

TÁC ĐỘNG CỦA KHỦNG HOẢNG TÀI CHÍNH - KINH TẾ TOÀN CẦU 2008 TỚI NGOẠI THƯƠNG VIỆT NAM

Hoàng Chí Cương^{1,2,*}, Bùi Thị Thanh Nhân²

¹ *Đại học Waseda, Tokyo, Nhật Bản, ² Đại học Dân Lập Hải Phòng, Hải Phòng, Việt Nam*

Email: cuonghoangchi@gmail.com/cuonghc@hpu.edu.vn*

Ngày gửi bài: 27.06.2013

Ngày chấp nhận: 22.08.2013

TÓM TẮT

Khủng hoảng tài chính-kinh tế toàn cầu được kích hoạt bởi cú sốc Lehman Brothers vào tháng 9 năm 2008 đã ảnh hưởng tiêu cực đến kinh tế toàn cầu và Việt Nam. Bài báo này xây dựng một số phương trình lực hấp dẫn, sử dụng phương pháp ước lượng Hausman–Taylor (1981), Fixed-effects (FE), Random-effects (RE) và dữ liệu bảng hỗn hợp (panel data) của 18 đối tác thương mại quan trọng của Việt Nam giai đoạn 1995-2011. Mục đích là để đánh giá tác động của cuộc khủng hoảng tài chính-kinh tế toàn cầu 2008 tới hoạt động ngoại thương của Việt Nam. Kết quả thực nghiệm cho thấy như dự đoán là khủng hoảng đã làm giảm nhập khẩu của Việt Nam. Trong khi đó, không có bằng chứng thuyết phục cho thấy khủng hoảng có tác động tiêu cực làm giảm xuất khẩu của Việt Nam như một số nghiên cứu khác đã chỉ ra trước đây. Hơn nữa, tác giả cũng đã mô hình hóa và tìm ra mối quan hệ qua lại giữa xuất và nhập khẩu của Việt Nam.

Từ khóa: Ảnh hưởng, khủng hoảng 2008, mô hình lực hấp dẫn, nhập khẩu, phương pháp ước lượng Hausman – Taylor, Việt Nam, xuất khẩu.

The Impact of 2008 Global Financial and Economic Crisis on Foreign Trade of Vietnam

ABSTRACT

The global financial and economic crisis, which was triggered by the Lehman Brothers shock in September 2008, has had enormous negative impacts on the global economy and Vietnam. In this paper, some gravity models were constructed using the Hausman–Taylor (1981) estimator, Fixed-effects (FE), Random-effects (RE) estimations, and applied to recent panel data that includes 18 of Vietnam's major trade partners during the period from 1995 to 2011. This purpose was to examine the possible impacts of the 2008 global financial and economic crisis on the export and import of Vietnam. The authors found evidence broadly consistent with the prediction that the crisis strongly reduced the country's import. By contrast, there was no evidence that demonstrated convincingly that this crisis decreased the country's export. In addition, the authors modeled and found the reciprocal relationship between the export and import of Vietnam.

Keywords: 2008 Crisis, exports, gravity model, Hausman–Taylor estimator, impact, imports, Vietnam.

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Quá trình toàn cầu hóa đang diễn ra nhanh chóng và rộng khắp trên thế giới. Nó tạo ra mối liên kết và trao đổi ngày càng tăng giữa các quốc gia, tổ chức hay cá nhân trên nhiều góc độ như kinh tế, văn hóa, giáo dục v.v...Toàn cầu hoá mang lại cả thời cơ lẫn thách thức cho mỗi quốc gia trong đó có nguy cơ khủng hoảng kinh tế. Khủng hoảng kinh tế là sự suy giảm của

hoạt động kinh tế trong một thời gian dài và trầm trọng hơn suy thoái trong chu kỳ kinh tế. Khủng hoảng kinh tế lên đến đỉnh điểm có thể gây ra khủng hoảng tài chính. Khủng hoảng tài chính chỉ là một phần của khủng hoảng kinh tế nhưng khủng hoảng tài chính có thể gây thiệt hại rất lớn bởi nó có thể lây lan giống như “hiệu ứng domino” đặc biệt là trong bối cảnh toàn cầu hóa hiện nay có sự di chuyển của các dòng chảy thương mại, đầu tư, công nghệ và kéo theo là

các dòng chảy tư bản giữa các nước có thương mại tự do và độ mở cửa tài chính cao. Hai kênh quan trọng nhất để khủng hoảng lan rộng ra thế giới chính là tài chính và ngoại thương.¹ Đối với kênh tài chính, các nhà đầu tư có thể bị ảnh hưởng do sự xuống giá của chứng khoán (cổ phiếu, trái phiếu) hoặc phá sản của các công ty tài chính. Kênh thứ 2 phụ thuộc rất lớn vào độ co giãn của cầu hàng hóa tại nước nhập khẩu. Do các hàng hóa khác nhau có độ co giãn của cầu khác nhau nên sẽ chịu tác động khác nhau. Những mặt hàng có độ co giãn của cầu cao (chẳng hạn hàng xa xỉ) thường sẽ chịu tác động mạnh hơn do cầu giảm sút trong thời gian khủng hoảng (người dân nước nhập khẩu có xu hướng tiêu dùng ít hơn) và ngược lại những hàng thiết yếu có cầu co giãn thấp (nông sản, thực phẩm) sẽ ít chịu tác động hơn. Với cơ cấu ngoại thương của Việt Nam hiện nay (xuất hàng nông, lâm sản, khai khoáng, thâm dụng lao động, và nhập hàng tiêu dùng xa xỉ, công nghệ, máy móc, thiết bị) thì theo dự đoán của tác giả nhập khẩu sẽ chịu tác động mạnh mẽ hơn do cầu hàng nhập khẩu có độ co giãn cao hơn.

Có rất nhiều nguyên nhân có thể gây ra khủng hoảng tài chính-kinh tế, khái quát lại có một số nguyên nhân chính sau: thứ nhất là sự mất cân bằng trong phát triển của nền kinh tế thế giới (mất cân bằng cung-cầu hay sản xuất-tiêu dùng); thứ hai là quá trình đẩy mạnh tư nhân hóa và giảm bớt tối đa sự can thiệp của nhà nước dẫn đến sự buông lỏng quản lý, giám sát đối với hoạt động của các tập đoàn tài chính, ngân hàng trong các nền kinh tế thị trường tự do; thứ ba là sự phát triển quá nóng của nền kinh tế, sự bất ổn của các thị trường tài chính; thứ tư là toàn cầu hóa dẫn đến những vấn đề kinh tế, tài chính, xã hội đôi khi vượt ra khỏi tầm kiểm soát của các quốc gia.

Khủng hoảng tài chính-kinh tế toàn cầu 2008 xuất phát từ những bất ổn nội tại của nền kinh

tế Mỹ như: nợ nước ngoài cao, khủng hoảng nợ dưới chuẩn, khủng hoảng bất động sản và sau đó lan ra toàn thế giới. Vào cuối những năm 1990, đầu những năm 2000, giá nhà đất tại Mỹ tăng cao. Giá nhà đất cao một phần được tiếp sức từ lãi suất thấp do Cục Dự trữ Liên bang Mỹ FED – Federal Reserve System đã duy trì mức lãi suất thấp trong thời gian quá dài. Nguyên nhân quan trọng hơn là sự dồi dào về tín dụng. Các ngân hàng và tổ chức tài chính tại Mỹ đã không ngần ngại cung cấp những khoản tín dụng cho các khách hàng của mình một cách dễ dàng nhưng lại dưới chuẩn (subprime-mortgages) – tức điều kiện ràng buộc cho các khoản vay bị nới lỏng (nhiều báo cáo đã chỉ ra rằng nếu thu nhập của người vay là 50.000 USD một năm thì họ đã có thể tiếp cận với một gói tín dụng lên tới 150.000 USD). Để có những khoản tín dụng cho khách hàng, các ngân hàng và tổ chức tài chính Mỹ đã phát hành chứng khoán để huy động vốn từ thị trường tài chính trong và ngoài nước. Sự việc sẽ không có gì đáng nói nếu như giá nhà đất tăng và duy trì theo đúng giá trị thực của nó và người mua cũng có năng lực tài chính lành mạnh, nhưng trong thực tế cho vay dưới chuẩn tăng mạnh đã làm cho Bong bóng bất động sản càng lúc càng phình to và đặt thị trường nhà đất và tiếp đó là thị trường tín dụng tại Mỹ cũng như nhiều quốc gia châu Âu vào thế nguy hiểm. Vì trong bối cảnh toàn cầu hóa, hệ thống tài chính thế giới có quan hệ chặt chẽ và khăng khít, nhất là các thủ đô tài chính lớn trên thế giới như New York, London, v.v... Dư nợ trong mảng này nhảy từ 160 tỷ USD của năm 2001 lên 540 tỷ vào năm 2004 và bùng nổ thành 1.300 tỷ vào năm 2007. Cuối quý III năm 2008, hơn một nửa giá trị thị trường nhà đất Mỹ là tiền đi vay với một phần ba các khoản này là nợ khó đòi. Trước đó, để đối phó với lạm phát, FED đã liên tiếp tăng lãi suất từ 1% vào giữa năm 2004 lên 5,25% vào giữa năm 2006 khiến lãi vay phải trả trở thành áp lực quá lớn với người mua nhà. Thị trường bất động sản thời điểm này bắt đầu có dấu hiệu đóng băng và giá nhà đất sụt giảm mạnh.²

¹ Để rõ hơn khung khổ lý thuyết về tác động của khủng hoảng thông qua kênh ngoại thương, độc giả có thể xem Lu Bai (2012). Effects of global financial crisis on Chinese export: A gravity model study. Master thesis within International financial analysis program, Jönköping international Business School: 10-16.

² Xem “2008-năm bi tráng của kinh tế thế giới”, website: <http://vnexpress.net/gl/kinh-doanh/quoc-te/2008/12/3ba09ae7/>, truy cập ngày 13/5/2013.

Khủng hoảng tài chính-kinh tế toàn cầu được chính thức kích hoạt bởi cú sốc Lehman Brothers vào tháng 9 năm 2008 tại Mỹ. Cuộc khủng hoảng lan từ thị trường bất động sản sang thị trường tín dụng và cuối cùng dẫn đến khủng hoảng tài chính tại Mỹ. Sau đó, nó tràn sang nhiều nước châu Âu, khiến nhiều công ty lớn rơi vào tình trạng thua lỗ, phá sản như Countrywide Financial, Lehman Brothers của Mỹ, Northern Rock của Anh v.v... Cuộc khủng hoảng lan rộng ra khắp thế giới thông qua hai kênh chính là *tài chính* và *ngoại thương*. Đây được coi là một trong những cuộc khủng hoảng tồi tệ nhất trong lịch sử, được so sánh như đại khủng hoảng những năm 1930, và nó chỉ diễn ra đôi lần trong một thế kỉ mà thôi. Đối với kênh thứ nhất, những tổ chức, cá nhân đầu tư vào trái phiếu hoặc sở hữu cổ phần của các ngân hàng và tổ chức tài chính Mỹ sẽ bị ảnh hưởng trực tiếp. Vì khi khủng hoảng xảy ra giá chứng khoán lao dốc trên thị trường thứ cấp, thậm chí không còn mua bán được trên thị trường, khiến cho các ngân hàng, các nhà đầu tư nắm giữ những chứng khoán này không những bị lỗ nặng mà còn mất cả khả năng thanh toán. Kênh thứ hai là ngoại thương, những quốc gia có quan hệ thương mại chặt chẽ với Mỹ (đặc biệt là xuất khẩu) chịu ảnh hưởng nặng nề vì xuất khẩu sang thị trường Mỹ giảm sút do nhu cầu nhập khẩu lúc này giảm mạnh bắt nguồn từ hậu quả của khủng hoảng. Trong bối cảnh ấy, Việt Nam với tư cách là một trong các đối tác thương mại của Mỹ cũng bị ảnh hưởng bởi Mỹ là thị trường xuất khẩu lớn nhất của Việt Nam.

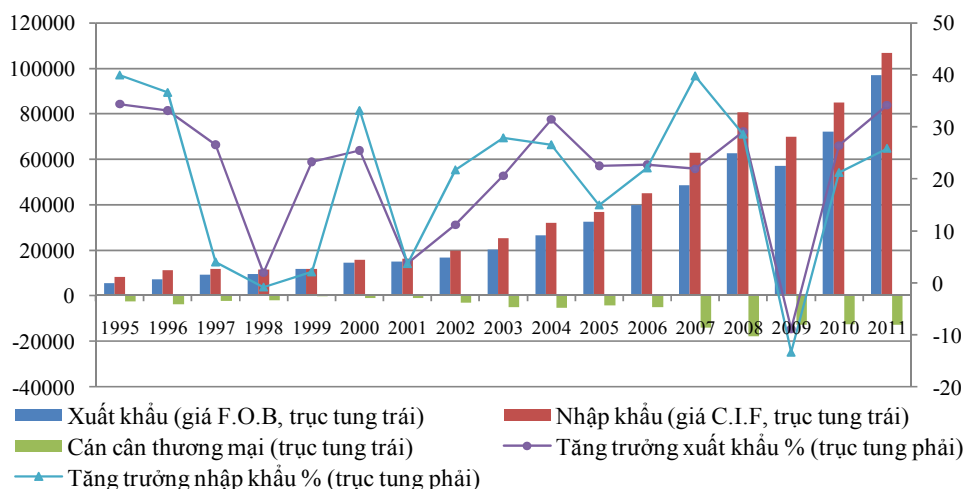
Việc đánh giá tác động của cuộc khủng hoảng tài chính-kinh tế toàn cầu 2008 tới xuất, nhập khẩu của Việt Nam bằng mô hình kinh tế và phân tích thực nghiệm sẽ cho kết quả thuyết phục hơn các nghiên cứu dùng phương pháp phân tích định tính, định lượng và mô tả thông thường. Kết quả nghiên cứu một mặt sẽ có ý nghĩa quan trọng cho việc hoạch định chính sách thương mại của Việt Nam trong thực tiễn, mặt khác nó sẽ củng cố cho việc áp dụng mô hình lực hấp dẫn và phương pháp ước lượng Hausman-Taylor trong việc đánh giá tác động của các yếu tố (biến độc lập) tới sự thay đổi của

dòng chảy thương mại quốc tế (biến phụ thuộc). Cấu trúc của bài báo như sau: Phần 2 tiếp theo sẽ phân tích một cách tổng quan thực trạng xuất, nhập khẩu của Việt Nam giai đoạn 1995-2011. Phần 3 sẽ trình bày chi tiết về mô hình lực hấp dẫn và số liệu được sử dụng trong mô hình (phương pháp và số liệu dùng cho nghiên cứu). Phần 4 phân tích kết quả thực nghiệm. Phần 5 là kết luận và một số khuyến nghị.

2. TỔNG QUAN VỀ NGOẠI THƯƠNG VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 1995-2011

Phần này sẽ phân tích tổng quan về giá trị xuất, nhập khẩu của Việt Nam cũng như tốc độ tăng trưởng của chúng thời gian gần đây. Hình 1 dưới đây biểu diễn diễn biến giá trị xuất, nhập khẩu và tốc độ tăng trưởng ngoại thương của Việt Nam giai đoạn 1995-2011.

Hình 1 cho thấy ngoại thương Việt Nam tăng trưởng đều qua các năm. Cụ thể, xuất khẩu của Việt Nam tăng từ 5.448,9 triệu USD năm 1995 lên 14.482,7 triệu USD năm 2000 và đạt 96.905,7 triệu USD năm 2011. Nhập khẩu tăng từ 8.155,4 triệu USD năm 1995 lên 15.636,5 triệu USD năm 2000 và đạt 106.749,9 triệu USD năm 2011. Tốc độ tăng trưởng xuất khẩu bình quân giai đoạn 1995-2000 là 24,14%, giai đoạn 2001-2006 là 18,70% và giai đoạn 2007-2011 là 20,55%. Tốc độ tăng trưởng nhập khẩu giai đoạn 1995-2000 là 19,18%, giai đoạn 2001-2006 là 19,51%, và giai đoạn 2007-2011 là 20,44%. Nhìn chung tốc độ tăng trưởng của xuất, nhập khẩu đều tương đối cao và cao hơn tốc độ tăng trưởng của GDP (trên dưới 7%). Chúng ta cũng nhận thấy rõ ràng là sau gia nhập WTO năm 2007, cả xuất và nhập khẩu của Việt Nam đều tăng cao và sau 5 năm tăng gấp đôi so với mức trước gia nhập. Tuy nhiên Việt Nam luôn rơi vào tình trạng nhập siêu. Từ mức thâm hụt 2.706,5 triệu USD năm 1995 tăng lên tới 18.028,7 triệu USD năm 2008 và sau đó giảm về mức 12.843,6 triệu USD năm 2011. Nguyên nhân thâm hụt là do cơ cấu xuất-nhập khẩu lạc hậu. Xuất tài nguyên (nông, lâm, thủy sản), hàng thâm dụng lao động với giá trị gia tăng thấp. Trong khi đó, Việt Nam nhập phần



Hình 1. Xuất, nhập khẩu và tốc độ tăng trưởng ngoại thương của Việt Nam giai đoạn 1995 - 2011 (Đơn vị: triệu USD)

Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của Tổng Cục Thống Kê, năm 2013

lớn công nghệ, máy móc thiết bị, hàng công nghiệp, nguyên liệu đầu vào với giá trị gia tăng cao hơn. Một phần nữa là do gia nhập WTO chịu tác động mạnh của “sáng tạo thương mại”. Một điểm hết sức lưu ý là sau khủng hoảng 2008 cả xuất và nhập khẩu đều giảm sút mạnh, tốc độ tăng trưởng âm, và sau đó quay trở lại xu thế tăng trưởng ở các năm tiếp theo (Hình 1). Nguyên nhân là do một số thị trường xuất khẩu của Việt Nam đã có chút dấu hiệu phục hồi, bên cạnh đó là sự tăng giá của một số sản phẩm xuất khẩu chủ đạo của Việt Nam (như nông phẩm và dầu thô). Để lượng hóa tác động của khủng hoảng tài chính-kinh tế 2008 tới xuất, nhập khẩu của Việt Nam, phần tiếp theo tác giả sẽ đề cập đến việc xây dựng hai phương trình lực hấp dẫn và trình bày số liệu được dùng trong phương trình này.

3. MÔ HÌNH LỰC HẤP DẪN VÀ SỐ LIỆU SỬ DỤNG CHO MÔ HÌNH

Mô hình lực hấp dẫn (gravity model) được Tinbergen sử dụng lần đầu tiên năm 1962 để đánh giá tác động của các hiệp định thương mại tự do FTA tới dòng chảy thương mại giữa các

nước. Mô hình được xây dựng dựa trên Định luật Hấp dẫn (Law of Gravity) của Newton theo đó lực hấp dẫn tỷ lệ thuận với trọng lượng của hai vật thể và tỷ lệ nghịch với khoảng cách giữa chúng. Mô hình lực hấp dẫn cổ điển được mô tả bởi phương trình (1) dưới đây:

$$F_{ij} = (M_i M_j) / D_{ij} \quad (1)$$

Trong đó:

F_{ij} là giá trị trao đổi thương mại giữa nước i và nước j

M_i là độ lớn về quy mô kinh tế của nước i (thường dùng giá trị GDP, hay GNP)

M_j là độ lớn về quy mô kinh tế của nước j (thường dùng giá trị GDP, hay GNP)

D_{ij} là khoảng cách giữa nước i và j (thường dùng đơn vị km đo cung tròn lớn nhất giữa 2 nước)

G là hằng số

Sau nhiều thập kỉ phát triển, nó được phát triển dưới nhiều cấu trúc khác nhau và nhiều biến mới được thêm vào để đánh giá tác động của chúng tới quan hệ thương mại giữa các nước như: vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), chính sách thương mại, tỷ giá hối đoái, yếu tố văn hóa, ngôn ngữ, lịch sử về quan hệ thuộc địa,

chế độ ưu đãi thuế quan phổ cập các nước dành cho nhau, mức độ xâm nhập thị trường, độ mở cửa về thương mại v.v.

Có nhiều phương pháp ước lượng hệ số cho các biến trong mô hình này như phương pháp bình phương cực tiểu-Ordinary Least Square (OLS), Fixed-effects (FE) hay Random-effects (RE). Đối với dạng dữ liệu bảng hỗn hợp (panel data) thì OLS không phải là một lựa chọn hợp lý vì phương pháp này là phương pháp ước lượng đơn giản nhất và trong trường hợp này OLS có thể làm cho các hệ số ước lượng inconsistent và inefficient, tức là ước lượng không thống nhất (bị chệch) và khả năng kiểm tra ý nghĩa thống kê không còn chính xác. Mặc dù, FE là phương pháp ước lượng tương đối tốt để đánh giá tác động của các biến độc lập lên biến phụ thuộc, nhưng FE lại không thể ước lượng được hệ số cho các biến có giá trị cố định theo thời gian như khoảng cách giữa các nước hoặc có chung đường biên giới mà đây lại là các biến quan trọng trong mô hình lực hấp dẫn. RE có thể ước lượng được hệ số của các biến có giá trị cố định theo thời gian nhưng lại không thể cho kết quả tốt nếu các mẫu lựa chọn trong mô hình không đồng nhất (heterogeneous sample). Để kết hợp ưu điểm của cả 2 phương pháp FE và RE, Hausman và Taylor (1981) đã đề xuất một phương pháp ước lượng mới mang tên Hausman-Taylor. Một vài kiểm định của các tác giả như Mepheron và Trumbull (2003), Egger (2005) đã chỉ ra rằng kết quả ước lượng dùng phương pháp Hausman-Taylor ít nhất là phù hợp với 2 phương pháp FE và RE và thường là tốt, và đáng tin cậy hơn. Với cách tiếp cận đó, tác giả sẽ dùng phương pháp ước lượng Hausman-Taylor cho phân tích thực nghiệm trong bài báo này. Theo Hausman-Taylor, thì phương trình có dạng như sau:

$$y_{it} = \beta_1 x'_{1it} + \beta_2 x'_{2it} + \alpha_1 z'_{1i} + \alpha_2 z'_{2i} + \varepsilon_{it} + u_i \quad (2)$$

Trong đó:

y_{it} là biến phụ thuộc.

x'_{1it} là những biến độc lập có giá trị thay đổi theo thời gian và không có tương quan với sai số u_i trong mô hình RE.

x'_{2it} là những biến độc lập có giá trị thay đổi theo thời gian và có tương quan với sai số u_i .

z'_{1i} là những biến độc lập có giá trị không thay đổi theo thời gian và không có tương quan với u_i .

z'_{2i} là những biến độc lập có giá trị không thay đổi theo thời gian và có tương quan với u_i .

β_i và α_i là các hệ số của các biến độc lập trong mô hình ta phải ước lượng.

ε_{it} được giả sử là *iid* và có $E(\varepsilon_{it})=0$

Ước lượng theo phương pháp Hausman-Taylor đòi hỏi các biến phải được định nghĩa rõ ràng trong tất cả các mô hình. Phương trình sử dụng trong bài báo này đã được cải tiến trên cơ sở tham khảo mô hình của Pham, T.H.H. (2011) v.v..., tuy nhiên tác giả có những điều chỉnh hợp lý để có được kết quả ước lượng tốt và đáng tin cậy hơn. Cụ thể, trong mô hình, tác giả sẽ dùng các biến giả độc lập để đánh giá tác động riêng rẽ của từng hiệp định thương mại mà Việt Nam đã ký kết sẽ cho kết quả chuẩn xác hơn và không ảnh hưởng tới việc đánh giá ảnh hưởng của các biến độc lập khác. Một số biến khác cũng được thêm vào hoặc loại ra khỏi mô hình cho hợp lý (chẳng hạn, tác giả đã loại bỏ biến thể chế khỏi mô hình và thêm vào biến mức độ tương đồng về quy mô GDP-viết tắt là SIMSIZE). Mô hình tác giả xây dựng có cấu trúc như sau:

$$\begin{aligned} \text{LnEX}_{jt} = & \beta_{10} + \beta_{11}\text{LnDIS}_{\text{VNj}} + \beta_{12}\text{LnGDP}_{\text{VNt}} + \\ & \beta_{13}\text{LnGDP}_{jt} + \beta_{14}\text{Ln}[1 - (\text{GDP}_{\text{VNt}}/(\text{GDP}_{\text{VNt}} + \text{GDP}_{jt}))^2 - (\text{GDP}_{jt}/(\text{GDP}_{\text{VNt}} + \text{GDP}_{jt}))^2] + \\ & \beta_{15}\text{LnFDI}_{jt-1} + \beta_{16}\text{LnRER}_{\text{CURj/VNDt}} + \gamma_{11}\text{AFTA} + \\ & \gamma_{12}\text{USBTA} + \gamma_{13}\text{ACFTA} + \gamma_{14}\text{AKFTA} + \gamma_{15}\text{JVEPA} + \\ & \gamma_{16}\text{AJCEP} + \gamma_{17}\text{AANZFFTA} + \gamma_{18}\text{Bothin}_{\text{VNjt}} + \\ & \gamma_{19}\text{Onein}_{\text{VNjt}} + \gamma_{110}\text{BOR}_{\text{VNj}} + \gamma_{111}\text{CRI}_j^{1997} + \\ & \gamma_{112}\text{CRI}_j^{2008} + \varepsilon_{1\text{VNj}} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{LnIM}_{jt} = & \beta_{20} + \beta_{21}\text{LnDIS}_{\text{VNj}} + \beta_{22}\text{LnGDP}_{\text{VNt}} + \\ & \beta_{23}\text{LnGDP}_{jt} + \beta_{24}\text{Ln}[1 - (\text{GDP}_{\text{VNt}}/(\text{GDP}_{\text{VNt}} + \text{GDP}_{jt}))^2 - (\text{GDP}_{jt}/(\text{GDP}_{\text{VNt}} + \text{GDP}_{jt}))^2] + \\ & \beta_{25}\text{LnFDI}_{jt-1} + \beta_{26}\text{LnRER}_{\text{CURj/VNDt}} + \gamma_{21}\text{AFTA} + \\ & \gamma_{22}\text{USBTA} + \gamma_{23}\text{ACFTA} + \gamma_{24}\text{AKFTA} + \gamma_{25}\text{JVEPA} + \\ & \gamma_{26}\text{AJCEP} + \gamma_{27}\text{AANZFFTA} + \gamma_{28}\text{Bothin}_{\text{VNjt}} + \\ & \gamma_{29}\text{Onein}_{\text{VNjt}} + \gamma_{210}\text{BOR}_{\text{VNj}} + \gamma_{211}\text{CRI}_j^{1997} + \\ & \gamma_{212}\text{CRI}_j^{2008} + \varepsilon_{2\text{VNj}} \end{aligned} \quad (4)$$

Trong đó:

EX_{jt} là giá trị xuất khẩu của Việt Nam sang nước j năm t (USD)

IM_{jt} là giá trị nhập khẩu của Việt Nam từ nước j năm t (USD)

FDI_{jt-1} là vốn FDI thực hiện năm $t-1$ của nước j tại Việt Nam (USD)

DIS_{VNj} là khoảng cách giữa Việt Nam và nước j (km) – được lấy từ công trình của CEPII

GDP_{VNt} là giá trị GDP thực tế của Việt Nam năm t (USD)

GDP_{jt} là giá trị GDP thực tế của nước j năm t (USD)

$RER_{CURj/VNDt}$ là tỷ giá hối đoái thực tế giữa VND và đơn vị tiền tệ của nước j năm t xác định bằng công thức sau:

$$RER_{CURj/VNDt} = e_{CURj/VNDt} * (CPI_{jt} / CPI_{VNt}) \quad (5)$$

Trong đó:

$RER_{CURj/VNDt}$ là tỷ giá hối đoái thực tế giữa VND và đơn vị tiền tệ của nước j năm t

$e_{CURj/VNDt}$ là tỷ giá hối đoái danh nghĩa giữa VND và đơn vị tiền tệ của nước j năm t

CPI_{jt} là chỉ số giá tiêu dùng của nước j năm t

CPI_{VNt} là chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam năm t .

AFTA là biến giả nhị phân có giá trị bằng 1 nếu Việt Nam và nước j là thành viên khối mậu dịch tự do ASEAN năm t và ngược lại có giá trị bằng 0.

USBTA là biến giả nhị phân có giá trị bằng 1 sau những năm Việt Nam và Mỹ ký hiệp định thương mại song phương (BTA) và ngược lại bằng 0 cho những năm trước đó.

ACFTA là biến giả nhị phân có giá trị bằng 1 nếu Việt Nam và nước j là thành viên Khu mậu dịch tự do ASEAN-Trung Quốc năm t và ngược lại bằng 0.

AKFTA là biến giả nhị phân có giá trị bằng 1 nếu Việt Nam và nước j là thành viên Hiệp định Thương mại tự do ASEAN-Hàn Quốc năm t và ngược lại bằng 0.

JVEPA là biến giả nhị phân có giá trị bằng 1 sau những năm Việt Nam và Nhật Bản ký kết

Hiệp định Đối tác Kinh tế Nhật Bản-Việt Nam và ngược lại bằng 0 cho những năm trước đó.

AJCEP là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu Việt Nam và nước j là thành viên của Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện ASEAN-Nhật Bản năm t và ngược lại bằng 0.

AANZFTA là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu Việt Nam và nước j là thành viên của Hiệp định Thương mại tự do ASEAN, Australia, New Zealand năm t và ngược lại bằng 0.

Bothin_{VNjt} là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu Việt Nam và nước j là thành viên WTO năm t và ngược lại bằng 0.

Onein_{VNjt} là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu Việt Nam hoặc nước j là thành viên WTO năm t và ngược lại bằng 0.

BOR_{VNj} là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu Việt Nam và nước j có chung đường biên giới và ngược lại bằng 0.

CRI_j^{1997} là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu nước j chịu tác động khủng hoảng năm 1997 và ngược lại bằng 0.³

CRI_j^{2008} là biến giả nhị phân có giá trị là 1 nếu nước j chịu tác động khủng hoảng năm 2008 và ngược lại bằng 0.⁴

Giá trị của hai biến khủng hoảng dựa trên công trình nghiên cứu của tác giả Laeven và Valencia (2008), và nhiều nghiên cứu khác như Bartram và Bodnar (2009), Naudé (2009), Erkens (2012), Rose và Spiegel (2012), cũng như các phương tiện thông tin đại chúng.

$[1 - (GDP_{VNt} / (GDP_{VNt} + GDP_{jt}))^2 - (GDP_{jt} / (GDP_{VNt} + GDP_{jt}))^2]$ gọi tắt là SIMSIZE là mức độ tương đồng về quy mô kinh tế giữa

³ Biến giả Crisis_j 1997 có giá trị bằng 1 trong giai đoạn khủng hoảng 1997-2000 nếu quốc gia j chịu ảnh hưởng của khủng hoảng 1997 và bằng 0 cho các năm khác. Để xác định quốc gia j chịu ảnh hưởng hay không, tác giả dựa vào công trình nghiên cứu của Laeven và Valencia (2008).

⁴ Biến giả Crisis_j 2008 có giá trị bằng 1 trong giai đoạn khủng hoảng 2007-2011 và bằng 0 cho những năm trước xảy ra khủng hoảng đối với tất cả các quốc gia được lựa chọn trong mô hình này. Bởi vì, khủng hoảng tài chính-kinh tế 2008 tác động quá rộng và tới hầu hết các quốc gia trên thế giới.

Việt Nam và đối tác j có giá trị trong khoảng $(-\infty, -0.69)$. $\ln(\text{SIMSIZE})$ có giá trị $= -\infty$ nếu có sự chênh lệch quá lớn về quy mô kinh tế (quy mô GDP thực thể) giữa Việt Nam và đối tác j . $\ln(\text{SIMSIZE})$ có giá trị $= -0.69$ nếu quy mô kinh tế của Việt Nam tương đương hoặc bằng quy mô kinh tế của đối tác j .⁵ Chỉ tiêu này kiểm tra Lý thuyết thương mại mới (New Trade Theory).

ε_{1VNj} , ε_{2VNj} là các sai số ngẫu nhiên trong đó $E(\varepsilon_{1VNj}) = 0$ và $E(\varepsilon_{2VNj}) = 0$

Tất cả các biến định lượng sẽ dùng logarit tự nhiên (\ln) trừ các biến giả nhị phân trong mô hình. Giá trị các biến định lượng được đưa về giá trị thực (giá gốc cố định năm 2005). Để tránh sự tương quan giữa biến GDP và biến FDI trong phương trình (3) và (4), và giữa GDP với EX, IM (trong phương trình (6) và (7) bên dưới) tác giả dùng vốn FDI thực hiện, EX, IM thực của năm trước đó (lùi một năm).

Về số liệu: Tác giả dùng số liệu bảng hỗn hợp (panel data) bao gồm 18 đối tác thương mại ổn định và quan trọng nhất của Việt Nam bao gồm: Australia, Bỉ, Canada, Trung Quốc, Pháp, Đức, Hong Kong, Nhật bản, Malaysia, Hà Lan, Phi-líp-pin, Nga, Singapore, Hàn Quốc, Đài Loan, Thái Lan, Anh, và Mỹ. 18 đối tác trên chiếm khoảng 80% tổng giá trị xuất, nhập khẩu của Việt Nam giai đoạn 1995-2011. Số liệu được thu thập từ nhiều nguồn tin cậy trong và ngoài nước như: Tổng Cục Thống kê (GSO), Bộ Công Thương (MOIT), Bộ Kế hoạch và Đầu tư (MPI), Ngân hàng Thế giới (WB), Ngân hàng Phát triển châu Á (ADB), Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF), Cơ quan Thống kê Liên hợp quốc (UNSD), và Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO). Bảng 1 trình bày nguồn để tổng hợp số liệu sử dụng trong mô hình.

4. KẾT QUẢ THỰC NGHIỆM VÀ PHÂN TÍCH

Bảng 2, 3, 4, 5 trình bày kết quả ước lượng cho phương trình (3) và (4) dùng phương pháp ước lượng Hausman-Taylor và phần mềm Stata

⁵ Xem Mauro, F.D. (2000). The Impact of Economic Integration on FDI and Exports: A Gravity Approach. Working Document No. 156.

11. Trong khuôn khổ phân tích của bài báo, tác giả đặt trọng tâm vào hai hệ số γ_{112} và γ_{212} . Vì hai hệ số này lượng hóa tác động của khủng hoảng tài chính - kinh tế 2008 đến xuất và nhập khẩu của Việt Nam.

Kết quả bảng 2 cho thấy hệ số γ_{112} không có ý nghĩa thống kê. Tức là không có căn cứ kết luận khủng hoảng tài chính-kinh tế năm 2008 tác động làm giảm xuất khẩu của Việt Nam. Trong khi đó hệ số γ_{212} âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này có nghĩa khủng hoảng tài chính-kinh tế năm 2008 đã tác động làm giảm nhập khẩu của Việt Nam khoảng 69.74% [= EXP (0.5291183) - 1]. Kết quả này đúng như dự đoán của tác giả và trái ngược hoàn toàn với kết luận của tác giả Pham, T.H.H. (2011) và trái với dự đoán của nhiều người là khủng hoảng làm giảm xuất khẩu của Việt Nam. Vậy tại sao khủng hoảng tài chính-kinh tế 2008 lại không tác động làm giảm xuất khẩu của Việt Nam như mô hình thực nghiệm đã chỉ ra? Câu trả lời chính là ở cơ cấu mặt hàng xuất, nhập khẩu của Việt Nam. Như đã chỉ ra ở nhiều nghiên cứu khác⁶, Việt Nam chủ yếu xuất khẩu tài nguyên như dầu thô, than, quặng, hàng thâm dụng lao động như da giày, dệt may, hàng điện tử lắp ráp, cáp điện của khối FDI, cao su, nông, thủy, hải sản như cà phê, hồ tiêu, điều, gạo, hoa quả, cá tra, ba sa, tôm, v.v...chiếm trên dưới 70% tổng kim ngạch xuất khẩu. Đây là những mặt hàng mà cầu thị trường của nước nhập khẩu có độ nhạy cảm/co giãn thấp. Tác giả xin lưu ý rằng độ co giãn của cầu hàng hóa tại nước nhập khẩu là yếu tố quan trọng để một cuộc khủng hoảng kinh tế có thể ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu của các đối tác. Trong khi đó, Việt Nam nhập chủ yếu hàng công nghiệp như máy móc, thiết bị, công nghệ, nguyên liệu đầu vào cho sản xuất, lắp ráp trong nước, xăng dầu, hàng xa xỉ tiêu dùng nội địa như ô tô, xe máy, điện thoại di động, máy tính, mỹ phẩm cao cấp, rượu mạnh,

⁶ Xem Hoàng Chí Cương (2012). Vietnam's Foreign Trade after WTO Accession: Trends and Issues. International Association for Asia Pacific Studies 3rd Annual Conference Theme: "Change in the Asia Pacific World: Challenges and Opportunities", the Chinese University of Hong Kong, November 23rd-24th, 2012.

v.v. chiếm trên 70% tổng kim ngạch nhập khẩu. Đây là những mặt hàng mà cầu thị trường nội địa của Việt Nam có độ co giãn/nhạy cảm cao. Hệ quả là khi khủng hoảng xảy ra, thất nghiệp gia tăng, thu nhập giảm sút có tác động tiêu cực và rõ nét làm giảm cầu thị trường dẫn tới nhập khẩu giảm mạnh.

Tuy tác giả không tìm thấy bằng chứng cho thấy khủng hoảng làm giảm xuất khẩu của Việt Nam nhưng do khủng hoảng làm giảm nhập khẩu khiến cho xuất khẩu của Việt Nam cũng có thể bị giảm sút, bởi nhập khẩu có quan hệ chặt chẽ với xuất khẩu ở Việt Nam. Tức khi xuất khẩu tăng sẽ gia tăng nhu cầu nhập khẩu. Ngược lại, khi nhập khẩu giảm sẽ tác động làm giảm xuất khẩu. Để kiểm tra xem xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam có thực sự có quan hệ với nhau như giả thuyết hay không, tác giả thay biến LnFDI_{jt-1} ở phương trình (3) (phương trình xuất khẩu- LnEX_{jt}) bằng biến LnIM_{jt-1} và thay biến LnFDI_{jt-1} ở phương trình (4) (phương trình nhập khẩu- LnIM_{jt}) bằng biến LnEX_{jt-1} . Trong đó

IM_{jt-1} và EX_{jt-1} là giá trị nhập khẩu và xuất khẩu thực tế của Việt Nam với đối tác J năm t-1. Điều này là vì biến LnFDI_{jt-1} , biến LnEX_{jt-1} , và LnIM_{jt-1} có tương quan với nhau. Tác giả dùng giá trị biến xuất khẩu (LnEX_{jt-1}) và nhập khẩu (LnIM_{jt-1}) lùi một năm để tránh sự tương quan của chúng với biến LnGDP trong cả 2 phương trình lực hấp dẫn (6) và (7). Lưu ý là do xuất khẩu có thể có quan hệ với nhập khẩu và ngược lại nên theo Hausman-Taylor định nghĩa thì biến LnEX_{jt-1} và LnIM_{jt-1} là biến có giá trị biến thiên theo thời gian và có tương quan với u_t nằm trong nhóm biến x'_{2it} . Phương trình kiểm tra mối quan hệ giữa xuất và nhập khẩu của VN có dạng sau:

$$\begin{aligned} \text{LnEX}_{jt} = & \beta_{10} + \beta_{11}\text{LnDIS}_{\text{VNj}} + \beta_{12}\text{LnGDP}_{\text{VNt}} + \beta_{13}\text{LnGDP}_{jt} + \beta_{14}\text{Ln}[1 - (\text{GDP}_{\text{VNt}}/(\text{GDP}_{\text{VNt}} + \text{GDP}_{jt}))^2 - (\text{GDP}_{jt}/(\text{GDP}_{\text{VNt}} + \text{GDP}_{jt}))^2] + \beta_{15}\text{LnIM}_{jt-1} \\ & + \beta_{16}\text{LnRER}_{\text{CURj/VNDt}} + \gamma_{11}\text{AFTA} + \gamma_{12}\text{USBTA} + \gamma_{13}\text{ACFTA} + \gamma_{14}\text{AKFTA} + \gamma_{15}\text{JVEPA} + \gamma_{16}\text{AJCEP} \\ & + \gamma_{17}\text{AANZFTA} + \gamma_{18}\text{Bothin}_{\text{VNjt}} + \gamma_{19}\text{Onein}_{\text{VNjt}} + \gamma_{110}\text{BOR}_{\text{VNj}} + \gamma_{111}\text{CRI}_j^{1997} + \gamma_{112}\text{CRI}_j^{2008} + \varepsilon_{1\text{VNj}} \quad (6) \end{aligned}$$

Bảng 1. Mô tả chi tiết nguồn để tổng hợp số liệu sử dụng trong mô hình

Biến (Variables)	Nguồn số liệu (Data resources)
EX_{jt}	Bộ Công Thương, GSO, ADB
IM_{jt}	Bộ Công Thương, GSO, ADB
DIS_{VNj}	CEPII- Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (Institute for Research on the International Economy)
GDP_{VNt}	Cơ quan thống kê của Liên Hợp quốc (UNSD)
GDP_{jt}	Cơ quan thống kê của Liên Hợp quốc (UNSD)
SIMSIZE	Cơ quan thống kê của Liên Hợp quốc (UNSD) (tác giả tính)
FDI_{jt-1}	Bộ Kế hoạch và Đầu tư
$\text{RER}_{\text{CURj/VNDt}}$	Cơ quan thống kê của Liên Hợp quốc (UNSD), WB, ADB
AFTA	WTO website, website của Trung tâm WTO của Việt Nam
USBTA	WTO website, website của Trung tâm WTO của Việt Nam
ACFTA	WTO website, website của Trung tâm WTO của Việt Nam
AKFTA	WTO website, website của Trung tâm WTO của Việt Nam
JVEPA	WTO website, website của Trung tâm WTO của Việt Nam, Jp. Customs
AJCEP	WTO website, Japan Customs website
AANZFTA	WTO website, website của Trung tâm WTO của Việt Nam
$\text{Bothin}_{\text{VNjt}}$	WTO website
$\text{Onein}_{\text{VNjt}}$	WTO website
CRI_j^{1997}	Laeven và Valencia (2008), v.v...
CRI_j^{2008}	Laeven và Valencia (2008), v.v...

Bảng 2. Kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (3) và (4) dùng phương pháp Hausman-Taylor

Biến độc lập	Biến phụ thuộc			
	Xuất khẩu: LnEX _{it}		Nhập khẩu: LnIM _{it}	
	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value
Biến thay đổi theo thời gian và không tương quan với u _i (x' _{1it})				
LnSIMSIZE	0,8804044	0,264	0,0262207	0,966
LnRER _{CURj/VNDt}	0,1216776	0,161	0,107911	0,310
AFTA	-0,0095597	0,961	-0,1065754	0,464
USBTA	1,484069*	0,000	0,443663*	0,006
ACFTA	0,0177901	0,916	0,505259*	0,000
AKFTA	0,1212103	0,460	-0,0615998	0,610
JVEPA	0,0113184	0,973	0,3327234	0,169
AJCEP	-0,1112417	0,617	-0,2504961	0,125
AANZFTA	-0,1106358	0,523	0,1694698	0,184
Bothin _{VNjt}	-0,5611364	0,147	1,050332*	0,000
Onein _{VNjt}	-0,367057**	0,030	0,238680***	0,063
CR _j ¹⁹⁹⁷	0,2548479*	0,003	0,1248973**	0,045
CR _j ²⁰⁰⁸	0,2260865	0,396	-0,5291183*	0,008
Biến thay đổi theo thời gian và có tương quan với u _i (x' _{2it})				
LnGDP _{VNt}	1,413609**	0,044	1,594335*	0,003
LnGDP _{jt}	1,477021**	0,036	0,7466403	0,175
LnFDI _{jt-1}	0,0478521**	0,035	0,0597642*	0,000
Biến cố định theo thời gian và không tương quan với u _i (z' _{1i})				
LnDIS _{VNj}	-1,0508*	0,000	-1,516664*	0,000
BOR _{VNj}	-0,4864587	0,540	-0,2992541	0,799
Hằng số	-45,3213*	0,000	-28,72581*	0,000

Ghi chú: * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

$$\begin{aligned} \text{LnIM}_{jt} = & \beta_{20} + \beta_{21}\text{LnDIS}_{VNj} + \beta_{22}\text{LnGDP}_{VNt} + \\ & \beta_{23}\text{LnGDP}_{jt} + \beta_{24}\text{Ln}[1 - (\text{GDP}_{VNt}/(\text{GDP}_{VNt} + \text{GDP}_{jt}))^2 - \\ & (\text{GDP}_{jt}/(\text{GDP}_{VNt} + \text{GDP}_{jt}))^2] + \beta_{25}\text{LnEX}_{jt-1} + \\ & \beta_{26}\text{LnRER}_{CURj/VNDt} + \gamma_{21}\text{AFTA} + \gamma_{22}\text{USBTA} + \\ & \gamma_{23}\text{ACFTA} + \gamma_{24}\text{AKFTA} + \gamma_{25}\text{JVEPA} + \gamma_{26}\text{AJCEP} + \\ & \gamma_{27}\text{AANZFTA} + \gamma_{28}\text{Bothin}_{VNjt} + \gamma_{29}\text{Onein}_{VNjt} + \\ & \gamma_{210}\text{BOR}_{VNj} + \gamma_{211}\text{CR}_j^{1997} + \gamma_{212}\text{CR}_j^{2008} + \varepsilon_{2VNj} \quad (7) \end{aligned}$$

Kết quả bảng 6 cho thấy hệ số của biến LnIM_{jt-1} trong phương trình xuất khẩu (LnEX_{jt}) dương (= 0,6104618) và có ý nghĩa thống kê ở mức độ 1%. Kết quả này có nghĩa khi nhập khẩu tăng 1% sẽ làm cho xuất khẩu của Việt Nam tăng 0,61%. Cũng từ Bảng 6 cho thấy hệ số của biến LnEX_{jt-1} trong phương trình nhập khẩu

(LnIM_{jt}) dương (= 0,2374983) và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, điều này có nghĩa rằng khi xuất khẩu tăng 1% làm cho nhập khẩu của Việt Nam tăng 0,24%. Kết quả này đã củng cố cho giả thuyết nêu ra ở phần trên rằng xuất và nhập khẩu của Việt Nam có quan hệ chặt chẽ với nhau, trong đó xuất khẩu của Việt Nam phụ thuộc nhiều hơn vào nhập khẩu (vì hệ số của biến LnIM_{jt-1} trong phương trình xuất khẩu (LnEX_{jt}) lớn hơn hệ số của biến LnEX_{jt-1} trong phương trình nhập khẩu (LnIM_{jt})). Điều này có nghĩa rằng Việt Nam phải tìm nguồn nguyên liệu cho sản xuất hàng xuất khẩu nhiều hơn từ thị trường thế giới do trong nước không đáp ứng được nhu cầu nguyên liệu.

Để kiểm tra mức độ hợp lý và tính chính xác của phương trình (6) và (7) tác giả dùng 2 phương pháp ước lượng đơn giản hơn là FE và RE với kỹ thuật Robust Check. Bảng 7 mô tả kết quả ước lượng cho phương trình (6) và (7), dùng FE và RE. Kết quả cho thấy, cả hai biến LnEX_{jt-1} và LnIM_{jt-1} đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức độ 1% trong phương trình nhập khẩu (LnIM_{jt}) và xuất khẩu (LnEX_{jt}) với R^2 rất cao (87% và 90%). Kết quả này tương đồng với kết quả ước lượng dùng phương pháp Hausman-Taylor ở bảng 6 bên trên. Do đó mô hình và kết quả của bảng 6 là tương đối chính xác và đáng tin cậy.

Để khẳng định giả thuyết rằng khi dùng một biến FTA để đánh giá tác động của tất cả các FTAs có thể làm tăng hoặc giảm sự ảnh hưởng của biến CRI_j^{2008} (và có thể cả các biến độc lập khác) tới xuất, nhập khẩu của Việt Nam, tác giả đã thay các biến FTA riêng rẽ bằng một biến FTA.

Kết quả ước lượng ở bảng 8 cho thấy khi sử dụng một biến nhị phân FTA để đánh giá tác động của các FTAs mà Việt Nam đã ký kết đã

làm tăng tác động của biến CRI_j^{2008} lên nhập khẩu của Việt Nam (so sánh 2 hệ số ước lượng của biến CRI_j^{2008} trong phương trình Nhập khẩu ở Bảng 2 và Bảng 8 sẽ thấy rõ điều này). Kết quả này củng cố cho giả định được đề cập ở đầu bài báo.

Do kết quả thực nghiệm của phương trình (3) và (4) trái ngược với nhận định và kết luận trong nhiều nghiên cứu khác nên tác giả kiểm tra lại tính tin cậy của phương trình lực hấp dẫn (3) và (4) bằng cách dùng phương pháp ước lượng Random-effects (RE) và Fixed-effects (FE). Bảng 9 và Bảng 10 tóm tắt kết quả ước lượng hệ số của phương trình (3) và (4) dùng phương pháp RE và FE. Kết quả cho thấy biến CRI_j^{2008} không có ý nghĩa thống kê trong phương trình xuất khẩu và có ý nghĩa thống kê trong phương trình nhập khẩu. Hay nói cách khác mức độ có ý nghĩa thống kê của biến CRI_j^{2008} là tương đối ổn định trong cả 3 phương pháp ước lượng. Do vậy có thể khẳng định chắc chắn rằng kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (3) và (4) dùng phương pháp Hausman-Taylor là đáng tin cậy.

Bảng 3. Tóm tắt các chỉ tiêu thống kê

Biến (Variables)	Số quan sát (Observations)	Trung bình mẫu (Mean)	Độ lệch tiêu chuẩn (Standard Deviation)	Min	Max
LnEX_{jt}	306	20,4561	1,1627	16,7017	23,5033
LnIM_{jt}	306	20,3741	1,4608	16,8974	23,8168
$\text{LnDIS}_{\text{VNj}}$	306	8,3099	0,9309	6,7140	9,5226
$\text{LnGDP}_{\text{VNt}}$	306	24,5363	0,3192	23,9940	25,0309
LnGDP_{jt}	306	27,2633	1,3520	24,9592	30,2141
LnSIMSIZE	306	-2,2742	1,1348	-5,1491	-0,7707
LnFDI_{jt-1}	306	17,9462	1,8680	10,6048	21,7692
$\text{LnRER}_{\text{CURj/VNDt}}$	306	7,8679	2,0986	2,2857	10,3280
AFTA	306	0,1437	0,3514	0	1
USBTA	306	0,0392	0,1944	0	1
ACFTA	306	0,1633	0,3703	0	1
AKFTA	306	0,0816	0,2743	0	1
JVEPA	306	0,0130	0,1137	0	1
AJCEP	306	0,0653	0,2475	0	1
AANZFTA	306	0,0490	0,2162	0	1
$\text{Bothin}_{\text{VNjt}}$	306	0,2777	0,4486	0	1
$\text{Onein}_{\text{VNjt}}$	306	0,6405	0,4806	0	1
BOR_{VNj}	306	0,0555	0,2294	0	1
CRI_j^{1997}	306	0,1437	0,3514	0	1
CRI_j^{2008}	306	0,2941	0,4563	0	1

Bảng 4. Ma trận tương quan (Hàm xuất khẩu: $LnEX_{jt}$)

Correlations	LNEXPORT	LNDISVNJ	LNGDPVNT	LNGDPJT	LNSIMSIZE	LAGLNFDI	LNRRER	AFTA	USBTA	ACFTA	AKFTA	JVEPA	AANZFTA	AJCEP	BOTHIN	ONEIN	BORDER	CRISIS97	CRISIS08	
LNEXPORT	1,0000																			
LNDISVNJ	-0,0577	1,0000																		
LNGDPVNT	0,6841	-0,0000	1,0000																	
LNGDPJT	0,3771	0,7099	0,1281	1,0000																
LNSIMSIZE	-0,2415	-0,6802	0,1061	-0,9676	1,0000															
LAGLNFDI	0,2890	-0,3085	-0,0147	0,0776	-0,0904	1,0000														
LNRRER	-0,0606	0,5159	-0,0028	0,1978	-0,2000	-0,2979	1,0000													
AFTA	0,1183	-0,5286	0,2534	-0,4825	0,4911	-0,0389	-0,1107	1,0000												
USBTA	0,3498	0,2636	0,1036	0,4313	-0,4434	0,1288	0,1667	-0,0828	1,0000											
ACFTA	0,2482	-0,5083	0,3199	-0,3182	0,3498	0,0041	-0,1082	0,8265	-0,0893	1,0000										
AKFTA	0,2338	-0,3230	0,3583	-0,2352	0,2946	0,0909	-0,2205	0,5578	-0,0603	0,5136	1,0000									
JVEPA	0,2384	-0,0069	0,1443	0,1678	-0,1377	0,1274	-0,1682	-0,0472	-0,0233	-0,0509	-0,0343	1,0000								
AANZFTA	0,1957	-0,2099	0,2900	-0,1722	0,2233	0,0000	-0,0194	0,4246	-0,0459	0,3909	0,5954	-0,0261	1,0000							
AJCEP	0,2741	-0,2760	0,3315	-0,1403	0,1895	0,1068	-0,1379	0,4946	-0,0534	0,4553	0,6935	0,4352	0,6748	1,0000						
BOTHIN	0,5516	-0,0190	0,7449	0,1021	0,0699	0,0309	0,0130	0,1617	0,0626	0,2193	0,4810	0,1856	0,3661	0,4264	1,0000					
ONEIN	-0,3999	0,0393	-0,5588	-0,0718	-0,0709	0,0023	0,1009	-0,0812	-0,0241	-0,1294	-0,3982	-0,1536	-0,3031	-0,3530	-0,8278	1,0000				
BORDER	0,1973	-0,1434	-0,0000	0,1884	-0,1829	-0,0159	-0,0356	-0,0994	-0,0490	0,2787	-0,0723	-0,0279	-0,0551	-0,0641	0,0088	-0,1454	1,0000			
CRISIS97	-0,1012	-0,2386	-0,3767	-0,1481	0,0482	0,1147	-0,1689	-0,1679	-0,0348	-0,1811	-0,1222	-0,0472	-0,0930	-0,1084	-0,2541	0,1517	0,0632	1,0000		
CRISIS08	0,5395	0,0000	0,7753	0,1075	0,0754	0,0198	-0,0122	0,1443	0,0543	0,1997	0,4621	0,1783	0,3517	0,4097	0,9608	-0,7869	0,0000	-0,2645	1,0000	

Bảng 5. Ma trận tương quan (Hàm nhập khẩu: $LnIM_{jt}$)

Correlations	LNIMPORT	LNDISVNJ	LNGDPVNT	LNGDPJT	LNSIMSIZE	LAGLNFDI	LNRRER	AFTA	USBTA	ACFTA	AKFTA	JVEPA	AANZFTA	AJCEP	BOTHIN	ONEIN	BORDER	CRISIS97	CRISIS08	
LNIMPORT	1,0000																			
LNDISVNJ	-0,4628	1,0000																		
LNGDPVNT	0,5278	-0,0000	1,0000																	
LNGDPJT	0,0945	0,7099	0,1281	1,0000																
LNSIMSIZE	0,0170	-0,6802	0,1061	-0,9676	1,0000															
LAGLNFDI	0,5487	-0,3085	-0,0147	0,0776	-0,0904	1,0000														
LNRRER	-0,4252	0,5159	-0,0028	0,1978	-0,2000	-0,2979	1,0000													
AFTA	0,2186	-0,5286	0,2534	-0,4825	0,4911	-0,0389	-0,1107	1,0000												
USBTA	0,0838	0,2636	0,1036	0,4313	-0,4434	0,1288	0,1667	-0,0828	1,0000											
ACFTA	0,3674	-0,5083	0,3199	-0,3182	0,3498	0,0041	-0,1082	0,8265	-0,0893	1,0000										
AKFTA	0,3187	-0,3230	0,3583	-0,2352	0,2946	0,0909	-0,2205	0,5578	-0,0603	0,5136	1,0000									
JVEPA	0,1970	-0,0069	0,1443	0,1678	-0,1377	0,1274	-0,1682	-0,0472	-0,0233	-0,0509	-0,0343	1,0000								
AANZFTA	0,2014	-0,2099	0,2900	-0,1722	0,2233	0,0000	-0,0194	0,4246	-0,0459	0,3909	0,5954	-0,0261	1,0000							
AJCEP	0,2895	-0,2760	0,3315	-0,1403	0,1895	0,1068	-0,1379	0,4946	-0,0534	0,4553	0,6935	0,4352	0,6748	1,0000						
BOTHIN	0,4385	-0,0190	0,7449	0,1021	0,0699	0,0309	0,0130	0,1617	0,0626	0,2193	0,4810	0,1856	0,3661	0,4264	1,0000					
ONEIN	-0,3876	0,0393	-0,5588	-0,0718	-0,0709	0,0023	0,1009	-0,0812	-0,0241	-0,1294	-0,3982	-0,1536	-0,3031	-0,3530	-0,8278	1,0000				
BORDER	0,2415	-0,1434	-0,0000	0,1884	-0,1829	-0,0159	-0,0356	-0,0994	-0,0490	0,2787	-0,0723	-0,0279	-0,0551	-0,0641	0,0088	-0,1454	1,0000			
CRISIS97	-0,0313	-0,2386	-0,3767	-0,1481	0,0482	0,1147	-0,1689	-0,1679	-0,0348	-0,1811	-0,1222	-0,0472	-0,0930	-0,1084	-0,2541	0,1517	0,0632	1,0000		
RISIS08	0,4362	0,0000	0,7753	0,1075	0,0754	0,0198	-0,0122	0,1443	0,0543	0,1997	0,4621	0,1783	0,3517	0,4097	0,9608	-0,7869	0,0000	-0,2645	1,0000	

Bảng 6. Kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (6) và (7) dùng phương pháp Hausman-Taylor

Biến độc lập	Biến phụ thuộc			
	Xuất khẩu: LnEX _{jt}		Nhập khẩu: LnIM _{jt}	
	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value
Biến thay đổi theo thời gian và không tương quan với u _i (X' _{1t})				
LnSIMSIZE	1,060236	0,138	0,0635628	0,913
LnRER _{CURj/VNDt}	0,1053366	0,303	0,0231246	0,806
AFTA	-0,0522331	0,757	-0,233149***	0,085
USBTA	1,117521*	0,000	0,1084406	0,498
ACFTA	-0,1770849	0,235	0,5682999*	0,000
AKFTA	0,1931903	0,175	-0,053527	0,638
JVEPA	-0,1291083	0,649	0,2805248	0,217
AJCEP	-0,0592486	0,755	-0,1494356	0,326
AANZFTA	-0,2229318	0,136	0,0981714	0,412
Bothin _{VNjt}	-1,478383*	0,000	1,115194*	0,000
Onein _{VNjt}	-0,6220091*	0,000	0,338994*	0,005
CRI _j ¹⁹⁹⁷	0,0586629	0,434	0,0245598	0,679
CRI _j ²⁰⁰⁸	0,7554555*	0,002	-0,4905195*	0,009
Biến thay đổi theo thời gian và có tương quan với u _i (X' _{2it})				
LnGDP _{VNt}	0,1032322	0,872	0,931183***	0,069
LnGDP _{jt}	1,192916***	0,061	0,6529596	0,206
LnEX _{jt-1}	-	-	0,2374983*	0,000
LnIM _{jt-1}	0,6104618*	0,000	-	-
Biến cố định theo thời gian và không tương quan với u _i (z' _{1t})				
LnDIS _{VNj}	-0,2144733	0,540	-1,304627*	0,000
BOR _{VNj}	-0,3664897	0,721	-0,3286592	0,747
Hằng số	-22,97818*	0,000	-14,70894*	0,000

Ghi chú: * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Một lưu ý nhỏ là kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (3) và (4) dùng phương pháp RE và FE cho thấy kết quả không hoàn toàn robust do hệ số của một số biến có dấu khác nhau. Chẳng hạn biến CRI_j²⁰⁰⁸ có hệ số ước lượng âm ở phương pháp RE và dương ở phương pháp FE trong phương trình xuất khẩu (LnEX_{jt}). Trong trường hợp đó kết quả với FE thường được sử dụng vì FE sẽ phù hợp hơn (consistent) chứ không phải là RE. Để chắc chắn cho việc chọn FE hay RE khi chỉ dùng 2 phương pháp ước lượng này nên dựa trên kết quả Hausman Test. Theo đó, giả thiết Ho là có sự

khác biệt giữa FE và RE; H1 là không có sự khác biệt giữa FE và RE. Nếu kết quả Hausman Test cho giá trị xác suất (P. value) < 0,05 thì chấp nhận Ho tức có sự khác biệt lúc đó nên chọn FE và ngược lại P. value > 0,05 bác bỏ Ho chấp nhận H1 tức không có sự khác biệt thì lúc đó nên chọn RE. Tuy nhiên, như đã phân tích ở phần trên của bài báo, do FE và RE có những nhược điểm nhất định và phương pháp Hausman-Taylor có thể kết hợp được ưu điểm của cả 2 phương pháp FE và RE nên tác giả vẫn tôn trọng và sử dụng kết quả của phương pháp Hausman-Taylor.

Bảng 7. Kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (6) và (7) phương pháp FE và RE

Biến độc lập	Biến phụ thuộc							
	Fixed-effects (FE)				Random-effects (RE)			
	Xuất khẩu: LnEX _{jt}		Nhập khẩu: LnIM _{jt}		Xuất khẩu: LnEX _{jt}		Nhập khẩu: LnIM _{jt}	
	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value
LnDIS _{VNj}	omitted	-	omitted	-	-0,13422	0,620	-1,2697*	0,000
LnGDP _{VNt}	-0,2460	0,842	1,2098***	0,084	1,24691	0,321	0,72856	0,284
LnGDP _{jt}	1,61560	0,167	0,28987	0,701	0,166494	0,885	0,87286	0,284
LnSIMSIZE	1,41066	0,294	-0,27737	0,770	-0,03865	0,975	0,3038	0,741
LnRER _{CURj/VNDt}	-0,11441	0,638	0,23240	0,324	0,12192	0,160	-0,0310	0,766
Bothin _{VNjt}	-1,7692*	0,002	1,30096*	0,000	-0,87228	0,191	1,0436*	0,000
Onein _{VNjt}	-0,7220*	0,009	0,3929*	0,008	-0,37013	0,275	0,3154**	0,017
CRI _j ¹⁹⁹⁷	0,03605	0,751	0,03545	0,581	0,12261	0,294	0,01893	0,760
CRI _j ²⁰⁰⁸	0,89674*	0,002	-0,58286*	0,001	0,44278	0,173	-0,4542*	0,000
BOR _{VNj}	omitted	-	omitted	-	0,04694	0,904	-0,3665	0,291
USFTA	1,09281*	0,000	0,12097	0,331	1,2106*	0,000	0,0902	0,405
JVEPA	-0,16545	0,324	0,3061***	0,055	0,03136	0,869	0,263***	0,078
ACFTA	-0,19146	0,170	0,56363*	0,000	-0,1874	0,245	0,5777*	0,000
AKFTA	0,19599***	0,102	-0,06151	0,498	0,19037	0,156	-0,0484	0,588
AANZFTA	-0,2338***	0,082	0,09523	0,406	-0,14395	0,234	0,0955	0,397
AFTA	-0,081945	0,606	-0,2078***	0,063	-0,01150	0,954	-0,242**	0,020
AJCEP	-0,06656	0,584	-0,1380***	0,082	-0,08763	0,518	-0,15***	0,057
LnEX _{jt-1}	-	-	0,23795*	0,001	-	-	0,2393*	0,000
LnIM _{jt-1}	0,63311*	0,000	-	-	0,51308*	0,000	-	-
Hằng số	-25,550**	0,033	-25,0019*	0,006	-24,667*	0,000	-15,06**	0,031
R ²	0,8723		0,9060		0,8662		0,9047	

Ghi chú: * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Bảng 8. Kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn dùng 1 biến nhị phân FTA

Biến độc lập	Biến phụ thuộc			
	Xuất khẩu: LnEX _{jt}		Nhập khẩu: LnIM _{jt}	
	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value
Biến thay đổi theo thời gian và không tương quan với u _i (X' _{1it})				
LnSIMSIZE	1,768338**	0,017	-0,0695388	0,900
LnRER _{CURj/VNDt}	0,1448807**	0,043	0,1320844	0,211
FTA	0,2879122*	0,004	0,288984*	0,000
Bothin _{VNjt}	-0,609797***	0,108	1,201265*	0,000
Onein _{VNjt}	-0,3826563**	0,017	0,3283192*	0,005
CRI _j ¹⁹⁹⁷	0,2978655*	0,001	0,136151**	0,026
CRI _j ²⁰⁰⁸	0,2087771	0,442	-0,663056*	0,001
Biến thay đổi theo thời gian và có tương quan với u _i (X' _{2it})				
LnGDP _{VNt}	0,6874023	0,299	1,696462*	0,000
LnGDP _{jt}	2,19322*	0,001	0,7341564	0,147
LnFDI _{jt-1}	0,0538787**	0,023	0,056498*	0,001
Biến cố định theo thời gian và không tương quan với u _i (z' _{1it})				
LnDIS _{VNj}	-0,9458115*	0,000	-1,604457*	0,000
BOR _{VNj}	-0,568039	0,372	-0,2597102	0,825
Hằng số	-46,16193*	0,000	-30,57263*	0,000

Ghi chú: * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Bảng 9. Kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (3) và (4) dùng phương pháp RE

Biến độc lập	Biến phụ thuộc			
	Xuất khẩu: LnEX _{jt}		Nhập khẩu: LnIM _{jt}	
	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value
LnSIMSIZE	0,3065362	0,629	0,2739953	0,653
LnRER _{CURj/VNDt}	0,07652***	0,059	0,0262989	0,750
AFTA	0,0330018	0,872	-0,120484	0,412
USBTA	1,367132*	0,000	0,425834*	0,009
ACFTA	-0,0134725	0,939	0,5176508*	0,000
AKFTA	0,1547133	0,383	-0,0547998	0,655
JVEPA	0,2157237	0,543	0,3141162	0,201
AJCEP	-0,1716887	0,477	-0,2547023	0,124
AANZFTA	-0,014949	0,936	0,1706297	0,187
Bothin _{VNjt}	-0,0775377	0,832	0,9686519*	0,001
Onein _{VNjt}	-0,1416297	0,377	0,215800***	0,093
CRI _j ¹⁹⁹⁷	0,2905949*	0,001	0,1188656***	0,059
CRI _j ²⁰⁰⁸	-0,0314979	0,905	-0,486122**	0,016
LnGDP _{VNt}	1,976322*	0,001	1,396892*	0,009
LnGDP _{jt}	0,7761901	0,176	0,965395***	0,075
LnFDI _{jt-1}	0,049590**	0,032	0,0594455*	0,000
LnDIS _{VNj}	-0,7169113*	0,000	-1,442305*	0,000
BOR _{VNj}	0,0313509	0,931	-0,3146662	0,694
Hằng số	-44,0163*	0,000	-29,22487*	0,000
R ²	0,8242		0,8921	

Ghi chú: * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

Bảng 10. Kết quả ước lượng cho phương trình lực hấp dẫn (3) và (4) dùng phương pháp FE

Biến độc lập	Biến phụ thuộc			
	Xuất khẩu: LnEX _{jt}		Nhập khẩu: LnIM _{jt}	
	Coeff.	P. Value	Coeff.	P. Value
LnSIMSIZE	0,6997772	0,429	-0,3557573	0,584
LnRER _{CURj/VNDt}	0,0658523	0,766	0,3670156**	0,025
AFTA	-0,0124535	0,951	-0,0688529	0,642
USBTA	1,529118*	0,000	0,4560074*	0,006
ACFTA	-0,048993	0,783	0,4948413*	0,000
AKFTA	0,0937205	0,573	-0,0720864	0,555
JVEPA	0,0138235	0,967	0,3664857	0,135
AJCEP	-0,1015297	0,651	-0,2434965	0,140
AANZFTA	-0,147083	0,403	0,1664261	0,198
Bothin _{VNjt}	-0,761442***	0,075	1,255516*	0,000
Onein _{VNjt}	-0,4750176*	0,009	0,2906377**	0,029
CRI _j ¹⁹⁹⁷	0,2453344*	0,005	0,1390943**	0,028
CRI _j ²⁰⁰⁸	0,2975427	0,295	-0,6353714*	0,002
LnGDP _{VNt}	1,47117***	0,057	1,905755*	0,001
LnGDP _{jt}	1,62621**	0,040	0,3472149	0,549
LnFDI _{jt-1}	0,0466871**	0,048	0,0649921*	0,000
LnDIS _{VNj}	omitted	-	omitted	-
BOR _{VNj}	omitted	-	omitted	-
Hằng số	-59,39269*	0,000	-41,16356*	0,000
R ²	0,8296		0,8940	

Ghi chú: * có ý nghĩa thống kê ở mức 1%; ** có ý nghĩa thống kê ở mức 5%; *** có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

5. KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ

Nghiên cứu này đã dùng mô hình kinh tế phù hợp, dữ liệu bảng hỗn hợp cập nhật và phương pháp ước lượng cao cấp hơn để đánh giá tác động của cuộc khủng hoảng tài chính-kinh tế 2008 tới xuất, nhập khẩu của Việt Nam. Kết quả cho thấy khủng hoảng làm giảm tương đối nhập khẩu, và không có căn cứ để kết luận khủng hoảng trực tiếp làm giảm xuất khẩu như đã chỉ ra ở một số nghiên cứu trước đây. Kết luận này phù hợp với cơ cấu xuất-nhập khẩu của Việt Nam: xuất hàng nông, lâm sản, khai khoáng và thâm dụng lao động với cầu thị trường tại nước nhập khẩu có độ co giãn thấp và nhập hàng công nghiệp, tiêu dùng xa xỉ, nguyên, nhiên liệu với cầu thị trường nội địa tại Việt Nam có độ giãn cao; kết quả là khi khủng hoảng kinh tế xảy ra nhóm hàng xuất khẩu ít chịu tác động tiêu cực hơn nhóm hàng nhập khẩu. Tuy nhiên, do khủng hoảng làm giảm nhập khẩu nên có tác động gián tiếp làm giảm xuất khẩu bởi nhập khẩu và xuất khẩu ở Việt Nam có quan hệ chặt chẽ với nhau. Điều này đã được kiểm chứng thông qua kết quả ước lượng mô hình lực hấp dẫn ở Bảng 6 và 7. Đây là một trong những kết quả thực nghiệm quan trọng được tìm ra trong nghiên cứu này mà các nghiên cứu trước có thể chưa chỉ ra được.

Tựu chung lại, kết quả nghiên cứu đã có đóng góp cả về lý luận lẫn thực nghiệm ở khía cạnh sử dụng mô hình lực hấp dẫn và các phương pháp ước lượng khác nhau (Hausman-Taylor, FE, RE) để đánh giá tác động của cuộc khủng hoảng tài chính-kinh tế 2008 tới xuất, nhập khẩu cũng như mô hình hóa mối quan hệ giữa xuất và nhập khẩu của Việt Nam. Tuy nhiên, kết quả có thể thay đổi theo mô hình kinh tế lựa chọn và phương pháp ước lượng. Do vậy, các nghiên cứu thực nghiệm trong kinh tế nên chọn mô hình đáng tin cậy và phương pháp ước lượng ưu việt để có được kết quả chuẩn xác và tốt nhất. Và đặc biệt trong kinh tế, nên xây dựng các mô hình toán để đánh giá tác động của các biến độc lập lên một biến phụ thuộc nào đó sẽ có căn cứ khoa học và đảm bảo độ tin cậy hơn. Dấu biết rằng việc xây dựng các phương trình

kinh tế và sử dụng các phương pháp ước lượng trong kinh tế lượng là không hề đơn giản, nhưng điều đó là hết sức cần thiết để có được các nghiên cứu học thuật cao và có ý nghĩa trong nghiên cứu khoa học.

Vậy, kết quả nghiên cứu này có ý nghĩa như thế nào trong việc hoạch định chính sách thương mại của Việt Nam? Ta biết rằng trong bối cảnh hội nhập kinh tế, một nền kinh tế mở cho phép gia tăng nhanh chóng/thúc đẩy hoạt động ngoại thương của một quốc gia với phần còn lại của thế giới. Tuy nhiên kênh đem đến sự gia tăng cho hoạt động ngoại thương cũng chính là kênh có thể làm giảm sút hoạt động này. Quá trình toàn cầu hóa là không thể cưỡng lại và một nền kinh tế càng mở và hội nhập sâu sẽ chịu tác động càng rõ nét bởi các cú sốc từ bên ngoài. Do đó chiến lược cho Việt Nam là nên thay đổi cấu trúc ngoại thương theo hướng bền vững, nâng cao năng lực cạnh tranh của hàng hóa, đa phương hóa thị trường xuất, nhập khẩu để có thể hạn chế tác động tiêu cực của các “cú sốc” từ bên ngoài như kiểu khủng hoảng 2008 tới nền ngoại thương quốc gia.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Anderson, J. and Wincoop E. van (2003). Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93 (1): 170-192.
- Anderson, J. E. (1979). A theoretical foundation for the gravity equation. *American Economic Review* 69: 106-116.
- Baltagi, B.H., Bresson, G., Piroette, A. (2003). Fixed effects, random effects or Hausman-Taylor? A pretest estimator. *Economics Letters* 79: 361-369.
- Bartram, S.M. and Gordon M. Bodnar (2009). No place to hide: The global crisis in equity markets in 2008/2009. *Journal of International Money and Finance* 28: 1246-1292.
- Bayoumi, T., and Eichengreen B. (1995). Is regionalism simply a diversion? Evidence from the evolution of the EC and EFTA. NBER Working Paper 5283.
- Bergstrand, J. H. (1985). The gravity equation in international trade: Some microeconomic foundations, and empirical evidence. *Review of Economics and Statistics* 67(4): 474-81.
- Busse, M. and Gröning S. (2011). Assessing the Impact of Trade Liberalization: The Case of Jordan. Working Paper: 1-31.

- Deardorff, A. V. (1998). Determinants of bilateral trade: Does gravity model work in a neoclassical world? In *The Regionalization of the World Economy* (Ed.) Frankel, J., University of Chicago Press, Chicago.
- Dominguez, K.M.E. (2012). Foreign reserve management during the global financial crisis. *Journal of International Money and Finance* 31: 2017-2037.
- Dufrénot, G., Mignon, V., Péguin-Feissolle, A. (2011). The effects of the subprime crisis on the Latin American financial markets: An empirical assessment. *Economic Modelling* 28: 2342-2357.
- Egger, P. (2005). Alternative Techniques for Estimation of Cross-Section Gravity Models. *Review of International Economics*, 13(5): 881-891.
- Eicher, T.S., and C. Henn (2011). In search of WTO trade effects: Preferential trade agreements promote trade strongly, but unevenly. *Journal of International Economics*, 83: 137-153.
- Erkens, D.H., M. Hung, P. Matos (2012). Corporate governance in the 2007-2008 financial crisis: Evidence from financial institutions worldwide. *Journal of Corporate Finance* 18: 389-411.
- Guo, Z. and Feng, Y. (2013). Modeling of the impact of the financial crisis and China's accession to WTO on China's exports to Germany. *Economic Modelling* 31: 474-483.
- Hausman, J. and W. Taylor (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49(6): 1377-1398.
- Helpman, E., M. Melitz, and Y. Rubinstein (2008). Estimating trade flows: trading partners and trading volumes. *Quarterly Journal of Economics* 123(2): 441-487.
- Hoang Chi Cuong (2012). Vietnam's Foreign Trade after WTO Accession: Trends and Issues. *International Association for Asia Pacific Studies 3rd Annual Conference Theme: "Change in the Asia Pacific World: Challenges and Opportunities"*, The Chinese University of Hong Kong, November 23rd-24th, 2012.
- Laeven, L. and Valencia, F. (2008). Systemic Banking Crises: A New Database. *IMF Working Paper WP/08/224*.
- Linneman, H. (1966). *An Econometric Study of International Trade Flows*. North Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Lu Bai (2012). Effects of global financial crisis on Chinese export: A gravity model study. Master thesis within International financial analysis program, Jönköping international Business School, pp. 10-16.
- Mauro, F.D. (2000). The Impact of Economic Integration on FDI and Exports: A Gravity Approach. Working Document No. 156.
- McPherson, Matthew and William Trumbull (2003). Using the Gravity Model to Estimate Trade Potential: Evidence in Support of the Hausman-Taylor Estimation Method. *Western Economic Association International*, Denver, Colorado, <http://www.be.wvu.edu/div/econ/McPherson.pdf>.
- Naudé, W. (2009). The Financial Crisis of 2008 and the Developing Countries. Discussion Paper No. 2009/01.
- Nguyen, M.H, Pham, S.A. (2011). Impacts of the global economic crisis on foreign trade in lower-income economies in the Greater Mekong Sub-region and policy responses: the case of Vietnam and its implications for Lao PDR and Cambodia. *Asia-Pacific Research and Training Network on Trade, Working Paper Series, No. 102*.
- Pham, T.H.H. (2011). Does the WTO accession matter for the dynamics of foreign direct investment and trade? *Economic of Transition* 19 (2): 255-285.
- Poyhonen, P. (1963). A tentative model for the volume of trade between countries. *Weltwirtschaftliches Archiv* 90: 93-100.
- Rose, A.K. (2004). Do we really know that the WTO really increases trade? *American Economic Review* 94: 98-114.
- Rose, A.K. and Spiegel, M.M. (2012). Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: Early warning. *Japan and the World Economy* 24: 1-16.
- Sivakumar, M. (2012). 2008 Global Economic Crisis and Its Impact on India's Exports and Imports. *MPRA Paper No. 40950*, website: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/40950/>.
- Subramanian, A. and Wei, S.J. (2007). The WTO promotes trade, strongly but unevenly. *Journal of International Economics* 72: 151-175.
- Tagkalakis, A. (2013). The effects of financial crisis on fiscal positions. *European Journal of Political Economy* 29: 197-213.
- Tomz, M., Goldstein, J. and Rivers, D. (2007). Membership has its privileges: the impact of the GATT on international trade. *American Economic Review* 97: 2005-2018.
- Urata, S. (2009). Proliferation of FTAs and the WTO. Working Paper 2009-E-8, p.1.
- Urata, S. and Okabe, M. (2007). The impacts of Free Trade Agreements on Trade Flows: An Application of the Gravity Model Approach. *RIETI Discussion Paper Series 07-E-052*.
- Wyhowski, D. (1994). Estimation of a Panel Data Model in the Presence of Correlation between Regressors and a Two-Way Error Component. *Econometric Theory*, 10(1): 130-139.