TÁC ĐỘNG CỦA PHÁT TRIỂN THỊ TRƯỜNG TÀI CHÍNH ĐẾN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TẠI VIỆT NAM: TIẾP CẬN BẰNG TRỌNG SỐ ENTROPY VÀ MÔ HÌNH ARDL

Phan Thị Hằng Nga*, Nguyễn Quyết**

Ngày nhận: 14/9/2015
Ngày nhận bản sửa: 19/11/2015
Ngày duyệt đăng: 3/12/2015

Tóm tắt:

Bài viết này phân tích tác động của phát triển thị trường tài chính lên đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Việt Nam. Phương pháp nghiên cứu và số liệu dựa vào trọng số Entropy và mô hình hồi quy phân phối trễ (ARDL). Nghiên cứu được phân tích trên hai góc độ ngắn hạn và dài hạn. Kết quả nghiên cứu cho thấy phát triển thị trường tài chính là nhân tố tích cực thu hút nguồn vốn FDI.

Từ khóa: Phát triển thị trường tài chính, đầu tư trực tiếp nước ngoài, mô hình ARDL.

The impact of the financial market development on the foreign direct investment in Vietnam: the Weight Entropy and ARDL model approach

Abstract:

The objective of this paper is to analyze the impact of financial market development on foreign direct investment in Vietnam using the Weight Entropy method and Autoregression distributed lag (ARDL) cointegration framework. This study is broken down covering long run and short run. The results of study pinpoint that the financial market development is a positive predictor of attracting FDI capital in long term and short term.

Keywords: Financial market development, foreign direct investment, autoregression distributed lag.

1. Giới thiệu

Thị trường tài chính là thị trường giao dịch các loại tài sản tài chính như cổ phiếu, trái phiếu, tín phiếu và các công cụ tài chính phát sinh. Thị trường tài chính cung cấp cho nhà đầu tư khả năng giải quyết vấn đề thanh khoản trong quá trình đầu tư. Thông qua thị trường, các nhà đầu tư có thể huy động và phân bổ vốn hợp lý. Phát triển thị trường tài chính là động lực thúc đẩy nền kinh tế - là một trung gian phù hợp và hiệu quả để đàm phán các loại thỏa thuận tài chính, đáp ứng được nhu cầu đầu tư của các đơn vị thặng dư vốn và cũng thỏa mãn nhu cầu vốn của những đơn vị thiếu hụt.

FDI là loại hình kinh doanh mà nhà đầu tư nước ngoài bỏ vốn, tự thiết lập các cơ sở sản xuất kinh doanh cho riêng mình, đứng chủ sở hữu, tự quản lý, khai thác hoặc thuê người quản lý, khai thác cơ sở này, hoặc hợp tác với đối tác nước sở tại thành lập cơ sở sản xuất kinh doanh và tham gia quản lý, cùng với đối tác nước sở tại chia sẻ lợi nhuận và rủi ro. Nguồn vốn FDI tạo điều kiện tốt để khai thác tốt nhất các lợi thế về tài nguyên thiên nhiên, vị trí địa lí; tạo điều kiện để khai thác được nguồn vốn từ bên ngoài do không quy định mức vốn góp tối đa mà chỉ quyết định mức vốn góp tối thiểu cho nhà đầu tư; tiếp thu được kỹ thuật công nghệ hiện đại hay tiếp thu được kinh nghiệm quản lí kinh doanh; tạo điều kiện để tạo việc làm, tăng tốc độ tăng trưởng của đối tượng bỏ vốn cũng như tăng kim ngạch xuất khẩu và tăng trưởng kinh tế, qua đó nâng cao đời sống nhân dân.

Nghiên cứu của Levine (1997) cho rằng có sự liên hệ khá chặt chẽ giữa phát triển thị trường tài chính và các biến số kinh tế vĩ mô như mức thu nhập, tiết kiệm, mở cửa kinh tế, lạm phát, đầu tư

cũng như sự biến động kinh tế vĩ mô, những nước có thị trường tài chính phát triển hơn thì tăng trưởng nhanh hơn, tích lũy vốn nhanh hơn, có tỉ lệ đầu tư cao hơn và sử dụng vốn hiệu quả hơn.

Ở Việt Nam trong thời gian qua nguồn vốn FDI đã được phân tích, đánh giá là nguồn vốn hỗ trợ cho phát triển kinh tế, chuyển giao công nghệ, thúc đẩy quá trình dịch chuyển cơ cấu kinh tế, làm tăng thu nhập bình quân đầu người, tăng ngoại tệ trên cán cân thanh toán quốc tế, tạo ra công ăn việc làm cho người dân, tăng tổng giá trị sản xuất,... vì thế trong thời gian qua Việt Nam đã và đang sử dụng nhiều giải pháp vĩ mô, vi mô để thu hút các nhà đầu tư nước ngoài như ưu đãi về thuế suất, cải cách thủ tục hành chính, hoàn thiện hệ thống Pháp luật, chính sách kinh doanh,... Trong nghiên cứu này nhóm tác giả nghiên cứu mối quan hệ giữa phát triển thị trường tài chính và đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Việt Nam, tiếp cận bằng trọng số Entropy và mô hình ARDL với kỳ vọng dựa trên những chứng cứ thống kê để đóng góp thêm trong việc đưa ra các giải pháp nhằm phát triển thị trường tài chính bền vững để thu hút, sử dụng nguồn vốn FDI có hiệu quả hơn.

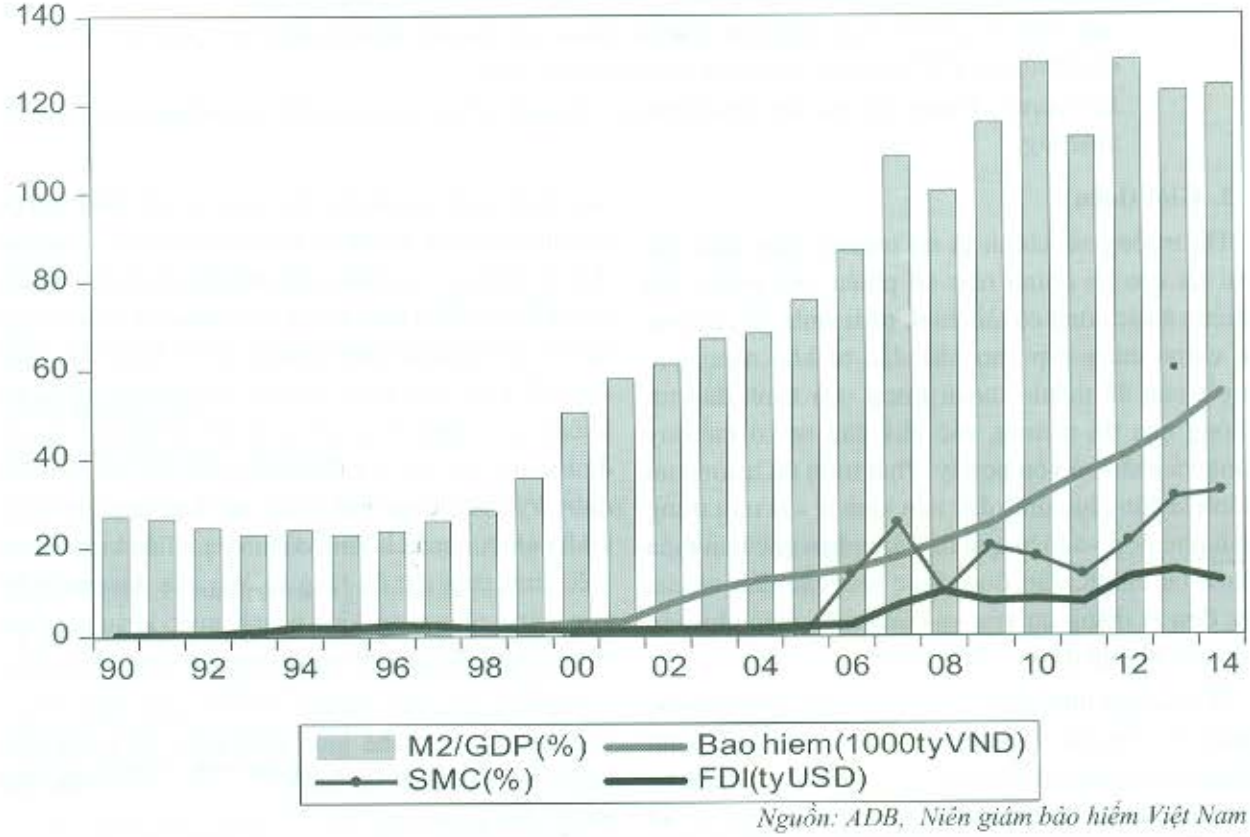
2. Thực trạng về thu hút FDI và phát triển thị trường tài chính ở Việt Nam

Năm 1986, Việt Nam chính thức công bố đường lối mở cửa toàn diện nền kinh tế, sẵn sàng hội nhập kinh tế quốc tế sâu, rộng. Luật đầu tư trực tiếp nước ngoài có hiệu lực năm 1988, làm cho khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài phát triển nhanh, từ năm 1988-2014, tổng vốn FDI đăng ký vào Việt Nam đạt khoảng 250,6 tỷ USD, riêng năm 2014, các nhà đầu tư nước ngoài đã đăng ký đầu tư 20,23 tỷ USD, bằng 93,5% so với 2013 (theo công bố Bộ Kế hoạch đầu tư ngày 15/12/2014). Kể từ đó, thị trường tài chính Việt Nam bắt đầu có những thay đổi căn bản; những can thiệp mang tính hành chính ngày càng giảm dần, quy mô thị trường ngày càng được mở rộng, chất lượng dịch vụ ngày càng được cải thiện, vị trí của khách hàng ngày càng được tôn trọng hơn, các sản phẩm tài chính phát triển đa dạng hơn. Để thấy rõ hơn bức tranh toàn cảnh của thị trường tài chính Việt Nam, nghiên cứu này xem xét thị trường với 3 thành phần cơ bản gồm thị trường các tổ chức tín dụng (TCTD), thị trường chứng khoán (TTCK) và thị trường bảo hiểm (xem Hình 1).

Thị trường các tổ chức tín dụng

Tháng 5 năm 1990, hai Pháp lệnh về Ngân hàng được ban hành đã tạo nên sự chuyển đổi từ hệ thống ngân hàng một cấp thành hệ thống ngân hàng hai

Hình 1: Vốn FDI và thị trường tài chính Việt Nam giai đoạn 1990-2014



Nguồn: ADB, Niên giám bảo hiểm Việt Nam

cấp. Đến nay, sau gần 30 năm đổi mới số tổ chức tín dụng tăng mạnh về quy mô số lượng, cụ thể hệ thống ngân hàng Việt Nam có một ngân hàng thương mại nhà nước (Ngân hàng nông nghiệp và phát triển nông thôn Việt Nam), 37 ngân hàng thương mại cổ phần (kể cả ba ngân hàng thương mại đã bị Ngân hàng Nhà nước mua lại với giá 0 đ), 5 ngân hàng 100% vốn nước ngoài, 4 ngân hàng liên doanh, 1 ngân hàng chính sách và 1 ngân hàng hợp tác xã (theo Ngân hàng Nhà nước 12/2014), Bên cạnh đó, hệ thống các tổ chức tín dụng Việt Nam còn có sự hiện diện của các tổ chức tín dụng phi ngân hàng với 17 công ty tài chính và 12 công ty chỗ thuê tài chính. Ngoài ra, quy mô tổng tài sản của các tổ chức tín dụng cũng tăng lên lên khá ấn tượng, tính đến tháng 6 năm 2014, tổng tài sản của toàn hệ thống đạt 5.961 ngàn tỷ đồng, gấp gần 3,5 lần so với năm 2007. Như vậy, trong giai đoạn từ năm 2007 đến năm 2014, cứ bình quân tăng khoảng 50% trong một năm. Bên cạnh đó, năm 1993 chỉ tiêu M_2/GDP là 23% thì đến năm 2014 chỉ tiêu này gấp gần 5 lần và xấp xỉ 124,1% (Ngân hàng thế giới, 2014).

Thị trường chứng khoán

Tháng 7 năm 2000, thị trường chứng khoán Việt Nam thực hiện phiên giao dịch đầu tiên chỉ với hai cổ phiếu của Công ty cổ phần Cơ điện lạnh (REE) và Công ty cổ phần Cáp và Vật liệu viễn thông (SAM), 02 công ty chứng khoán, 01 trung tâm giao dịch chứng khoán kiêm chức năng trung tâm lưu ký và 01 ngân hàng chỉ định thanh toán. Sau hơn 14 năm hoạt động, thị trường chứng khoán đã từng bước khẳng định vai trò quan trọng trong thị trường tài chính. Mức vốn hóa thị trường năm 2000 chỉ khoảng 0,28% (khoảng 320 tỷ đồng) tính đến tháng 12/2014 đạt khoảng 1.156 nghìn tỷ đồng, tăng 21,77% so với năm 2013 và tương đương 32,24% GDP. Cổ phiếu, chứng chỉ quỹ được niêm yết với tổng giá trị là 425.000 tỷ đồng, tăng 19% so với năm 2013; trong đó giá trị niêm yết trên Sàn giao dịch chứng khoán TP.Hồ Chí Minh chiếm 78,19%. Thị trường trái phiếu cũng tăng trưởng mạnh mẽ (23-25% so với 2013) (Báo cáo của Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, 2014).

Thị trường bảo hiểm

Luật bảo hiểm ban hành năm 1993 là dấu mốc quan trọng cho trị trường bảo hiểm Việt Nam, nếu trước đó chỉ có một doanh nghiệp bảo hiểm thuộc sở hữu của Nhà nước là Công ty Bảo hiểm Việt Nam thành lập năm 1965, thì đến cuối năm 2014 số này đã lên tới gần 60 doanh nghiệp các loại (phi nhân thọ, nhân thọ, môi giới, tái bảo hiểm). Mặt khác, sản phẩm bảo hiểm được giới thiệu ra thị trường ngày càng đa dạng. Năm 1993 thị trường chỉ có 22 sản phẩm, đến nay thị trường bảo hiểm đã không ngừng phát triển với trên 800 sản phẩm. Tổng doanh thu bảo hiểm cũng tăng đều qua các năm, năm 2014 đạt gần 53.000 tỷ đồng, tăng hơn 14% so với năm 2013, trong đó doanh thu phí bảo hiểm nhân thọ tăng khoảng 18%, bảo hiểm phi nhân thọ tăng trên 10% (Bộ Tài chính, 2005, 2014).

3. Tổng quan lý thuyết

Nhìn chung, hiện nay tồn tại hai quan điểm về mối quan hệ giữa phát triển thị trường tài chính và đầu tư trực tiếp nước ngoài (Massomeh Hajilee & cộng sự, 2015).

Quan điểm thứ nhất, FDI và phát triển thị trường tài chính có quan hệ đồng biến, FDI có thể bổ sung và làm gia tăng thị trường tài chính nội địa thông qua nhiều kênh khác nhau. Các nhà đầu tư nước ngoài có thể muốn đầu tư một phần vốn của mình ra bên ngoài hoặc muốn thu hồi vốn bằng cách bán vốn chủ sở hữu trên các thị trường vốn (Jeffus, 2004). Hơn nữa, nếu các khoản đầu tư nước ngoài là một phần đầu tư thông qua việc mua cổ phần hiện có thì tính thanh khoản của thị trường chứng khoán trong nước có thể tăng lên. Như vậy, FDI có thể bổ sung cho sự phát triển của thị trường chứng khoán.

Claessens & cộng sự (2001) xem xét các yếu tố quyết định giá trị vốn hóa thị trường chứng khoán trên 77 quốc gia từ năm 1975 đến năm 2000. Các kết quả thực nghiệm cho thấy rằng FDI là một yếu tố bổ sung cho sự phát triển của thị trường chứng khoán. Tương tự, Agarwal & Mohtadi (2004) nghiên cứu các tác động của phát triển thị trường tài chính lên sự lựa chọn đầu tư của các công ty, một mẫu của 21 thị trường mới nổi trong giai đoạn 1980-1997. Kết quả cho thấy FDI có mối tương quan thuận với cả thị trường chứng khoán và chỉ số phát triển ngành ngân hàng. Alfaro và cộng sự (2004) xem xét mối liên hệ giữa FDI, phát triển tài chính và tăng trưởng kinh tế và kết luận rằng các nước có thị trường tài chính phát triển tốt hơn có thể khai thác FDI hiệu quả hơn và đạt được tốc độ tăng trưởng cao hơn. Choong và cộng sự (2004) nghiên cứu mối quan hệ giữa FDI và tăng trưởng kinh tế ở Malaysia, thông qua vai trò của thị trường tài chính trong nước từ năm 1970 đến năm 2001. Họ cho rằng các nền kinh tế với thị trường tài chính phát triển tốt hơn có

thể được hưởng lợi nhiều hơn từ FDI để thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

Quan điểm thứ hai, FDI và phát triển thị trường tài chính có quan hệ nghịch biến, FDI có xu hướng tăng mạnh ở các quốc gia có nhiều rủi ro, thị trường tài chính kém phát triển và thể chế yếu kém. Theo quan điểm này, FDI dùng để thay thế cho thị trường tài chính nội địa, bởi thông qua thị trường vốn, nguồn vốn FDI có thể khắc phục những khó khăn trong đầu tư mà tại thị trường tài chính nội địa không đủ khả năng (Hausmann & Fernandez-Arias, 2000; Claessens và cộng sự, 2001; Al Nasser & Gomez, 2009). Trong nghiên cứu thực nghiệm, Dutta & Roy (2008) nghiên cứu vai trò của rủi ro chính sách trong các mối quan hệ của FDI và phát triển tài chính bằng cách sử dụng dữ liệu bảng trên 97 quốc gia trong khoảng thời gian 20 năm. Các kết quả thực nghiệm cho thấy rằng không có mối liên hệ tuyến tính giữa phát triển tài chính và các nguồn vốn FDI. Cùng chủ đề này, Zakaria (2007) xem xét mối quan hệ nhân quả giữa FDI và mức độ phát triển tài chính ở 37 nước đang phát triển từ năm 1970 đến năm 1999. Các kết quả phát hiện không ủng hộ giả thuyết cho rằng dòng vốn FDI có thể góp phần vào việc phát triển của ngành ngân hàng trong nước tại các nước đang phát triển. Ngược lại, tác giả cho thấy có chứng cứ ủng hộ mạnh mẽ giả thuyết rằng FDI ảnh hưởng đến sự phát triển của thị trường chứng khoán trong nước ở các quốc gia đang phát triển.

Vậy, cho đến nay mối quan hệ giữa phát triển thị trường tài chính và dòng vốn FDI vẫn chưa có sự đồng thuận về mặt lý thuyết cũng như thực nghiệm. Do đó, nội dung của bài viết tiếp tục nghiên cứu chủ đề này trên thị trường tài chính Việt Nam với kỳ vọng FDI là một động lực cho cải cách thị trường tài chính và cũng là cơ chế để nâng cao tính minh bạch, tính thanh khoản và độ sâu của thị trường tài chính.

4. Phương pháp phân tích và kết quả xử lý thống kê

4.1. Đo lường và mô tả biến nghiên cứu

Nhằm đánh giá mối quan hệ của phát triển thị trường tài chính với đầu tư trực tiếp nước ngoài, nhóm tác giả sử dụng phương pháp định lượng, các biến nghiên cứu được thu thập theo năm trong giai đoạn (1990-2014) gồm FDI (tỷ USD) từ nguồn Ngân hàng Thế giới (World Bank). Để đo lường sự phát triển của thị trường tài chính nghiên cứu này sử dụng 3 thước đo cơ bản.

Thứ nhất, dùng chỉ tiêu nợ thanh khoản (Liquid liabilities) so với GDP để đo lường sự phát triển của khu vực ngân hàng (King & Levine, 1993; Boyd & cộng sự, 2001), tỉ lệ này là thước đo khái quát của cung tiền (M3) bao gồm: tiền mặt, tài khoản ngân hàng và tài khoản ở các tổ chức tài chính phi ngân hàng. Nhưng thị trường Việt Nam số liệu M3 không có sẵn do đó nhóm tác giả sử dụng thước đo M2 hẹp hơn trong đó không tính đến tài khoản tiền gửi ngoại tệ có kỳ hạn, cổ phần trong các quỹ đầu tư và thương phiếu (nợ doanh nghiệp ngắn hạn).

Thứ hai, tỷ lệ vốn hóa của thị trường chứng khoán (% GDP) là chỉ tiêu đo lường sự phát triển của thị trường chứng khoán (King & Levine, 1993; Levine & Zervos, 1998; Boyd & cộng sự, 2001).

Thứ ba, theo Nhung & Lương (2015), chỉ tiêu tổng doanh thu ngành bảo hiểm (tỷ đồng) đo lường sự phát triển thị trường bảo hiểm (gồm nhân thọ và phi nhân thọ).

Tuy nhiên, hạn chế lớn nhất của nghiên cứu này là dữ liệu không đầy đủ vì lý do khách quan. Bởi thị trường bảo hiểm chính thức hoạt động từ năm 1993, thị trường chứng khoán thực hiện phiên giao dịch lần đầu vào năm 2000. Do đó, để đảm bảo thấy rõ tính liên tục của sự phát triển đối với thị trường tài chính Việt Nam từ năm 1990, nghiên cứu này đã sử dụng phương pháp trọng số Entropy để tổng hợp dữ liệu nhằm tìm ra chỉ số đo lường sự phát triển của thị trường tài chính trong giai đoạn từ 1990 tới 2014. Thuật toán của phương pháp trọng số Entropy (Li Zhiping & cộng sự, 2007; Yuguo Qi & cộng sự, 2010; Yang Wan Ping & cộng sự, 2008).

Bước 1: Chuẩn hóa số liệu

Gọi x_{ij} là dữ liệu của chỉ tiêu thứ j của mẫu thứ i (i=1, 2,…,m; j=1, 2, 3,…, n), chuẩn hóa dữ liệu bằng công thức:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{min(j)}}{x_{max(j)} - x_{min(j)}} \times 40 + 60 \quad (1)$$

Trong đó: x'_{ij} là giá trị dữ liệu sau khi chuẩn hóa, i: là năm, j là chỉ tiêu tổng thể, x_{ij} là dữ liệu ban đầu, $x_{max(j)}$ là dữ liệu lớn nhất của chỉ tiêu j, $x_{min(j)}$ là giá trị nhỏ nhất của chỉ tiêu j.

Bước 2: Tính tỷ lệ của x'_{ij}

$$R_{ij} = \frac{x'_{ij}}{\sum_{i=1}^{m} x'_{ij}} \quad (2)$$

Bước 3: Tính Entropy của chỉ tiêu thứ j

$$E_j = -(\frac{1}{\ln m})\sum_{i=1}^{m} R_{ij} \ln R_{ij} \quad (3)$$

Bước 4: Tính thành phần sai biệt G_j của chỉ tiêu j

$$G_j = 1 - E_j \quad (4)$$

Nếu G_j càng lớn thì x_j càng quan trọng hay càng mạnh.

Bước 5: Tính trọng số W_j của x'_{ij}

$$W_j = \frac{G_j}{\sum_{j=1}^{n} G_j} = \frac{1 - E_j}{\sum_{j=1}^{n}(1 - E_j)} \quad (5)$$

Bước 6: Tính chỉ số M_i cho năm thứ i

$$M_i = \sum_{j=1}^{n} W_j R_{ij} \quad (6)$$

M_i: là chỉ số đo lường sự phát triển của thị trường tài chính tại năm thứ i, chỉ số này càng lớn chứng tỏ thị trường phát triển càng mạnh và ngược lại.

Ngoại trừ biến M, biến FDI lấy logarit trước khi đưa vào phân tích.

4.2. Thống kê mô tả

Phân tích thống kê mô tả nhằm cung cấp những thông tin khái quát về bộ số liệu nghiên cứu. Kết quả thống kê bảng 2 cho biết các biến nghiên cứu được thu thập trong khoảng thời gian 25 năm (1990-2014). Giá trị độ lệch chuẩn (Std.Dev) cho thấy FDI có biến động lớn hơn so với biến chỉ số M, hệ số độ nhọn của các phân phối (Kurtosis) có sự khác biệt đáng kể. Hệ số độ lệch (Skewness) của biến FDI và M đều mang giá trị dương điều này cho biết phân phối của chúng lệch về hướng bên phải.

Mặt khác, thống kê Jarque-Bera dùng để kiểm định các biến có phải phân phối chuẩn hay không. Giá trị xác suất (probability) của các biến đều lớn hơn 0,05. Chứng tỏ rằng tất cả các biến nghiên cứu có phân phối chuẩn.

4.3. Kiểm định tính dừng và xác định bậc trễ tối ưu

Nelson & Plosser (1982) cho rằng hầu hết các

Bảng 1: Chỉ số đo lường phát triển thị trường tài chính

Năm	M_i	Năm	M_i	Năm	M_i
1990	0.01952	1999	0.02473	2008	0.05171
1991	0.01944	2000	0.03498	2009	0.05720
1992	0.01920	2001	0.03602	2010	0.06133
1993	0.02246	2002	0.03836	2011	0.06111
1994	0.02262	2003	0.04068	2012	0.06682
1995	0.02262	2004	0.04188	2013	0.07052
1996	0.02284	2005	0.04337	2014	0.07461
1997	0.02320	2006	0.04760		
1998	0.02363	2007	0.05355		

Nguồn: Tác giả tính dựa theo phương pháp Entropy

Bảng 2: Kết quả thống kê mô tả

	$LnFDI_t$	M_t
Mean	4.161280	0.040000
Median	1.944000	0.038361
Maximum	14.48000	0.074612
Minimum	0.180000	0.019203
Std. Dev.	4.361932	0.017966
Skewness	1.152338	0.424243
Kurtosis	2.935094	1.866850
Jarque-Bera	5.537237	2.087455
Probability	0.062749	0.352140
Sum Sq. Dev.	456.6348	0.007747
Observations	25	25

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 8.0

Bảng 3: Kết quả kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF)

Biến	Kiểm định ADF			
	Chuỗi ban đầu		Chuỗi sai phân bậc 1	
	Không có xu thế	Có xu thế	Không có xu thế	Có xu thế
LnFDI	- 0.242549	-1.713593	-4.149056**	-4.308672**
M	1.476921	-2.018694	-5.203857**	-6.062035**

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 8.0, dấu (**) thống kê có ý nghĩa mức 5%

chuỗi thời gian là không dừng tại bậc I(0), cho nên trước khi phân tích cần phải kiểm định xem chuỗi thời gian có dừng hay không. Tính dừng của chuỗi dữ liệu thời gian có ý nghĩa quyết định hiệu quả phương pháp ước lượng được sử dụng. Nếu chuỗi thời gian không dừng thì giả định của phương pháp OLS (Ordinary Least Square) không thỏa mãn. Theo đó, các kiểm định t hoặc kiểm định F không có hiệu lực (Chris Brooks, 2008). Kiểm định thông dụng được sử dụng để xem xét tính dừng của chuỗi thời gian là kiểm định nghiệm đơn vị (Unit root test) và Augmented Dickey-Fuller test (ADF) là phiên bản mở rộng của Dickey-Fuller test do Dickey-Fuller đề xuất vào năm 1979.

Kết quả trong bảng 3 cho biết, xét trên chuỗi ban đầu (chuỗi gốc), các biến không dừng trong cả hai trường hợp có xu thế và không có xu thế. Ngược lại, đối với chuỗi sai phân bậc 1, hầu hết các chuỗi dừng trong cả hai trường hợp không có xu thế và có xu thế.

Trong phân tích dữ liệu chuỗi thời gian, việc xác định bậc trễ phù hợp có ý nghĩa đặc biệt quan trọng. Nếu bậc trễ quá dài thì các ước lượng sẽ không hiệu quả, ngược lại nếu quá ngắn thì phần dư của ước lượng không thỏa mãn tính nhiễu trắng làm sai lệch kết quả phân tích.

Căn cứ vào tiêu chuẩn: AIC (Akaike information criterion), SC (Schwart Bayesian criterion) và HQ (Hannan Quinn Information Criterion) cho thấy bậc trễ tối ưu được lựa chọn là bằng 1.

Kiểm định nhân quả Granger được thực hiện trên hai chuỗi thời gian dừng và bậc trễ là 1. Kết quả cho thấy chỉ có một trường hợp có ý nghĩa thống kê mức 5% (H_0 bị bác bỏ). Chứng tỏ rằng nguồn FDI không ảnh hưởng tới phát triển thị trường tài chính nhưng ngược lại, phát triển thị trường tài chính là một trong những yếu tố tác động tới việc thu hút nguồn vốn này.

4.4. Mô hình ARDL

Mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL-Autoregressive distributed lag) được Pesaran và Shin giới thiệu lần đầu vào năm 1999. Ý tưởng của mô hình này là giải quyết vấn đề đồng liên kết đơn (single cointegration), không đòi hỏi các biến phải tích hợp cùng bậc như phương pháp Johansen. So với các phương pháp khác thì ARDL có những ưu điểm vượt trội. Thứ nhất, phương pháp này ứng dụng tốt trên nghiên cứu có cỡ mẫu nhỏ (Pattichis, 1999; Mah, 2000). Thật vậy, đây là một trong những phương pháp hữu ích nên khuyến khích ứng dụng trong các nghiên cứu tại Việt Nam vì vấn đề số liệu

Bảng 4: Kết quả xác định bậc trễ thích hợp

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	11.35817	NA	0.001519	-0.813754	-0.715015	-0.788922
1	62.13397	88.30574*	2.61e-05*	-4.881215*	-4.584999*	-4.806718*
2	64.14193	3.142887	3.14e-05	-4.707994	-4.214301	-4.583831

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 8.0, (*) tiêu chuẩn có bậc trễ tối ưu.

Bảng 5: Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Giả thuyết H_0	F-Statistic
M không tác động tới LnFDI	5.99594**
LnFDI không tác động tới M	0.01017

Nguồn: Tính từ phần mềm Eviews 8.0, dấu (**) chỉ thống kê có ý nghĩa 5%

thường rất hạn chế. Thứ hai, chúng khắc phục tối ưu những vấn đề gây ra bởi hiện tượng tự tương quan chuỗi và biến nội sinh trong mô hình (Muhammad Afzal và cộng sự, 2013). Thứ ba, cách tiếp cận này xem xét đồng liên kết bằng phương pháp kiểm định ràng buộc (Bounds test) mà không cần điều kiện các biến phải có tích hợp cùng bậc. Hơn nữa, mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn được ước lượng đồng thời trong cùng một phương trình. Thứ tư, từ mô hình ARDL cũng có thể suy ra mô hình hiệu chỉnh sai số ECM (Pesaran & Shin, 1999). Tuy nhiên, ARDL vẫn có những hạn chế nhất định ví dụ phương pháp này không giải quyết tốt những vấn đề trễn nếu các biến có bậc tích hợp lớn hơn I(1).

Mô hình thực nghiệm của nghiên cứu này được xây dựng và phát triển trên cơ sở nghiên cứu của Massomeh Hajilee và cộng sự (2015) và Levine (1997), có dạng:

$$FDI_t = a_0 + a_1 M_t + u_t \quad (7)$$

Suy ra mô hình hồi quy ARDL của phương trình (7) có dạng:

$$\Delta LnFDI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i} \Delta LnFDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2i} \Delta M_{t-i} + \beta_1 LnFDI_{t-1} + \beta_2 M_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Trong đó Δ: sai phân bậc nhất, α_0: hệ số chặn, α_1, α_2: hệ số biểu hiện sự biến động trong ngắn hạn, β_1, β_2: hệ số biểu hiện sự biến động trong dài hạn và e_t: là thành phần sai số thỏa mãn tính chất nhiễu trắng. Mặt khác, nếu trong cân bằng dài hạn thì $\Delta LnFDI_t=0$, $\Delta M_t=0$ và khi đó hệ số tác động biên của biến độc lập tương ứng là $-\beta_2/\beta_1$.

Kết quả ước lượng mô hình ARDL cho thấy thành phần hệ số hồi quy trong ngắn hạn (α_i;i=1,2) có ý nghĩa thống kê mức 5% tại độ trễ 1 (năm). Hệ số của biến ΔM_{t-1} mang dấu dương có ý nghĩa thống kê mức 5%, nghĩa là có chứng cứ thống kê khẳng định rằng phát triển thị trường tài chính tác động tích cực lên dòng vốn FDI và giả sử các yếu tố khác không đổi nếu ở hiện tại chỉ số M_t tăng lên 1 (điểm) thì một năm sau FDI tăng trung bình khoảng 7,7185%. Mặt khác ngoài yếu tố phát triển thị trường tài chính, bản thân tăng trưởng FDI cũng đóng góp vào sự gia tăng chỉ tiêu này tại độ trễ 1 năm. Cứ FDI tăng lên 1% ở hiện tại thì sau 1 năm sẽ đóng góp vào tăng trưởng FDI khoảng 0,258390% (các yếu tố khác không đổi).

4.5. Kiểm định đồng liên kết

Trong mô hình hồi quy ARDL, để xem xét mối quan hệ giữa các biến trong dài hạn dựa trên kiểm định ràng buộc (Pesaran & cộng sự, 2001), ý tưởng của kiểm định này căn cứ trên kiểm định Wald-test với giả thiết: H_0: $\beta_1=\beta_2=0$ và H_1: $\beta_1\neq\beta_2\neq 0$, nếu bác bỏ H_0 thì chứng tỏ rằng có tồn tại đồng liên kết giữa các biến và ngược lại. Quy tắc quyết định là lấy giá trị tính toán của thống kê F (hoặc thống kê t) so với khoảng giới hạn, nếu F hặc t nằm ngoài về phía bên phải thì bác bỏ H_0, nằm ngoài về phía bên trái thì chấp nhận H_0 còn nằm trong khoảng giới hạn thì không thể kết luận.

Kết quả bảng 7 cho thấy giá trị F tính toán từ kiểm

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình ARDL

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.240471	0.232714	-1.033334	0.3151
$\Delta LnFDI_{t-1}$	0.258390	0.119193	2.16782	0.0402
ΔM_{t-1}	0.077185	0.026180	2.94824	0.0313
$LnFDI_{t-1}$	-0.316693	0.1135779	**-2.788333**	0.0281
M_{t-1}	0.059131	0.025006	2.364641	0.0375
Diagnostic test				
R^2	0.659515**			0.0312
Normality test	5. 871525			0.0530
Serial correlation	0.329206			0.7243
Heteroscedasticity	0.008936			0.9256

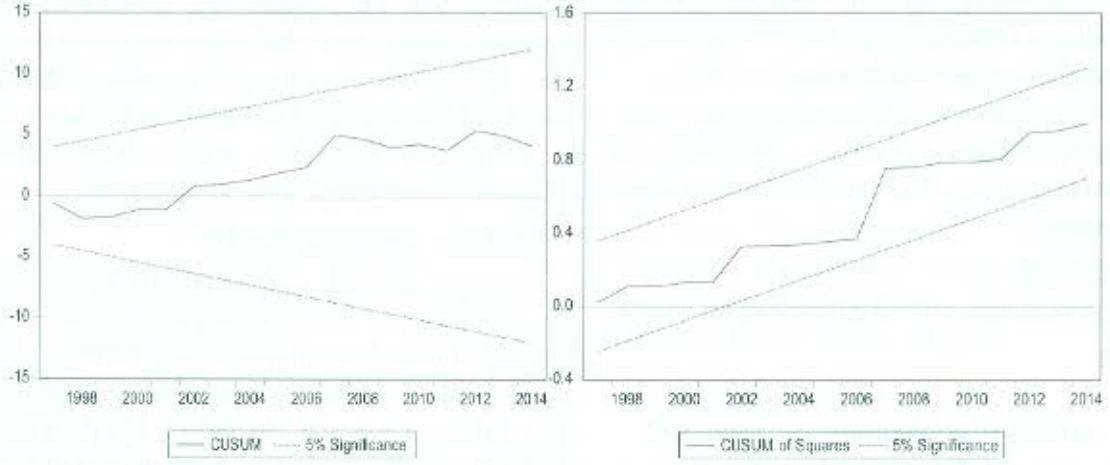
Nguồn: Kết quả từ Eviews 8.0 sau khi khắc phục hiện tượng tự tương quan chuỗi, dấu (**) chỉ thống kê có ý nghĩa mức 5%

Bảng 7: Kết quả kiểm định ràng buộc (Bounds test)

Biến: $LnFDI_t$, M_t, k=1				
	Giá trị thống kê t:-2.788		Giá trị thống kê F: 4.54	
	Tiêu chuẩn t-statistic		Tiêu chuẩn F-statistic	
Mức ý nghĩa	Cận dưới	Cận trên	Cận dưới	Cận trên
10%	-2.57	-2.91	4.04	4.47
5%	-2.86	-3.22	4.94	5.73
1%	-3.43	-3.82	6,84	7.84

Nguồn: Pesaran & cộng sự (2001, 300;303) và kết quả Wald test từ phần mềm Eviews 8.0

Hình 2: Kết quả kiểm định CUSUM và CUSUMSQ



định Wald bằng 4,54 lớn hơn 4,04 tại mức ý nghĩa 10%. Vậy giả thiết H_0 bị bác bỏ, chứng tỏ tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa các biến (trường hợp này là đồng liên kết đơn). Tương tự, thống kê t của biến $LnFDI_{t-1}$ (bảng 6) có giá trị bằng -2.788 đem so với (-2.57; -2.91) cũng cho kết luận cũng tương tự kiểm định F. Từ kết quả bảng 5, hệ số hồi quy của biến $LnFDI_t$ và M_t có ý nghĩa thống kê mức 5%, nghĩa là trong dài hạn nếu chỉ số phát triển thị trường tài chính tăng 1 điểm thì sẽ thúc đẩy FDI tăng trung bình khoảng 18,6713% (chính là $-\beta_2/\beta_1$).

Kiểm định chẩn đoán (diagnostic test) cho thấy mô hình không vi phạm những giả định căn bản của mô hình hồi quy và hệ số R^2 của mô hình ARDL bằng 0,659515 và có ý nghĩa thống kê 5%, ngụ ý rằng khoảng 65,9515% biến động của FDI được giải thích bởi các biến độc lập. Hơn nữa, kiểm định CUSUM và CUSUMSQ cũng cho thấy mô hình nghiên cứu ổn định (Brown và cộng sự., 1975).

4.6. Mô hình ECM (Error Correction Model)

Kiểm định ràng buộc đã cho thấy có tồn tại đồng liên kết giữa các biến nghiên cứu và mối quan hệ trong ngắn hạn, dài hạn của chúng đã được giải thích trong mô hình (8). Tiếp theo, chúng ta cần xem xét tốc độ hiệu chỉnh tới điểm cân bằng sau mỗi thời đoạn của biến FDI thông qua mô hình ECM. Từ phương trình (8) suy ra mô hình ECM có dạng

$$\Delta LnFDI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i} \Delta LnFDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2i} \Delta M_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Trong đó: λ là tốc độ hiệu chỉnh tới điểm cân bằng sau mỗi thời đoạn, EC là phần dư thu được từ ước lượng phương trình đồng liên kết của mô hình (8). Theo Pesaran và cộng sự (2001), hệ số ước lượng mô hình (8) và (9) tương tự nhau trừ hai hệ số α_0 và λ. Vậy kết quả ước lượng ECM như sau:

$$\Delta LnFDI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i} \Delta LnFDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2i} \Delta M_{t-i}$$

$$DI_{t-i} + \sum_{i=0}^{'} \alpha_{2i} \Delta M_{t-i} - 0.03139 EC_{t-1} \quad (10)$$
$$(0.01296)$$
$$[2.42206]$$

Theo kết quả ước lượng mô hình (10), căn cứ vào thống kê t (giá trị trong ngoặc vuông lớn hơn 2), cho thấy hệ số λ bằng -0.03139 và có ý nghĩa thống kê

mức 5%. Nghĩa là, nếu dưới tác động của thị trường tài chính đẩy FDI tăng (giảm) ở năm này thì FDI sẽ điều chỉnh giảm (tăng) hướng về mức cân bằng khoảng 3,139% ở năm sau.

5. Kết luận

Kết quả phân tích cho thấy trong ngắn hạn và dài hạn phát triển thị trường tài chính là yếu tố tác động tích cực lên dòng vốn FDI. Vậy, với kỳ vọng thị trường tài chính phát triển lành mạnh, minh bạch nhằm tăng hiệu quả trong việc thu hút dòng vốn FDI, bài viết gợi ý một số chính sách:

Thứ nhất, đối với thị trường các tổ chức tín dụng (chủ yếu là ngành ngân hàng), Chính phủ cần tiếp tục triển khai Nghị quyết số 13/NQ-CP ngày 10/5/2012 của Chính phủ về một số giải pháp tháo gỡ khó khăn cho sản xuất kinh doanh, hỗ trợ thị trường nhằm tháo gỡ khó khăn cho khách hàng vay vốn và tạo điều kiện cho doanh nghiệp tiếp cận nguồn vốn vay ngân hàng một cách hiệu quả; Tiếp tục hoàn thiện hệ thống pháp luật nhằm tạo hành lang pháp lý có hiệu lực, đảm bảo bình đẳng an toàn cho mọi tổ chức hoạt động trên lãnh thổ Việt Nam nói chung và đặc biệt là dịch vụ ngân hàng tài chính theo hướng đảm bảo sự công bằng, minh bạch giữa các tổ chức tín dụng trong và ngoài nước để khuyến khích cạnh tranh lành mạnh giữa các ngân hàng, bảo đảm sự an toàn hiệu quả của hệ thống ngân hàng.

Thứ hai, đối với thị trường chứng khoán cần minh bạch thông tin công bố, trong đăng ký giao dịch cần cắt giảm các thủ tục hành chính không cần thiết, tạo điều kiện thuận lợi cho nhà đầu tư đặc biệt là nhà đầu tư nước ngoài, nâng cao chất lượng và đa dạng hóa sản phẩm cho thị trường chứng khoán. Bên cạnh đó, Chính phủ tiến hành tái cấu trúc các tổ chức kinh doanh chứng khoán giám sát, xử lý kịp thời những công ty yếu kém, tiếp tục hoàn thiện cơ chế chính sách đảm bảo hội nhập liên thông các thị trường chứng khoán quốc tế.

Thứ ba, đối với thị trường bảo hiểm cần tăng cường hiệu quả quản lý nhà nước về kinh doanh bảo hiểm, kiểm soát an toàn hệ thống, đẩy mạnh hội nhập quốc tế. Mặt khác, ngành bảo hiểm nên phát triển đa dạng hóa, nâng cao chất lượng các sản phẩm và mở rộng hơn nữa các kênh phân phối đảm bảo thị trường phát triển lành mạnh hiệu quả.❐

Tài liệu tham khảo

Agarwal, S. & H. Mohtadi (2004), ' Financial market and the Financing choice of firm: Evidence from developing countries', *Global Finance Journal*, 15(1), 52-70.

Al Nasser, O.M., & Gomez, X.G. (2009), 'Do well functioning financial markets promote FDI flows to Latin America?', *International Research Journal of Finance and Economics*, 29, 60-75.

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004), 'FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Market', *Journal of International Economics*, 64, 89-112.

Bộ Tài chính (2005), *Thị trường bảo hiểm Việt Nam*, Nhà xuất bản tài chính.

Bộ Tài chính (2014), *Thị trường bảo hiểm Việt Nam*, Nhà xuất bản tài chính.

Boyd, J. H., Levine, R. & Smith, B. D. (2001), 'The impact of inflation on financial sector performance', *Journal of Monetary Economics*, 47, 221-248.

Choong, C.-K., Yusop, Z., Soo, S.-C., S, (2004), 'Foreign direct investment and economic growth in Malaysia: the role of domestic financial sector', *The Singapore Economic Review*, 50, 245-268.

Chris Brooks (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, Second Edition, Cambridge University.

Claessens, S., Daniela, K., & Sergio L.,(2001), 'FDI and stock market development: complements or substitutes?', *World Bank Working Paper*, New York.

Dutta, N., Roy, S. (2008), 'Foreign Direct Investment, Financial Development and Political Risks', *Working Paper, West Virginia University*, United States of America.

Hausmann, R. & Fernandez-Arias, E. (2000), 'Foreign Direct Investment: Good Cholesterol? Inter-American Development Bank', *Research Department Working Paper* No. 417.

Jeffus, W. (2004), 'FDI and stock market development in selected Latin American countries', *International Finance Review*, 5, 35-44.

King, R. G. & Levine, R. (1993), 'Finance and growth: Schumpeter might be right', *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.

Levine, R. & Zervos, S. (1998), 'Stock Markets, Banks, and Economic Growth', *American Economic Review*, 88, 537-58.

Levine, R. (1997), 'Financial development and economic growth: Views and agenda', *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.

Li Zhiping, He Yujiang, Zhu Zhongdao (2007), 'Application of Entropy and Weigh Method for Water Quality Evaluation in Rural Area', *Yellow River*, 29(5), 35-37.

Mah, J. S. (2000), 'An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea-The case of information technology products', *Journal of Asian Economics*, 11(2), 237-244.

Massomeh Hajilee & Omar M. Al Nasser (2015), 'The relationship between financial market development and foreign direct investment in latin american countries', *The journal of developing arreas*, 49, 227-245.

Muhammad Afzal, Muhammad Gulfam Arshed & Kafeel Sarwar (2013), 'Education, Health, Food Inflation and Economic Growth in Pakistan', *Pakistan Economic and Social Review*, 51(2) 109-138.

Nelson & Plosser (1982), 'Trends and Randọm Walks In Macroeconmic Time Series', *Journal of monetary economics*, 10, 139-162.

Ngân hàng thế giới (2014), *Báo cáo đánh giá khu vực tài chính Việt Nam.*

Nhung. N. T & Lương. N. V (2015), 'Sự phát triển của thị trường tài chính Việt Nam', *Tạp chí ngân hàng*, 7, 9-22.

Pattichis, C. S. (1999), 'Time-scale analysis of motor unit action potentials', *IEEE Transactions on Biomedical Engineering*, 46(11), 1320-1329.

Pesaran, M. H. & Y. Shin (1999), 'An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis', In Strom, S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Chapter 11*, Cambridge: Cambridge University Press.

Pesaran, M. H. & Y. Shin and Smith, R.J. (2001), 'Bounds test approaches to the analysis of level relationship', *Journal of applied econometrics*, 16, 289-326.

Ủy ban Chứng khoán Nhà nước (2014), *Báo cáo thường niên.*

Yang wan ping, Yang yang, Xu jie (2008), 'The impact of foreign trade and FDI on environment', *China-USA business review*, 7, 1-11.

Yuguo Qi, Fushuan Wen, Ke Wang, Li Li, S.N.Singh (2010), 'A fuzzy comprehensive evaluation and entropy weight decision-making based method for power network structure assessment', *International Journal of Engineering. Science and Technology*, 2(5), 92-99.

Zakaria, Z. (2007), 'The causality relationship between financial development and foreign direct investment', *Jurnal Kemanusiaan*, 10, 1-23.

Thông tin tác giả:

***Phan Thị Hằng Nga,** Tiến sỹ kinh tế*

- Tổ chức tác giả công tác: Trường Cao đẳng Tài chính Hải quan

- Lĩnh vực nghiên cứu chính: Tài chính ngân hàng

- Một số Tạp chí đã công bố công trình nghiên cứu: Công nghệ Ngân hàng; Tài chính; Tài chính Marketing; KAAV.

- Địa chỉ Email: pthangngatchq@gmail.com;

***Nguyễn Quyết,** Thạc sỹ*

- Tổ chức tác giả công tác: Trường Cao đẳng Tài chính Hải quan

- Một số Tạp chí đã công bố công trình nghiên cứu: Kinh tế và dự báo; Tạp chí phát triển và hội nhập; Tạp chí khoa học tài nguyên và môi trường; Tạp chí khoa học trường Đại học Mở TP.HCM.

- Địa chỉ Email: nguyenquyetkt16@gmail.com