

# TÁC ĐỘNG CỦA VỐN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI VÀ THƯƠNG MẠI QUỐC TẾ ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM

IMPACT OF FDI AND INTERNATIONAL TRADE ON ECONOMICS GROWTH IN VIETNAM

Hà Thành Công

## TÓM TẮT

Thương mại quốc tế và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) thường được coi là chất xúc tác tạo thuận lợi cho tăng trưởng kinh tế và hội nhập của các quốc gia đối với nền kinh tế thế giới. Nghiên cứu này điều tra mối quan hệ giữa đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế, tích lũy tài sản cố định gộp và tốc độ tăng trưởng GDP của Việt Nam từ 1990 đến 2017. Dựa vào kiểm định đồng liên kết Johansen và mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM) cho thấy có mối quan hệ lâu dài giữa các biến số này. Các biến số đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế và tích lũy tài sản cố định có tác động đáng kể đến tốc độ tăng trưởng GDP ở Việt Nam.

**Từ khóa:** Thương mại quốc tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài, tăng trưởng kinh tế, Việt Nam.

## ABSTRACT

International trade and foreign direct investment (FDI) are often regarded as catalysts to facilitate economic growth and integration of nations to the world economy. This study investigates the relationship between foreign direct investment, international trade, gross capital formation and Vietnam's GDP growth rate from 1990 to 2017. Based on Johansen cointegration test and the vector error correction model (VECM) shows a long - run relationship between these variables. The variables of foreign direct investment, international trade and gross capital formation have a significant impact on GDP growth in Vietnam.

**Keywords:** International trade, foreign direct investment, economic growth, Vietnam.

Khoa Quản lý kinh doanh, Trường Đại học Công nghiệp Hà Nội

Email: htc123000@gmail.com

Ngày nhận bài: 12/01/2019

Ngày nhận bài sửa sau phản biện: 20/4/2019

Ngày chấp nhận đăng: 10/6/2019

## 1. GIỚI THIỆU

Phát triển kinh tế luôn là yêu cầu khẩn thiết mang tính toàn cầu. Toàn cầu hóa kết nối các quốc gia lại gần nhau hơn, đóng vai trò quan trọng với các nước đang phát triển. Các luồng tài chính, thông tin, kỹ năng, công nghệ, hàng hóa và dịch vụ giữa các nước đang tăng lên một cách nhanh chóng. Thương mại đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao kỹ năng thông qua nhập khẩu và công nghệ tiên tiến. Các doanh nghiệp xuất khẩu bị thúc đẩy để áp dụng tiến bộ công nghệ nhằm đối phó với sự cạnh tranh

khốc liệt (Frankel và Romer, 1999). Tự do hóa thương mại làm giảm các chi phí giao dịch quốc tế và cần thiết phải đầu tư trực tiếp nước ngoài. Việc tự do hóa các dòng vốn đã góp phần mở rộng dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Do quá trình sản xuất bị phân tán và di chuyển trên phạm vi toàn cầu, chuỗi giá trị toàn cầu đã trở thành trung tâm của nền kinh tế thế giới (Cattaneo và cộng sự, 2010). FDI là một trong những yếu tố năng động nhất trong luồng các nguồn lực quốc tế, nó là một gói các tài sản hữu hình và vô hình và là chất xúc tác cho đầu tư và các năng lực trong nước. FDI giúp bổ sung nguồn vốn đầu tư phát triển (Brems, H., 1970), phát triển nguồn nhân lực và tạo việc làm (Gregorio, Jose, 2003), mở rộng thị trường và thúc đẩy xuất khẩu, thúc đẩy quá trình chuyển dịch cơ cấu kinh tế.

Kể từ khi thực hiện chính sách Đổi mới năm 1986, cùng với sự ra đời của Luật Đầu tư trực tiếp nước ngoài năm 1987. Tăng trưởng kinh tế của Việt Nam đã có những bước tiến vượt bậc. Bài báo này phân tích vai trò của FDI và thương mại quốc tế đối với tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong khung lý thuyết tăng trưởng nội sinh. Bài báo này sử dụng các kỹ thuật chuỗi thời gian để phân tích ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu hàng năm trong giai đoạn 1990 - 2017. Phân tích thực nghiệm bắt đầu bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS), người ta thấy rằng có tác động tích cực không đáng kể về đầu tư trực tiếp nước ngoài đối với tổng sản phẩm quốc nội (GDP) tại Việt Nam. Ngoài ra, có một tác động đáng kể cũng như tích cực của sự hình thành tổng vốn cố định, tỷ giá hối đoái thực và lãi suất thực đối với tăng trưởng kinh tế; tuy nhiên, có tác động tiêu cực và không đáng kể của tỷ lệ lạm phát đến tăng trưởng kinh tế. Do đó, kết quả của kiểm định tính dừng (Augmented Dickey Fuller - ADF) cho thấy rằng chuỗi này không dừng ở sai phân bậc không, sai phân bậc một và dừng tại sai phân bậc hai. Nghiên cứu này sử dụng thử nghiệm quan hệ nhân quả Granger để tìm mối quan hệ giữa FDI và GDP. Kết quả cho thấy có mối quan hệ nhân quả một chiều giữa FDI và GDP trong bối cảnh Việt Nam.

Để đo lường các tác động của FDI đối với tăng trưởng kinh tế, với mục đích sử dụng các yếu tố đặc trưng trong hầu hết các tài liệu nghiên cứu về FDI, cụ thể là ở Nam Phi. Các nghiên cứu được thực hiện bởi Fedderke và Romm (2004) và Moolman và cộng sự (2006) đã cung cấp mô hình

cơ sở. Mô hình cơ sở sau đó được mở rộng bằng cách thêm các biến có dữ liệu. Các kiểm định Augmented Dickey - Fuller (ADF) và Phillips Perron (PP) đã được sử dụng để kiểm tra tính dừng trong nghiên cứu này. Sau đó tiến hành kiểm định đồng liên kết bằng việc sử dụng kỹ thuật Mô hình Vector tự hồi quy (VECM) được phát triển bởi Johansen (1990) và Juselius (1995). Các kiểm định chẩn đoán bao gồm phương sai sai số thay đổi, tính chuẩn của các phần dư và tự tương quan đã được thực hiện trên mô hình. Cuối cùng để đo lường phản ứng và phân tích phương sai được thực hiện để xác định mức độ đáp ứng và chuyển động trong biến phụ thuộc do các cú sốc từ các biến độc lập.

Phần còn lại của bài báo tiến hành như sau: Phần 2 tập trung vào tổng quan tài liệu, phần 3 thảo luận về phương pháp và nguồn dữ liệu, phần 4 trình bày những phát hiện thực nghiệm và phần 5 trình bày một số nhận xét kết luận.

## 2. TỔNG QUAN TÀI LIỆU

Đầu tư trực tiếp nước ngoài và thương mại quốc tế đã được công nhận là nhân tố quan trọng trong quá trình tăng trưởng kinh tế. Có rất nhiều tài liệu nghiên cứu về tác động của FDI và thương mại đối với tăng trưởng kinh tế qua nhiều giai đoạn và bằng nhiều phương pháp khác nhau. Các nghiên cứu giữa các quốc gia và quốc gia cụ thể đã phân tích ảnh hưởng của FDI và thương mại quốc tế tới tăng trưởng kinh tế (Kohpaiboon, A., 2004; Lipsey, RE, 2000; Pahlavani, M., E. Wilson & AC Worthington, 2005) phần lớn kết luận rằng cả FDI và thương mại quốc tế thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, thực tế là FDI bị thu hút bởi các quốc gia được mong đợi tăng trưởng nhanh hơn và tuân theo các chính sách mở cửa thương mại. Tuy nhiên, mức độ tác động đến mỗi quốc gia là khác nhau (Balasubramanyam, 1996). Nghiên cứu của Alalaya (2008) nhận thấy, thương mại quốc tế và FDI có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở Jordan trong giai đoạn 1990-2008 bằng cách áp dụng mô hình ARDL. Theo Yao (2006), có mối quan hệ chặt chẽ giữa xuất khẩu, FDI và tăng trưởng kinh tế đối với Trung Quốc. Acaravci và Ozturk (2012) đã phân tích mối quan hệ lâu dài giữa đầu tư trực tiếp nước ngoài, xuất khẩu và tốc độ tăng trưởng kinh tế bằng cách sử dụng mô hình ADRL và kiểm định Granger để kiểm tra quan hệ nhân quả giữa các biến số với dữ liệu quý từ năm 1994 đến năm 2008. Các quốc gia trong mẫu bao gồm: Bulgaria, Cộng hòa Séc, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Ba Lan, Romania, Slovakia và Slovenia. Họ phát hiện ra rằng ba biến có sự hợp tác lâu dài trong bốn quốc gia (Cộng hòa Séc, Slovakia, Ba Lan và Latvia). Các tác giả đã chỉ ra rằng, đầu tư trực tiếp nước ngoài dường như là một yếu tố quan trọng hơn trong thúc đẩy tăng trưởng kinh tế hơn so với xuất khẩu ở các nước này.

Ghirmay và cộng sự (2001) nghiên cứu mối quan hệ giữa xuất khẩu và tăng trưởng kinh tế ở các nước đang phát triển. Kết quả của họ cho thấy tồn tại một mối quan hệ lâu dài giữa hai biến ở 12 nước đang phát triển và việc thúc đẩy xuất khẩu đã thu hút đầu tư và tăng GDP ở các nước này. M. Dritsaki, C. Dritsaki và A. Adamopoulos (2004) điều tra

mối quan hệ giữa xuất khẩu, FDI và GDP của Hy Lạp trong giai đoạn 1960 - 2002. Bằng phương pháp ARDL và Granger, họ nhận thấy tăng trưởng kinh tế, FDI và xuất khẩu của Hy Lạp có mối quan hệ cân bằng dài hạn và củng cố lẫn nhau theo chính sách mở cửa. Mamun và Nath (2003) đã tìm ra một mối quan hệ nhân quả lâu dài từ xuất khẩu sang tăng trưởng kinh tế ở Bangladesh. Narayan và cộng sự (2007) đã kiểm tra giả thuyết tăng trưởng do xuất khẩu đối với Fiji và Papua New Guinea. Kết quả cho thấy xuất khẩu thúc đẩy tăng trưởng trong thời gian dài đối với Fiji, trong khi ở Papua New Guinea tác động này là ngắn hạn.

FDI và thương mại của một quốc gia có thể ảnh hưởng tiêu cực đến quá trình tăng trưởng (Borensztein, E., JD Gregorio & JW Lee, 1998; De Mello, LR, Jr., 1999, Xu, B., 2000). Theo (Bhagwati, JN, 1985; Asiedu, E. 2002) do sự điều chỉnh khác nhau giữa các quốc gia về quy mô kinh tế, thái độ chính trị, sự ổn định, tầm quan trọng và hiệu quả của FDI sẽ thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong dài hạn ở các nước theo đuổi chiến lược thúc đẩy xuất khẩu là lớn hơn so với các nước thực hiện chiến lược thay thế nhập khẩu. Do đó, hiệu quả tăng trưởng FDI và thương mại không phải là tự động mà phụ thuộc vào các yếu tố cụ thể của quốc gia như mở cửa thương mại.

Nghiên cứu xem xét tác động của FDI và thương mại đối với GDP cũng đã kết luận những kết quả không rõ ràng. Alia và Dcal (2003), có bằng chứng về tác động tích cực của xuất khẩu đối với tăng trưởng kinh tế Thổ Nhĩ Kỳ nhưng không phải vì FDI. Alguacil và cộng sự (2000) cho thấy tác động của FDI với tăng trưởng là tích cực, trong khi xuất khẩu lại không thúc đẩy tăng trưởng. Họ cho rằng FDI thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và thương mại. Dritsaki và Adamopoulos (2004) đã tìm ra một mối quan hệ nhân quả không liên kết giữa FDI với tăng trưởng kinh tế và mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa xuất khẩu và tăng trưởng kinh tế đối với Hy Lạp. Rahman (2007) kiểm tra lại ảnh hưởng của xuất khẩu và FDI tới GDP của một số nước châu Á (Bangladesh, Ấn Độ, Pakistan và Sri Lanka) sử dụng kỹ thuật chung của ARDL cho giai đoạn 1976 - 2006. Bằng kỹ thuật ARDL, tác giả đã khẳng định mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến số ở các quốc gia này. Các tác động ngắn hạn của xuất khẩu đối với GDP của Bangladesh, Ấn Độ là rõ ràng hơn so với FDI. Trong trường hợp của Pakistan, FDI có những tác động đến GDP nhưng không đáng kể. Đối với Sri Lanka, FDI lại có tác động tiêu cực đến GDP.

Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của FDI với tăng trưởng đã nhận thấy rằng xúc tiến đầu tư có thể đem lại nhiều lợi ích cho các nước tiếp nhận bằng cách giới thiệu các công nghệ và kỹ năng mới, tạo việc làm mới, tăng cạnh tranh trong nước và mở rộng tiếp cận với các mạng lưới tiếp thị quốc tế (Anthukorala 2003; Balamoune-Lutz 2004). Darrat và cộng sự (2005) đã điều tra tác động của FDI đối với tăng trưởng kinh tế ở Trung và Đông Âu (CEE) và khu vực Trung Đông và Bắc Phi (MENA). Họ thấy rằng, dòng vốn FDI kích thích tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia nhập EU, trong khi tác động của FDI đối với tăng trưởng kinh tế ở MENA và các quốc gia không thuộc EU là không tồn tại

hoặc tiêu cực. Theo Blomstrom và cộng sự (1992), FDI thúc đẩy tăng trưởng kinh tế khi nền kinh tế chủ nhà là một nước phát triển. Một nghiên cứu tương tự về mối quan hệ giữa FDI và tăng trưởng kinh tế ở Síp, giai đoạn 1976 - 2002 đã được kiểm tra bởi Feridun (2004) sử dụng phương pháp Granger quan hệ nhân quả; bằng chứng mạnh mẽ nổi lên rằng tăng trưởng kinh tế được đo bằng GDP ở Síp là do FDI, nhưng không phải ngược lại.

Kết quả của Boyd and Smith (1992) là FDI có thể ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng do sự phân bổ sai nguồn lực với sự có mặt của một số biến thương mại, giá cả và các vấn đề khác. Borensztein và cộng sự (1998) đã nghiên cứu tác động của FDI đối với tăng trưởng kinh tế theo phương pháp hồi quy xuyên quốc gia. Theo phát hiện của họ, FDI có thể là một công cụ quan trọng và là một kênh chuyển giao công nghệ hiện đại, nhưng hiệu quả của nó phụ thuộc vào nguồn vốn con người ở nước tiếp nhận. Trong khi Nair-Reichert và Weinhold (2001) đưa ra các giả định giữa các quốc gia và cho rằng mối quan hệ nhân quả giữa đầu tư nước ngoài và đầu tư trong nước và tăng trưởng kinh tế ở các nước đang phát triển là không đồng nhất. Cùng với quan điểm này, Carkovic và Levine (2005) nhận thấy rằng không có bằng chứng về tác động của FDI tới tăng trưởng kinh tế. Aga (2014) nghiên cứu sử dụng kỹ thuật chuỗi thời gian để phân tích ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài đối với tăng trưởng kinh tế ở Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 1980 - 2012 và kết luận rằng không có mối quan hệ lâu dài giữa đầu tư trực tiếp nước ngoài và tăng trưởng kinh tế ở Thổ Nhĩ Kỳ, ông suy ra rằng không có mối quan hệ nhân quả Granger giữa FDI và tăng trưởng kinh tế. Tương tự, Hisarciklilar và cộng sự (2006) không tìm thấy mối quan hệ nhân quả giữa FDI và GDP cho hầu hết các nước Địa Trung Hải (Algeria, Síp, Ai Cập, Israel, Jordan, Morocco, Syria, Tunisia và Thổ Nhĩ Kỳ) trong giai đoạn 1979 - 2000. Những nước này có thể tạo ra một môi trường thu hút FDI và dẫn tới việc chuyển giao công nghệ và kỹ năng và tăng sản xuất, tạo việc làm mới và xuất khẩu.

Từ khi thực hiện chính sách cải cách kinh tế theo cơ chế thị trường, tăng trưởng kinh tế của Việt Nam đã đạt ở mức cao. Có nhiều nghiên cứu thực nghiệm cho thấy ảnh hưởng tích cực của FDI đến tăng trưởng kinh tế của Việt Nam (Nguyễn Phi Lân 2006; Nguyen, N. A., & Nguyen, T. 2007; Nguyễn Tuệ Anh và cộng sự 2006; Tran, T.A.D & Dinh, T.T.B 2014; Trinh, H.N & Nguyen, M.Q.A 2015). Thương mại quốc tế và dòng vốn FDI đã tăng lên đáng kể, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Các chính sách cải cách kinh tế và tự do hóa thương mại được thực hiện đã có tác động tích cực đến môi trường kinh doanh cho các nhà đầu tư. Tuy nhiên, để thúc đẩy luồng vốn FDI, Việt Nam cần tăng cường điều phối và hoàn thiện hơn các chính sách, mở rộng thị trường, tìm đối tác mới (Freeman 2002; Nguyễn Mại (2003); Nguyễn Thị Hương, Bùi Huy Nhung 2003).

### 3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Có một số nghiên cứu đã được thực hiện nhằm làm rõ về mối quan hệ giữa FDI, thương mại quốc tế và tăng trưởng

kinh tế trong trường hợp của Việt Nam. Một sự khác biệt giữa nghiên cứu này và nghiên cứu trước đó là các nghiên cứu khác bao gồm dữ liệu đến năm 2017, điều này làm cho nghiên cứu này cập nhật hơn so với nghiên cứu trước đó. Dữ liệu của bài báo này là những số liệu hàng năm bao trùm trong giai đoạn 1990 - 2017 nhằm kiểm tra mối quan hệ đồng liên kết giữa GDP, FDI và thương mại quốc tế xen kẽ trong dài hạn đối với trường hợp của Việt Nam. Biến phụ thuộc của nghiên cứu là Tốc độ tăng trưởng trung bình của GDP thực tế (G) và các biến độc lập là đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), là tổng của dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài được đo bằng tỷ trọng của tổng sản phẩm quốc nội, Trade (TR) là tổng của xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ được đo bằng một phần của tổng sản phẩm quốc nội và tích lũy tài sản cố định gộp (GCF). Ngoài ra, dữ liệu được lấy từ báo cáo của Ngân hàng Thế giới. Nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài và thương mại quốc tế theo lý thuyết tăng trưởng nội sinh và nó cũng tuân theo nghiên cứu của Athukorala (2003) dựa trên phương trình sau:

$$G = f(FDI, TR, GCF)$$

Phương trình này có thể được chuyển đổi thành một hàm tuyến tính, do đó:

$$\ln G_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI_t + \alpha_2 \ln TR_t + \alpha_3 \ln GCF_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó:  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  là các tham số được ước tính.  $\varepsilon_t$  là sai số ngẫu nhiên, được giả định là phân phối độc lập và có phân phối chuẩn; G là tốc độ tăng trưởng bình quân của GDP (%); FDI là tỷ lệ phần trăm của tổng dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài so với tổng sản phẩm quốc nội; TR là tổng của xuất khẩu và nhập khẩu hàng hóa và dịch vụ được đo bằng một phần của tổng sản phẩm quốc nội (%); GCF là tích lũy tài sản cố định gộp (% GDP).

Để thực hiện thiết kế theo thực nghiệm, bản chất của phân phối dữ liệu được kiểm tra bằng cách sử dụng các thống kê mô tả (trung bình, trung vị, độ lệch chuẩn, độ lệch-skewness và độ nhọn-kurtosis) trong khi tính chuẩn của phân phối dữ liệu được xác định bằng kiểm định Jarque Bera. Thuộc tính chuỗi thời gian của từng biến được nghiên cứu thông qua kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF) cho nghiệm đơn vị theo Dickey và Fuller (1981). Kiểm định Phillips-Perron (PP) cũng được sử dụng để xác nhận kiểm định ADF (Phillips và Perron, 1988). Đăng thức chung của kiểm định ADF và PP được ước tính theo các công thức sau:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha Y_i + \delta_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó: Y là chuỗi thời gian, t là xu hướng thời gian tuyến tính,  $\Delta$  là toán tử sai phân bậc 1,  $\alpha_0$  là hằng số, n là số độ trễ tối ưu trong biến phụ thuộc và  $\varepsilon_t$  là thuật ngữ lỗi ngẫu nhiên. Các giá trị tới hạn thích hợp của thống kê t cho giả thuyết không về tính không dừng được đưa ra bởi MacKinnon (1991). Engle và Granger (1987) chỉ ra rằng nếu các biến có mối quan hệ đồng liên kết, do đó có mối quan hệ lâu dài hợp lệ và sau đó tồn tại mối quan hệ ngắn hạn tương ứng.

Để giải quyết vấn đề hồi quy giả mạo và vi phạm các giả định của mô hình hồi quy cổ điển, phân tích đồng liên kết được sử dụng để kiểm tra mối quan hệ lâu dài giữa  $\ln G$ ,  $\ln FDI$  và  $\ln TR$ . Johansen-Juselius (1988, 1992) đã đề xuất một phương pháp để kiểm tra đồng kết hợp bằng cách xem xét  $p$  biến số trong mô hình vectơ tự điều chỉnh biến như sau:

$$\varepsilon_t = \ln G_t - \alpha_0 - \alpha_1 \ln FDI_t - \alpha_2 \ln TR_t - \alpha_3 \ln GCF_t \quad (4)$$

Thứ tự tích hợp của phần dư ước tính,  $\varepsilon_t$  được kiểm tra. Nếu có hồi quy tổng hợp, thì các sai số mất cân bằng trong phương trình (4) tạo thành chuỗi thời gian dừng và có giá trị trung bình bằng 0,  $\varepsilon_t$  nên dừng ở sai phân I (0) với  $E(\varepsilon_t) = 0$ .

Trạng thái cân bằng dài hạn có thể hiếm khi được quan sát nhưng có xu hướng di chuyển về trạng thái cân bằng. Do đó, mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM) được sử dụng để thể hiện mối quan hệ lâu dài (tĩnh) và ngắn hạn (động) giữa FDI và các biến khác. Theo đó, mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM) phù hợp để ước tính tác động của FDI đối với các biến khác, đặc biệt là tác động của GDP đối với FDI. Do đó, phương trình (5) đại diện cho mô hình tự điều chỉnh như sau:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \theta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Trong đó,  $Y_t$  là  $(p \times 1)$  vectơ của các biến I(1) tại thời điểm  $t$ ,  $\varepsilon_t$  là thuật ngữ nhiễu theo phân phối Gaussian với giá trị trung bình bằng 0 và phương sai  $\Omega$ . Mặc dù các biến này có thể riêng lẻ không dừng, nhưng nếu có các tổ hợp tuyến tính của các biến này dừng, thì chúng tạo thành một mối quan hệ lâu dài có ý nghĩa và ổn định. Do đó, khai thác khái niệm rằng chúng được đồng liên kết, người ta có thể tham số hóa phương trình (5) để có được biểu diễn dạng mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM):

$$\Delta Y_t = \mu + \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (6)$$

Trong đó,  $\Gamma_i$  là các tham số ước tính,  $\pi$  là ma trận tham số dài hạn có thứ hạng xác định mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Khi các biến được liên kết theo bậc một và đồng liên kết,  $\pi$  không phải là một thứ hạng đầy đủ, có nghĩa là  $0 < \text{thứ hạng}(\pi) < p$ . Thứ hạng của  $\pi$  bằng  $r$ , biểu thị số lượng vectơ kết hợp. Dựa trên kiểm định Trace và kiểm định Maximum Eigen, có thể xác định  $r$ . Hơn nữa, nếu chuỗi có đồng liên kết, có thể thấy rằng ma trận  $\pi$  có thể được phân tách thành  $\alpha\beta$ , với  $\beta$  là ma trận của vectơ hợp nhất  $r$  và  $\alpha$  là ma trận các hệ số điều chỉnh cho thấy tốc độ mất cân bằng trong ngắn hạn và do đó các biến di chuyển cùng nhau về trạng thái cân bằng trong dài hạn.

#### 4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

##### 4.1. Kiểm định tính dừng

Kiểm định ADF và kiểm định PP được sử dụng để kiểm tra tính dừng cho tất cả các biến số, là tỷ lệ tăng trưởng GDP hàng năm ( $\ln G$ ),  $\ln$  của đầu tư trực tiếp nước ngoài ( $\ln FDI$ ), tỷ lệ thương mại tính theo % GDP ( $\ln TR$ ) và  $\ln$  của tài sản cố định gộp ( $\ln GCF$ ) và để kiểm tra các biến dừng tại I (0) hoặc I (1).

Bảng 1. Kết quả kiểm định ADF và PP

Biến	ADF T-statistic		PP T-statistic		Critical Value		
	At level	1 <sup>st</sup> difference	At level	1 <sup>st</sup> difference	1%	5%	10%
G	-3,130	-4,050	-3,166	-3,988	-4,380	-3,600	-3,240
FDI	-2,333	-4,398	-2,455	-4,398	-4,380	-3,600	-3,240
TR	-4,742	-6,748	-4,784	-7,354	-4,380	-3,600	-3,240
GCF	-1,548	-4,201	-2,639	-3,641**	-4,380	-3,600	-3,240

Nguồn: Tính toán của tác giả

Lưu ý: \*\*\* biểu thị mức ý nghĩa 1%; \*\* biểu thị mức ý nghĩa 5%; và \* biểu thị mức ý nghĩa 10%

Các kết quả được đưa ra trong bảng 1 cho thấy các kết quả với giá trị tới hạn, xu hướng và không có độ trễ cho mỗi trong số bốn biến được bao gồm trong nghiên cứu này. Kiểm định dựa trên giả thuyết:

$H_0$ : rằng chuỗi không dừng (các biến có nghiệm đơn vị),

$H_1$ : là biến số là chuỗi dừng (không có nghiệm đơn vị).

Nếu số liệu thống kê kiểm tra được tính nhỏ hơn giá trị tới hạn của số liệu thống kê kiểm tra thì giả thuyết  $H_0$  sẽ bị từ chối. Các kiểm định nghiệm đơn vị sử dụng giá trị tới hạn và xu hướng cho thấy rằng tất cả các chuỗi đều không dừng ở cấp độ 0 và dừng ở sai phân bậc 1. Do đó, các biến có mối liên hệ đồng liên kết bậc một, I (1).

##### 4.2. Độ trễ tối ưu

Trước khi kiểm tra sự tồn tại của mối quan hệ lâu dài giữa các biến dựa trên kiểm định đồng liên kết, tác giả đã xác định độ dài độ trễ tối ưu dựa trên mô hình VAR với dữ liệu ban đầu. Số lượng quan sát hạn chế trong mô hình do đó chỉ xem xét các mô hình có tối đa 2 độ trễ.

Bảng 2. Tiêu chí lựa chọn độ trễ tối ưu

Sample: 1992 - 2017      Number of obs = 26

Lag	LL	LR	Df	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	5,64756				0,00001	-0,137297	-,085207	-,059046
1	88,7759	166,26	16	0,000	3,9e-08	-5,73132	-5,47088	-4,74961*
2	107,925	38,297*	16	0,001	3,4e-08*	-5,99372*	-5,52491*	-4,22663

Nguồn: Tính toán của tác giả

\* Cho biết thứ tự độ trễ được lựa chọn theo tiêu chí.

Các kết quả trong bảng 2 thu được cho các tiêu chí LR, FPE, AIC và HQIC, số độ trễ tối ưu trong mô hình là hai. Các tiêu chí SBIC chỉ ra một độ trễ là giá trị tối ưu, nhưng các mô hình dựa trên đặc điểm kỹ thuật này tỏ ra không khả thi.

##### 4.3. Kiểm định vectơ đồng kết hợp

Kiểm định đồng liên kết Johansen dựa trên thống kê Trace và thống kê Eigen. Thống kê Trace cho biết các giả thuyết không ( $H_0$ ) có giá trị là số phương trình hợp nhất lớn hơn số lượng biến liên quan. Giả thuyết không bị bác bỏ nếu thống kê kiểm tra nhỏ hơn các giá trị tới hạn của các kiểm định Trace. Kiểm định Eigen được tiến hành dựa trên giả thuyết  $H_0$  về số lượng vectơ đồng liên kết, giả thuyết  $H_1$  về số vectơ đồng liên kết cộng với một. Giả thuyết  $H_0$  có thể

bị bác bỏ nếu giá trị thống kê nhỏ hơn giá trị tới hạn Max Eigenvalue.

Bảng 3. Kiểm định Johansen cho vector đồng kết hợp

Maximum rank	LL	Eigenvalue	Trace statistic	5% critical value	Max statistic	5% critical value
0	-152,01089		72,0119	68,52	36,9373	33,46
1*	-133,54225	0,78542	35,0746*	47,21	15,4591	27,07
2	-125,81267	0,47488	19,6154	29,68	9,8980	20,97
3	-120,8637	0,33795	9,7175	15,41	9,2579	14,07
4	-116,23472	0,32006	0,4595	3,76	0,4595	3,76
5	-116,00496	0,01896				

Nguồn: Tính toán của tác giả

\* Biểu thị sự bác bỏ giả thuyết ở mức 5%

Bảng 3 trình bày kết quả của thử nghiệm tích hợp đồng liên kết Johansen. Theo đó, số liệu thống kê Trace và Max Eigenvalue phát hiện một mối quan hệ đồng liên kết ở mức ý nghĩa 5%. Kiểm định này chỉ ra rằng có một mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa GDP bình quân thực tế, đầu tư trực tiếp nước ngoài và tích lũy tài sản cố định gộp ở Việt Nam. Kết quả là mô hình véc tơ hiệu chỉnh sai số sẽ được ước lượng.

**4.4. Mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số (VECM)**

Mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số cho phép điều chỉnh mô hình hóa dẫn đến mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong đó dòng nhân quả dài hạn một chiều chạy từ thay đổi tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế sang các biến khác ở Việt Nam.

Bảng 4. Mô hình vectơ hiệu chỉnh sai số

	Coef.	Std. Err.	z	P > z
<i>D_InG</i>				
<i>_ce1.L1</i>	-0,7499405	0,2607457	-2,88	0,004
<i>LD.InG</i>	0,4035362	0,201992	2,00	0,046
<i>LD.InFDI</i>	0,0071517	0,1320177	0,05	0,957
<i>LD.InTR</i>	-0,2158448	0,4460508	-0,48	0,628
<i>LD.InGCF</i>	0,2575917	0,4138923	0,62	0,534
<i>_cons</i>	0,0222669	0,0336956	0,66	0,509

Nguồn: Tính toán của tác giả

Như được hiển thị trong bảng 4, hệ số ước tính ( $\beta$ ) của thuật ngữ sửa lỗi *\_ce1.L1* là -0,75, như mong đợi và có ý nghĩa thống kê về giá trị P liên quan của nó (0,004), tác giả đã kiểm tra dấu hiệu và có nghĩa thống kê của mô hình hiệu chỉnh sai số và nhận thấy rằng có mối quan hệ nhân quả lâu dài từ đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế và tích lũy tài sản cố định gộp đến tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế. Tác giả cũng đã kiểm tra mối quan hệ nhân quả ngắn hạn của tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế với độ trễ của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ trễ của thương mại quốc tế và độ trễ của tích lũy tài sản cố định gộp. Hệ số *InFDI* (0,007) và *InGCF* (0,258) được xem xét là tích cực nhưng không có ý nghĩa thống kê (giá trị P > 0,05) liên quan đến tốc độ tăng trưởng GDP thực tế, trong khi hệ số sai phân của

*InTR* (-0,216) là âm và không có ý nghĩa thống kê. Ta thấy rằng, không có quan hệ nhân quả ngắn hạn chạy từ đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế và tích lũy tài sản cố định gộp đến tốc độ tăng trưởng kinh tế.

Theo kết quả trong bảng 5, hệ số FDI ước tính là 0,9967972, cho thấy về lâu dài, mức tăng 1% của FDI có thể dẫn đến 99,68% tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế sẽ tăng. Số liệu thống kê tính toán cho FDI là 12,67 lớn hơn giá trị của thống kê cho thấy rằng mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng bình quân GDP thực tế và FDI là dương và có ý nghĩa thống kê. Hệ số của TR là 0,1951117 thấy rằng về lâu dài, thương mại quốc tế tăng 1% có thể dẫn đến 19,51% mức tăng của tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế. Số liệu thống kê tính toán cho TR là 14,58 lớn hơn giá trị của thống kê t cho thấy rằng mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế và thương mại quốc tế là tích cực và có ý nghĩa thống kê. Tương tự, hệ số của GCF là 2,466661, thấy rằng về lâu dài, sự gia tăng 1% trong tích lũy tài sản cố định gộp có thể dẫn đến sự gia tăng 246,67% tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế. Số liệu thống kê được tính toán cho GCF là 13,33 lớn hơn giá trị của thống kê t cho thấy rằng mối quan hệ giữa tốc độ tăng trưởng GDP bình quân thực tế và GCF là tích cực và có ý nghĩa thống kê.

Bảng 5. Kết quả kiểm định Johansen

Biến	beta	Coef	Std. Err	P > z	[95% Conf. Interval]
G	1				
FDI	0,996797	0,0786508	12,67	0,000	0,842644 1,15095
TR	0,195111	0,0145824	14,58	0,000	0,223692 0,16653
GCF	2,466661	0,1851043	13,33	0,000	2,829458 2,10386
_cons	4,092562				

Nguồn: Tính toán của tác giả

**4.5. Kiểm định chẩn đoán**

Vấn đề về tương quan chuỗi phát sinh khi một biến có mối quan hệ với chính nó theo cách mà giá trị của biến đó trong các giai đoạn trước có ảnh hưởng đến các giá trị tương lai của nó (Gujarati, 2004). Tác giả đã tiến hành kiểm tra chẩn đoán với kiểm định đa nhân tử Lagrange để quyết định xem có hiện tượng tự tương quan hay không với hai độ trễ. Kết quả trong bảng 6 như giá trị P được hiển thị là hơn 5% mức ý nghĩa có nghĩa là không có tự tương quan trong bất kỳ độ trễ nào. Các kiểm định chẩn đoán đã cho thấy sự phù hợp của mô hình. Do đó, có thể đưa ra kết luận về tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài và thương mại quốc tế đến tăng trưởng kinh tế và các chính sách có thể được áp dụng một cách an toàn.

Bảng 6. Kiểm định đa nhân tử Lagrange

Lag	chi2	df	Prob > chi2
1	13,7034	16	0,62080
2	16,6309	16	0,40986
H <sub>0</sub> : no autocorrelation at lag order			

Nguồn: Tính toán của tác giả

Dựa trên các kết quả từ bảng 7, thống kê Jarque-Bera là 2,205 với xác suất 0,3320 cho thấy sự bác bỏ giả thuyết  $H_0$  ở mức ý nghĩa 5%. Điều này cho thấy phần dư tuân theo quy luật phân phối chuẩn.

Bảng 7. Kiểm định Jarque-Bera

Equation	chi2	df	Prob > chi2
D_gdp per capita growth annual	2,205	2	0,33204

Nguồn: Tính toán của tác giả

## 5. KẾT LUẬN VÀ KIẾN NGHỊ

Nghiên cứu này điều tra mối quan hệ giữa đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại, tích lũy tài sản cố định gộp và tốc độ tăng trưởng GDP của Việt Nam với dữ liệu chuỗi thời gian hàng năm từ 1990 đến 2017. Sự khác biệt là do giai đoạn phân tích và lựa chọn biến. Kiểm định đồng liên kết Johansen chỉ ra rằng có một mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa tăng trưởng GDP, đầu tư trực tiếp nước ngoài và tích lũy tài sản cố định gộp ở Việt Nam. Phân tích mô hình VECM cho thấy có mối quan hệ lâu dài giữa các biến này. Các biến số đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế và tích lũy tài sản cố định gộp có tác động đáng kể đến tốc độ tăng trưởng GDP. Để kiểm tra tính hợp lệ của mô hình VECM, tác giả đã thực hiện một số thử nghiệm chẩn đoán ước tính và thấy rằng phần dư của hồi quy có phân phối chuẩn và không có hiện tượng tự tương quan. Do mối quan hệ lâu dài tồn tại từ mô hình VECM, tác giả cho rằng điều rất quan trọng đối với Việt Nam là tạo ra các chính sách thương mại và đầu tư trực tiếp nước ngoài. Chính sách vĩ mô đóng một vai trò quan trọng trong tăng trưởng kinh tế dài hạn của đất nước. Tốc độ tăng trưởng GDP phụ thuộc vào đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế và tích lũy tài sản cố định gộp.

Dựa trên những phát hiện của nghiên cứu này, tác giả đưa ra các khuyến nghị để thu hút và duy trì đầu tư trực tiếp nước ngoài và thương mại quốc tế, điều này phản ánh theo những cách tích cực để tổ chức nền kinh tế:

1. Chính phủ thông qua các cơ quan liên quan cần thiết kế các chính sách và chương trình nhằm tiếp tục khuyến khích, thu hút nhiều nhà đầu tư hơn trong môi trường toàn cầu cạnh tranh ngày càng tăng.

2. Sự ổn định kinh tế và chính trị là rất cần thiết nhằm thu hút dòng vốn FDI một cách bền vững. Để đạt được điều này, một môi trường thân thiện đầu tư bằng cách tăng cường bảo vệ pháp lý cho nhà đầu tư nước ngoài, các thủ tục hợp lý (đơn giản) cho doanh nghiệp.

3. Thay đổi cơ cấu xuất khẩu hàng hóa và chuyển đổi mô hình sản xuất theo hướng xuất khẩu, giảm sự phụ thuộc vào nhập khẩu nguyên liệu đầu vào (nguyên liệu, máy móc, công nghệ)

4. Chính phủ nên đưa ra các tiêu chí hoặc biện pháp để hạn chế sự ảnh hưởng của công nghệ đến sự phát triển bền vững của nền kinh tế.

5. Gia tăng mức độ cởi mở (tự do hóa thương mại) và chế độ thương mại đóng vai trò quan trọng trong việc

thu hút các nhà đầu tư nước ngoài. Phát triển các ngành công nghiệp hỗ trợ trong nước để tối đa hóa cơ hội của các doanh nghiệp FDI trong nền kinh tế. Ngoài ra, Chính phủ cần có các chương trình và dự án dài hạn có hệ thống để nghiên cứu và phát triển và nguồn nhân lực chất lượng cao./.

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Acaravci, A. and Ozturk, I., 2012. *Foreign direct investment, export and economic growth: Empirical evidence from new EU countries*. Roman. J. Econ. Forecast, 2: 52–67.
- [2]. Alalaya M.M., 2008. *ARDL Models Applied for Jordan Trade, FDI and GDP Series (1990-2008)*. European Journal of Social Sciences - Vol 13, No 4, 605-616.
- [3]. Alia, A.A. and Ucal, M.S., 2003. *Foreign direct investment, exports and output growth of Turkey: Causality Analysis*. Paper presented at the European Trade Study Group (ETSG) fifth annual conference, Madrid, 11-13.
- [4]. Alguacil, M.T., Cuadros A. and Orts, V. 2000. *Openness and Growth: Re-Examining Foreign Direct Investment, Trade, and Output Linkages in Latin America*. University Jaume I of Caastellon, Spain.
- [5]. Athukorala, P.P.A.W. 2003. *The Impact of Foreign Direct Investment for Economic Growth: A Case Study in Sri Lanka*. International Conference on Sri Lanka Studies, <http://www.freewebs.com/slageconf/9thics/spprsfulp092.pdf>
- [6]. Balasubramanyam, V. N., M. A. Salisu & D. Sapsford, 1996. *Foreign direct investment and growth in EP and IS countries*. The Economic Journal, 106(434), 92-105.
- [7]. Borensztein, De Gregorio, E., and Lee, J. W., 1988. *How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?* Journal of International Economics, 45: 115-35.
- [8]. Blomström, M., & Wang, J.Y., 1992. *Foreign investment and technology transfer: A simple model*. European Economic Review, 36(1): 137-155.
- [9]. Brems, H., 1970. *A growth model of international direct investment*. American Economic Review, 60(3): 320-331.
- [10]. Balamoune-Lutz, M., 2004. *Does FDI Contribute to Economic Growth? Knowledge about the Effects FDI Improves Negotiating Positions and Reduce Risk for Firms Investing in Developing Countries*. Business Economics April: 49-55.
- [11]. Carkovic, M., and Levine, R., 2015. *Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth? in: Theodore Moran, Edward Graham and Magnus Blomstrom (eds.), Does Foreign Direct Investment Promote Development?* Institute for International Economic, 2005, 195–220.
- [12]. Cattaneo O, Gereffi G, Staritz C., 2010. *Global value chains in a post crisis world, a development perspective*. Washington D.C. The WorldBank.
- [13]. Darrat A.F., Kherfi S. and Soliman M. 2005. *FDI and Economic Growth in CEE and MENA Countries: A Tale of Two Regions*. 12th Economic Research Forum's Annual Conference, Cairo, Egypt.
- [14]. De Gregorio, Jose., 2003. *The role of foreign direct investment and natural resources in economic development*. (Working paper No 196). Central Bank of Chile, Santiago.
- [15]. De Mello, L. Foreign Direct, 199t. *Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey*. Journal of Development Studies, 1997, 34(1): 1-34.

- [16]. Dritsaki, M., Dritsaki, C., and Adamopoulos, A, 2004. *A Causal Relationship between Trade, Foreign Direct Investment and Economic Growth for Greece*. American Journal of Applied Sciences, 1(3): 230-235.
- [17]. Frankel, A. J. and D. Romer, 1999. *Does Trade Cause Growth*. The American Economic Review, 89, pp.379-99.
- [18]. Freeman, Nick J. and Curt Nestor, 2002. *FDI in Vietnam: Fuzzy Figures and Sentiment Swings, in Re-thinking Vietnam*. Edited by Duncan McCargo. London: Routledge, forthcoming 2002.
- [19]. Ghirmay, T., Grabowski, R., and Sharma, S., 2001. *Exports, Investment, Efficiency, and Economic Growth in LDCs an empirical investigation*. Applied Economics 33 (6), Department of Economics, Southern Illinois University, Carbondale, IL.
- [20]. Kohpaiboon, A., 2004. *Foreign trade regime and FDI-growth nexus: A case study of Thailand*. (Working paper). Australian National University.
- [21]. Khawaja Saeed Mamun and Hiranya Nath, 2005. *Export-led growth in Bangladesh: a time series analysis*. Applied Economics Letters, vol. 12, issue 6, 361-364
- [22]. Lan, N. P., 2006. *Foreign Direct Investment in Vietnam: Impact on Economic Growth and Domestic Investment, mimeo, Centre for Regulation and Market Analysis*. University of South Australia.
- [23]. Lipsey, R. E., 2000. *Inward FDI and economic growth in developing countries*. Transnational Corporations, 9(1), 61-95.
- [24]. Nair-Reichert, U., & Weinhold, D., 2001. *Causality Tests for Cross-Country Panels: a New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 63(2): 153–171.
- [25]. Narayan, P. K., Narayan, S., Prasad, B. C., Prasad, A., 2007. *Export-led growth hypothesis: evidence from Papua New Guinea and Fiji*. Journal of Economic Studies, 34: (4), 341–351.
- [26]. Nguyễn Mai, 2003. *FDI và tăng trưởng kinh tế Việt Nam*. Báo Đầu tư, 24-12-2003
- [27]. Nguyen, Anh Ngoc and Nguyen Thang, 2007. *Foreign Direct Investment in Vietnam: An Overview and Analysis the Determinants of Spatial Distribution Across Provinces* (July 10, 2007). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.999550>
- [28]. Nguyen Thi Tue Anh, Vu Xuan Nguyet Hong, Tran Toan Thang and Nguyen Manh Hai, 2006. *The impacts of foreign direct investment on the economic growth in Vietnam*. Science and Technics Publishing House, Hanoi.
- [29]. Pahlavani, M., E. Wilson & A. C. Worthington, 2005. *Trade-GDP nexus in Iran: An application of the autoregressive distributed lag (ARDL) model*. American Journal of Applied Sciences, 2(7): 1158-1165.
- [30]. Rahman, M., 2007. *Contributions of Exports, FDI and Expatriates' Remittances to Real GDP Of Bangladesh, India, Pakistan and Sri Lanka*. Southwestern Economic Review, 141-154.
- [31]. Thi Anh Dao Tran, Thi Thanh Binh Dinh, 2014. *FDI inflows and trade imbalances: evidence from developing Asia*. The European Journal of Comparative Economics, 2014, 11(1): 147-169.
- [32]. Trinh Hoai Nam and Nguyen Mai Quynh Anh, 2000. *The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: Evidence from Vietnam*. Developing Country Studies, 2015, 5(20): 1-9.
- [33]. Xu, B., 2006. *Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth*. Journal of Development Economics, 2000, 62(2): 477-493.
- [34]. Yao, S. 2006. *On Economic Growth, FDI, and Exports in China*. Applied Economics 38 (3): 339-351.

---

**AUTHOR INFORMATION**
**Ha Thanh Cong**

Faculty of Business Management, Hanoi University of Industry