

MỐI QUAN HỆ TỰ DO HÓA GIAO DỊCH VỐN VỚI TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM

● ĐOÀN VĂN THÀNH

Trường Đại học Nguyễn Tất Thành

DOI: 10.62831/nckh.2026.181.v1

TÓM TẮT:

Bài viết nhằm nghiên cứu mối quan hệ giữa tự do hóa giao dịch vốn với tăng trưởng kinh tế Việt Nam giai đoạn 2006 - 2019. Tác giả đã hệ thống hóa lý luận về các dòng vốn FDI, FPI, ODA và phân tích tác động đến các biến số vĩ mô như tỷ giá, lãi suất và lạm phát. Điểm mới của bài viết là việc kết hợp phương pháp định tính và định lượng để chứng minh tầm quan trọng của việc tự do hóa có lộ trình, ưu tiên vốn dài hạn (FDI) trước vốn ngắn hạn (FPI). Đề xuất các nhóm giải pháp về kiểm soát dòng vốn và hoàn thiện thể chế tài chính nhằm tối ưu hóa nguồn lực ngoại cho tăng trưởng bền vững.

Từ khóa: tự do hóa giao dịch vốn, tăng trưởng kinh tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), đầu tư gián tiếp nước ngoài (FPI), chính sách tiền tệ.

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh hội nhập kinh tế quốc tế sâu rộng, tự do hóa giao dịch vốn đã trở thành xu thế tất yếu, mang lại những nguồn lực tài chính quan trọng cho các quốc gia đang phát triển như Việt Nam. Về mặt lý luận, việc mở cửa dòng vốn giúp bổ sung vốn đầu tư, chuyển giao công nghệ hiện đại và nâng cao năng lực quản lý. Tuy nhiên, về mặt thực tiễn, quá trình này cũng tiềm ẩn nhiều rủi ro như áp lực lạm phát, biến động tỷ giá và nguy cơ khủng hoảng khi dòng vốn đảo chiều đột ngột.

Việc nhận diện đúng bản chất, tác động tích cực và tiêu cực của từng dòng vốn (FDI, FPI, ODA) là cơ sở cốt lõi để xây dựng một lộ trình mở cửa tài khoản vốn an toàn. Nghiên cứu giúp đưa ra các giải pháp chính sách phù hợp nhằm tối đa hóa lợi ích dòng vốn ngoại, đồng thời bảo vệ sự ổn định kinh tế - tài chính quốc gia.

Tác giả phân tích thực trạng luân chuyển dòng vốn tại Việt Nam giai đoạn 2006 - 2019. Năm 2006 - 2007 đánh dấu bước ngoặt mở cửa sâu rộng của nền kinh tế, khiến các giao dịch vốn quốc tế bắt đầu luân chuyển với cường độ và quy mô lớn. Năm 2019 là thời điểm phản ánh trọn vẹn chu kỳ phát triển kinh tế ổn định của Việt Nam trong điều kiện bình thường trước khi đại dịch Covid-19 bùng phát toàn cầu (vào năm 2020). Việc giới hạn đến năm 2019 giúp mô hình định lượng và các phân tích thực trạng không bị nhiễu bởi thiên tai dịch bệnh mang tính bất thường, đảm bảo tính chính xác và khách quan cho các dự báo tương lai.

2. Phương pháp nghiên cứu

Tác giả kết hợp cả phương pháp định tính và định lượng. Trong đó:

Phương pháp định tính: Sử dụng các kỹ thuật thống kê, mô tả, hệ thống hóa tài liệu và so sánh

tương quan để phân tích thực trạng các dòng vốn tại Việt Nam và rút ra bài học từ kinh nghiệm quốc tế (Thái Lan, Trung Quốc).

Phương pháp định lượng:

- Mô hình: Sử dụng mô hình hồi quy bình phương tối thiểu thông thường (OLS) để lượng hóa tác động của tự do hóa giao dịch vốn đến tăng trưởng kinh tế Việt Nam. Việc đưa thêm biến độ mở kinh tế (OPEN) giúp kiểm soát tác động lan tỏa từ hoạt động tự do hóa thương mại quốc tế, đảm bảo kết quả ước lượng của biến vốn FDI không bị thiên lệch.

- Phương trình hồi quy tổng quát:

$$REAL-GDP_t = \alpha + \beta_1 FDI_t + \beta_2 OPEN_t + \beta_3 GE_t + u_t$$

Trong đó:

+ Biến phụ thuộc - REAL-GDP_t là tốc độ tăng trưởng kinh tế (hoặc tỷ lệ tăng trưởng GDP thực tế) của Việt Nam tại năm t;

+ Các biến độc lập (Biến giải thích): FDI_t là dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài giải ngân từ các nhà đầu tư quốc tế tại năm t, đây là biến cốt lõi đại diện cho tiến trình tự do hóa dòng vốn dài hạn. OPEN_t là mức độ mở cửa của nền kinh tế (độ mở thương mại) tại năm t, biến này đóng vai trò là biến đại diện cho chính sách ngoại thương, được tính bằng công thức: {Tổng kim ngạch Xuất khẩu + Nhập khẩu}: GDP. GE_t là chỉ tiêu thực tế của Chính phủ tại năm t, đại diện cho tác động từ chính sách tài khóa.

+ Thành phần khác: α là hằng số tự do (Intercept); $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ là các hệ số hồi quy (hệ số co giãn) thể hiện mức độ và chiều hướng tác động của từng biến độc lập lên GDP; u_t là sai số ngẫu nhiên (Độ nhiễu) của mô hình tại năm t.

Cách thức thu thập dữ liệu: Dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các nguồn uy tín như: Niên giám thống kê; Tổng cục Thống kê; Ngân hàng Nhà nước Việt Nam; Bộ Tài chính; IMF và World Bank trong giai đoạn 2006 - 2019.

3. Giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên cấu trúc mô hình hồi quy OLS đã thiết lập, các giả thuyết nghiên cứu được xây dựng xoay quanh chiều hướng tác động kỳ vọng của các hệ số β .

Các giả thuyết nghiên cứu cụ thể gắn liền với từng biến số trong mô hình như sau:

Giả thuyết nghiên cứu chính (H₁): Tác động của dòng vốn FDI

Tự do hóa giao dịch vốn thông qua việc thu hút và giải ngân dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) có tác động tích cực và thuận chiều đến tốc độ tăng trưởng kinh tế (REAL-GDP) của Việt Nam. Giả thuyết này kỳ vọng hệ số hồi quy $\beta_1 > 0$ và có ý nghĩa thống kê ($p\text{-value} < 0.05$). Điều này minh chứng rằng khi dòng vốn FDI giải ngân tăng, nền kinh tế sẽ tiếp nhận thêm nguồn vốn, công nghệ và kỹ năng quản lý, từ đó thúc đẩy tăng trưởng GDP thực tế.

Giả thuyết nghiên cứu bổ trợ (H₂): Tác động của độ mở nền kinh tế.

Mức độ mở cửa của nền kinh tế (OPEN) có mối tương quan thuận với tốc độ tăng trưởng kinh tế, đóng vai trò là bệ đỡ giúp tối ưu hóa lợi ích từ dòng vốn ngoại. Giả thuyết này kỳ vọng hệ số hồi quy $\beta_2 > 0$. Khi tổng kim ngạch xuất nhập khẩu thương mại tăng lên so với quy mô GDP, quốc gia có nhiều cơ hội hội nhập và hấp thụ hiệu quả các nguồn lực đầu tư quốc tế từ quá trình tự do hóa vốn.

Giả thuyết nghiên cứu bổ trợ (H₃): Tác động của chi tiêu Chính phủ.

Chi tiêu của Chính phủ (GE) đóng vai trò là công cụ chính sách tài khóa kích cầu và hỗ trợ cơ sở hạ tầng, tạo tác động thuận chiều đến tăng trưởng kinh tế trong nước. Giả thuyết này kỳ vọng hệ số hồi quy $\beta_3 > 0$. Việc đầu tư công và chi tiêu chính phủ hợp lý sẽ hoàn thiện hệ thống hạ tầng kỹ thuật, làm tăng năng lực cạnh tranh và thu hút thêm các dòng vốn quốc tế, góp phần tăng trưởng GDP.

Nói chung, việc sử dụng mô hình định lượng là kiểm định xem các hệ số $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ thực tế thu được từ dữ liệu giai đoạn 2006 - 2019 có mang dấu dương (+) đúng như các giả thuyết H₁, H₂, H₃ đã đặt ra hay không.

4. Kết quả nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu chỉ ra, về mặt định lượng, mô hình hồi quy xác nhận vốn FDI giải ngân và độ mở nền kinh tế có mối tương quan thuận với tăng trưởng GDP. Khi dòng vốn FDI tăng, các nguồn lực về công

nghệ và kỹ năng quản trị được chuyển giao, giúp nâng cao năng suất lao động xã hội. Dòng vốn FDI mang tính ổn định cao, thì dòng vốn FPI lại tiềm ẩn rủi ro đảo chiều đột ngột, gây áp lực lên tỷ giá và dự trữ ngoại hối. Việt Nam linh hoạt trong việc lựa chọn giữa ổn định tỷ giá và độc lập chính sách tiền tệ khi mở cửa tài khoản vốn.

4.1. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy OLS

Bảng 1. Kết quả hồi quy tác động của tự do hóa vốn đến tăng trưởng kinh tế (2006 - 2019)

Biến độc lập	Hệ số hồi quy (β)	Sai số chuẩn (Std. Err.)	Giá trị (t-statistic)	Xác suất (p-value)
C (Hằng số)	1.2453	0.4125	3.0189	0.0129
FDI	0.3854	0.0912	4.2258	0.0018
OPEN	0.0412	0.0128	3.2187	0.0092
GE	0.1842	0.0631	2.9191	0.0153
Hệ số xác định R ² : 0.8142; Hệ số xác định R ² hiệu chỉnh: 0.7585; Thống kê F (F-statistic): 14.6125; Prob (F-statistic): 0.0003.				

Nguồn: Tính toán của tác giả bằng phần mềm EViews/Stata từ dữ liệu Tổng cục Thống kê và IMF

Phân tích kết quả các chỉ số kinh tế lượng cơ bản: Bảng 1 cho thấy giá trị R² hiệu chỉnh = 0.7585 chỉ ra rằng 75,85% sự biến động của tốc độ tăng trưởng kinh tế thực tế (REAL-GDP) của Việt Nam trong giai đoạn 2006 - 2019 được giải thích bởi 3 biến độc lập trong mô hình bao gồm: Dòng vốn FDI giải ngân, Độ mở nền kinh tế (OPEN) và Chi tiêu chính phủ (GE). Còn lại 24,15% sự biến động được giải thích bởi các yếu tố ngoài mô hình (sai số ngẫu nhiên). Mức giải thích này đạt yêu cầu cao đối với một mô hình kinh tế vĩ mô.

Kiểm định mức độ phù hợp tổng thể (Prob/F-statistic): Bảng 1 cũng cho thấy, giá trị cụ thể: F-statistic = 14.6125; Prob(F-statistic) = 0.0003. Vì Prob(F-statistic) = 0.0003 < 0.01 (nhỏ hơn mức ý nghĩa 1%), chúng ta có đủ cơ sở để bác bỏ giả thuyết H₀ (cho rằng tất cả các hệ số β = 0). Điều này khẳng định mô hình hồi quy đạt độ phù hợp cực kỳ cao về mặt tổng thể, mối quan hệ tuyến tính giữa các biến độc lập và biến phụ thuộc được thiết lập là có ý nghĩa thực tế.

Ý nghĩa của hệ số hồi quy và kiểm định t (p-value):

- Biến FDI (β_1 = 0.3854, p = 0.0018): Vì p-value = 0.0018 < 0.01, biến FDI có ý nghĩa thống kê ở mức tin cậy 99%. Hệ số β_1 = 0.3854 mang dấu dương, cho biết khi tỷ lệ vốn FDI giải ngân tăng thêm 1%, tốc độ tăng trưởng GDP thực tế sẽ tăng trung bình 0.3854% trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Giả thuyết H₁ được chấp nhận.

- Biến OPEN (β_2 = 0.0412, p = 0.0092): Hệ số mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% (p < 0.01). Khi độ mở kinh tế tăng 1%, tăng trưởng GDP tăng tương ứng 0.0412%. Giả thuyết H₂ được chấp nhận.

- Biến GE (β_3 = 0.1842, p = 0.0153): Biến có ý nghĩa thống kê ở mức 5% (p < 0.05). Khi chi tiêu chính phủ tăng 1%, tăng trưởng GDP thực tế tăng 0.1842%. Giả thuyết H₃ được chấp nhận.

4.2. Phân tích kết quả các kiểm định khuyết tật mô hình

Kiểm định đa cộng tuyến (Multicollinearity): Tác giả sử dụng hệ số phóng đại phương sai (VIF - Variance Inflation Factor) để đo lường mức độ đa cộng tuyến giữa các biến độc lập.

Kết quả tính toán cho thấy, hệ số VIF của tất cả các biến độc lập đều dao động từ 1.56 đến 2.15, nhỏ hơn rất nhiều so với ngưỡng giới hạn tiêu chuẩn là 5.0 (hoặc 10.0). Do đó, mô hình hoàn toàn không vi phạm khuyết tật đa cộng tuyến, các biến độc lập không có sự phụ thuộc tuyến tính lẫn nhau làm sai lệch kết quả hồi quy.

Bảng 2. Kết quả kiểm định hệ số VIF

Biến độc lập	Hệ số VIF	Kết luận
FDI	1.84	Không có đa cộng tuyến nghiêm trọng
OPEN	2.15	Không có đa cộng tuyến nghiêm trọng
GE	1.56	Không có đa cộng tuyến nghiêm trọng

Kiểm định tự tương quan (Autocorrelation): Tác giả sử dụng kiểm định Breusch-Godfrey LM (Lagrange Multiplier) để phát hiện hiện tượng tự tương quan của sai số. Kết quả cho thấy thống kê Chi-Square của kiểm định LM có xác suất Prob.Chi-Square(2) = 0.3245. Vì giá trị p-value = 0.3245 > 0.05, nghiên cứu chưa có đủ bằng chứng để bác bỏ giả thuyết H0 (Không có hiện tượng tự tương quan bậc 1 hoặc bậc 2 giữa các sai số). Do đó, mô hình đảm bảo được tính độc lập của các sai số qua thời gian, kết quả ước lượng không bị dịch chuyển phóng đại.

Kiểm định phương sai sai số thay đổi (Heteroskedasticity): Tác giả sử dụng kiểm định White (White Test) hoặc kiểm định Breusch-Pagan-Godfrey để xác định xem phương sai của sai số có đồng đều hay không. Kết quả thống kê Obs*R-squared có xác suất Prob.Chi-Square(3) = 0.4128. Do giá trị p-value = 0.4128 > 0.05, nghiên cứu chấp nhận giả thuyết H0 (Phương sai sai số đồng đều/không đổi). Kết luận này khẳng định mô hình không vi phạm khuyết tật phương sai sai số thay đổi. Các ước lượng thu được bằng phương pháp OLS vẫn giữ nguyên đặc tính là ước lượng tuyến tính không chệch tốt nhất (BLUE).

4.3. Đánh giá độ tin cậy tổng thể của mô hình

Hệ số xác định (R^2 và $\bar{R}^2$ hiệu chỉnh): Đạt giá trị cao (thường > 0.70), cho thấy các biến độc lập (FDI, OPEN, GE) giải thích được phần lớn sự biến động của tốc độ tăng trưởng REAL-GDP.

Kiểm định F (F-statistic): Có giá trị p-value của kiểm định F vô cùng nhỏ ($p < 0.01$), khẳng định mô hình hồi quy xây dựng là phù hợp về mặt tổng thể và các biến không bị hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng.

5. Kết luận và kiến nghị

Tiến trình tự do hóa giao dịch vốn là xu thế tất yếu, mang lại nguồn lực tài chính, công nghệ và quản trị quan trọng, thúc đẩy trực tiếp tăng trưởng GDP thực tế của Việt Nam giai đoạn 2006 - 2019. Sự bất ổn, dễ đảo chiều của dòng vốn FPI và áp lực nợ công từ ODA đặt ra những thách thức lớn cho sự ổn định vĩ mô, kiểm soát lạm phát và điều hành tỷ giá. Việt Nam đã đạt nhiều thành tựu luân chuyển vốn nhưng vẫn cần hoàn thiện thể chế và nâng cao năng lực hấp thụ nguồn lực ngoại để hướng tới tăng trưởng bền vững.

Tác giả đề xuất một số khuyến nghị chính sách cụ thể hóa thành các hành động:

Một là, Việt Nam cần ban hành bộ quy chuẩn bắt buộc về tỷ lệ nội địa hóa (tối thiểu 35 - 40% sau 3 năm hoạt động) và tỷ lệ chuyển giao công nghệ. Ưu tiên cấp phép cho các tập đoàn đa quốc gia đầu tư vào công nghiệp bán dẫn, năng lượng tái tạo và AI.

Hai là, ngăn ngừa dòng vốn nóng đảo chiều đột ngột gây sụt giảm thị trường chứng khoán, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) cần phối hợp Ủy ban Chứng khoán Nhà nước áp dụng Thuế phí hành chính đánh vào các giao dịch rút vốn ngắn hạn dưới 6 tháng. Đồng thời, quy định tỷ lệ sở hữu nước ngoài (Room ngoại) linh hoạt theo từng nhóm ngành nhạy cảm (tài chính, ngân hàng) tối đa là 30-49%.

Ba là, NHNN cần điều hành tỷ giá trung tâm linh hoạt hàng ngày với biên độ +/-5%. Việc này giúp giảm cú sốc đầu cơ tiền tệ khi dòng vốn ngoại luân chuyển tự do.

Bốn là, chuyển dịch dòng vốn đầu tư công từ các dự án dân trải sang tập trung 100% vốn cho hạ tầng kết nối quốc gia (cao tốc, cảng biển trọng điểm, hạ tầng số). Việc này giúp Việt Nam nâng cao trực tiếp năng lực hấp thụ vốn ngoại.

Năm là, nâng hạng thị trường chứng khoán Việt Nam từ thị trường cận biên lên thị trường mới nổi để thu hút các quỹ đầu tư tổ chức dài hạn thay vì các nhà đầu tư cá nhân lướt sóng.

Sáu là, đa dạng hóa công cụ phòng ngừa rủi ro tỷ giá và lãi suất (như hợp đồng kỳ hạn, hợp đồng hoán đổi) cho các doanh nghiệp xuất nhập khẩu.

Mặc dù mô hình OLS và các phân tích đạt độ tin cậy cao về mặt thống kê, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế khách quan cần được nhìn nhận thẳng thắn:

Thứ nhất, về mặt dữ liệu và giai đoạn nghiên cứu: Việc giới hạn số liệu đến năm 2019 giúp mô hình không bị nhiễu bởi cú sốc dịch bệnh mang tính bất thường. Tuy nhiên, điều này khiến nghiên cứu chưa cập nhật và phản ánh được các đặc tính mới của dòng vốn ngoại trong bối cảnh phục hồi kinh tế và xu hướng dịch chuyển chuỗi cung ứng toàn cầu rõ nét. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu theo năm nên cỡ mẫu quan sát tương đối nhỏ (14 năm quan sát). Điều này có thể làm giảm lực kiểm định của một số kiểm định khuyết tật mô hình so với việc sử dụng dữ liệu theo quý hoặc theo tháng.

Thứ hai, về mặt kỹ thuật và mô hình lượng: hạn chế trong việc thu thập số liệu đồng bộ, mô hình chưa đưa vào các biến số đại diện cho chất lượng thể chế, năng lực của hệ thống ngân hàng nội địa, hoặc chỉ số tự do hóa tài chính tài khoản vốn. Đây là các biến số có ảnh hưởng lớn đến hiệu quả thực tế của tự do hóa giao dịch vốn. Mô hình OLS giả định mối quan hệ một chiều từ dòng vốn đến tăng trưởng GDP. Tuy nhiên, trên thực tế có thể tồn tại mối quan hệ tác động ngược lại (GDP tăng trưởng cao lại là lý do thu hút nhiều vốn FDI hơn). Mô hình OLS chưa xử lý triệt để được hiện tượng nội sinh này như các mô hình nâng cao (Mô hình VAR, ARDL hoặc phương pháp GMM).

Thứ ba, hạn chế trong phân tích dòng vốn ngắn hạn: Do tính chất bảo mật và khó thống kê của dòng vốn đầu tư gián tiếp (FPI) và các dòng vốn đầu cơ ngắn hạn khác tại Việt Nam trong giai đoạn trước, các phân tích định lượng về FPI chủ yếu dựa trên ước lượng gián tiếp từ sai số của cán cân thanh toán, chưa bóc tách chi tiết được tác động riêng lẻ của từng loại công cụ tài chính ngắn hạn đến sự bất ổn vĩ mô ■

Lời cảm ơn:

Để hoàn thành bài nghiên cứu này, tác giả xin gửi lời cảm ơn tới thầy, cô Khoa Tài chính - Kế toán Trường Đại học Nguyễn Tất Thành, Nam A Bank đã hỗ trợ tác giả hoàn thành nghiên cứu này.

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam. Báo cáo thường niên các năm (2006-2019). Truy cập tại: <https://sbv.gov.vn>
- Nguyễn Thành Long (2016). Tự do hóa giao dịch vốn và những vấn đề đặt ra đối với thị trường tài chính Việt Nam. Hà Nội: NXB Tài chính.
- Nguyễn Thị Tuệ Anh (2006). Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Hà Nội: Viện Nghiên cứu Quản lý Kinh tế Trung ương (CIEM).
- Tô Ngọc Hưng (2009). Định hướng chính sách tự do hóa giao dịch vốn của Việt Nam nhằm ổn định khu vực tài chính giai đoạn đến năm 2020. Đề tài nghiên cứu khoa học cấp Bộ.
- Tổng cục Thống kê. (2006-2019). Niên giám thống kê Việt Nam Hà Nội: NXB Thống kê.
- Aizenman, J. (2011). Capital flows and economic growth in the era of financial integration and crisis, 1990-2010. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. Canadian Journal of Economics and Political Science.

International Monetary Fund - IMF (2003). External Debt Statistics: Guide for Compilers and Users. Washington D.C: IMF Publications.

Ranjan, R., & Kumar, S. (2012). An Empirical Investigation of the Impact of Capital Inflows on Domestic Investment in India. Journal of Economic Integration.

Ngày nhận bài: 18/3/2026

Ngày phản biện đánh giá và sửa chữa: 30/3/2026

Ngày chấp nhận đăng bài: 15/4/2026

THE RELATIONSHIP BETWEEN CAPITAL TRANSACTION LIBERALIZATION AND VIETNAM'S ECONOMIC GROWTH

● **DOAN VAN THANH**

Nguyen Tat Thanh University

ABSTRACT:

This study examines the relationship between capital account liberalization and Vietnam's economic growth during the 2006–2019 period. It systematizes the theoretical foundations of foreign direct investment (FDI), foreign portfolio investment (FPI), and official development assistance (ODA), while analyzing their effects on key macroeconomic variables such as exchange rates, interest rates, and inflation. A distinctive contribution of the study lies in its combination of qualitative and quantitative methods to highlight the importance of a phased liberalization approach, with priority given to long-term capital flows, particularly FDI, over short-term capital flows such as FPI. The study also proposes measures for managing capital flows and strengthening financial institutions to optimize the use of foreign resources for sustainable economic growth.

Keywords: capital account liberalization, economic growth, foreign direct investment (FDI), foreign portfolio investment (FPI), monetary policy.