



Ảnh hưởng của dòng vốn vào đến tỷ giá thực: Trường hợp các nước Đông Á

NGUYỄN THỊ HỒNG VINH *

Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 02/06/2020 Ngày nhận lại: 22/07/2020 Duyệt đăng: 28/07/2020 Mã phân loại JEL: F21; F31; F32 Từ khóa: Tỷ giá thực đa phương; Dòng vốn vào; Căn bệnh Hà Lan; Đông Á; Dữ liệu bảng động. Keywords: Real effective exchange rate; Capital inflows; Dutch disease; East Asia; Dynamic panel data.	Mục tiêu của bài viết là cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của dòng vốn vào đến tỷ giá thực tại các nước Đông Á theo lý thuyết mô hình Salter-Swan-Corden-Dornbusch. Thông qua phương pháp dữ liệu bảng tác động cố định và Moment tổng quát dạng hệ thống (Generalized Method of Moments – GMM), nghiên cứu kiểm tra tác động của các thành phần dòng vốn vào đến tỷ giá thực ở các nước Đông Á giai đoạn 2005–2018. Kết quả nghiên cứu cho thấy các thành phần dòng vốn khác nhau tác động đến tỷ giá thực khác nhau. Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê đến tỷ giá thực, trong khi đó, đầu tư gián tiếp nước ngoài có tác động ngược chiều đến tỷ giá thực. Điều này hàm ý việc gia tăng dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào sẽ làm tỷ giá thực tăng, trong khi đó, việc gia tăng vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài vào sẽ làm tỷ giá thực giảm. Ngoài ra, tỷ giá thực còn chịu tác động bởi độ mở thương mại, tỷ lệ thương mại, nợ và chi tiêu của chính phủ. Kết quả này sẽ giúp các quốc gia Đông Á định hướng giám sát dòng vốn vào và có các chính sách an toàn vĩ mô phù hợp trước áp lực tỷ giá. Abstract The aim of this study is to empirically provide evidence regarding the impact of capital inflows on the real effective exchange rate (REER) in East Asian countries based on the Salter–Swan–Corden–Dornbusch paradigm. Using the fixed-effect model and generalized method of moments (GMM) method, the paper examines the effect of the composition of capital inflows on the real exchange rate in East Asia

* Tác giả liên hệ.

Email: vinhnth@buh.edu.vn (Nguyễn Thị Hồng Vinh).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Thị Hồng Vinh. (2020). Ảnh hưởng của dòng vốn vào đến tỷ giá thực: Trường hợp các nước Đông Á. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 31(3), 05–22.

over the 2005–2018 period. The results show that different forms of capital inflows affect the real exchange rate in different ways. While foreign direct investment (FDI) has a positive impact on REER, foreign portfolio investment (FPI) has a negative effect on REER. These results imply that an increase in FDI inflows is associated with the real exchange rate appreciation while FPI inflows lead to real exchange rate depreciation. Besides, the real exchange rate is also affected by trade openness, terms of trade, debt, and expenditure. These results recommend that the government of East Asian countries should monitor the capital inflows and have appropriate macroprudential policies under exchange rate pressure.

1. Giới thiệu

Sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, sự hồi phục mạnh mẽ của dòng vốn nước ngoài vào các nước Đông Á tạo động lực cho các cuộc tranh luận về cách các quốc gia nhận được lợi ích từ dòng vốn và hạn chế chi phí liên quan đến việc thu hút vốn. Lợi ích của dòng vốn nước ngoài đối với các quốc gia khá rõ ràng vì đó là nguồn lực rất quan trọng cho các doanh nghiệp và chính phủ. Thật vậy, dòng vốn vào được xem là một nhân tố đóng vai trò quan trọng trong sự phát triển của thị trường ngoại hối, đầu tư và việc làm. Tuy nhiên, dòng vốn quốc tế cũng là vấn đề gây lo ngại nghiêm trọng đối với các quốc gia nhận vốn vì những tác động tiềm tàng của chúng đối với sự ổn định kinh tế vĩ mô, khả năng cạnh tranh xuất khẩu và sự phụ thuộc vào nước ngoài của các nước tiếp nhận vốn (Lartey, 2008). Sức cạnh tranh thương mại giảm sút do tỷ giá thực tăng là một trong những hậu quả tiêu cực liên quan đến dòng vốn nước ngoài vào nhiều (Calvo và cộng sự, 1993; Edwards, 1998).

Khu vực kinh tế Đông Á ngày càng hội nhập thông qua sản xuất, thương mại, tài chính và đầu tư. Sáng kiến Chiang Mai¹ đã thúc đẩy hội nhập kinh tế và hợp tác tiền tệ lớn hơn trong khu vực. Các dòng vốn tư nhân đổ vào khu vực Đông Á có xu hướng gia tăng trong những năm gần đây. Theo tính toán của tác giả từ số liệu của Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS), các dòng vốn tư nhân chảy vào các quốc gia Đông Á có chiều hướng tăng từ 348,57 tỷ USD vào năm 2005 lên 873,42 tỷ trong năm 2017. Dòng vốn lớn chảy vào các nước Đông Á có tác động như thế nào đến nền kinh tế các nước, cụ thể là tác động như thế nào đến tỷ giá thực và sức cạnh tranh thương mại của các nước này? Việc phân tích ảnh hưởng của dòng vốn vào đến tỷ giá thực là rất cần thiết đối với các nước Đông Á trong tiến trình hội nhập khu vực. Nghiên cứu này có các đóng góp về lý luận và thực tiễn như sau:

- *Thứ nhất*, nghiên cứu này sẽ làm rõ ảnh hưởng của dòng vốn vào đến tỷ giá thực (Real Effective Exchange Rate – REER) của khu vực Đông Á. Mặc dù có nhiều nghiên cứu đề cập đến mối quan hệ

¹ Sáng kiến Chiang Mai (Chiang Mai Initiative Multilateralisation – CMIM) là một thỏa thuận hoá đơn tiền tệ đa phương giữa các nước thành viên của ASEAN và 3 nước Trung Quốc, Nhật Bản và Hàn Quốc từ cuộc họp thường niên của Ngân hàng Phát triển Châu Á diễn ra vào ngày 6 tháng 5 năm 2000 tại Chiang Mai, Thái Lan. Hiệp định CMIM có hiệu lực vào năm 2010 đã đánh dấu một bước ngoặt mới trong quá trình hợp tác tiền tệ của các nước khu vực Đông Á. Tổng giá trị của CMIM đã tăng từ 120 tỷ USD năm 2010 lên 240 tỷ USD năm 2012.

này nhưng chủ yếu chỉ thực hiện cho từng quốc gia cụ thể hoặc các khu vực khác, chưa đề cập đến khu vực Đông Á. Bailey và Milard (2001) nghiên cứu ảnh hưởng của dòng vốn đến tỷ giá thực ở Mỹ, Ibarra (2011) nghiên cứu mối quan hệ này tại Mexico, Taguchi và Shammi (2018) đưa ra bằng chứng thực nghiệm cho Bangladesh, hay Ah-Shammari và Behbehani (2017) chẩn đoán căn bệnh Hà Lan² cho các nước BRICS³.

- *Thứ hai*, nghiên cứu sẽ phân tích tác động của từng thành phần dòng vốn tư nhân đến tỷ giá thực. Các nghiên cứu trước đây (Lane & Milesi-Ferretti, 2004; Taguchi & Lar, 2017; Ouedraogo, 2017) tập trung chủ yếu kiểm tra tác động của một thành phần của dòng vốn hơn là phân loại các thành phần dòng vốn vào. Chẳng hạn Lane và Milesi-Ferretti (2004) kiểm tra tác động của tài sản nước ngoài ròng (Net Foreign Asset – NFA) đến tỷ giá thực, Ouedraogo (2017) đề cập đến tác động của dòng vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài đến tỷ giá thực, Taguchi và Lar (2017) chỉ kiểm tra ảnh hưởng của kiều hối đến tỷ giá thực. Đồng thời, hầu hết kết quả nghiên cứu chưa thống nhất về mức độ cũng như chiều hướng tác động, chẳng hạn như, Ouedraogo (2017) đề cập đến tác động của dòng vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài (Foreign Portfolio Investment – FPI) làm tỷ giá thực tăng, còn Lane và Milesi-Ferretti (2004) cho rằng dòng vốn vào làm tỷ giá thực giảm.

- *Cuối cùng*, nghiên cứu này sẽ thực hiện cả phương pháp dữ liệu bảng tác động cố định (Fixed Effect – FE) và phương pháp ước lượng Moment tổng quát dạng hệ thống (Generalized Method Of Moments – GMM) để kiểm định ảnh hưởng của dòng vốn vào và tỷ giá thực, không chỉ thực hiện dữ liệu bảng tĩnh như nghiên cứu của Athukorala và Rajapatirana (2003) hay của Ibarra (2011).

Phần tiếp theo – Phần 2 sẽ trình bày cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu liên quan đến mối quan hệ giữa dòng vốn vào và tỷ giá thực; phần 3 đề cập đến mô hình và phương pháp nghiên cứu; phần 4 mô tả dữ liệu nghiên cứu; phần 5 thảo luận kết quả thu được từ ước lượng; và cuối cùng, phần 6 đưa ra kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

Khung lý thuyết phân tích tác động của dòng vốn vào đối với tỷ giá thực trong trường hợp nền kinh tế nhỏ, mở cửa được trình bày khái quát bằng “mô hình Salter-Swan-Corden-Dornbusch” được đề xuất đầu tiên bởi Corden và Neary (1982). Mô hình cho thấy cơ chế truyền dẫn mà sự gia tăng của dòng vốn vào có thể khiến đồng nội tệ tăng giá thực. Lý thuyết này lý giải sự gia tăng dòng vốn đột ngột làm tăng sản phẩm cận biên của lao động, thay đổi tiền lương thực tế trong khu vực kinh tế, tạo ra sự di chuyển nguồn lực, và gia tăng những điều chỉnh trong nền kinh tế. Các nghiên cứu thực nghiệm (McCormick & Wahba, 2000; Amuedo-Dorantes & Pozo, 2004; Bourdet & Falck, 2006; Fajnzylber & López, 2008; Vargas-Silva và cộng sự, 2009; Polat & Andres, 2019) cũng cho rằng việc

² Căn bệnh Hà Lan được sử dụng để chỉ tình huống mà trong đó việc mở rộng khai thác tài nguyên hoặc nguồn vốn đầu tư nước ngoài vào lớn gây ra sự tăng giá thực gây ảnh hưởng tiêu cực cho triển vọng của ngành sản xuất (Williamson, 1994; Poncela và cộng sự, 2017; Taguchi & Shammi, 2018).

³ Các nước trong khối “BRICS” bao gồm các nền kinh tế mới nổi như: Brasil, Nga (Russia), Ấn Độ (India), Trung Quốc (China), và Nam Phi (South Africa). Thuật ngữ này được sử dụng đầu tiên vào năm 2001 với 4 nước Brasil, Nga, Ấn Độ và Trung Quốc nhằm chỉ về các nền kinh tế có tốc độ tăng trưởng kinh tế khá cao, có tiềm lực kinh tế và đang thực hiện những cải cách mạnh mẽ. Đến năm 2010, Nam Phi tham dự vào cuộc họp hằng năm của các quốc gia này và bắt đầu tham gia khối “BRICS”.

gia tăng dòng vốn vào ô ạt có thể làm tăng tỷ giá thực đối với nền kinh tế nhận vốn, và do đó, sẽ tạo ra sự phân bổ các nguồn lực từ khu vực thương mại sang phi thương mại (Acosta và cộng sự, 2009). Tỷ giá thực tăng để phản ứng với sự gia tăng của dòng vốn vào là dấu hiệu cho thấy các quốc gia có triệu chứng bị nhiễm “căn bệnh Hà Lan” (Dutch Disease). Căn bệnh Hà Lan được sử dụng để chỉ tình huống mà trong đó việc mở rộng khai thác tài nguyên hoặc nguồn vốn đầu tư nước ngoài vào lớn làm tăng giá thực gây ảnh hưởng tiêu cực cho triển vọng của ngành sản xuất (Williamson, 1994; Poncela và cộng sự, 2017; Taguchi & Shammi, 2018). Rodrik (2008) đã chứng minh đồng nội tệ định giá thực cao (hay tỷ giá thực tăng) làm suy yếu phát triển kinh tế dài hạn, đặc biệt là đối với các nước đang phát triển, khi mà việc sản xuất hàng hóa thương mại chịu ảnh hưởng bởi sự thất bại thị trường và các định chế yếu kém. Điều này nhấn mạnh tầm quan trọng của dòng vốn vào đối với biến động của tỷ giá thực. Trong đó, tỷ giá thực đóng vai trò như chỉ số tổng quát về đầu ra của những điều chỉnh vĩ mô theo sau việc gia tăng dòng vốn vào.

Các nghiên cứu sau đây đã phân tích ảnh hưởng của dòng vốn nước ngoài đến tỷ giá thực của các quốc gia nhận vốn cũng như kinh nghiệm của các nước về căn bệnh Hà Lan với sự khai thác nguồn lực gia tăng. Cụ thể, trong số các nghiên cứu về các yếu tố tác động đến tỷ giá thực, chẳng hạn như: Edwards (1989), Williamson (1994), Hinkle và Montiel (1999), Edwards và Savastano (1999), Athukorala và Rajapatirana (2003), Maeso-Fernandez và cộng sự (2006) đã đề cập đến tác động của dòng vốn đến tỷ giá thực. Dòng vốn vào gia tăng làm tăng nhu cầu đối với cả hàng hóa thương mại và phi thương mại, trong đó, việc giá cả của hàng hóa phi thương mại tăng sẽ dẫn đến tăng tỷ giá thực. Lane và Milesi-Ferretti (2004) đã dựa trên kết quả phân tích 48 quốc gia cho thấy các khoản nợ nước ngoài ròng khiến tỷ giá thực giảm. Ricci và cộng sự (2008) đề cập tài sản nước ngoài ròng (NFA) là nguyên nhân làm tỷ giá thực tăng. Nói cách khác, vốn nước ngoài cho phép chi tiêu vượt quá thu nhập, tạo ra nhu cầu dư thừa đối với hàng hóa phi thương mại. Hiệu ứng này được giải thích là do tỷ giá thực bị ảnh hưởng bởi sự phụ thuộc vào các dòng vốn khác nhau.

Đối với vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (Foreign Direct Investment – FDI), vốn FDI gia tăng dẫn đến việc cấp tín dụng và cung tiền giảm bởi nó làm giảm trung gian thông qua hệ thống các ngân hàng nội địa. Tiềm năng lạm phát của vốn FDI được đánh giá thấp hơn so với các khoản vay ngân hàng. Tác động tràn (Spillover Effects) từ vốn FDI là tác động gián tiếp khi các doanh nghiệp có vốn FDI xuất hiện làm các doanh nghiệp trong nước cũng thay đổi công nghệ và chiến lược kinh doanh để cạnh tranh. Tác động này cũng có thể cải thiện năng lực sản xuất tại địa phương thông qua chuyển giao công nghệ và bí quyết quản lý (Javorcik, 2004). Khi các quốc gia có môi trường đầu tư tốt hơn là điều kiện để thu hút nhiều vốn FDI (Kinda, 2010), năng lực sản xuất của địa phương có thể được cải thiện trước dòng vốn FDI, giảm áp lực lên tỷ giá thực. Vốn FDI cũng được xem là một dòng chảy ổn định hơn so với vốn vay ngân hàng và dòng vốn FPI. Tuy nhiên, nhiều nghiên cứu cũng chỉ ra tác động tiêu cực của vốn FDI đối với sức cạnh tranh thương mại thông qua việc làm tỷ giá thực tăng. Athukorala và Rajapatirana (2003) đã chứng minh vốn FDI vào khiến tỷ giá thực tăng. Lartey (2017) cũng nhận thấy rằng vốn FDI vào liên quan đến việc giảm tỷ lệ giữa hàng hóa thương mại và phi thương mại dẫn đến tỷ giá thực tăng. Saborowski (2011) cho rằng việc gia tăng dòng vốn vào, đặc biệt là vốn FDI ở các nước đang phát triển dẫn đến tỷ giá thực tăng.

Đối với vốn FPI, một số nghiên cứu (Combes và cộng sự, 2012; Jongwanich & Kohpaiboon, 2013; Ouedraogo, 2017) chỉ ra rằng vốn FPI vào tăng là nguyên nhân khiến tỷ giá thực tăng. Combes và cộng sự (2012) đã nghiên cứu mối quan hệ giữa dòng vốn vào với tỷ giá thực thông qua dữ liệu của

42 quốc gia đang phát triển trong giai đoạn 1980–2006 và kết quả cho thấy rằng vốn FPI có ảnh hưởng lớn nhất đến tỷ giá thực (gấp 7 lần vốn FDI hoặc vốn ngân hàng). Ouedraogo (2017) đã kiểm tra tác động của dòng vốn gián tiếp đến tỷ giá thực trong trường hợp 73 nền kinh tế phát triển và đang phát triển theo các khu vực khác nhau gồm: Chính phủ, ngân hàng, và doanh nghiệp, kết quả nghiên cứu cho thấy dòng vốn FPI vào các khu vực khác nhau thì ảnh hưởng khác nhau. Jongwanich và Kohpaiboon (2013) kiểm tra ảnh hưởng của dòng vốn đến tỷ giá thực tại các nước mới nổi ở châu Á giai đoạn 2000–2009 và cho rằng dòng vốn FPI có tác động đến tỷ giá thực nhanh hơn dòng vốn FDI.

Với yếu tố kinh tế vĩ mô khác, các nghiên cứu xem xét tác động của độ mở thương mại đến sự biến động của tỷ giá thực. Theo Edwards (1989) và Warr (1986), mối quan hệ này phụ thuộc vào các chính sách tại địa phương. Các hàng rào thương mại có thể khiến cán cân vãng lai xấu đi cũng như làm nhu cầu và giá cả của hàng hóa phi thương mại tăng. Điều này sẽ làm tỷ giá thực tăng, chẳng hạn như: Khi một quốc gia áp dụng hạn ngạch nhập khẩu, điều này sẽ khiến nhu cầu về hàng hóa thay thế nhập khẩu tăng lên, từ đó dẫn đến tỷ giá thực tăng. Mặt khác, các hàng rào thương mại dẫn đến thâm hụt tài khoản vãng lai ngày càng trầm trọng làm thu nhập giảm, do đó, nhu cầu và giá của các hàng hóa phi thương mại giảm. Điều này sẽ khiến đồng nội tệ giảm giá thực. Lartey (2008) đã chỉ ra rằng độ mở thương mại và tỷ giá thực có tương quan cùng chiều trong khi Al-Shammari và Behbehani (2017), Combes và cộng sự (2012) nhận thấy rằng ảnh hưởng giữa độ mở thương mại và tỷ giá thực ngược chiều.

Về mối quan hệ giữa hiệu suất và tỷ giá, Balassa (1964) và Samuelson (1964) cho rằng sự thay đổi trong chênh lệch hiệu suất giữa khu vực hàng hóa thương mại và phi thương mại có thể làm mức giá hàng hóa phi thương mại thay đổi, và từ đó ảnh hưởng đến tỷ giá thực. Hiệu quả tổng thể của năng suất hay công nghệ là không rõ ràng. Edwards (1989) cho rằng nếu công nghệ giúp năng suất cao hơn sẽ làm tăng tính sẵn có của yếu tố, làm giảm chi phí và giá của các hàng hóa thương mại; điều này giảm tỷ giá thực. Tuy nhiên, sự cải tiến công nghệ có thể làm tăng thu nhập của quốc gia, từ đó sẽ làm tăng nhu cầu và giá cả hàng hóa phi thương mại kéo theo tỷ giá thực tăng lên. Choudhri và Khan (2005) đưa ra bằng chứng về hiệu ứng Balassa-Samuelson⁴ ở các nước đang phát triển.

Tác động của tỷ lệ thương mại (Term of Trade) trên tỷ giá thực không rõ ràng. Sự biến động của tỷ lệ thương mại gây ra hai tác động ngược nhau: Hiệu ứng thu nhập và hiệu ứng thay thế. Hiệu ứng thu nhập xảy ra khi tăng giá xuất khẩu, hoặc giảm giá nhập khẩu, làm tăng thu nhập của một nền kinh tế, và do đó dẫn đến sự gia tăng nhu cầu đối với các hàng hóa phi thương mại. Điều này sẽ dẫn đến giá của các hàng hóa phi thương mại có xu hướng giảm và khiến tỷ giá thực tăng. Tuy nhiên, tác động tổng thể sẽ phụ thuộc vào việc cải thiện tỷ lệ thương mại nhờ tác động của một trong hai yếu tố là giá xuất khẩu tăng hay chi phí nhập khẩu giảm do sự thay thế tiềm năng giữa hàng hóa thương mại và phi thương mại. Nếu sự cải thiện tỷ lệ thương mại là do giá xuất khẩu tăng, tỷ giá thực sẽ giảm đối với các mức tỷ giá danh nghĩa và giá hàng hóa không tham gia thương mại nhất định. Ngược lại, nếu tỷ lệ thương mại tăng là do hàng nhập khẩu giảm giá thì sự cải thiện tài khoản vãng lai sẽ giúp tăng thu

⁴ Vào những năm 1960, Balassa (1964) và Samuelson (1964) cho rằng sự khác biệt về năng suất sản xuất hàng hóa tham gia thương mại ở các quốc gia khác nhau là yếu tố dẫn đến sự khác biệt lớn về giá cả và tiền lương giữa các quốc gia cũng như khác biệt về thu nhập quốc gia, đồng thời, năng suất khác nhau giữa các quốc gia dẫn đến đồng nội tệ của các quốc gia có năng suất cao hơn sẽ bị định giá thực thấp.

nhập và giá tổng hợp của hàng hóa phi thương mại, và do đó dẫn đến đồng nội tệ tăng giá thực. Combes và cộng sự (2012) đã chỉ ra rằng biến động của tỷ lệ thương mại dẫn đến tỷ giá thực tăng lên trong khi Ibarra (2011) nhận thấy rằng tỷ lệ thương mại tăng làm đồng nội tệ giảm giá thực.

Ngoài ra, Asonuma (2016) và Ouedraogo (2017) cũng đề cập đến nợ chính phủ và chi tiêu chính phủ trong mô hình các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ giá thực. Mỗi quan hệ này phụ thuộc vào mức độ co giãn của tổng sản phẩm nội địa (Gross Domestic Product – GDP) đối với dòng vốn. Nếu mức độ co giãn của GDP đối với vốn vào cao, nợ chính phủ tăng sẽ dẫn đến tỷ giá thực giảm, ngược lại, nếu độ co giãn của GDP với vốn vào thấp, nợ tăng sẽ dẫn đến tỷ giá thực tăng (Lin, 1994). Chi tiêu chính phủ tăng sẽ làm tăng nhu cầu hàng hóa phi thương mại nếu tỷ lệ tiêu dùng cho hàng hóa dịch vụ phi thương mại chiếm tỷ lệ chính. Sự gia tăng nhu cầu sẽ làm tăng giá hàng hóa phi thương mại một cách có hệ thống dẫn đến tỷ giá thực tăng. Tuy nhiên, tỷ giá thực sẽ giảm nếu chi tiêu chính phủ cho khu vực thương mại nhiều hơn khu vực phi thương mại. Do đó, tác động của biến chi tiêu chính phủ đến tỷ giá thực vẫn chưa rõ ràng.

Dựa trên cơ sở các nghiên cứu trước, bài viết này sẽ làm rõ ảnh hưởng của dòng vốn vào cùng với các yếu tố kinh tế vĩ mô như: Độ mở thương mại, tỷ lệ thương mại, chỉ số hiệu suất Balassa, nợ và chi tiêu chính phủ đến tỷ giá thực của các nước Đông Á.

3. Phương pháp nghiên cứu

Để ước lượng mối quan hệ giữa các dòng vốn vào và tỷ giá thực của các nước Đông Á, tác giả sử dụng dữ liệu bảng tĩnh tác động cố định và dữ liệu bảng động Moment tổng quát dạng hệ thống (GMM). Trong đó, phương pháp ước lượng Moment tổng quát dạng hệ thống (GMM) sẽ giúp giải quyết vấn đề nội sinh của các biến và khắc phục các khuyết tật khác của mô hình nghiên cứu (Blundell & Bond, 2000).

Mô hình bảng tĩnh được đề xuất như sau:

$$REER_{it} = \alpha + \beta Flows_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Phương trình (1) thể hiện mối quan hệ giữa dòng vốn vào và tỷ giá thực, trong đó:

α : Hệ số tung độ gốc;

β : Hệ số tương quan giữa dòng vốn vào và tỷ giá thực;

θ : Hệ số tương quan giữa các biến kiểm soát với tỷ giá thực;

$REER_{it}$: Logarit của tỷ giá thực của nước i trong năm t ;

$Flows_{it}$: Dòng vốn vào của nước i , trong đó bao gồm ba loại vốn chính là: (1) Đầu tư trực tiếp nước ngoài (Foreign Direct Investment – FDI), (2) đầu tư gián tiếp nước ngoài (Foreign Portfolio Investment – FPI), và (3) vốn khác (Other Investments – OI);

X_{it} : Véc-tơ của các biến kiểm soát, bao gồm: Hiệu suất Balassa, độ mở thương mại, tỷ lệ thương mại, chi tiêu và nợ của chính phủ;

ε_{it} : Sai số.

Mô hình bảng động được trình bày có độ trễ của tỷ giá thực có dạng như sau:

$$REER_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 REER_{it-1} + \beta Flows_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Phương trình (2) cho thấy mối quan hệ giữa dòng vốn vào và tỷ giá thực, trong đó:

α_0 : Hệ số tung độ gốc;

α_1 : Hệ số tương quan giữa biến trễ của tỷ giá thực với tỷ giá thực hiện tại;

β : Hệ số tương quan giữa dòng vốn vào và tỷ giá thực;

θ : Hệ số tương quan giữa các biến kiểm soát với tỷ giá thực;

$REER_{it-1}$: Logarit của biến trễ của tỷ giá thực;

Các biến dòng vốn và các biến kiểm soát như trong công thức (1) đề cập ở trên.

Tỷ giá thực của nước i trong thời gian t được tính dựa trên công thức trung bình trọng số của tỷ giá thực song phương với mỗi đối tác trong số 186 đối tác thương mại.

$$REER_{it} = \prod_{j=1}^{186} RER_{ijt}^{w_{ijt}}$$

Trong đó:

$RER_{ijt} = \frac{NER_{ijt} \times P_{it}}{P_{jt}}$: Tỷ giá thực song phương của đồng tiền nước i với đồng tiền của các nước thương mại đối tác j trong năm t ;

P_{it} và P_{jt} lần lượt là chỉ số giá của các nước i và j .

Với cách tính này, một sự gia tăng của tỷ giá thực cho thấy đồng nội tệ tăng giá thực, do đó, điều này có ý nghĩa làm xói mòn sức cạnh tranh thương mại quốc tế của quốc gia (Couharde và cộng sự, 2018).

Biến hiệu suất Balassa nhằm làm rõ hiệu ứng Balassa-Samuelson. Biến này được tính theo GDP đầu người của một nước trên GDP bình quân đầu người có trọng số của các đối tác thương mại của nước đó (Couharde và cộng sự, 2020). Hiệu ứng Balassa-Samuelson giả định rằng năng suất của khu vực hàng hóa thương mại quốc tế cao hơn khu vực phi thương mại. Điều này dẫn đến mức lương cao hơn ở khu vực thương mại quốc tế, và gây ra hiệu ứng tràn qua khu vực phi thương mại và áp lực lên tiền lương. Vì mức giá của khu vực thương mại quốc tế được xác định theo cơ sở quốc tế và tương đối đồng nhất giữa các quốc gia nên tiền lương cao hơn ở khu vực phi thương mại sẽ dẫn đến giá cả hàng hóa cao hơn trong nước. Điều này hàm ý gia tăng lạm phát nội địa và làm tỷ giá thực tăng (Combes và cộng sự, 2012).

Biến tỷ lệ thương mại được tính bằng giá hàng hóa xuất khẩu có trọng số trên giá hàng hóa nhập khẩu có trọng số. Tỷ lệ thương mại tăng được kỳ vọng làm cho tỷ giá thực cân bằng tăng và giúp cải thiện cán cân thương mại – hiệu ứng thu nhập trội hơn hiệu ứng thay thế. Độ mở thương mại được tính bằng tổng xuất khẩu và nhập khẩu trên GDP. Biến này có thể ảnh hưởng đến giá của hàng hóa phi thương mại thông qua hiệu ứng thu nhập và thay thế (Amano & Norden, 1995).

Ngoài ra, mô hình cũng bổ sung ảnh hưởng của các biến liên quan đến khu vực chính phủ như: Nợ và chi tiêu chính phủ (Lin, 1994; Asonuma, 2016; Ouedraogo, 2017). Các nghiên cứu trước cho thấy tác động của các biến này đến tỷ giá thực vẫn chưa rõ ràng.

4. Mô tả dữ liệu

Bộ dữ liệu được sử dụng dựa trên các quan sát theo năm đối với 13 quốc gia Đông Á trong giai đoạn 2005–2018. Dữ liệu đến từ các nguồn chính: Dữ liệu Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS)⁵, Báo cáo Triển vọng Kinh tế Thế giới (World Economic Outlook) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF)⁶, Ngân hàng Thế giới (World Bank – WB)⁷, Bộ dữ liệu EQCHANGE của Trung tâm Nghiên cứu về Triển vọng và Thông tin quốc tế (Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales – CEPII)⁸. Các biến trong mô hình được mô tả cụ thể từ các nguồn trong Bảng 1. Các nước Đông Á bao gồm: Trung Quốc, Nhật, Hàn Quốc, Indonesia, Malaysia, Brunei, Campuchia, Lào, Philippines, Myanmar, Singapore, Thái Lan, Việt Nam. Các biến tỷ giá thực, tỷ lệ thương mại, độ mở thương mại được lấy logarit để thu hẹp đại lượng phạm vi nhỏ hơn.

Bảng 1.

Mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

Các biến	Ký hiệu biến	Đơn vị tính	Định nghĩa	Nguồn
Tỷ giá thực	REER	Logarit	Là tỷ lệ của chỉ số giá một nước với các nước đối tác thương mại chính dựa trên tỷ giá danh nghĩa	CEPII
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	FDI/GDP	%	Vốn FDI vào ròng trên GDP	IFS
Đầu tư gián tiếp nước ngoài	FPI/GDP	%	Vốn FPI vào ròng trên GDP	IFS
Vốn khác	OI/GDP	%	Vốn khác vào ròng trên GDP	IFS
Tỷ lệ thương mại	TOT	Logarit	Tỷ lệ giá xuất khẩu có trọng số trên giá nhập khẩu có trọng số	World Economic Outlook
Độ mở thương mại	TRADE	Logarit	Là tổng xuất khẩu và nhập khẩu trên GDP	World Bank
Chỉ số hiệu suất Balassa	PROD	Chỉ số	Tỷ trọng GDP bình quân đầu người của một nước với các đối tác thương mại	CEPII

⁵ Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS). Website: <https://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&sid=1390030341854>

⁶ Báo cáo Triển vọng Kinh tế Thế giới (World Economic Outlook) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF). Website: <https://www.imf.org/en/Publications/SPROLLS/world-economic-outlook-databases#sort=%40imfdate%20descending>

⁷ Ngân hàng Thế giới (World Bank – WB). Website: <https://data.worldbank.org/>

⁸ Bộ dữ liệu EQCHANGE của Trung tâm Nghiên cứu về Triển vọng và Thông tin quốc tế (Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales – CEPII). Website: http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd_modele.asp

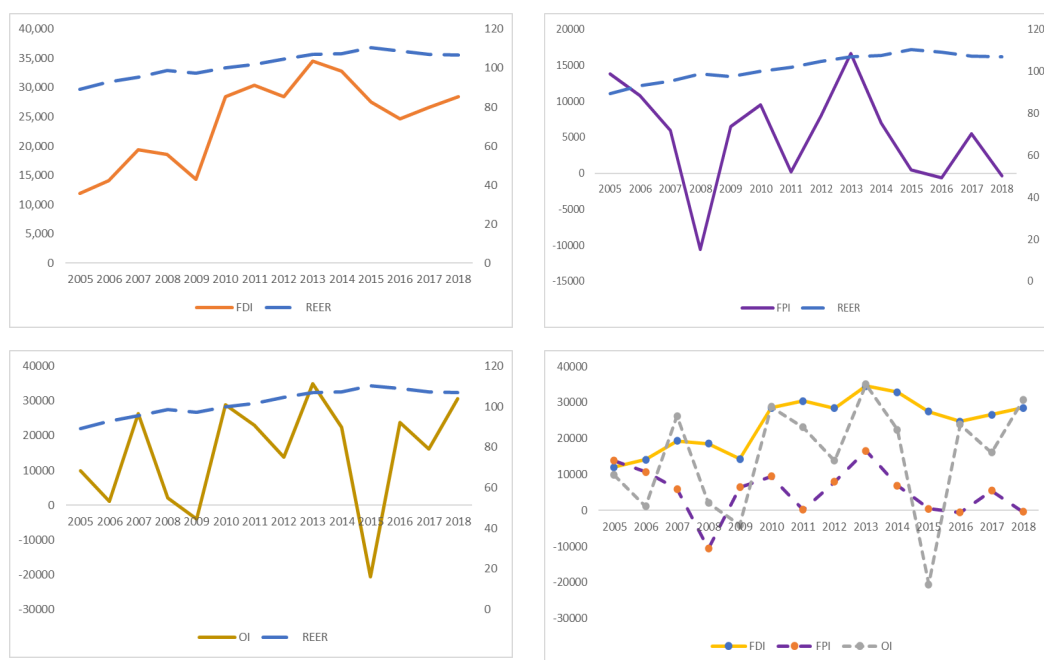
Các biến	Ký hiệu biến	Đơn vị tính	Định nghĩa	Nguồn
Nợ	DEBT	%	Tổng nợ trên GDP	World Economic Outlook
Chi tiêu chính phủ	EXPENDITURE	%	Tổng chi tiêu của chính phủ trên GDP	World Economic Outlook

Hình 1 cho thấy xu hướng của dòng vốn vào và tỷ giá thực. Trong ba loại dòng vốn vào, FDI là dòng vốn vào chiếm tỷ trọng lớn nhất, và có xu hướng tăng sau khủng hoảng kinh tế giai đoạn 2007–2008, với mức tăng cao nhất vào năm 2013 đạt 34,5 tỷ USD, gấp 2,9 lần so với năm 2005. Sau đó, FDI có xu hướng giảm từ năm 2014 đến năm 2018.

Vốn FPI cũng cho thấy xu hướng giảm mạnh trong năm 2008 và năm 2011 do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính, sau đó phục hồi vào năm 2012 và năm 2013. Xu hướng sụt giảm của dòng vốn FPI những năm sau đó cho thấy các quốc gia Đông Á có sự kiểm soát đối với dòng vốn này (Villafuerte, 2015; Magud và cộng sự, 2018).

Dòng vốn khác trời sụt trong giai đoạn 2005–2018, đặc biệt giảm sâu vào năm 2009 và năm 2015. Từ năm 2016, dòng vốn này bắt đầu tăng trở lại.

Về xu hướng biến động của tỷ giá thực, tỷ giá thực các nước Đông Á có xu hướng tăng từ năm 2005 đến năm 2015, trong đó: Mức tăng cao nhất là 4,11% vào năm 2006 và 3,38% vào năm 2008. Tỷ giá thực có xu hướng giảm từ năm 2016 đến năm 2018. Các quốc gia trong mẫu có tỷ giá thực thấp nhất là Nhật đạt 76,32 vào năm 2018, tỷ giá thực ở Malaysia là 88,45 vào năm 2017. Nước có tỷ giá thực cao nhất là Lào đạt 128,81 vào năm 2016, và Việt Nam có tỷ giá thực là 128,50 vào năm 2015. Năm 2018, tỷ giá thực của Việt Nam đạt cao nhất trong mẫu với mức là 124,88. Tỷ giá thực trung bình của 13 quốc gia giai đoạn 2005–2018 đã tăng 1,43%. Điều này cho thấy đồng tiền các quốc gia Đông Á bị định giá cao hơn so với các nước đối tác. Tỷ giá thực biến động cho thấy sự thiếu đồng nhất về chế độ tỷ giá của các quốc gia trong mẫu, cũng như tương quan giữa Trung Quốc và các quốc gia còn lại. Hình 1 cho thấy xu hướng tăng của tỷ giá thực giống với xu hướng tăng của vốn FDI vào, nhưng trái ngược với xu hướng giảm của vốn FPI vào các nước Đông Á.



Hình 1. Dòng vốn vào và tỷ giá thực của các nước Đông Á (triệu USD)

Nguồn: IFS, EQCHANGE.

5. Kết quả nghiên cứu

Bảng 2 tóm tắt về các biến trong mô hình nghiên cứu. Trong giai đoạn nghiên cứu, vốn FDI/GDP chiếm tỷ trọng cao nhất trong các quốc gia là Singapore với 28,017% vào năm 2017, thấp nhất là Brunei vào năm 2016 với -1,321%.

Về vốn FPI/GDP, Singapore đạt tỷ trọng cao nhất vào năm 2007 với 9,983% và thấp nhất vào năm 2008 với -6,021%. Trong khi đó, tỷ giá thực trung bình là 101,747, tỷ giá cao nhất là Hàn Quốc vào năm 2006 với 130,803 và thấp nhất là Myanmar vào năm 2005 là 56,857. Các dữ liệu trong Bảng 2 cũng cho thấy sự khác nhau giữa các quốc gia về tỷ lệ trao đổi thương mại, hiệu suất, độ mở thương mại, nợ và chi tiêu của chính phủ.

Bảng 2.

Tóm tắt các biến

Các biến	Quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
REER	175	101,744	12,194	56,857	130,803
FDI/GDP	182	4,846	5,597	−1,321	28,017
FPI/GDP	140	0,403	1,777	−6,021	9,983
OI/GDP	182	2,797	8,465	−21,484	91,999
TOT	182	98,199	3,086	79,120	101,660
TRADE	179	111,756	88,583	0,167	437,327
PROD	182	0,765	0,840	0,081	3,008
DEBT	182	56,771	51,055	0,320	237,130
EXPENDITURE	182	22,970	7,258	9,015	39,511

Bảng 3.

Kiểm định nghiệm đơn vị

	Chuỗi gốc		Sai phân	
	ADF	IPS	ADF	IPS
REER	0,0266	0,0083	0,0000	0,0000
FDI/GDP	0,0000	0,0002		
FPI/GDP	0,0000	0,0000		
OI/GDP	0,0000	0,0000		
TOT	0,0012	0,0023	0,0000	0,0000
PROD	0,8777	0,7866	0,0000	0,0000
TRADE	0,2063	0,1456	0,0000	0,0000
DEBT	0,0000	0,5508	0,0000	0,0000
EXPENDITURE	0,2460	0,2061	0,0000	0,0000

Ghi chú: Số báo cáo là p-value.

Để xem xét tính dừng của dữ liệu, tác giả sử dụng kiểm định Dickey và Fuller mở rộng (ADF) và kiểm định Im-Pesaran-Shin cho bảng không cân bằng.

Giả thuyết H_0 : Các biến đều chứa nghiệm đơn vị, tức là chuỗi dữ liệu có chứa nghiệm đơn vị hay chuỗi không dừng.

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định nghiệm đơn vị. Các biến được sử dụng có $p\text{-value} < \alpha = 1\%$ và giá trị thống kê $ADF > \text{giá trị } \tau \text{ tới hạn}$. Vì vậy, giả thuyết H_0 bị bác bỏ, tức là các biến đều có tính dừng.

Nghiên cứu sử dụng mô hình bảng tĩnh và bảng động để ước lượng các biến tác động đến tỷ giá thực. Kết quả ước lượng mô hình (1) và (2) được trình bày trong Bảng 4 và Bảng 5. Bảng 4 cho thấy kết quả từ phương pháp dữ liệu bảng tĩnh, còn Bảng 5 là kết quả từ hồi quy bằng phương pháp dữ liệu bảng động GMM hệ thống. Kết quả ước lượng GMM trong Bảng 5 thỏa mãn cả kiểm định Hansen về tính phù hợp của các biến công cụ và các kiểm định tự tương quan về phương sai sai số của các mô hình GMM.

Ước lượng trong cột (1), (2), và (3) ở Bảng 4 tương ứng với từng trường hợp vốn FDI, vốn FPI, và vốn khác là biến giải thích duy nhất trong mô hình (1), và kết quả cho thấy tác động của mỗi loại vốn đến tỷ giá thực đều có ý nghĩa thống kê. Trong khi đó, vốn FDI và vốn khác tác động cùng chiều với tỷ giá thực thì vốn FPI có tác động ngược chiều. Cột (4) trong Bảng 4 thêm vào các biến đã đề cập trong mô hình (1), cả ba dòng vốn vào của khu vực tư nhân đều ảnh hưởng đến tỷ giá thực, phù hợp với kết quả của từng biến ở cột (1), cột (2), và cột (3). Trong đó, vốn FDI tác động cùng chiều trong khi vốn FPI tác động ngược chiều với tỷ giá thực. Theo kết quả Bảng 4, vốn khác có dấu khác với tỷ giá thực theo cột (3) và cột (4), nhưng đều không có ý nghĩa thống kê.

Bảng 4.

Kết quả từ ước lượng bảng tĩnh tác động cố định (Fixed Effect)

Các biến	Biến phụ thuộc: REER (Logarit)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
FDI/GDP	0,003* (0,002)			0,003* (0,002)
FPI/GDP		-0,007*** (0,002)		-0,008*** (0,002)
OI/GDP			-0,0002 (0,000)	0,0003 (0,000)
TOT				0,449* (0,253)
TRADE				-0,158*** (0,055)
PROD				0,072 (0,046)
DEBT				-0,0008** (0,000)
EXPENDITURE				0,009*** (0,001)

Biến phụ thuộc: REER (Logarit)				
Các biến	(1)	(2)	(3)	(4)
Hằng số	1,990*** (0,009)	2,009*** (0,003)	2,005*** (0,004)	1,211** (0,523)
R ²	0,093	0,074	0,070	0,486
Thống kê F	5,56	6,87	5,96	7,82
Xác suất (Thống kê F)	0,000	0,000	0,000	0,000

Ghi chú: *, ** và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn.

Kết quả ước lượng bảng động Moment tổng quát dạng hệ thống ở Bảng 5 cũng cho thấy từng thành phần dòng vốn tác động đến tỷ giá thực. Các mô hình này bổ sung biến trễ của tỷ giá thực là $\log REER-1$ và kết quả cho thấy $\log REER-1$ có quan hệ cùng chiều với tỷ giá thực và có ý nghĩa thống kê 1% trong tất cả các cột (1), cột (2), cột (3), và cột (4). Điều này cho thấy ảnh hưởng của tỷ giá thực trong quá khứ đến tỷ giá thực hiện tại là lâu dài và nhất quán. Kết quả thể hiện vốn FDI tăng sẽ dẫn đến tỷ giá thực tăng, với 1% vốn tăng dẫn đến 0,004% tỷ giá thực tăng (Cột (4) của Bảng 5). Những kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Lartey (2008). Có thể thấy, vốn FDI là dòng vốn vào được chú trọng thu hút nhiều nhất ở khu vực Đông Á trong giai đoạn nghiên cứu. Mặc dù đây được xem là dòng vốn dài hạn với ưu điểm là giúp chuyển giao công nghệ và tạo nhiều việc làm, tuy nhiên, kết quả cho thấy ảnh hưởng tiêu cực của dòng vốn vào này là làm xói mòn sức cạnh tranh thương mại qua tác động làm tỷ giá thực tăng. Khác với kết quả của Combes và cộng sự (2012) hay Ouedraogo (2017), vốn FPI ngược chiều với tỷ giá thực, hàm ý vốn đầu tư gián tiếp nước ngoài giảm sẽ làm cho tỷ giá thực tăng. Như vậy, vốn FPI không tác động tiêu cực đến sức cạnh tranh thương mại của các nước Đông Á như các nghiên cứu trước đây (Combes và cộng sự, 2012; Jongwanich & Kohpaiboon, 2013; Ouedraogo, 2017). Vốn khác cũng tác động cùng chiều với tỷ giá thực trong cột (3), nhưng trong mô hình đầy đủ các biến ở cột (4) thì tác động của vốn khác không có ý nghĩa thống kê. Kết quả nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm đối với lý thuyết “mô hình Salter-Swan-Corden-Dornbusch”, theo đó, sự gia tăng của dòng vốn FDI làm ảnh hưởng đến giá cả hàng hóa phi thương mại do nhu cầu tăng, từ đó làm tỷ giá thực tăng ở khu vực Đông Á.

Ngoài ra, kết quả cột (1) và cột (3) của Bảng 5 cho thấy khi độ mở thương mại giảm, tỷ giá thực có xu hướng tăng. Điều này có thể lý giải là do các hàng rào thương mại có thể khiến cán cân vãng lai xấu đi, làm nhu cầu và giá cả của hàng hóa phi thương mại tăng dẫn đến tỷ giá thực tăng. Kết quả này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Combes và cộng sự (2012), Saborowski (2011), Chen và Rogoff (2003). Tỷ lệ thương mại có dấu tương quan dương trong cột (1), (3) và (4), và dấu tương quan âm trong cột (2) nhưng không có ý nghĩa thống kê. Như vậy, dựa vào kết quả cột (1) và cột (3), tỷ lệ thương mại có ảnh hưởng cùng chiều với tỷ giá thực và có ý nghĩa thống kê 1%. Mối quan hệ cùng chiều cho thấy tỷ lệ thương mại tăng sẽ làm tỷ giá thực tăng. Khi tỷ lệ thương mại tăng là do hàng nhập khẩu giảm giá thì điều này sẽ giúp cải thiện tài khoản vãng lai, đồng thời khiến thu nhập và giá của hàng hóa phi thương mại tăng lên, từ đó dẫn đến đồng nội tệ tăng giá thực. Bên cạnh đó, kết quả cũng cho thấy hiệu suất Balassa tác động cùng chiều đến tỷ giá thực nhưng không có ý nghĩa

thống kê trong giai đoạn nghiên cứu. Nợ chính phủ tác động ngược chiều đến tỷ giá thực, trong khi đó, chi tiêu của chính phủ và tỷ giá thực tương quan cùng chiều và có ý nghĩa thống kê.

Bảng 5.

Kết quả ước lượng bảng động Moment tổng quát dạng hệ thống (GMM)

Biến phụ thuộc: REER (Logarit)	(1)	(2)	(3)	(4)
REER-1	0,852*** (0,100)	0,727*** (0,106)	1,027*** (0,059)	0,541*** (0,142)
FDI/GDP	0,002*** (0,000)			0,004** (0,001)
FPI/GDP		-0,003*** (0,000)		-0,006*** (0,002)
OI/GDP			0,0006*** (0,0002)	0,0001 (0,000)
TOT	0,460*** (0,124)	-0,084 (0,331)	0,151*** (0,000)	0,078 (0,318)
TRADE	-0,006*** (0,001)	0,020* (0,012)	-0,009*** (0,002)	0,007 (0,014)
PROD	-0,002 (0,002)	-0,007 (0,018)	-0,002 (0,002)	-0,027 (0,019)
DEBT	-0,0008** (0,000)	-0,0003* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,0001 (0,000)
EXPENDITURE	-0,0001 (0,000)	0,0023 (0,000)	-0,0004*** (0,000)	0,0009 (0,001)
Hằng số	0,601**	0,667	0,320*	0,747
Kiểm định AR(1)	0,047	0,084	0,059	0,046
Kiểm định AR(2)	0,129	0,136	0,142	0,102
Kiểm định Hansen	0,516	0,690	0,107	0,590
Số quan sát	147	118	147	128
Số quốc gia	13	10	13	10
Số công cụ	13	10	13	11
Wald Chi2 (P > Chi2)	0,000	0,000	0,000	0,000

Ghi chú: *, ** và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Các số trong dấu ngoặc đơn () là sai số chuẩn.

6. Kết luận và khuyến nghị

Bài viết nhằm cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa dòng vốn vào và tỷ giá thực trên mẫu 13 nước Đông Á giai đoạn 2005–2018. Nghiên cứu sử dụng phương pháp tiếp cận dữ liệu bảng tĩnh và động thông qua các mô hình tác động cố định và Moment tổng quát dạng hệ thống (GMM). Kết quả cho thấy các dòng vốn khác nhau có tác động khác nhau đối với tỷ giá thực, trong đó, dòng vốn FDI vào ảnh hưởng cùng chiều đến tỷ giá thực, vốn FPI ảnh hưởng ngược chiều đến tỷ giá thực. Ngoài ra, tỷ giá thực còn chịu tác động bởi vốn khác, tỷ lệ thương mại, độ mở thương mại, nợ và chi tiêu chính phủ. Như vậy, sự gia tăng của dòng vốn FDI vào là nguyên nhân chính làm tăng tỷ giá thực, và làm giảm mức cạnh tranh thương mại của các nước Đông Á. Kết quả này hàm ý giúp các nước Đông Á định hướng cho tương lai trong việc giám sát dòng vốn vào và thực thi các chính sách liên quan đến an toàn vĩ mô để đối phó với áp lực tỷ giá.

Khi thực hiện các chính sách để thu hút dòng vốn, các nước Đông Á cần chú ý sự tăng giá của tỷ giá thực có thể làm mất ổn định đối với quản lý kinh tế vĩ mô do sự thiếu đồng nhất về chế độ tỷ giá của các quốc gia trong khu vực, cũng như sự tương quan giữa Trung Quốc với các nước còn lại khá lớn. Khi dòng vốn nước ngoài vào nhiều, các nước Đông Á cần tập trung các chính sách đầu tư và sử dụng vốn hiệu quả. Các nước Đông Á cũng cần đánh giá lại tính hiệu quả cũng như các chi phí đi kèm của dòng vốn FDI. Đồng thời xem xét vai trò của vốn FPI và vốn qua kênh ngân hàng để giảm bớt sự kiểm soát các nguồn vốn này. Tác giả đề xuất các giải pháp cụ thể như sau:

- *Thứ nhất*, về quản trị tỷ giá hối đoái, tùy theo đặc thù mỗi nền kinh tế, các nước cần chú trọng áp dụng cơ chế tỷ giá phù hợp với các điều kiện kinh tế vĩ mô. Bên cạnh đó, các nước trong khu vực cần xem xét và quản lý các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ giá thực như: Dòng vốn vào, độ mở thương mại, tỷ lệ thương mại, nợ và chi tiêu chính phủ, để qua đó điều chỉnh tỷ giá thực có lợi cho nền kinh tế.

- *Thứ hai*, về chính sách đầu tư, các nước cần tiếp tục hoàn thiện chiến lược mở cửa dòng vốn đồng thời giảm thiểu các ảnh hưởng tiêu cực của dòng vốn vào.

- *Thứ ba*, phát triển hệ thống tài chính lành mạnh thông qua đánh giá kỹ lưỡng các rủi ro của việc tự do hóa dòng vốn, cũng như phát hiện các khiếm khuyết hệ thống để tái cơ cấu theo hướng các định chế tài chính phải thích nghi với thị trường (để tránh rủi ro) không chỉ dựa vào sự giúp đỡ của chính phủ; và khuyến khích phát triển các giao dịch tài chính phòng ngừa rủi ro hối đoái như: Hoán đổi, kỳ hạn, quyền chọn...

- *Thứ tư*, riêng Việt Nam, tỷ giá thực trong giai đoạn gần đây liên tục tăng cao so với các nước trong khu vực. Do đó, Việt Nam cần có chính sách quản lý tỷ giá chặt chẽ hơn bên cạnh việc kiểm soát các yếu tố ảnh hưởng đến tỷ giá thực. Đồng thời, nhà quản lý cần thực hiện các chính sách cải thiện tính chuyển đổi của đồng Việt Nam.

Hướng nghiên cứu tiếp theo sẽ là đánh giá ảnh hưởng của dòng vốn nước ngoài đến tỷ giá thực dựa trên việc phân loại các lĩnh vực mà các dòng vốn chảy vào. Bên cạnh đó, nghiên cứu sẽ mở rộng mẫu nghiên cứu bằng cách thêm các quốc gia ở các khu vực khác nhau nhằm so sánh và kiểm định kết quả của nghiên cứu ■

Tài liệu tham khảo

- Acosta, P. A., Lartey, E. K. K., & Mandelman, F. S. (2009). Remittances and the Dutch disease. *Journal of International Economics*, 79(1), 102–116. doi:10.1016/j.jinteco.2009.06.007
- Al-Shammari, N., & Behbehani, M. (2017). Diagnosing the Dutch disease across BRICS countries. *International Journal of Economic Perspectives*, 11(4), 323–340.
- Amano, R. A., & Norden, S. (1995). Terms of trade and real exchange rates: The Canadian evidence. *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 83–104. doi:10.1016/0261-5606(94)00016-T
- Amuedo-Dorantes, C., & Pozo, S. (2004). Workers' remittances and the real exchange rate: A paradox of gifts. *World Development*, 32(8), 1407–1417. doi:10.1016/j.worlddev.2004.02.004
- Asonuma, T. (2016). Sovereign defaults, external debt, and real exchange rate dynamics. *IMF Working Papers*, 16(37). doi: 10.5089/9781475597738.001
- Athukorala, P., & Rajapatirana, S. (2003). Capital inflows and the real exchange rate: A comparative study of Asia and Latin America. *The World Economy*, 26(4), 613–637. doi:10.1111/1467-9701.00539
- Bailey, A. J., & Millard, S. (2001). Capital flows and exchange rates. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 41(3), 310–318.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596. doi: 10.1086/258965
- Blundell, R., & Bond, S. (2000). GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions. *Econometric Reviews*, 19(3), 321–340. doi:10.1080/07474930008800475
- Bourdet, Y., & Falck, H. (2006). Emigrants' remittances and Dutch disease in Cape Verde. *International Economic Journal*, 20(3), 267–284. doi:10.1080/10168730600879323
- Calvo, G. A., Leiderman, L., & Reinhart, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors. *IMF Staff Papers*, 40(1), 108–151. doi: 10.2307/3867379
- Chen, Y., & Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *Journal of International Economics*, 60(1), 133–160. doi:10.1016/S0022-1996(02)00072-7
- Choudhri, E. U., & Khan, M. S. (2005). Real exchange rates in developing countries: Are Balassa-Samuelson effects present?. *IMF Staff Papers*, 52(3), 387–409. doi:10.2307/30035969
- Combes, J.-L., Kinda, T., & Plane, P. (2012). Capital flows, exchange rate flexibility, and the real exchange rate. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 1034–1043. doi:10.1016/j.jmacro.2012.08.001
- Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825–848. doi:10.2307/2232670
- Couharde, C., Delatte, A.-L., Grekou, C., Mignon, V., & Morvillier, F. (2018). EQCHANGE: A world database on actual and equilibrium effective exchange rates. *International Economics*, 156, 206–230. doi:10.1016/j.inteco.2018.03.004

- Couharde, C., Delatte, A.-L., Grekou, C., Mignon, V., & Morvillier, F. (2020). Measuring the Balassa-Samuelson effect: A guidance note on the RPROD database. *International Economics*, 161, 237–247. doi: 10.1016/j.inteco.2019.11.010
- Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 4(1), 3–21.
- Edwards, S. (1998). *Capital Flows, Real Exchange Rates, and Capital Controls: Some Latin American Experiences* (NBER Working Paper No. 6800). Retrieved from the National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w6800>
- Edwards, S., & Savastano, M. A. (1999). *Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?* (NBER Working Paper No. 7228). Retrieved from the National Bureau of Economic Research: <https://www.nber.org/papers/w7228>
- Fajnzylber, P., & López, J. H. (2008). *Remittances and Development: Lessons from Latin America*. Washington, D. C.: World Bank.
- Ibarra, C. A. (2011). Capital flows and real exchange rate appreciation in Mexico. *World Development*, 39(12), 2080–2090. doi:10.1016/j.worlddev.2011.05.020
- Javorcik, B. S. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *The American Economic Review*, 94(3), 605–627. doi: 10.1257/0002828041464605
- Jongwanich, J., & Kohpaiboon, A. (2013). Capital flows and real exchange rates in emerging Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 24, 138–146. doi:10.1016/j.asieco.2012.10.006
- Hinkle, L. E., & Montiel, P. J. (1999). *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Kinda, T. (2010). Investment climate and FDI in developing countries: Firm-level evidence. *World Development*, 38(4), 498–513. doi:10.1016/j.worlddev.2009.12.001
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2004). The transfer problem revisited: Net foreign assets and real exchange rates. *The Review of Economics and Statistics*, 86(4), 841–857. doi: 10.1162/0034653043125185
- Lartey, E. K. K. (2008). Capital inflows, Dutch disease effects, and monetary policy in a small open Economy. *Review of International Economics*, 971–989. doi:10.1111/j.1467-9396.2008.00762.x
- Lartey, E. K. K. (2017). FDI, sectoral output and real exchange rate dynamics under financial openness. *Bulletin of Economic Research*, 69(4), 384–394. doi:10.1111/boer.12075
- Lin, S. (1994). Government debt and the real exchange rate in an overlapping generations model. *Journal of Economic Integration*, 9(1), 94–105.
- Maeso-Fernandez, F., Osbat, C., & Schnatz, B. (2006). Towards the estimation of equilibrium exchange rates for CEE acceding countries: Methodological issues and a panel cointegration perspective. *Journal of Comparative Economics*, 34(3), 499–517. doi:10.1016/j.jce.2006.05.003
- Magud, N. E., Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2018). Capital controls: Myth and reality. *Annals of Economics and Finance*, 19(1), 1–47.
- McCormick, B., & Wahba, J. (2000). Overseas employment and remittances to a dual economy. *The Economic Journal*, 110(463), 509–534. doi:10.1111/1468-0297.00535

- Ouedraogo, R. (2017). Portfolio inflows and real effective exchange rates: Does the sectorization matter?. *IMF Working Papers*, 17(121), 1–32. doi: 10.5089/9781484301135.001
- Polat, B., & Andrés, A. R. (2019). Do emigrants' remittances cause Dutch disease? A developing countries case study. *The Economic and Labour Relations Review*, 30(1), 59–76. doi:10.1177/1035304619828560
- Poncela, P., Senra, E., & Sierra, L. P. (2017). Long-term links between raw materials prices, real exchange rate and relative de-industrialization in a commodity-dependent economy: Empirical evidence of “Dutch disease” in Colombia. *Empirical Economics*, 52(2), 777–798.
- Ricci, L. A., Milesi-Ferretti, G.-M., & Lee, J. (2008). Real exchange rates and fundamentals: A cross-country perspective. *IMF Working Papers*, 08(13), 1–25. doi: 10.1111/jmcb.12027
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(2), 365–412. doi:10.1353/eca.0.0020
- Saborowski, C. (2011). Can financial development cure the Dutch disease?. *International Journal of Finance & Economics*, 16(3), 218–236. doi: 10.1002/ijfe.419
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154. doi:10.2307/1928178
- Taguchi, H., & Lar, N. (2017). Emigrant's remittances, Dutch Disease and capital accumulation: The case of Mekong countries. *Journal of Economics Bibliography*, 4(4), 295–306. doi:10.1453/jeb.v4i4.1515
- Taguchi, H., & Shammi, R. T. (2018). Emigrant's remittances, Dutch Disease and capital accumulation in Bangladesh. *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 7(1), 60–82. doi:10.1177/2277978718760070
- Vargas-Silva, C., Jha, S., & Sugiyarto, G. (2009). *Remittances in Asia: Implications for the fight against poverty and the pursuit of economic growth* (SSRN Working Paper No 182). Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1618025 or doi: 10.2139/ssrn.1618025
- Villafuerte, J., & Yap, J. T. (2015). *Managing capital flows in Asia: An overview of key issues* (SSRN Working Paper No. 464). Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2709325 or doi:10.2139/ssrn.2709325
- Warr, P. G. (1986). *Indonesia's other Dutch disease: Economic effects of the petroleum boom*. Canberra: Australian National University, National Centre for Development Studies.
- Williamson, J. (1994). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington, D.C.: Peterson Institute for International Economics.