
HIỆU ỨNG CỦA TỰ DO HÓA TÀI CHÍNH ĐỐI VỚI TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ TẠI VIỆT NAM

Nguyễn Quốc Anh

Khoa Ngân hàng, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh

Email: quocanh@ueh.edu.vn

Nguyễn Thị Thanh Nhân

Trường Đại học Hải Phòng

Email: nhanntt@dhhp.edu.vn

Mã bài: JED - 1151

Ngày nhận bài: 12/01/2023

Ngày nhận bài sửa: 27/03/2023

Ngày duyệt đăng: 29/03/2023

DOI: 10.33301/JED.VI.1151

Tóm tắt

Bài nghiên cứu được thực hiện nhằm nghiên cứu tác động của tự do hoá tài chính đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Dữ liệu nghiên cứu được lấy từ tổ chức IMF trong giai đoạn từ năm 2001 đến 2021. Biến phụ thuộc của mô hình là GDP, biến độc lập bao gồm bao gồm BM, IRO và EX. Bài nghiên cứu sử dụng mô hình mô hình VECM và mô hình NARDL để xử lý. Kết quả cho thấy trong ngắn hạn có thể chứng minh được tác động của tự do hoá tài chính đối với tốc độ tăng trưởng GDP. Nghiên cứu cũng cho thấy tài chính đóng một vai trò quan trọng trong việc kích thích tăng trưởng và phát triển kinh tế. Nghiên cứu kết luận rằng sự thiếu hụt nguồn vốn sẽ có những tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế ngay lập tức. Từ kết quả nghiên cứu, bài viết đã đề xuất một số giải pháp cho chính sách của FTA, tự do hoá tài chính đối với tăng trưởng kinh tế Việt Nam.

Từ khóa: Hiệu ứng, chính sách FTA, tự do tài chính, tăng trưởng kinh tế.

Mã JEL: G21, F65

Effects of financial freedom on economic growth in Vietnam

Abstract

The research was carried out to investigate the impact of financial liberalization on economic growth in Vietnam. The IMF provided research data spanning the years 2001 to 2021. GDP was the model's dependent variable, and the independent variables were BM, IRO, and EX. The VECM model and the NARDL model were used in this study. The findings show that it was possible to demonstrate the impact of financial liberalization on GDP growth in the short run. Finance, according to research, also played an important role in stimulating economic growth and development. According to the study, capital shortages would immediately negatively impact economic growth. The article proposed some solutions for FTA policy, financial liberalization, and economic growth based on the research findings.

Keywords: effect, FTA policy, financial freedom, economic growth.

Mã JEL: G21, F65

1. Đặt vấn đề

Lý thuyết thương mại cho rằng tự do hóa thương mại bằng cách giảm thiểu hàng rào phi thuế quan và thuế quan làm tăng hiệu quả dòng chảy thương mại và quy mô kinh tế góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Bekaert & cộng sự, 2005). Một trong những huyết mạch của nền kinh tế chính là thị trường tài chính (Shu & Steinwender, 2019). Các quốc gia khi tiến hành đàm phán FTA luôn thận trọng đối với vấn đề tự do hoá tài chính. Tự do hoá tài chính bao gồm các chính sách liên quan đến việc loại bỏ các hạn chế trên thị trường tài chính và các tổ chức. Tự do hoá tài chính là hoạt động tài chính theo cơ chế nội tại vốn có của thị trường và chuyển vai trò điều tiết tài chính từ chính phủ sang thị trường (Kolcava & cộng sự, 2019).

Từ những năm 1980, một số lượng lớn các thị trường mới nổi và các nước đang phát triển đã bắt đầu thực hiện các chính sách tự do hoá tài chính, nhằm tối ưu hóa việc phân bổ nguồn lực và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế thông qua cạnh tranh và đổi mới. Việc bãi bỏ quy định rào cản tài chính có thể có lợi cho hệ thống ngân hàng bằng cách khuyến khích cạnh tranh, cung cấp các công cụ tài chính và dịch vụ tài chính mới, thúc đẩy hiệu quả chung của các ngân hàng. Các quy tắc mới có thể cung cấp cho các ngân hàng sự linh hoạt hơn để mở rộng kinh doanh, từ đó cải thiện sự ổn định của ngân hàng. Các công nghệ hàng đầu và kinh nghiệm phong phú do các ngân hàng nước ngoài mang lại có lợi cho sự cải thiện hiệu quả của hệ thống ngân hàng nước chủ nhà (Mahrinasari & cộng sự, 2019).

Ngoài ra, sự hiện diện của các ngân hàng nước ngoài kích thích sự cạnh tranh giữa các ngân hàng trong nước. Tự do hóa tài chính cũng đi kèm với việc loại bỏ các quy định hiện hành áp đặt cho các ngân hàng (Kolcava & cộng sự, 2019). Việc hủy bỏ kiểm soát tín dụng cho phép các ngân hàng thương mại cho vay độc lập hơn. Trong bối cảnh tự do hóa tài chính, các ngân hàng trở nên tự do hơn trong lựa chọn các khoản tín dụng. Tự do hóa tài chính cũng có thể được thực hiện với việc giảm sở hữu nhà nước tại các ngân hàng và do đó, sự tham gia của sở hữu tư nhân sẽ làm tăng hiệu quả hoạt động. Ngoài ra, chính sách tự do hóa tài chính mang lại những hiệu quả tích cực, như giảm chi phí và sự thiếu hiệu quả trên thị trường, phục vụ nhu cầu nguồn lực tài chính nhiều hơn, giảm thiểu tham nhũng, cải thiện tiêu dùng trong nước và thương mại quốc tế tốt hơn (Shu & Steinwender, 2019).

Tuy nhiên, tự do hóa tài chính thường được các quốc gia phát triển tận dụng tốt các cơ hội, trong khi các quốc gia đang phát triển sẽ gặp nhiều khó khăn trước sự cạnh tranh do tự do hoá tài chính mang lại. Tác động tiêu cực của tự do hóa tài chính đối với các quốc gia đang phát triển là do phần lớn các quốc gia nắm giữ dòng vốn lớn hơn, so với dòng vốn chảy ra. Do đó, dòng vốn dư thừa ở các nước đang phát triển làm tăng áp lực và dễ bị tổn thương của nền kinh tế trước khủng hoảng (Mahrinasari & cộng sự, 2019).

Cạnh tranh khốc liệt đi kèm với việc giảm biên lãi ròng của ngân hàng. Điều này sẽ làm xói mòn lợi nhuận của ngân hàng và tạo ra sự đánh đổi gia tăng mạo hiểm để có lợi nhuận của các ngân hàng. Với sự thiếu giám sát và quy định phù hợp, các ngân hàng có xu hướng đa dạng hóa hoạt động kinh doanh của họ trong các hoạt động phi truyền thống và dễ thực hiện các hoạt động đầu cơ hơn. Ngoài ra, hội nhập tài chính sẽ gây nên tác động tràn đổ với rủi ro ngân hàng vì rủi ro trên thị trường quốc tế có thể được truyền vào thị trường nội địa thông qua hoạt động ngân hàng. Kết quả phân tích hơn 4.000 ngân hàng ở khoảng 80 quốc gia và thấy rằng các chính sách tự do hóa làm tăng rủi ro của các ngân hàng ở cả các nước đang phát triển và đang phát triển do tình trạng ngân hàng cạnh tranh khốc liệt và thực hiện các hoạt động kinh doanh phi truyền thống (Chiarella & cộng sự, 2019). Trong khi Mukhtar & cộng sự (2019) cho thấy không phải tự do hoá tài chính đều đi kèm với khủng hoảng, và các hệ thống tài chính không có kỷ luật thị trường có nhiều khả năng bị ảnh hưởng tiêu cực hơn.

Mục tiêu của bài viết này là nghiên cứu tác động của tự do hoá tài chính đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Kết quả của kiểm định chỉ ra mối quan hệ cân bằng giữa tự do hoá tài chính và tăng trưởng kinh tế là cơ sở đề xuất các khuyến nghị chính sách để phòng tránh các ảnh hưởng của tự do hoá tài chính đến nền kinh tế theo chiều hướng tiêu cực, nhất là các ngành còn yếu kém, năng lực cạnh tranh chưa cao tại Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

Khái niệm về tự do hóa tài chính ban đầu cho rằng thị trường tự do đòi hỏi rất ít hoặc không có sự tác động của nhà nước, nó cũng cho phép các cá nhân hành động theo tư lợi của họ liên quan đến các quyết định kinh tế. Khái niệm này sau đó được nhiều nhà nghiên cứu mở rộng thêm (Johnston & Sundararajan, 1999; Chandrasekhar, 2008). Bekaert & cộng sự (2005) cho rằng tự do hóa tài chính là giải phóng thị trường và cho phép các yếu tố cung cầu xác định giá thị trường và tín dụng. Johnston & Sundararajan (1999) nêu rõ rằng tự do hóa khu vực tài chính có thể được xem như bao gồm các cải cách hoạt động được thiết kế để bãi bỏ quy định và chuyển đổi hệ thống tài chính và cấu trúc của nó nhằm đạt được một hệ thống tự do hóa theo định hướng thị trường trong một khuôn khổ quy định phù hợp. Tự do hóa tài chính đề cập đến các biện pháp nhằm làm loãng hoặc phá bỏ sự kiểm soát của pháp luật đối với cấu trúc thể chế, công cụ và hoạt động của các chủ thể tham gia thị trường trong các phân khúc khác nhau của khu vực tài chính. Các biện pháp này có

thể liên quan đến các quy định nội bộ hoặc bên ngoài (Chandrasekhar, 2008).

Tự do hóa tài chính cũng bao gồm tự do hóa thương mại đề cập đến việc loại bỏ hoặc cắt giảm các hạn chế hoặc rào cản đối với việc trao đổi tự do hàng hóa và dịch vụ giữa các quốc gia. Điều này bao gồm việc cắt giảm thuế quan (thuế và phụ phí) và các trở ngại phi thuế quan (như các quy tắc cấp phép, hạn ngạch và các yêu cầu khác). Việc nới lỏng hoặc xóa bỏ những hạn chế này thường được gọi là thúc đẩy thương mại tự do. Tự do hóa thương mại làm giảm chi phí tiêu dùng, tăng hiệu quả và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Eichengreen & Xia, 2019).

Tăng trưởng kinh tế là những biến đổi của nền kinh tế theo hướng lũy tiến, trong đó số lượng và quy mô các nhân tố kinh tế tiếp tục mở rộng trong một thời gian nhất định với tiền đề là giữ nguyên cơ cấu và chất lượng (Bekaert & cộng sự, 2005). Tự do hóa tài chính được nhận thấy có tác động nhất định đến tăng trưởng kinh tế. Trong mô hình tân cổ điển, tự do hóa tài chính tạo điều kiện thuận lợi cho việc phân bổ nguồn lực quốc tế hiệu quả hơn. Nguồn lực chảy từ các quốc gia dồi dào vốn, nơi khả năng hoàn vốn thấp, đến các quốc gia khan hiếm vốn, nơi khả năng hoàn vốn cao. Dòng chảy của các nguồn vốn vào các quốc gia đang phát triển làm giảm chi phí vốn của họ, tạo ra sự gia tăng tạm thời trong đầu tư và tăng trưởng làm nâng cao mức sống của họ trong dài hạn (Ali, 2022). Các ngân hàng và thị trường tài chính hoạt động hiệu quả giúp cung cấp các sản phẩm và dịch vụ sáng tạo, giúp thúc đẩy tăng trưởng thông qua các kênh tiết kiệm và đầu tư (Arestis & Demetriades, 1999).

Nhìn chung, các nghiên cứu thực nghiệm tác động của tự do hóa tài chính đến tăng trưởng kinh tế có hai mặt: trong đó một mặt xem xét mối quan hệ tích cực giữa tự do hóa tài chính và tăng trưởng kinh tế (Ahmed, 2013; Haruna & Bakar, 2021). Các nghiên cứu khác xem xét tự do hóa tài chính có thực sự ảnh hưởng đến sự bất ổn tài chính và khủng hoảng ngân hàng ở các quốc gia hay không (Akinsola & Odhiambo, 2017; Misati & Nyamongo, 2012).

Tại Việt Nam, chủ đề này cũng được một số nhà nghiên cứu thực hiện. Cùng với quá trình hội nhập đó, các quốc gia nói chung và Việt Nam nói riêng nỗ lực chọn cho mình những giải pháp tự do hóa tài chính để gia tăng tính cạnh tranh trong hệ thống tài chính, từ đó cải thiện hiệu quả phân bổ và sử dụng nguồn lực (Bùi Trung Hiệp, 2015). Quá trình tự do hóa tài chính ở Việt Nam đã đạt được một số thành công, tuy nhiên, quá trình này mới chỉ tự do hóa một phần. Trong bối cảnh hội nhập quốc tế hiện nay thì việc tự do hóa tài chính là cấp thiết, song cũng thực hiện theo tiến độ từng giai đoạn cụ thể. Việt Nam cần căn cứ vào thực tế nội lực nền kinh tế, chính trị, xã hội để có những giải pháp, phát huy tính tích cực, hạn chế rủi ro và đảm bảo sự lành mạnh, ổn định và phát triển hệ thống tài chính quốc gia (Nguyễn Thành Đạt, 2019).

3. Mô hình nghiên cứu và dữ liệu nghiên cứu

Mục tiêu của bài viết này là nghiên cứu tác động của tự do hóa tài chính đến tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam. Cụ thể là kiểm định mối quan hệ giữa tự do hóa tài chính và tăng trưởng kinh tế Việt, xem xét hiệu ứng tác động phi tuyến của tự do hóa tài chính đối với tăng trưởng kinh tế Việt Nam. Shin & cộng sự (2014) giới thiệu tính bất cân xứng trong ngắn hạn và dài hạn thông qua phân tách hệ số dương và âm của các biến giải thích. Mô hình này có những ưu điểm áp dụng thích hợp các điều kiện thực tế và được ứng dụng trong lĩnh vực kinh tế khi tiến hành kiểm định mối quan hệ của các chuỗi thời gian bất cân xứng.

Dựa trên mô hình hồi quy động, phân phối trễ bất cân xứng (NARDL), tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như sau: $GDP = f(IRO, BMG, EX)$

Bảng 1: Mô tả biến và nguồn dữ liệu

Biến số	Mô tả biến	Đơn vị	Nguồn dữ liệu
GDP	Tăng trưởng kinh tế	%	IMF
BM	Cung tiền nền kinh tế	Logarit	IMF
IRO	Lãi suất cho vay	%	IMF
EX	Tỷ giá USD/VND bình quân	Logarit	IMF

Nguồn: Tổng hợp từ tác giả

Phạm vi nghiên cứu là mối quan hệ giữa tự do hoá tài chính và tăng trưởng kinh tế của Việt Nam, dữ liệu được lấy theo quý giai đoạn từ quý 1 năm 2001 đến quý 1 năm 2021. Sản lượng quốc gia (GDP) của Việt Nam được lấy theo tỷ lệ % từ thống kê tài chính quốc tế của ADB. Tự do hoá khu vực tài chính gồm ba thành phần được lấy từ thống kê tài chính của IMF (IFS): tăng trưởng của cung tiền mở rộng (BM) và lãi suất cho vay (IRO) được lấy theo tỷ lệ %; tỷ giá USD/VND (EX) là biến xu hướng không có phân phối chuẩn, mức lệch phải rất cao, nên chuyển sang dạng logarit cơ số tự nhiên, đồng thời tỷ giá thực tính theo tỷ số giữa tỷ giá năm cần tính và tỷ giá năm gốc (tỷ giá quý 1 – 2001).

Để xử lý mô hình, nghiên cứu sử dụng phương pháp nghiên cứu định lượng. Nghiên cứu tiến hành các kiểm định cho thấy các chuỗi dừng ở cùng bậc sai phân, kiểm định đồng liên kết có đồng liên kết, điều này đảm bảo cho việc lựa chọn mô hình VECM là hợp lý. Với độ trễ thích hợp được lựa chọn, đồng thời mô hình VECM được đảm bảo là ổn định, thích hợp để hồi quy. Từ đó, tác giả tiến hành phân tích phân rã phương sai và các chức năng phản ứng xung là cơ sở cho các kết luận. Ngoài ra, để xem xét tác động phi tuyến của tự do hoá tài chính đối với tăng trưởng kinh tế Việt Nam, nghiên cứu này mở rộng thông qua việc sử dụng mô hình NARDL. Các chuỗi dừng ở sai phân bậc 1 nên mô hình NARDL có thể được áp dụng nhằm phân tách các thành phần tác động tích cực và tiêu cực của tự do hoá tài chính đối với tăng trưởng kinh tế.

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 tóm tắt thống kê mô tả của các biến được sử dụng trong nghiên cứu, bao gồm GDP, BM, IRO, EX. Trong đó GDP, IRO và EX phân phối bình thường trong khi BM có độ lệch chuẩn, giá trị trung bình cao, chỉ số Jarque-Bera lệnh cao.

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả dữ liệu

Giá trị	GDP	IRO	BM	EX
Trung bình	6,70	10,28	25,35	11,77
Trung vị	6,82	9,63	21,99	11,77
Lớn nhất	9,26	20,1	73,52	12,01
Nhỏ nhất	3,14	6,95	10,46	11,51
Độ lệch chuẩn	1,18	2,85	12,45	0,16
Skewness	-0,24	1,19	1,79	0,01
Kurtosis	3,41	4,43	7,19	1,36
Jarque-Bera	1,37	26,13	102,76	9,01
Xác suất	0,5	0,00	0,00	0,01
Tổng	543,41	833,11	2.054,04	954,06
Tổng độ lệch bình phương	112,71	652,19	12.406,26	2,21

Nguồn: Kết quả phân tích từ Eview

3.2. Các kiểm định của mô hình

3.2.1. Kiểm định hiệu ứng của tự do hoá tài chính đối với tăng trưởng kinh tế của Việt Nam

Tình dừng của các chuỗi dữ liệu: Với mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$, nếu chấp nhận H_0 thì chuỗi thời gian là không dừng, nếu bác bỏ H_0 thì chuỗi thời gian là dừng. Áp dụng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị Dickey – Fuller để kiểm định tính dừng cho lần lượt các chuỗi dữ liệu GDP, LNRUSDVND00, BMG, IRO.

Kiểm định đồng liên kết: Kiểm định Engle–Granger, các chuỗi GDP, LNRUSDVND00, BMG, IRO cùng dừng ở sai phân bậc 1: $I(1)$. Sử dụng kiểm định Johansen để kiểm tra GDP, LNRUSDVND00, BMG, IRO có đồng liên kết hay không. Kết quả thu được từ kiểm định Trace test cho thấy GDP, LNRUSDVND00, BMG, IRO có đồng liên kết, ở mức ý nghĩa $\alpha = 0,05$, khi $k=0$ (None), p -value = $0,0000 < \alpha$ nên bác bỏ giả thiết $H_0: r=0$ (không có đồng liên kết giữa các biến), khi $k=1$ (At most 1), p -value = $0,0518 > \alpha$ nên chấp nhận giả thiết $H_0: r <= 1$. Các chuỗi có 1 cách kết hợp đồng liên kết.

Kiểm định lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình: Thông thường có thể sử dụng biểu đồ PACF của phương pháp BOX – JENKIN hoặc sử dụng các tiêu chí LogL, AIC, SC... để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình. Trong trường hợp này sẽ dùng các tiêu chí LR, FPE, AIC, HQ để xác định độ trễ tối ưu cho mô hình. Mặc dù có nhiều tiêu chuẩn thông tin có thể được sử dụng để xác định độ trễ của mô hình. Johansen (1990), trong nghiên cứu của mình đã chỉ ra độ trễ của VECM thấp hơn một bậc so với độ trễ của VAR. Tương ứng, trong phân tích hiện tại, tác giả xác định độ trễ theo đề xuất của họ: $p=3$.

Kiểm định tính ổn định của mô hình: Để kiểm định tính ổn định của mô hình VECM sử dụng AR Root Test để xem xét các nghiệm hay các giá trị riêng đều nhỏ hơn 1 hoặc đều nằm trong vòng tròn đơn vị thì mô hình VECM đạt được tính ổn định.

Kết quả cho thấy các nghiệm có $k*p = 4*3 = 12$ nghiệm đều nhỏ hơn 1 hoặc đều nằm trong vòng tròn đơn vị nên mô hình VAR có tính ổn định. Như vậy, các kiểm định cho thấy các chuỗi dừng ở cùng bậc sai phân, kiểm định đồng liên kết có 1 đồng liên kết, điều này đảm bảo cho việc lựa chọn mô hình VECM là hợp lý. Với độ trễ thích hợp được lựa chọn là 3 đồng thời mô hình VECM được đảm bảo là ổn định, thích hợp để hội quy. Từ đó, tác giả tiến hành phân tích phân rã phương sai và các chức năng phản ứng xung là cơ sở cho các kết luận.

3.3. Kết quả của mô hình hồi quy VECM mối quan hệ giữa tự do hoá tài chính và tăng trưởng kinh tế

Sau khi tiến hành các kiểm định mô hình VECM, kết quả mô hình hồi quy VECM thu được như sau: Các chuỗi GDP, LNRUSDVND00, BMG, IRO không dừng ở $I(0)$ và có đồng liên kết. Phương trình đồng liên kết thể hiện quan hệ giữa các biến trong dài hạn có dạng:

$$u = -GDP + 0,53BMG - 3,59IRO + 153,81 LNUSDVND00 - 0,91$$

$$GDP = -0,91 + 0,53BMG - 3,59IRO + 153,81 LNUSDVND00 - u$$

Trong dài hạn, GDP có quan hệ ngược chiều với biến IRO. Kết hợp giữa các chuỗi không dừng thành một chuỗi dừng, và $ECT-1$ là phần dư trong cách kết hợp đó. $ECT-1 = \alpha$ cho biết trạng thái mất cân bằng ở kỳ $t-1$, α chính là hệ số điều chỉnh khi có sự mất cân bằng xảy ra trong ngắn hạn. $ECT-1 = 0,09$, cho thấy nếu mất cân bằng kỳ trước 1 đơn vị, tại kỳ thứ nhất thì biến phụ thuộc sẽ điều chỉnh cùng chiều với trạng thái cân bằng 0,09%. Như vậy, mất tổng hơn 11 kỳ để khôi phục trạng thái cân bằng.

3.4. Hàm phản ứng đẩy

Các chức năng phân rã phương sai và các chức năng phản ứng xung sẽ được thực hiện nhằm xem xét mối quan hệ nhân quả giữa các yếu tố tự do hoá tài chính và tăng trưởng kinh tế. Các chức năng này giúp phân tích được những ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp từ cú sốc yếu tố này tác động đến các yếu tố kia. Nhờ đó cho phép chúng ta đánh giá đầy đủ mối liên kết động của chúng. Tác giả sử dụng hệ số nhân tố Cholesky theo gợi ý của Sims (1980) để xác định những cú sốc trong hệ thống.

Các cú sốc biến động tăng trưởng cung tiền mở rộng BMG dẫn đến một phản ứng tích cực ban đầu đến GDP thực, có sự tác động cùng chiều và đặc biệt ảnh hưởng mạnh đến GDP trong 5 kỳ đầu tiên. Điều này được lý giải do Việt Nam là một quốc gia đang phát triển, khi nền kinh tế được tăng cường một lượng vốn thì sẽ thúc đẩy gia tăng sản xuất, hỗ trợ tích cực cho tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, trong dài hạn, phản ứng của GDP biến động không đáng kể và khi lượng vốn gia tăng vượt mức nhu cầu cần thiết của sản xuất từ kỳ thứ 6.

Phản ứng của GDP liên tục đảo chiều khi có các cú sốc của IRO ngay từ kỳ đầu tiên. Quá trình tự do hoá tài chính, sẽ làm cho lãi suất gia tăng sự biến động. Nhà nước dần dần bị hạn chế quyền can thiệp vào thị trường tiền tệ thông qua lãi suất. Chính vì vậy, khi lãi suất biến động sẽ có những tác động với biên độ lớn đến tốc độ tăng trưởng của kinh tế.

Tương tự như vậy, tỷ giá cũng là một trong những yếu tố đo lường mức độ mở cửa của thị trường tài chính. Tỷ giá cũng chịu nhiều áp lực từ các yếu tố bên ngoài của thị trường quốc tế. Nhìn vào phản ứng xung khi xảy ra các cú sốc của tỷ giá USD/VND thì ngay từ những kỳ đầu tiên đã có những tác động đến tốc độ tăng trưởng của nền kinh tế.

3.5. Phân rã phương sai

Phân rã phương sai của sai số khi dự báo các biến trong mô hình VECM nhằm phân tách phần đóng góp của các chuỗi thời gian khác cũng như của chính chuỗi thời gian đó trong phương sai của sai số dự báo. Các kết quả phân rã phương sai phù hợp với kết quả hàm phản ứng xung và quan trọng hơn nữa là xác định tầm quan trọng của các yếu tố tự do hoá tài chính đối với giá trị sản lượng thực tế trong nước. Mặc dù phần sai số dự báo trong GDP do sự biến động của tăng trưởng cung tiền mở rộng BMG là khoảng hơn 4% nhưng nó được duy trì qua các kỳ tiếp theo và kéo dài sau đó, không có dấu hiệu tắt dần. Biến động của lãi suất huy động được ghi nhận là trên 6% đối với sự biến động của GDP. Tác động của biến tỷ giá đối với tăng trưởng kinh tế được ghi nhận là không nhiều. Điều này hoàn toàn phù hợp với chính sách điều hành của tỷ giá Việt Nam hiện nay vẫn còn sự điều tiết của nhà nước nhiều so với sự điều tiết của thị trường.

Kết quả cho thấy GDP, BM, IRO, EX dừng ở bậc sai phân là I(1). Đối với mô hình NARDL, kiểm tra gốc đơn vị bắt buộc vì mô hình tự hồi quy phân phối trễ được áp dụng các chuỗi dừng tại I(0) hoặc I(1) hoặc hỗn hợp của I(0) và I(1). Mô hình không thể được áp dụng khi có bất kỳ biến nào dừng ở bậc thứ hai I(2). Vì với sự hiện diện của các biến I(2), giá trị thống kê F của kiểm tra đồng liên kết trở nên không hợp lệ. Do đó, trong cách tiếp cận NARDL, kiểm tra nghiệm đơn vị là quan trọng. Kết quả xác nhận không có chuỗi nào dừng ở bậc thứ hai, nghiên cứu này có thể tiến tới mô hình NARDL (Bảng 3).

Bảng 3: Các chuỗi dữ liệu dừng sai phân bậc 1

Giá trị	Nghiệm đơn vị bậc I(0)	Nghiệm đơn vị bậc I(1)
Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller - Giá trị t (Giá trị P)		
GDP	-2,645 (0,088)	-3,365 (0,015)*
EX	-0,824 (0,806)	-6,206 (0,000)*
IRO	-1,671 (0,441)	-8,119 (0,000)*
BM	-2,245 (0,192)*	-5,727 (0,000)*

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Bảng 4: Mô hình NARDL

Giá trị	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê	Giá trị P
DGDP(-1)	-0,069	0,128	-0,536	0,593
DBM_POS	-0,039	0,032	-1,199	0,234
DBM_POS(-1)	0,039	0,029	1,347	0,182
DBM_NEG	0,024	0,025	0,970	0,335
DEX_POS	-30,908	14,511	-2,129	0,036
DEX_NEG	-34,535	18,518	-1,864	0,066
DEX_NEG(-1)	26,355	15,425	1,708	0,092
DIRO_POS	-0,001	0,176	-0,011	0,991
DIRO_POS(-1)	0,411	0,187	2,195	0,031
DIRO_NEG	0,084	0,093	0,910	0,366
C	1,410	0,646	2,180	0,032
R2	0,164			
F-	1,318			
Kiểm định Ramsey RESET	Giá trị P = 0,016			
Kiểm định Breusch/Pagan heteroskedasticity	Giá trị P = 0,000			

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Mô hình NARDL được trình bày trong Bảng 4 kết quả xác nhận rằng mô hình không có bất kỳ vấn đề nào trong số các vấn đề đã nêu; do đó, nghiên cứu này có thể được sử dụng để ước tính NARDL.

Ngoài ra, Bảng 4 thể hiện kết quả của đồng liên kết phi tuyến giữa các biến dựa trên thống kê F của Pesaran và t_{BDM} theo Banerjee & cộng sự (1998). Giả thuyết H_0 : không có đồng liên kết. Giá trị thống kê F lớn hơn t_{BDM} , xác nhận rằng có mối quan hệ lâu dài giữa tự do hoá tài chính và tăng trưởng kinh tế. Do đó, mối quan hệ dài hạn có thể được phân tích thêm khi có ước lượng đồng liên kết phi tuyến.

Bảng 5: Kiểm định đồng tích hợp

Thống kê kiểm tra đồng tích hợp:	F: 9,762
	t_{BDM} : 2,180

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

Để đánh giá tác động phi tuyến của tổng thu thuế đối với tăng trưởng kinh tế, kiểm định Wald được thực hiện. Kết quả cho thấy $t = 2,380$ (với giá trị xác suất tương ứng là 0,020), điều này cho thấy tác động của

Bảng 6: Tác động của tự do hoá tài chính đến GDP trong ngắn hạn

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t
D(DBM_POS)	-0,039	0,0253	-1,547
D(DEX_NEG)	-34,535	13,944	-2,476
D(DIRO_POS)	-0,001	0,138	-0,014

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

tự do hoá tài chính đối với tăng trưởng kinh tế được ghi nhận có ý nghĩa thống kê trong dài hạn (Bảng 5).

Tác động bao gồm các thành phần tích cực và tiêu cực của tự do hoá tài chính đối với hiệu quả kinh tế trong ngắn hạn và lâu dài ở Bảng 6. Dòng vốn vào Việt Nam có tác động đến tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn, và vốn tăng một phần trăm dẫn đến biến động tiêu cực trong hoạt động kinh tế là 0,039 phần trăm. Khi lượng vốn từ bên ngoài gia tăng do tự do hoá tài chính, các điều kiện kinh tế và chính sách tiền tệ không kịp thích ứng, có thể gây nên những gánh nặng tài chính và những ảnh hưởng không tốt đối với sự tăng trưởng kinh tế. Tỷ giá tăng một phần trăm dẫn đến biến động tiêu cực trong hoạt động kinh tế là 30,908 phần trăm. Mặt khác, lãi suất cho vay tăng một phần trăm dẫn đến biến động tích cực trong hoạt động kinh tế là 0,409 phần trăm. Các phát hiện được hỗ trợ bởi các nghiên cứu thực nghiệm tác động của tự do hóa tài chính đến tăng trưởng kinh tế có hai mặt: trong đó một mặt mối quan hệ tích cực giữa tự do hóa tài chính và tăng trưởng kinh tế được ghi nhận (Ahmed, 2013; Haruna & Bakar, 2021). Các nghiên cứu khác cho thấy tự do khu vực

Bảng 7: Tác động bất đối xứng của tự do hoá tài chính đến GDP dài hạn

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Giá trị P
C	1,410	0,646	2,180	0,032
DGDP(-1)	-1,069	0,128	-8,291	0,000
DBM_POS(-1)	0,000	0,021	0,013	0,989
DBM_NEG	0,024	0,025	0,970	0,335
DEX_POS	-30,908	14,511	-2,129	0,036
DEX_NEG(-1)	-8,180	11,695	-0,699	0,486
DIRO_POS(-1)	0,409	0,154	2,652	0,010
DIRO_NEG	0,084	0,093	0,910	0,366
D(DBM_POS)	-0,039	0,032	-1,199	0,234
D(DEX_NEG)	-34,535	18,518	-1,864	0,066
D(DIRO_POS)	-0,001	0,176	-0,011	0,991
CointEq(-1)	-1,069	0,115	-9,287	0,000

Nguồn: Kết quả hồi quy Eviews10

tài chính ảnh hưởng đến sự bất ổn tài chính, khủng hoảng ngân hàng (Akinsola & Odhiambo, 2017; Misati & Nyamongo, 2012).

Kết quả mô hình trong Bảng 7 chỉ ra rằng hệ số đồng liên kết bằng -1,069 với mức ý nghĩa 5%. Điều này ngụ ý rằng tăng trưởng kinh tế có thể điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn sau mỗi cú sốc ngắn hạn do tự do hoá tài chính tạo ra. Để kiểm tra ý nghĩa trong nghiên cứu, thống kê của NARDL. Nghiên cứu này đã thực hiện kiểm tra tính ổn định của các thông số ước tính bằng cách sử dụng Cusum và Cusumsq. Kết quả khẳng định rằng Cusum và Cusumsq nằm trong các đường tới hạn với hệ số ý nghĩa là 5%, do đó mô hình ổn định và không bị chấn động đột ngột hoặc phá vỡ cấu trúc.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

4.1. Kết luận

Nghiên cứu chỉ ra rằng trong ngắn hạn có thể chứng minh được tác động của tự do hoá tài chính đối với tốc độ tăng trưởng GDP. Tác động của tự do hoá tài chính đối với tăng trưởng kinh tế ghi nhận những hiệu ứng tích cực và những hiệu ứng tiêu cực đối với tăng trưởng kinh tế.

Nghiên cứu cũng cho thấy tài chính đóng một vai trò quan trọng trong việc kích thích tăng trưởng và phát triển kinh tế. Tuy nhiên, các chính sách tự do hóa tài chính cần được thực hiện một cách thận trọng, có lưu ý đến trình tự và thời gian của các chính sách để tránh gây nguy hiểm cho sự ổn định tài chính.

Ngoài ra, chúng ta cũng không nên đồng nhất giữa tự do hóa thị trường và mở cửa thị trường. Khái niệm tự do hóa thị trường không thực sự giống với mở cửa thị trường, vì việc mở cửa thị trường không nhất thiết phải gắn liền với việc nới lỏng chính sách cho các doanh nghiệp nước ngoài trong cuộc cạnh tranh với các doanh nghiệp địa phương thường thấy trong chính sách tự do hóa.

4.2. Hàm ý chính sách

FTA được thỏa thuận giữa các quốc gia trong giao thương ngày càng mở rộng. Nghiên cứu cho thấy lãi suất cho vay có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Lãi suất cho vay tăng tác động cùng chiều với tốc độ tăng trưởng kinh tế. Xét về mặt thực tiễn, các ngân hàng thương mại chiếm một vị trí quan trọng đối với sự tăng trưởng kinh tế của Việt Nam.

Nghiên cứu kết luận rằng sự thiếu hụt nguồn vốn sẽ có những tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế ngay lập tức. Nghiên cứu khuyến nghị rằng các nhà hoạch định chính sách nên chú trọng các quy tắc khuyến khích và thu hút các dòng vốn của các nhà đầu tư nước ngoài vào trong nước. Trên thực tế, tỷ trọng các khoản đầu tư trong nước được tài trợ bởi vốn nước ngoài đang tăng lên qua các năm.

Nghiên cứu đã cho thấy rằng Ngân hàng Trung ương đóng vai trò rất quan trọng trong việc tăng cường tự do tài chính. Tự do hoá khu vực tài chính có điều tiết giúp phát triển kinh tế. Kết quả phân tích mô hình nghiên cứu cho thấy tỷ giá có những tác động tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế trong thời gian nghiên cứu. Dựa trên mối quan hệ nghịch đảo tồn tại giữa tăng tỷ giá USD/VND và tăng trưởng kinh tế được thiết lập bởi các kết quả nghiên cứu. Các nhà hoạch định chính sách nên đưa ra các chính sách điều tiết để điều chỉnh tỷ giá USD/VND một cách hợp lý. Cần phải có các biện pháp can thiệp, chuẩn bị nguồn ngoại tệ để tác động kịp thời khi tỷ giá có chiều hướng tăng đột biến, nhằm tránh các ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng kinh tế.

Các nước đang phát triển thường đẩy nhanh quá trình chuyển đổi trong giai đoạn liên kết các ngành công nghiệp trong nước với mạng lưới chuỗi cung ứng công nghiệp của các nước phát triển. Vì vậy quá trình xây dựng và thực hiện quyền bảo lưu các biện pháp vi phạm trong danh mục NCM so với các nước phát triển, các nước đang phát triển có nhiều hạn chế hơn để thực thi các quy định. Tuy nhiên, cấu trúc của NCM không nhất thiết có lợi cho việc khuyến khích mở cửa thị trường, đặc biệt là trong các lĩnh vực nhạy cảm. Trong thực thi các chính sách liên quan danh mục NCM, chính phủ không thể giải quyết các thất bại về chính sách, quy định, xã hội hoặc chính trị. Thực hiện quyền bảo lưu các biện pháp vi phạm trong danh mục NCM có nhiều rủi ro về mặt pháp lý và chính trị, ngay cả đối với chính phủ có kinh nghiệm trong tự do hóa, tư nhân hóa và áp dụng thị trường tự do.

Tự do hoá tài chính chỉ cho phép các nước bảo lưu một số lượng hạn chế các ngành, phân ngành nghĩa là được quyền bảo lưu các biện pháp vi phạm trong danh mục NCM. Việt Nam thực hiện bảo hộ cao đối với các

ngành dịch vụ, bao gồm dịch vụ ngân hàng, tài chính và bảo hiểm, bán buôn và bán lẻ các dịch vụ thương mại. Tuy nhiên, các nước phải giải trình với lý do hợp lý để được bảo lưu. Nếu không giải trình được lý do nhạy cảm, thì phải tuân thủ đúng những nguyên tắc tự do hoá tài chính, tức là phải mở cửa. Những thất bại trong xây dựng chính sách liên quan đến bảo lưu các biện pháp vi phạm trong danh mục NCM sẽ làm cho tác động tài chính mà các nước đang phát triển phải gánh chịu có hại hơn so với các nước phát triển.

Xuất phát từ những rủi ro và bất lợi khi tham gia các FTA. Nhiều quốc gia sử dụng hàng rào thuế quan và phi thuế quan để bảo vệ nền sản xuất trong nước. Thuế quan đối với hàng hóa nhập khẩu được thiết kế để tăng giá lên cùng mức hoặc cao hơn mức giá nội địa. Phi thuế quan như hạn ngạch nhập khẩu, trợ cấp, chống bán phá giá, tiêu chuẩn kỹ thuật và quy định y tế, tài chính...

Ngoài ra, khi thực hiện tự do hóa thị trường, Việt Nam phải tính toán cẩn thận thời điểm thích hợp. Trước khi tự do khu vực tài chính, chính phủ nên đưa ra các biện pháp trong nước nhằm hỗ trợ sự phát triển của các ngành trong nước. Hỗ trợ của chính phủ có thể dưới dạng các biện pháp khuyến khích, đặc quyền cụ thể cho các doanh nghiệp nội địa và xây dựng danh mục các biện pháp không tương thích đối với các hiệp định tự do hoá tài chính.

Tài liệu tham khảo

- Ahmed, A.D. (2013), 'Effects of financial liberalization on financial market development and economic performance of the SSA region: An empirical assessment', *Economic Modelling*, 30, 261-273. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.09.019>.
- Akinsola, F.A. & Odhiambo, NM (2017), 'The impact of financial liberalization on economic growth in sub-Saharan Africa', *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1338851. DOI: <https://doi.org/10.1080/23322039.2017.1338851>.
- Ali, A. (2022), 'Financial liberalization, institutional quality and economic growth nexus: panel analysis of african countries', *Bulletin of Business and Economics*, 11(3), 27-36.
- Arestis, P. & Demetriades, P. (1999), 'Financial liberalization: the experience of developing countries', *Eastern Economic Journal*, 25(4), 441-457.
- Bekaert, G., Harvey, C.R. & Lundblad, C. (2005), 'Does financial liberalization spur growth?', *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3-55. DOI: <https://doi.org/10.3386/w8245>.
- Bùi Trung Hiệp (2015), 'Nghiên cứu thực trạng triển khai phương pháp mô phỏng trong đào tạo ngành Quản trị kinh doanh tại Trường Đại Học Kinh Tế - Đại Học Đà Nẵng', *Tạp chí Khoa học Kinh tế*, 3(01), 61-69.
- Chandrasekhar, C.P. (2008), *Financial liberalization and the new dynamics of growth in India*, Third World Network, India.
- Chiarella, C., Cubillas, E. & Suárez, N. (2019), 'Bank recapitalization in Europe: Informational content in the issuing method', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 63, 101134. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2019.101134>.
- Eichengreen, B. & Xia, G. (2019), 'China and the SDR : Financial Liberalization through the Back Door', *Quarterly Journal of Finance*, 9(3), 1-36. DOI: <https://doi.org/10.1142/s2010139219500071>.
- Haruna, AA & Bakar, ASA (2021), 'Domestic financial liberalization and economic growth nexus: the role of corruption', *Journal of Financial Crime*, 28(4), 1210-1231. DOI: <https://doi.org/10.1108/JFC-10-2020-0217>.
- Johnston, R.B. & Sundararajan, V. (1999), 'Sequencing Financial Sector Reforms', in Johnston, R.B. & Sundararajan, V., *Managing Financial Sector Liberalization: An Overview*, International Monetary Fund, Washington, DC, 1-23.
- Kolcava, D., Nguyen, Q. & Bernauer, T. (2019), 'Does Trade Liberalization Lead to Environmental Burden Shifting in the Global Economy?', *Ecological Economics*, 163, 98-112. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.05.006>.

-
- Mahrinasari, M.S., Haseeb, M., Ammar, J. & Meiryani (2019), 'Is trade liberalization a hazard to sustainable environment?: fresh insight from ASEAN countries', *Polish Journal of Management Studies*, 19(1), 249–259.
- Misati, R.N. & Nyamongo, E.M. (2012), 'Financial liberalization, financial fragility and economic growth in Sub-Saharan Africa', *Journal of Financial Stability*, 8(3), 150-160. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2011.02.001>.
- Mukhtar, T., Jehan, Z., & Bilquees, F. (2019), 'Is trade openness inflationary in developing economies', *Pakistan Economic and Social Review*, 57(1), 47–68.
- Nguyễn Thành Đạt. (2019), 'Nguồn vốn ngân hàng ảnh hưởng đến khả năng sinh lời và rủi ro tín dụng của ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam', *Tạp Chí Nghiên Cứu Tài Chính-Marketing*, 3(1), 12–21.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014), 'Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework', in Schmidt, P., Horrace, W.C. & Sickles, R.C. (eds), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1807745>.
- Shu, P. & Steinwender, C. (2019), 'The impact of trade liberalization on firm productivity and innovation', *Innovation Policy and the Economy*, 19(1), 39-68. DOI: <https://doi.org/10.3386/w24715>.