRAO: 1,20, VIF trung bình: 1,29. Điều này cho thấy cả hai 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, kết quả thống kê kiểm định $CD = 5,999$ với giá trị $p < 0,001$, cho thấy bác bỏ giả thuyết H_0 về tính độc lập chéo giữa các biến, tức là tồn tại của hiện tượng phụ thuộc chéo.

Bảng 3. Kết quả kiểm định tính dừng

Biến	Dạng chuỗi	Thống kê CIPS	Giá trị p	Tính dừng
MKC	Mức	-2,696	>5%	Không dừng
	Sai phân bậc 1	-4,428	1%	Dừng
CAL	Mức	-3,318	1%	Dừng
	Sai phân bậc 1	-3,368	1%	Dừng
FLICAL	Mức	-2,714	>5%	Không dừng
	Sai phân bậc 1	-6,619	1%	Dừng
TRAO	Mức	-2,075	> 5%	Không dừng
	Sai phân bậc 1	-2,989	5%	Dừng
LOGEX	Level	-2,250	> 5%	Không dừng
	Sai phân bậc 1	-2,669	>5%	Không dừng
	Sai phân bậc 2	-3,620	1%	Dừng

Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17.0.

4.1.3. Tính dừng của các chuỗi dữ liệu

Do có phụ thuộc chéo nên tính dừng của các biến được xét theo thể hệ thứ hai. Nghiên cứu sử dụng kiểm định CIPS do Pesaran (2007) đề xuất. Kiểm định được thực hiện với độ trễ tối đa (maxlag) = 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 3 cho thấy, các biến CAL dừng ở gốc, các biến MKC, FLI, FLICAL, TRAO dừng ở sai phân bậc 1 và biến LOGEX dừng ở sai phân bậc 2.

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 giữa các biến MKC, FLI, CAL, FLICAL, TRAO, DLOGEX. Giả thuyết H_0 : không có đồng liên kết. Kết quả các thống kê kiểm định Gt, Ga, Pt, Pa có p-value lần lượt là 0,009, 1,000, 1,000, 1,000 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.

4.2. Kết quả ước lượng mô hình

4.2.1. Kết quả ước lượng MM-QR

Bảng 4 trình bày kết quả ước lượng hai mô hình M0 và M1 bằng phương pháp MM-QR (với bootstrap 500 lần lặp); đồng thời so sánh với mô hình FE-DK để tham chiếu. Do biến LOGEX dừng ở sai phân bậc hai, để kết quả đáng tin cậy hơn nghiên cứu sử dụng biến sai phân DLOGEX thay thế cho biến LOGEX khi xử lý mô hình.

Đối với mô hình M0, kết quả từ MM-QR cho thấy hệ số của biến FLI mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê tại tất cả các phân vị. Biến CAL có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê tại cả ba phân vị, tác động tiêu cực này có xu hướng giảm dần khi chuyển từ phân vị thấp đến phân vị cao. Kết quả mô hình FE-DK cho thấy hệ số của FLI là dương và có ý nghĩa thống kê cao, trong khi CAL mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê.

Đối với mô hình M1, kết quả từ MM-QR cho thấy biến FLI mang dấu dương, tuy nhiên chỉ có ý nghĩa thống kê tại các phân vị trung vị và cao. Biến CAL mang dấu âm tại các phân vị thấp và trung vị, nhưng không còn ý nghĩa thống kê tại phân vị 0,75. Đáng chú ý, biến FLICAL có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê tại tất cả các phân vị. Kết quả từ mô hình FE-DK cho thấy hệ số của FLI vẫn dương và có ý nghĩa thống kê, trong khi biến tương tác FLICAL mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê. Biến CAL không có ý nghĩa thống kê trong mô hình này.

Bảng 4. Kết quả ước lượng các mô hình

Mô hình M0							
	FE - DK		MM-QR		QREG		
Biến		Q0,25	Q0,5	Q0,75	Q0,25	Q0,5	Q0,75
FLI	0,125***	0,048***	0,048***	0,049**	0,037**	0,034	0,020
CAL	-0,583**	-2,963**	-2,051**	-1,510**	-2,976	-1,065	-0,709
TRAO	0,113	-1,492	-0,643	-0,140	-1,973	-0,416	0,384
DLOGEX	-1,101**	0,033	0,121	0,173*	0,076	0,291**	0,438**
Hằng số	0,700***	0,519***	0,717***	0,835***	0,489***	0,577***	0,610***
R2/Pseudo R2	0,139				0,068	0,093	0,150
Mô hình M1							
	FE - DK		MM-QR		QREG		
Biến		Q0,25	Q0,5	Q0,75	Q0,25	Q0,5	Q0,75
FLI	0,129***	0,021	0,040**	0,051**	0,018	0,024	0,016
CAL	-0,137	-2,651**	-1,467*	-0,765	-2,753	0,041	1,386
FLICAL	-0,857**	-1,575*	-2,028***	-2,296***	-1,036	-2,089***	-2,305***
TRAO	0,151	-2,195	-1,577	-1,211	-1,542	-0,932	-0,570
DLOGEX	-1,356**	0,005	0,101	0,158*	0,093	0,266**	0,472**
Hằng số	0,673***	0,575***	0,761***	0,871***	0,486***	0,637***	0,594***
R2/Pseudo R2	0,167				0,087	0,147	0,229

Ghi chú: bootstrap 500 lần lặp; ***, **, * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê tại 1%, 5% và 10%.
 Nguồn: Tác giả xử lý dữ liệu trên phần mềm Stata 17.0.

4.2.2. Kiểm tra tính vững

Bảng 4 cho thấy kết quả từ QREG nhìn chung xác nhận hướng của các hệ số ước lượng thu được từ MM-QR trên các phân vị khác nhau, đặc biệt là đối với các biến chính FLI, CAL và FLICAL. Mặc dù một số hệ số mất ý nghĩa thống kê trong ước lượng QREG, nhưng mô hình tổng thể về hiệu ứng không đồng nhất vẫn nhất quán. Ngoài ra, kết quả FE-DK ở Bảng 4 cũng cho thấy dấu hiệu hệ số tương tự đối với các biến chính. Những phát hiện này hỗ trợ tính vững chắc và độ tin cậy của các ước lượng MM-QR.

4.3. Thảo luận

Dựa trên kết quả ước lượng MM-QR của hai mô hình MM-QR M0 và M1, có thể thảo luận và kiểm định các giả thuyết nghiên cứu như sau:

Thứ nhất, về tác động của tự do hóa TCND đến vốn hóa TTCK: Kết quả cho thấy tự do hóa TCND có tác động tích cực và nhất quán đến vốn hóa TTCK, bất kể thị trường đang ở mức vốn hóa thấp, trung bình hay cao. Điều này hàm ý rằng quá trình cải cách khu vực tài chính trong nước góp phần hỗ trợ sự phát triển của TTCK tương đối đồng đều. Kết quả này phù hợp với kỳ vọng lý thuyết tự do hóa của McKinnon–Shaw và tương đồng với kết quả thực nghiệm của Efuntade & Efuntade (2022). Trong bối cảnh các quốc gia nghiên cứu, đều là những nền kinh tế đã trải qua tiến trình cải cách tài chính theo hướng thị trường, khu vực TCND đều đóng vai trò quan trọng trong quá trình chuyển dịch tiết kiệm thành đầu tư. Do đó, tự do hóa TCND có xu hướng tạo nền tảng tích cực cho sự phát triển của TTCK. Tuy nhiên, do hệ số của FLI tương đối ổn định giữa các phân vị, giả thuyết H1 chỉ được chấp nhận một phần.

Thứ hai, về tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa TTCK: Kết quả cho thấy tự do hóa tài khoản vốn tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê tại tất cả các phân vị của vốn hóa, kết quả này phù hợp Cliff Osoro & Omagwa (2020). Tuy nhiên, biên độ tác động có xu hướng thu hẹp dần khi chuyển từ phân vị thấp lên phân vị cao, hàm ý rằng tác động bất lợi của tự do hóa tài khoản vốn là mạnh hơn ở các thị trường có mức vốn hóa thấp và giảm dần ở các thị trường có mức vốn hóa cao hơn. Kết quả này phản ánh rõ tính không đồng nhất theo phân vị, cho thấy việc mở cửa tài khoản vốn không tạo ra hiệu ứng đồng đều giữa các thị trường mới nổi châu Á. Điều này được lý giải rằng các thị trường có mức vốn hóa thấp thường có mức độ hấp thụ vốn quốc tế thấp và khả năng chống chịu yếu hơn, trong khi các thị trường có mức vốn hóa cao hơn có năng lực hấp thụ và điều chỉnh tốt hơn trước các cú sốc tài chính bên ngoài. Như vậy, giả thuyết H2 bị bác bỏ.

Thứ ba, vai trò điều tiết của tự do hóa TCND: Kết quả cho thấy biến $FLI \times CAL$ có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê tại tất cả các phân vị, biên độ có xu hướng tăng dần theo phân vị, cho thấy vai trò điều tiết của tự do hóa TCND trở nên mạnh hơn tại các TTCK có mức vốn hóa cao. Kết hợp hệ số của biến CAL và biến $FLI \times CAL$ cho thấy tác động cận biên của tự do hóa tài khoản vốn lên vốn hóa TTCK phụ thuộc vào mức độ tự do hóa TCND. Cụ thể, khi mức độ tự do hóa TCND gia tăng, tự do hóa TCND không làm trung hòa mà có xu hướng khuếch đại tác động bất lợi của mở cửa tài khoản vốn. Trong bối cảnh thị trường mới nổi được nghiên cứu, phát hiện này được lý giải bởi tự do hóa TCND có thể tăng tính liên thông tài chính và làm cho TTCK nhạy cảm hơn với dòng vốn ngoại, đặc biệt tại các thị trường có quy mô vốn hóa lớn hơn, nơi mức độ liên kết với dòng vốn quốc tế thường cao hơn. Như vậy, kết quả nghiên cứu cho thấy tự do hóa TCND làm thay đổi bản chất tác động của tự do hóa tài khoản vốn đến TTCK. Trên cơ sở đó, giả thuyết H3 được chấp nhận.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu phân tích tác động của tự do hóa TCND và tự do hóa tài khoản vốn đến các phân vị của vốn hóa TTCK tại Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á bằng phương pháp MM-QR; đồng thời xem xét vai trò điều tiết của tự do hóa TCND. Kết quả cho thấy tự do hóa TCND đóng vai trò tích cực và ổn định đối với sự phát triển của TTCK; tự do hóa tài khoản vốn có tác động tiêu cực đến vốn hóa TTCK, đồng thời thể hiện rõ tính không đồng nhất theo phân vị, với tác động tiêu cực hơn tại các thị trường kém phát triển; tự do hóa TCND điều tiết theo hướng khuếch đại tác động tiêu cực của tự do hóa tài khoản vốn đến vốn hóa TTCK.

Nghiên cứu đóng góp bằng chứng thực nghiệm mới về tác động không đồng nhất của tự do hóa tài chính

đến vốn hóa TTCK, đồng thời làm rõ vai trò điều tiết của tự do hóa TCND trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và phát triển TTCK tại Việt Nam và các thị trường mới nổi châu Á.

Từ các kết quả nghiên cứu, hàm ý chính sách rút ra là các quốc gia cần thực hiện tự do hóa tài chính theo lộ trình thận trọng và có thứ tự ưu tiên, trong đó việc củng cố và phát triển thị trường TCND cần đi trước và đi kèm với kiểm soát rủi ro khi mở cửa tài khoản vốn nhằm hạn chế tác động bất lợi đến sự phát triển của TTCK.

Tài liệu tham khảo

- Adebowale, E.A. & Akosile, A.I. (2018). Interest rate, foreign exchange rate, and stock market development in Nigeria. *Binus Business Review*, 9(3), 247-253. <https://doi.org/10.21512/bbr.v9i3.4941>
- Adler, M. & Dumas, B. (1983). International portfolio choice and corporation finance: A synthesis. *The Journal of Finance*, 38(3), 925-984.
- Aoki, K., Benigno, G. & Kiyotaki, N. (2010). Adjusting to capital account liberalization. *CEPR Discussion Paper Series* (CEPDP1014). <https://researchonline.lse.ac.uk/id/eprint/121723>
- Bush, G. (2019). Financial development and the effects of capital controls. *Open Economies Review*, 30, 559-592. <https://doi.org/10.1007/s11079-018-09521-7>
- Bushman, R.M., Piotroski, J.D. & Smith, A.J. (2004). What determines corporate transparency?. *Journal of Accounting Research*, 42(2), 207-252. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2004.00136.x>
- Chowdhury, M.S., Khraiche, M. & Boudreau, J. (2023). Corruption and stock market development: Developing vs. developed economies. *International Review of Financial Analysis*, 89, 102795. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102795>
- Cliff Osoro, E.S. & Omagwa, J. (2020). Foreign capital flows and stock market capitalization at the Nairobi securities exchange, Kenya. *European Journal of Business and Management*, 12(26), 54-63. <https://doi.org/10.7176/ejbm/12-26-07>
- Efuntade, A.O. & Efuntade, O.O. (2022). Stock market capitalisation, banks' lending and deposit interest rate in relation to financial liberalisation theory in Nigeria (1985-2021). *IIARD International Journal of Banking and Finance Research*, 8(3), 10-27. <https://doi.org/10.56201/ijbfr.v8.no3.2022.pg10.27>
- Eichengreen, B., Gullapalli, R. & Panizza, U. (2011). Capital account liberalization, financial development and industry growth: a synthetic view. *Journal of International Money and Finance*, 30, 1090-1106. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.06.007>
- Jiang, C., Feng, A. & Xiao, C. (2021). Does capital account liberalization spur entrepreneurship: the role of financial development. *Sustainability*, 13(16), 9238. <https://doi.org/10.3390/su13169238>
- Khalid, R., Shehzad, C. & Naqvi, B. (2019). Impact of capital account liberalization on stock market crashes. *International Journal of Finance & Economics*, 28(4), 3700-3726. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2615>
- Koenker, R. & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *The Econometric Society*, 46(1), 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726. <https://www.jstor.org/stable/2729790>
- Levine, R. (2001). International financial liberalization and economic growth. *Review of International Economics*, 9, 688-702. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00307>
- Li, X.L., Li, H., Ge, X. & Si, D.K. (2023). Capital market liberalization and systemic risk of non-financial firms: Evidence from Chinese Stock Connect scheme. *Pacific-Basin Finance Journal*, 82, 102190. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2023.102190>

-
- Machado, J.A.F. & Santos Silva, J.M.C. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, 213(1), 145-173. <https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2019.04.009>
- Malik, I.A. & Amjad, S. (2013). Foreign direct investment and stock market development in Pakistan. *Journal of International Trade Law and Policy*, 12(3), 226-242. <https://doi.org/10.1108/JITLP-02-2013-0002>
- McKinnon, R.I. (1973). *Money and capital in economic development*. Brookings Institute.
- McKinnon, R.I. (1982). The order of economic liberalization: Lessons from Chile and Argentina. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 17, 159-186. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(82\)90042-2](https://doi.org/10.1016/0167-2231(82)90042-2)
- MSCI Inc. (2025). *MSCI Market Classification Framework*. MSCI.
- MSCI Inc. (2026). *MSCI Emerging Markets Asia Index*. MSCI.
- Mukherjee, P., Roy Chowdhury, S. & Bhattacharya, P. (2021). Does financial liberalization lead to financial development? Evidence from emerging economies. *Journal of International Trade and Economic Development*, 30(8), 1263-1287. <https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1948589>
- Ogunrinola, I.I. & Deborah, M.B. (2015). Stock market liquidity and economic growth in Nigeria (1980 to 2012). *Journal of Economics and International Business Management*, 3(6), 1-13.
- 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/10.1002/jae.951>
- Raza, S.A., Jawaid, S.T., Afshan, S. & Karim, M.Z.A. (2015). Is stock market sensitive to foreign capital inflows and economic growth? Evidence from Pakistan. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 8(3), 142-164. <https://doi.org/10.1108/JCEFTS-03-2015-0012>
- Shaw, E.S. (1973). *Financial deepening in economic development*. Oxford University Press.
- Solnik, B.H. (1974). Why not diversify internationally rather than domestically?. *Financial Analysts Journal*, 30(4), 48-54.
- Stiglitz, J.E. & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Trần Văn Trung (2025). Hiệu ứng của tự do hóa tài chính đến vốn hóa thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 335(2), 116-126. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2383>
- 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>
- Zheng, Z., He, J., Bian, Y., Feng, C. & Zhang, M. (2021). How does capital account liberalization affect systemic financial risks? Evidence from China. *Mathematical Problems in Engineering*, 2021, 1-13. <https://doi.org/10.1155/2021/551247>