

TÁC ĐỘNG CỦA TỰ DO HÓA TÀI KHOẢN VỐN TỚI TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ Ở VIỆT NAM

Lương Thị Thu Hằng*

Ngày nhận: 11/8/2015

Ngày nhận bản sửa: 25/8/2015

Ngày duyệt đăng: 28/8/2015

Tóm tắt:

Bài báo đánh giá tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam trong giai đoạn 2000-2014 dựa trên kỹ thuật phân phối trễ tự hồi quy (ARDL). Kết quả cho thấy tự do hóa tài khoản vốn (được đo lường bằng chỉ số tổng tài sản và khoản phải trả nước ngoài/GDP) có tác động thúc đẩy tăng trưởng kinh tế Việt Nam trong dài hạn mặc dù trong ngắn hạn không có ý nghĩa thống kê. Đồng thời, tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam phụ thuộc vào độ sâu tài chính đặc biệt là độ sâu của khu vực ngân hàng.

Từ khóa: tự do hóa tài khoản vốn, tăng trưởng kinh tế, phân phối trễ tự hồi quy, Việt Nam

The effect of capital account liberalization on economic growth in Vietnam

Abstract:

The article investigates the effect of capital account liberalization on economic growth in Vietnam over the period 2000 to 2014 using Autoregression distributed lag test (ARDL). The results show that total foreign asset and liability/GDP index (measuring capital account liberalization) is positively and significantly related to economic growth for long-term while the relationship is not statistically significant for short-term. The results also suggest that the effect of capital account liberalization on economic growth depends on the Vietnam's financial depth, especially the financial depth of the banking system.

Key words: capital account liberalization, economic growth, Autoregression distributed lag, Vietnam

1. Giới thiệu

Cùng với quá trình hội nhập ngày càng sâu và rộng vào nền kinh tế thế giới, Việt Nam đã và đang tự do hóa tài khoản vốn với mức độ ngày càng gia tăng. Điều này được thể hiện thông qua việc nới lỏng quy định của Nhà nước đối với các dòng vốn quốc tế bao gồm Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), Đầu tư gián tiếp nước ngoài (FII), Vay nợ nước ngoài và Đầu tư ra nước ngoài. Việt Nam gần như đã tự do hóa hoàn toàn đầu tư trực tiếp nước ngoài FDI (chỉ còn hạn chế đối với một số lĩnh vực bị cấm hoặc hạn chế đầu tư theo quy định của pháp luật). Đầu tư trực tiếp ra nước ngoài của các doanh nghiệp đang được Chính phủ khuyến khích nhằm nâng cao hiệu quả sử dụng vốn và tận dụng được cơ hội trên thị trường quốc tế. Vay nợ nước ngoài dài hạn về cơ

bản không còn bị kiểm soát bởi các biện pháp hành chính.

Tuy nhiên, vay nợ nước ngoài của Chính phủ, Chính phủ bảo lãnh hay tư nhân bắt buộc phải theo Chiến lược nợ dài hạn, Chương trình quản lý nợ trung hạn và Kế hoạch hàng năm về vay, trả nợ nước ngoài của quốc gia. Đối với đầu tư gián tiếp nước ngoài, theo quy định mới đây nhất của pháp luật, cụ thể là Chính phủ (2015), đã nâng tỷ lệ sở hữu nước ngoài trong công ty đại chúng đối với ngành nghề đầu tư kinh doanh không có điều kiện là 100%. Như vậy, Nhà nước chỉ đang kiểm soát đối với đầu tư gián tiếp nước ngoài vào các ngành nghề có điều kiện. Đối với việc rút vốn của các nhà đầu tư gián tiếp nước ngoài trên thị trường chứng khoán, hiện không có một văn bản pháp lý nào quy định rõ ràng

nghĩa là nhà đầu tư nước ngoài có thể tự do rút vốn. Tuy nhiên, hoạt động đầu tư gián tiếp ra nước ngoài của người cư trú Việt Nam hiện đang bị kiểm soát hoàn toàn.

Các dòng vốn quốc tế này bước đầu đã mang lại tác động tích cực đối với nền kinh tế Việt Nam như bổ sung vốn đầu tư cho xã hội, góp phần phát triển thị trường tài chính, đẩy mạnh xuất khẩu và một số hiệu ứng tràn khác như nâng cao hiệu quả lao động, chuyển giao công nghệ và thúc đẩy đầu tư trong nước. Tuy nhiên, bên cạnh lợi ích, Việt Nam cũng đang phải đối mặt với nhiều khó khăn và thách thức như nguy cơ gia tăng tình trạng đô la hóa; bất ổn thị trường tài chính và nguy cơ khủng hoảng...

Vậy, tự do hóa tài khoản vốn có thực sự thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam hay không và khu vực ngân hàng có vai trò gì trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và tăng trưởng kinh tế? Để trả lời được câu hỏi này, bài viết thực hiện phân tích tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam dựa trên kỹ thuật phân phối trễ tự hồi quy ARDL. Nếu tác động là dương và có ý nghĩa, việc mở cửa rộng hơn đối với thị trường vốn là cần thiết và phù hợp với xu thế của thời đại. Ngược lại, Việt Nam cần thận trọng hơn nữa trong lộ trình tự do hóa tài chính. Để đánh giá vai trò của khu vực ngân hàng trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và tăng trưởng kinh tế, bài viết sử dụng biến tương tác CALFD trong mô hình nghiên cứu. Bài viết được thực hiện dựa trên hai giả thuyết nghiên cứu như sau:

Thứ nhất, “Tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế”;

Thứ hai, “Độ sâu tài chính tác động đến mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và tăng trưởng kinh tế”.

2. Tổng quan nghiên cứu về tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế

2.1. Lý thuyết

Lý thuyết đầu tiên ủng hộ cho việc di chuyển vốn quốc tế được đưa ra bởi các nhà kinh tế thuộc trường phái Cổ điển. Theo đó di chuyển vốn quốc tế cho phép các quốc gia với tỷ lệ tiết kiệm thấp có thể thu hút được các nguồn lực từ bên ngoài để tài trợ cho các dự án trong nước; di chuyển vốn quốc tế cho phép các nhà đầu tư đa dạng hóa danh mục đầu tư, đa dạng hóa rủi ro và thúc đẩy thương mại quốc tế (Eichengreen & cộng sự, 2011). Kế thừa lập luận

của trường phái cổ điển, các nhà kinh tế học tân cổ điển cũng đưa ra lý thuyết về tác động của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế. Điển hình là mô hình tăng trưởng tân cổ điển hay mô hình tăng trưởng ngoại sinh của Solow (1956). Dòng vốn chảy vào các nước đang phát triển sẽ góp phần giảm chi phí vốn, tăng tạm thời trong đầu tư và tăng trưởng từ đó là tăng chất lượng cuộc sống (Fischer, 1997 & Henry, 2007).

Khác với mô hình tăng trưởng ngoại sinh của Solow, mô hình tăng trưởng nội sinh nhấn mạnh vai trò của các biến nội sinh như sự phát triển tài chính hay dòng vốn tới tăng trưởng thông qua ảnh hưởng của chúng tới tích tụ vốn. Bailliu (2000), Wang (2012), Soto (2003), Kose & cộng sự (2006) cũng phân tích: bên cạnh ảnh hưởng trực tiếp tới tăng trưởng thông qua việc cung cấp vốn cần thiết cũng như kinh nghiệm chuyên gia, tự do hóa vốn quốc tế còn giúp phát triển khu vực tài chính thông qua việc tăng tính cạnh tranh trong hệ thống ngân hàng và tăng thanh khoản cho thị trường chứng khoán, từ đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Ngược lại, các nhà kinh tế học ủng hộ chính sách kiểm soát vốn đưa ra ba lập luận chính cho luận điểm của mình. Thứ nhất, tự do hóa tài khoản vốn khiến quốc gia phải đối mặt với tấn công đầu cơ; thứ hai, thúc đẩy rủi ro đạo đức xuất phát từ chính sách nói lỏng tín dụng quá mức; và cuối cùng, nếu khủng hoảng tài chính xảy ra, mục tiêu ngắn hạn là để ổn định thị trường tài chính quốc gia mà không quan tâm tới vấn đề hiệu quả.

2.2. Bằng chứng thực nghiệm

Với việc phân tích theo dữ liệu chéo trong các nghiên cứu của mình, Quinn & Toyoda (2008), Klein & Olivei (2008), Edwards (2001), Arteta & cộng sự (2001) đều cung cấp các bằng chứng ủng hộ tự do hóa tài khoản vốn thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Tương tự, nghiên cứu của Eichengreen và cộng sự (2011) cũng chỉ ra tác động dương của tự do hóa tài khoản vốn lên tăng trưởng kinh tế nhưng chỉ giới hạn ở những nước có hệ thống tài chính phát triển, chế độ kế toán đạt tiêu chuẩn, quyền lợi của chủ nợ, cổ đông được đảm bảo cũng như các cơ sở pháp luật thống nhất và vững mạnh. Honig (2008) ủng hộ giả thuyết tự do hóa tài khoản vốn tác động tích cực lên tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, kết quả này chỉ có ý nghĩa đối với các nước có chất lượng thể chế là tốt.

Bên cạnh những nghiên cứu ủng hộ giả thuyết cho rằng tự do hóa tài khoản vốn thúc đẩy tăng

trường kinh tế, vẫn có không ít tác giả nghi ngờ thậm chí bác bỏ giả thuyết này. Grilli & Milesi-Ferretti (1995), Rodrik (1998) và Kraay (1998) không tìm thấy bất kỳ một liên kết nào giữa tăng trưởng kinh tế và chỉ số tự do hóa theo đo lường của IMF.

Không sử dụng dữ liệu mảng, Law & Azman-Saini (2008) kiểm tra ảnh hưởng của tự do hóa tài khoản vốn lên tăng trưởng kinh tế dựa trên dữ liệu chuỗi thời gian ở Malaysia trong suốt giai đoạn 1970-2004. Kết quả cho thấy, chỉ số tự do hóa dựa trên cơ sở pháp lý có tác động âm lên tăng trưởng trong khi chỉ số thực tế có tác động tích cực và có ý nghĩa lên tăng trưởng. Điều này ngụ ý rằng chính sự di chuyển của các dòng vốn thực tế mới thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở Malaysia.

Nghiên cứu của Egbuna & cộng sự (2013) chỉ ra mối quan hệ là dương và có ý nghĩa giữa tự do hóa và tăng trưởng ở Ghana và Sierra Leone. Tự do hóa có tác động dương và có ý nghĩa lên tăng trưởng ở Ghana thậm chí trong ngắn hạn. Tuy nhiên mối quan hệ dài hạn không được tìm thấy ở các quốc gia còn lại. Tương tự, Hye & Wizarat (2013) cho thấy chỉ số tự do hóa tài chính (FLI) tác động dương tới tăng trưởng kinh tế trong ngắn hạn ở Pakistan từ năm 1971-2007 trong khi đó mối quan hệ này là không có ý nghĩa trong dài hạn. Không sử dụng kỹ thuật ARDL như các nghiên cứu trên, Oyovwi & Eshenake (2013) chỉ ra độ mở tài chính có tác động thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong dài hạn ở Nigeria trong giai đoạn 1970-2010.

3. Mô hình nghiên cứu, phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình được sử dụng trong nghiên cứu này dựa vào khung lý thuyết được trình bày bởi Henry (2007) minh họa sự liên kết giữa mô hình tăng trưởng tân cổ điển căn bản (Solow, 1956) và tự do hóa tài khoản vốn ở những nước đang phát triển. Xuất phát từ hàm sản xuất Cobb-Douglas:

$$Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1)$$

Đặt $k = K/AL$ là khối lượng vốn trên mỗi đơn vị lao động hiệu dụng; $y = Y/AL$ là khối lượng sản lượng đầu ra trên mỗi đơn vị lao động hiệu dụng, khi đó y có thể được viết dưới dạng:

$$y = f(k) = k^\alpha \quad (2)$$

Đặt s là tỷ lệ tiết kiệm trong mỗi thời kỳ. Giả sử lao động hàng năm tăng trưởng với tỷ lệ n và trình độ công nghệ tăng với tỷ lệ g . Để đầu tư tạo ra vốn

mới, giá trị đầu tư cần thiết để giữ cho k không đổi phải bao gồm: nk để cung ứng vốn cho lao động mới; gk để cung ứng vốn cho lao động hiệu dụng đạt được nhờ tiến bộ công nghệ và δk để thay thế cho vốn hao mòn. δ, n, g là tham biến cấu trúc làm giảm lượng tổng vốn, khi đó quá trình tăng trưởng vốn trên mỗi đơn vị lao động hiệu dụng được biểu diễn như sau:

$$\Delta k = sf(k) - (n+g+\delta)k \quad (3)$$

Ở trạng thái dừng $k(t)=0$, tỷ lệ tăng trưởng vốn trên mỗi đơn vị lao động hiệu dụng (k) không đổi. Tuy nhiên tổng vốn K sẽ tăng ở tỷ lệ $n+g$ và sản lượng trên mỗi lao động tăng ở tỷ lệ g . Cuối cùng khi đầu tư đạt được điều kiện cân bằng ở trạng thái dừng, năng suất biên của vốn $f'(k_{st,s})$ bằng với lãi suất r cộng với tỷ lệ khấu hao:

$$f'(k_{st,s}) = r + \delta \quad (4)$$

Giả thiết $r^* < r$ trong đó r^* là lãi suất quốc tế và r là lãi suất trong nước. Để tìm kiếm cơ hội kinh doanh chênh lệch lãi suất, dòng vốn vào sẽ chảy tới những quốc gia thực hiện tự do hóa thị trường vốn tạo nên sự gia tăng trong tỷ lệ vốn trên mỗi đơn vị lao động hiệu dụng $k_{s,st}^*$ trong suốt thời kỳ tự do hóa đồng thời ở trạng thái dừng năng suất biên trên vốn bằng lãi suất thế giới r^* cộng với tỷ lệ khấu hao:

$$f'(k_{s,st}^*) = r^* + \delta \quad (5)$$

Để đánh giá ảnh hưởng của tự do hóa tài khoản vốn lên tăng trưởng kinh tế ở các nước đang phát triển, Egbuna & cộng sự (2013) đã xây dựng mô hình tăng trưởng tân cổ điển dưới dạng như sau:

$$y = \left(\frac{sf(kt)}{\delta + n + g} \right)^\alpha K^\gamma_t \quad (6)$$

trong đó:

s : K là hàm của tỷ giá và chênh lệch lãi suất. K được đưa vào mô hình để đánh giá tác động của dòng vốn. Dòng vốn chịu ảnh hưởng bởi tỷ giá và chênh lệch giữa lãi suất trong nước và lãi suất nước ngoài ($r = r - r^*$) γ là tham số đo lường độ co giãn của dòng vốn và có giá trị từ 0 tới 1.

Khi xem xét sự tham gia của các dòng vốn nước ngoài vào trong nước, phương trình (2) được viết lại như sau:

$$Y = (k^*)^\alpha = \{(k_t^d), (k_t^f)\}^\alpha \quad (7)$$

Để thể hiện tác động của cả vốn trong nước và vốn nước ngoài tới sản lượng trên mỗi lao động hiệu

dụng, phương trình (6) và (7) có thể kết hợp như sau:

$$y = \left(\frac{sf(k_t^d)}{\delta + n + g} \right)^\alpha * \left(\frac{er'f(k_t^f)}{\delta + n + g} \right)^\alpha \quad (8)$$

Lấy logarit hai vế của phương trình (8), tăng trưởng sản lượng đầu ra trong sau tự do hóa được biểu diễn như sau:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \alpha s \left(\frac{\dot{k}_d}{k_d} \right) + \alpha er' \left(\frac{\dot{k}_f}{k_f} \right) \quad (9)$$

Trong đó $\left(\frac{\dot{k}_d}{k_d} \right)$ phản ánh đóng góp của tỷ lệ vốn trong nước trên sản lượng đối với tăng trưởng, chịu tác động bởi tỷ lệ tiết kiệm và $\frac{\dot{k}_f}{k_f}$ phản ánh đóng góp của dòng vốn nước ngoài đối với tăng trưởng, chịu tác động bởi nhân tố tỷ giá và chênh lệch lãi suất.

Dựa trên khung lý thuyết cùng với các mô hình nghiên cứu thực nghiệm đã được thực hiện (Bailliu, 2000; Honig, 2008; Wang, 2012; Alfaro & cộng sự, 2004; Egbuna & cộng sự, 2013,...), tác giả đề xuất mô hình thực nghiệm với phương trình như sau:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 CAL_t + \beta_2 FD_t + \beta_3 CONTROL_t + \beta_4 CALFD_t + \epsilon_t$$

Trong đó:

Y là logarit của tốc độ tăng trưởng GDP thực. Lựa chọn tốc độ tăng trưởng GDP thực làm biến đại diện cho tăng trưởng được sử dụng phổ biến cho trong các nghiên cứu của Levine (1997), Aric (2014), Artan (2007), Wang (2012), Nguyễn Thị Thu Thủy (2014).

CAL: là logarit của chỉ số phản ánh tự do hóa tài khoản vốn. Theo lý thuyết, chỉ số này được đo lường dựa trên cơ sở pháp lý (de jure) hoặc dựa trên lượng vốn thực tế chảy vào trong nước (de facto) như chỉ tiêu tổng tài sản và khoản phải trả nước ngoài (foreign asset and liabilities)/GDP theo đề xuất của Lane & Milesti-Ferreti (2007). Để phù hợp với chuỗi số liệu được lấy theo quý, chỉ tiêu tổng tài sản và khoản phải trả nước ngoài/GDP được sử dụng để đo lường mức độ tự do hóa tài khoản vốn ở Việt Nam.

FD: độ sâu tài chính bao gồm hai biến đại diện: Thứ nhất, tỷ lệ của cung tiền mở rộng so với GDP (M2/GDP – FD1). Biến này đo lường độ sâu tài chính hay quy mô của khu vực trung gian tài chính.

Một hệ thống có quy mô tài chính càng rộng, sẽ càng đóng góp nhiều hơn vào tăng trưởng kinh tế (Levine, 1997). Thứ hai, tín dụng trong nước của khu vực ngân hàng so với GDP – FD2. Biến này đo lường mức độ cung cấp vốn từ khu vực ngân hàng ra nền kinh tế. FD2 đo lường sự phát triển tài chính tốt hơn các biến khác và thể hiện sự liên kết trực tiếp giữa đầu tư và tăng trưởng (Calderon & Liu, 2003). FD1, FD2 được kỳ vọng tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế. Biến M2/GDP và tín dụng trong nước của khu vực ngân hàng/GDP được sử dụng rộng rãi là biến đại diện cho độ sâu tài chính trong các nghiên cứu của Aric (2014), King & Levine (1993), Levine (1997), Levine & Zervos (1998), Artan (2007), Prochniak (2011).

Control: là logarit của tập hợp các biến kiểm soát có tác động đến tăng trưởng kinh tế bao gồm: tổng đầu tư trong nước/GDP (INV); độ mở thương mại (OPEN) (xuất khẩu+nhập khẩu)/GDP. Theo mô hình tăng trưởng tân cổ điển hay tăng trưởng nội sinh, biến đầu tư trong nước có tác động dương tới tăng trưởng kinh tế; Edwards (1999) cho rằng, lý thuyết về tăng trưởng nội sinh nhấn mạnh những nền kinh tế mở cửa thương mại quốc tế sẽ đạt được tốc độ tăng trưởng kinh tế cao hơn.

Ngoài ra trong mô hình còn có biến CALFD để đánh giá vai trò của độ sâu tài chính trong mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và tăng trưởng kinh tế. Nếu hệ số của biến này khác không cho biết độ sâu tài chính có tác động thúc đẩy hoặc kìm hãm mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và tăng trưởng kinh tế. Điều này phụ thuộc vào dấu của biến CALFD trong mô hình. Sử dụng biến tương tác để đánh giá tác động của một biến lên mối quan hệ giữa hai biến khác rất phổ biến trong nghiên cứu định lượng. Alfro (2004), Hermes & Lensink (2003) đã sử dụng biến tương tác FDIFD để đánh giá tác động của sự phát triển tài chính lên mối quan hệ giữa FDI và tăng trưởng kinh tế; Law & Azman-Saini (2008) đã sử dụng biến tương tác CALFD để đánh giá tác động của sự phát triển tài chính lên mối quan hệ giữa tự do hóa tài khoản vốn và tăng trưởng kinh tế ở Malaysia; Bailliu (2000) sử dụng biến NCFD để đánh giá tác động của sự phát triển tài chính lên mối quan hệ giữa dòng vốn vào ròng lên tăng trưởng kinh tế.

Dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này bao gồm các chuỗi số liệu được lấy theo quý từ nguồn của quỹ tiền tệ quốc tế (cụ thể là International Financial Statistic),

Tổng cục thống kê trong giai đoạn 2000-2014.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Kỹ thuật ARDL được giới thiệu lần đầu tiên bởi Pesaran & cộng sự (1999) và sau đó tiếp tục được phát triển bởi Pesaran & cộng sự (2001). ARDL là mô hình kết hợp giữa mô hình Var và mô hình hồi quy thông thường. Đây là một trong những mô hình thành công linh hoạt và dễ sử dụng cho việc phân tích chuỗi thời gian đa biến.

Mô hình ARDL đơn giản có dạng:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_k Y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \epsilon_t$$

Trong đó, Y được hồi quy theo các giá trị trễ của chính Y và các biến X khác, biến X lại tuân theo mô hình Var.

Quy trình ước lượng được thực hiện với mô hình ARDL như sau:

(i) Đảm bảo rằng không có biến nào dừng ở sai phân bậc 2 thông qua kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller test) với giả thuyết H_0 : chuỗi số liệu có nghiệm đơn vị hay không dừng.

(ii) Trình bày mô hình hiệu chỉnh sai số không giới hạn (ECM). Đây là một dạng đặc biệt của mô hình ARDL

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum \delta_k \Delta x_{2t-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \theta_2 x_{2t-1} + \epsilon_t$$

Ứng dụng vào mô hình thực nghiệm của chuyên đề:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \text{CAL}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta \text{FD}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \text{INV}_{t-i} + \sum_{i=1}^q \mu_i \Delta \text{OPEN}_{t-i} + \sum_{i=1}^r \rho_i \Delta \text{CALFD}_{t-i} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 \text{CAL}_{t-1} + \theta_2 \text{FD}_{t-1} + \theta_3 \text{INV}_{t-1} + \theta_4 \text{OPEN}_{t-1} + \theta_5 \text{CALFD}_{t-1} + \epsilon_t$$

Trong đó $\beta_i, \gamma_i, \delta_i, \mu_i, \rho_i$ các hệ số nhân ngắn hạn; $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5$ là các hệ số nhân dài hạn.

(iii) Xác định độ trễ phù hợp cho các biến: sử dụng mô hình Var để lựa chọn độ trễ tối ưu cho các biến thông qua một số tiêu chuẩn như AIC, SC hay HQ.

(iv) Thực hiện kiểm tra giới hạn (Bounds Test) theo đề xuất của Pesaran & cộng sự (2001) xem có bằng chứng về mối quan hệ dài hạn giữa các biến không. Thực hiện kiểm định F đối với giả thuyết H_0 : Giả thuyết H_0 bị bác bỏ ngụ ý rằng có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Pesaran và cộng sự (2001) cung cấp giới hạn cho các giá trị tới hạn (bao gồm giới hạn trên và giới hạn dưới) đối với phân

phối tịem cận trong kiểm định F. Trong mỗi trường hợp, giá trị dưới dựa trên giả định rằng tất cả các biến đều dừng ở bậc 0 và giới hạn trên dựa vào giả định rằng các biến đều dừng ở bậc 1. Nếu kết quả của kiểm định F thấp hơn so với giới hạn dưới, ta có thể kết luận rằng không có quan hệ đồng liên kết giữa các biến; nếu kiểm định F cao hơn giới hạn trên, ta kết luận giữa các biến có quan hệ đồng liên kết. Trường hợp cuối cùng, kiểm định F nằm trong giới hạn, ta không thể đưa ra kết luận trong trường hợp này.

(v) Giả định rằng kiểm định giới hạn dẫn tới kết luận về quan hệ đồng liên kết, ta có thể dễ dàng ước lượng quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \text{CAL}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta \text{FD}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \text{INV}_{t-i} + \sum_{i=1}^q \mu_i \Delta \text{OPEN}_{t-i} + \sum_{i=1}^r \rho_i \Delta \text{CALFD}_{t-i} + \theta \text{ECM}_{t-1} + \epsilon_t$$

Trong đó: θ là hệ số phản ánh tốc độ điều chỉnh hướng tới cân bằng dài hạn.

(vi) Xác định tác động trong dài hạn từ mô hình ECM. Quay trở lại mô hình trên, tại điều kiện cân bằng dài hạn $\Delta y_t = 0, \Delta \text{CAL}_{t-i} = \Delta \text{FD}_{t-i} = \Delta \text{INV}_{t-i} = \Delta \text{OPEN}_{t-i} = \Delta \text{CALFD}_{t-i} = 0$, khi đó các hệ số dài hạn đối với CAL, FD, INV, OPEN, CALFD lần lượt là $-(\theta_1 / \theta_0); -(\theta_2 / \theta_0); -(\theta_3 / \theta_0); -(\theta_4 / \theta_0); -(\theta_5 / \theta_0)$.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Kiểm định bao (bounds test) được sử dụng trong mô hình ARDL được dựa trên giả định rằng tất cả các biến đều phải dừng bậc 0 $I(0)$ hoặc sai phân bậc 1 $I(1)$. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị thông qua kiểm định ADF như bảng 1.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy, các biến CAL, FD1, FD2, CALFD1, INV, OPEN đều tích hợp bậc 1, trong khi đó hai biến CALFD2 và Y tích hợp bậc 0. Theo Pesaran & cộng sự (1999), nếu như không đảm bảo về thuộc tính nghiệm đơn vị hay tính dừng của dữ liệu, các biến không cùng bậc tích hợp $I(1)$ hoặc $I(0)$ thì áp dụng mô hình ARDL là thích hợp nhất cho nghiên cứu thực nghiệm.

4.2. Lựa chọn độ trễ tối ưu

Kết quả cho thấy, tất cả các tiêu chuẩn đều đưa ra độ trễ tối ưu đối với biến y là bậc 7.

4.3. Kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa các biến

Bảng 1: Kết quả kiểm tra tính dừng thông qua kiểm định ADF

Chuỗi số liệu		ADF test	Critical value at 5% level	Bậc tích hợp
CAL	-Level -Sai phân bậc 1	-1,956661 -11,19309	-2,914517	I(1)
FD1	-Level -Sai phân bậc 1	-0,914536 -3,50629	-2,951269	I(1)
FD2	-Level -Sai phân bậc 1	-1,810208 -14,10139	-2,914517	I(1)
INV	-Level -Sai phân bậc 1	-1,614486 -16,28521	-2,914517	I(1)
OPEN	-Level -Sai phân bậc 1	-1,736224 -12,38573	-2,914517	I(1)
CALFD1	-Level -Sai phân bậc 1	-1,822719 -13,39596	-2,914517	I(1)
CALFD2	-Level -Sai phân bậc 1	-4,009713 -10,23479	-2,914517	I(0)
Y	-Level -Sai phân bậc 1	-3,280616 -3,213679	-2,923780	I(0)

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ kết quả kiểm định ADF trên phần mềm Eview 8.0

Bảng 2: Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu

Tiêu chuẩn	Mô hình 1 – FD1	Mô hình 2 – FD2
AIC	7	7
SC	7	7
HQ	7	7

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu trên phần mềm Eview 8.0

Bảng 3: Ước lượng các hệ số dài hạn dựa trên mô hình ARDL

Biến	Mô hình 1 – FD1			Mô hình 2 – FD2		
	Coefficient	t-statistic	p-value	Coefficient	t-statistic	p-value
C	-0.694885	-2.493732	0.0182	-0.376891	-2.370526	0.0242
D(Y(-1))	0.463097	1.421606	0.1651	0.394425	1.517373	0.1393
D(Y(-2))	0.478984	1.674104	0.1042	0.371409	1.702597	0.0987
D(Y(-3))	0.295469	1.157902	0.2557	0.204841	1.041202	0.3058
D(Y(-4))	0.703488	2.866656	0.0074	0.662115	3.375137	0.0020
D(Y(-5))	0.240664	1.387154	0.1753	0.128692	0.913988	0.3678
D(Y(-6))	-0.049992	-0.317303	0.7531	-0.152721	-1.184723	0.2451
D(Y(-7))	0.057076	0.367757	0.7156	0.002845	0.021384	0.9831
D(CAL(-1))	-0.251886	-3.176772	0.0034	-0.338829	-3.563442	0.0012
D(FD1(-1))	-0.661130	-2.554239	0.0158	-0.504746	-2.189267	0.0362
D(CALFD(-1))	0.287054	2.999052	0.0053	0.337282	3.362562	0.0021
D(INV(-1))	-0.453973	-4.347637	0.0001	-0.495022	-4.658813	0.0001
D(OPEN(-1))	1.225919	4.244451	0.0002	1.207643	4.704474	0.0001
Y(-1)	-1.248600	-3.141529	0.0037	-1.250498	-3.763577	0.0007
CAL(-1)	0.322599***	2.998742	0.0053	0.478863	3.445311	0.0017
FD1(-1)	-0.823809**	-2.392625	0.0230	-1.054417	-2.915175	0.0065
INV(-1)	0.562252***	3.672077	0.0009	0.610460	3.967807	0.0004
OPEN(-1)	0.175638	0.612626	0.5446	0.122435	0.547582	0.5879
CALFD1(-1)	-0.328811***	-2.886365	0.0070	-0.382814	-3.156721	0.0035
R-Squared	0,748323			0,761988		
Prob (kđ F)	0,000036***			0,000017***		

Nguồn: Tổng hợp của tác giả dựa trên kiểm định ARDL - phần mềm Eview 8.0,

***, **, * tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%

Bảng 4: Kiểm định mối quan hệ dài hạn giữa các biến

Test Statistic	Mô hình 1 – FD1			Mô hình 2 – FD2		
	Value	Df	P-value	Value	Df	P-value
F-statistic	4.267360	(6, 31)	0.0030	4.701520	(6, 31)	0.0016
Chi-Square	25.60416	6	0.0003	28.20912	6	0.0001

Nguồn: Tổng hợp của tác giả dựa trên kiểm định Walt - phần mềm Eview 8.0

4.3.1. Mô hình 1 – FD1

Giả thuyết kiểm định mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến như sau:

- Giả thuyết H_0 : $c(14)=c(15)=c(16)=c(17)=c(18)=c(19)=0$: không tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến

Giả thuyết H_1 : các hệ số khác 0 cho thấy tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến.

Để kiểm định giả thuyết H_0 , bài viết so sánh giá trị của thống kê F với giá trị giới hạn của hai đường bao ứng với các mức ý nghĩa (đường bao dưới ứng với $I(0)$, đường bao trên ứng với $I(1)$). Nếu giá trị của thống kê F lớn hơn giá trị giới hạn của đường bao trên, ứng với $I(1)$ thì bác bỏ giả thuyết H_0 . Kết luận tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến.

Giá trị F-static theo kiểm định Bound testing của Perasan and Shin (2001) ở mức ý nghĩa 10%, 5% và 1% lần lượt là [1.81, 2.93]; [2.14, 3.34]; [2.82, 4.21]. Giá trị F-statistic là 4.26 lớn hơn giá trị cận trên ở tất cả các mức ý nghĩa. Như vậy, có thể kết luận rằng, có mối quan hệ dài hạn giữa các biến

trong mô hình.

Quay trở lại bảng 2: ước lượng hệ số dài hạn của các biến trong mô hình cho thấy, các biến CAL, INV và OPEN đều có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế. Biến FD1 (M2/GDP) có tác động ngược chiều tới tăng trưởng kinh tế. Hệ số biến tương tác CALFD1 âm cho thấy thực trạng M2/GDP cản trở tác động tích cực của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế.

4.3.2. Mô hình 2 – FD2

Giá trị F-statistic là 4.26 lớn hơn giá trị cận trên ở tất cả các mức ý nghĩa. Như vậy có mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình 2.

Quay trở lại bảng 4: ước lượng hệ số dài hạn của các biến trong mô hình cho thấy, các biến CAL, INV và OPEN đều có tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế. Biến FD2 (tín dụng trong nước khu vực ngân hàng/GDP) có tác động ngược chiều tới tăng trưởng kinh tế. Hệ số biến tương tác CALFD2 âm cho thấy thực trạng FD2 cản trở tác động tích cực của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế.

Bảng 5: Ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL

Biến	Mô hình 1 – FD1		Mô hình 2 – FD2	
	Hệ số	p-value	Hệ số	p-value
C	-0.004035	0.6534	-0.004583	0.6169
d(y(-3))	-0.273526**	0.0303	-0.289847**	0.0251
d(y(-6))	-0.538301***	0.0002	-0.580278***	0.0001
d(cal(-1))	-0.103791	0.1469	-0.126713	0.1774
d(fd(-1))	-0.428570*	0.1100	-0.246773	0.3139
d(inv(-1))	-0.169582**	0.0320	-0.177862**	0.0479
d(open(-1))	0.740620**	0.0133	0.568078**	0.0316
d(calfd(-1))	0.055451	0.5124	0.071250	0.4899
Ecm(-1)	-0.276783*	0.0553	-0.199074*	0.0658
R-squared	0.485389		0.480546	
Adjust R2	0.382467		0.373991	
Prob	0.000401		0.000612	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ kết quả kiểm định trên phần mềm Eviews 8.0

***, **, * tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%

4.4. Kiểm định mối quan hệ ngắn hạn giữa các biến

Để phân tích ảnh hưởng của xu hướng thay đổi ngắn hạn lên cân bằng trong dài hạn, nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM. Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn từ mô hình ARDL.

Mô hình 1 và 2 trong bảng 5 cho thấy, biến CAL và CALFD đều không có ý nghĩa thống kê. Biến INV có ý nghĩa thống kê và tác động âm lên tăng trưởng. Biến OPEN có ý nghĩa thống kê và tác động dương lên tăng trưởng. Biến FD1 – M2/GDP có ý nghĩa thống kê và tác động âm lên tăng trưởng. Biến FD2-tín dụng trong nước từ khu vực ngân hàng/GDP không có ý nghĩa thống kê.

Hệ số của biến sai số hiệu chỉnh ECM (-1) trong cả hai mô hình đều âm và có ý nghĩa thống kê, đây là điều chúng ta kỳ vọng khi có mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến. Hệ số ECM(-1) cho biết 27% sự mất cân bằng trong dài hạn giữa các biến sẽ được điều chỉnh sau 1 quý.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả thực nghiệm cho thấy tác động của tự do

hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong ngắn hạn không có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý, việc mở cửa rộng hơn đối với thị trường vốn chưa có tác động ngay lập tức tới tăng trưởng kinh tế. Trong khi đó, tác động này là tích cực và có ý nghĩa thống kê trong dài hạn. Như vậy, có thể nói lộ trình tự do hóa tài khoản vốn của Việt Nam trong giai đoạn 2000-2014 là tương đối phù hợp và đạt được lợi ích đối với tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, lợi ích này bị hạn chế bởi thực trạng của độ sâu tài chính. Độ sâu tài chính quá cao trong khi mức độ đa dạng hóa tài chính và hiệu quả hoạt động của hệ thống ngân hàng ở mức độ thấp đã hạn chế tác động tích cực của tự do hóa tài khoản vốn tới tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam trong dài hạn. Do vậy, để bảo đảm an toàn cho khu vực tài chính và tiếp tục phát huy được tác động tích cực tới tăng trưởng kinh tế, Việt Nam cần thiết thực hiện cải cách sâu rộng, đặc biệt cải cách khu vực tài chính trong nước trong đó trọng tâm là hệ thống ngân hàng thương mại như tăng độ sâu tài chính một cách phù hợp, độ đa dạng hóa dịch vụ tài chính và nâng cao hiệu quả hoạt động của khu vực ngân hàng. □

Tài liệu tham khảo

- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2004), 'FDI and economic growth: the role of local financial markets', *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112.
- Artan, S. (2007), 'The Effects of Financial Development on Growth: Literature and Practice', *Economy Management Finance Journal*, 22(252), 70-89.
- Aric, K.H. (2014), 'The Effects of Financial Development on Economic Growth in the European Union: A Panel Data Analysis', *International Journal of Economic Practices and Theories*, 4(4), 466-471.
- Arteta, C., Eichengreen, B. & Wyplosz, C. (2001), 'When does capital account liberalization help more than it hurts?', *National bureau of economic research*, No. w8414, London, UK.
- Bailliu, J.N. (2000), 'Private Capital Flows, Financial Development and Economic Growth in Developing Countries', *Working Paper 2000-15*, Bank of Canada, Ottawa, Canada.
- Calderón, C., & Liu, L. (2003), 'The direction of causality between financial development and economic growth', *Journal of development economics*, 72(1), 321-334.
- Chính phủ (2015), *Nghị định số 60/2015/NĐ-CP sửa đổi, bổ sung một số điều của Nghị định số 58/2012/NĐ-CP của Chính phủ quy định chi tiết và hướng dẫn thi hành một số điều của Luật chứng khoán và Luật sửa đổi, bổ sung một số điều của Luật Chứng khoán*, ban hành ngày 26 tháng 06 năm 2015.
- Edwards, S. (1999), 'How effective are Capital Controls?', *Journal of Economic Perspectives*, Fall, 13(4), 65-84.
- Edwards, S. (2001), 'Capital mobility and economic performance: Are emerging economies different?', *National Bureau of Economic Research*, No. w8076, Massachusetts, USA.
- Egbuna, N. E., Oniwoduokit, E., Mansaray, K., Umo, M. & Adenekan, A. (2013), 'Capital Account Liberalization and Growth in the WAMZ: An Empirical Analysis', *International Journal of Economics and Finance*, 5(12), 40-62.
- Eichengreen, B., Gullapalli, R. & Panizza, U. (2011), 'Capital account liberalization, Financial Development and Industry Growth: A Synthetic View', *Journal of International Money and Finance*, 30(6), 1090-1106.
- Fischer, S. (1997), *Capital Account Liberalization and the Role of IMF*, retrieved on September, 1st 2015, from <<http://www.iie.com/fischer/pdf/Fischer141.pdf>>.
- Grilli, V., & Milesi-Ferretti, G. M. (1995), 'Structural Determinants and Economic Effects of Capital Controls', *International Monetary Fund Staff Papers*, 42, 54-88

- Henry, B.P. (2007), 'Capital Account Liberalization: Theory, Evidence, and Speculation', *Journal of Economic Literature*, XLV, 887-935.
- Hermes, N. & Lensink, R. (2003), 'Foreign direct investment, financial development and economic Growth', *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163.
- Honig, Adam (2008), 'Addressing causality in the effect of capital account liberalization on growth', *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1602-1616.
- Hye, Q.M.A. & Wizarat, S. (2013), 'Impact of financial liberalization on economic growth: a case study of Pakistan', *Asian Economic and Financial Review*, 3(2), 270-282.
- King, R. & Levine, R. (1993), 'Finance and Growth: Schumpeter Might be Right', *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737.
- Klein, M.W. & Olivei, G.P. (2008), 'Capital account liberalization, financial depth, and economic growth', *Journal of International Money and Finance*, 27(6), 861-875.
- Kose, M.A., Prasad, E., Rogoff, K.S. & Wei, S.J. (2006), 'Financial globalization: a reappraisal', *National Bureau of Economic Research*, No. w12484, Massachusetts, USA.
- Kraay, A. (1998), *In search of the Macroeconomic Effects of Capital Account Liberalization*, retrieved on August, 30th 2015, from <http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/22237_CALMacroEffects_Manuscript.pdf>.
- Lane, P.R. & Milesti-Ferretti, G.M. (2007), 'The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004', *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250.
- Law, S.H. & Azman-Saini, W.N.W. (2013), 'Capital Account Liberalization And Economic Performance In Malaysia', *The Singapore Economic Review*, 58(03), DOI: 10.1142/S0217590813500227.
- Levine, R. (1997), 'Financial development and economic growth: views and agenda', *Journal of economic literature*, 35(2), 688-726.
- Levine, R. & Zervos, S. (1998), 'Stock Markets, Banks and Economic Growth', *The American Economic Review*, 88(3), 537-558.
- Nguyễn Thị Thu Thủy (2014), 'Tác động của xuất khẩu hàng hóa tới tăng trưởng kinh tế Việt Nam', *Luận án tiến sĩ kinh tế*, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Oyowwi, O.D. & Eshenake, S.J. (2013), 'Financial openness and economic growth in Nigeria: A vector error correction approach', *African Research Review*, 7(4), 79-92.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P. (1999), 'Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels', *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Prochniak, M. (2011), 'Determinants of Economic Growth in Central and Eastern Europe: The Global Crisis Perspective', *Post-Communist Economies*, 23(4), 449-468
- Quinn, D.P. & Toyoda, A.M. (2008), 'Does capital account liberalization lead to growth?', *Review of Financial Studies*, 21(3), 1403-1449.
- Rodrik, Dani (1998), 'Who needs Capital Account Convertibility?', đã truy cập ngày 25 tháng 08 năm 2015 từ <<http://www.uvm.edu/~wgibson/PDF/Rodrik%20convertibility.pdf>>
- Schindler, M. (2009), 'Measuring financial integration: a new data set', *IMF Staff Papers*, 56(1), 222-238.
- Solow, R.M. (1956), 'A contribution to the theory of economic growth', *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
- Wang, D. (2012), 'Remedy or Poison? Exploring the Collateral Effect from Capital Account Liberalization', *International Review of Business Research Papers*, 8(4), 112-130.

Thông tin tác giả:

***Lương Thị Thu Hằng**, Thạc sỹ - Nghiên cứu sinh

- Tổ chức công tác: Viện Ngân hàng - Tài chính, Đại học Kinh tế quốc dân

- Lĩnh vực nghiên cứu chính của tác giả: kinh tế tài chính ngân hàng, kinh tế quốc tế

- Một số tạp chí tiêu biểu mà tác giả đã đăng tải công trình nghiên cứu: Tạp chí Kinh tế và phát triển, Tạp chí Ngân hàng, Tạp chí Kinh tế và Dự báo

- Địa chỉ liên hệ: Địa chỉ Email: thuhang291@yahoo.com.vn;