

PHÂN TÍCH NHU CẦU DU LỊCH QUỐC TẾ THEO QUỐC TỊCH TẠI VIỆT NAM

Lê Nữ Minh Phương¹, Trần Đoàn Thanh Thanh¹

Ngày nhận bài: 20/07/2023

Ngày nhận bản sửa: 10/08/2023

Ngày duyệt đăng: 29/09/2023

Tóm tắt. Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu bảng gồm 11 quốc gia có tỷ trọng lớn trong tổng lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam trong giai đoạn 2005-2019 nhằm xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến nhu cầu du lịch đến Việt Nam. Mô hình PMG-ARDL là mô hình thích hợp đối với chuỗi dữ liệu ngắn và qui mô mẫu nhỏ, phân tích được kết quả trong ngắn hạn và dài hạn, đồng thời cho kết quả ngắn hạn cho từng quốc gia cụ thể. Kết quả trình bày trong nghiên cứu này cho thấy chỉ số giá tiêu dùng là nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến lượng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam trong cả ngắn và dài hạn. Các biến đầu tư khách sạn nhà hàng, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, dân số là những nhân tố quyết định đến lượng khách tăng/giảm trong dài hạn.

Từ khóa: Khách du lịch quốc tế; Nhu cầu du lịch; PMG-ARDL.

1. Đặt vấn đề

Du lịch nước ngoài đã chứng kiến sự gia tăng phổ biến đối với các nhóm nhân khẩu học đa dạng. Khách du lịch đều công nhận rằng việc đi du lịch mang lại cơ hội học hỏi, phát triển cá nhân và khám phá. Du lịch là ngành phát triển nhanh trên thế giới, nhưng cũng nhạy cảm với các cuộc khủng hoảng, đặc biệt là cuộc khủng hoảng COVID-19 trong thời gian gần đây. Theo UNWTO (2022), lượng khách du lịch quốc tế giảm 73% vào năm 2020, dẫn đến doanh thu từ du lịch quốc tế bị mất 1,1 nghìn tỷ đô la.

Du lịch là một trong những ngành công nghiệp chính ở Việt Nam, tỷ lệ đóng góp trực tiếp của du lịch vào GDP cũng ngày càng tăng. Năm 2015 đạt 6,3%; năm 2016: 6,9%; năm 2017: 7,9%; năm 2018: 8,3% và năm 2019: 9,2% (Huy Lê, 2021). Thị phần du khách quốc tế đến Việt Nam đã không ngừng gia tăng, từ việc chiếm 4,6% thị phần khu vực Đông Nam Á, 1,7% thị phần khu vực Châu Á-Thái Bình Dương, và 0,2% thị phần toàn cầu vào năm 1995, lên đến 8,2% trong khu vực ASEAN, 2,4% trong khu vực Châu Á-Thái Bình Dương, và 0,68% toàn cầu vào năm 2013 (Bộ Văn hóa, Thể thao và Du lịch, 2014). Vị trí của ngành du lịch Việt Nam trên bản đồ du lịch thế giới đã có sự

¹Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế, email: lnmphuong@hce.edu.vn

cải thiện đáng kể, và Việt Nam đang trở thành điểm đến hấp dẫn, thu hút sự quan tâm mạnh mẽ từ phía khách du lịch.

Trong cơ cấu thị trường nguồn của ngành du lịch Việt Nam, 72% đến từ khu vực Châu Á-Thái Bình Dương, tiếp theo là Châu Âu (14%) và Bắc Mỹ (7%) (Bộ Văn hóa, Thể thao và Du lịch, 2014). Đồng thời, thị trường nguồn cũng xuất phát từ các quốc gia có dân số đông nhất như Trung Quốc, Mỹ, Nga và Nhật Bản, cũng như từ những nước có tổng chi tiêu du lịch ra nước ngoài cao nhất trên thế giới như Trung Quốc, Đức, Mỹ, Anh, Nga, Pháp, Nhật Bản, và Úc. Khoảng cách giữa lượng khách du lịch quốc tế (FTA) đến Việt Nam và bốn nước hàng đầu trong khu vực, bao gồm Malaysia, Thái Lan, Singapore và Indonesia, luôn dao động từ 2-5 lần; về thu nhập du lịch, khoảng cách trong cùng thời kỳ thường là từ 1,5 đến 4,0 lần. Năm 2012-2013, năng lực cạnh tranh của du lịch Việt Nam vẫn ở mức thấp (Bộ Văn hóa, Thể thao và Du lịch, 2014).

Tổng hợp tài liệu nghiên cứu về nhu cầu Việt Nam chưa có tài liệu nào phân tích nhu cầu du lịch tổng thể và nhu cầu du lịch của từng nước đến Việt Nam. Vì vậy, bài báo này có những đóng góp ở những điểm sau. Thứ nhất, nghiên cứu bổ sung các yếu tố kinh tế về nhu cầu du lịch của các nước và cả năng lực cung du lịch của Việt Nam. Nghiên cứu phối hợp các yếu tố cung cầu phù hợp với nghiên cứu về nhu cầu du lịch và đồng thời phù hợp với các nghiên cứu của Shah, Nengroo & Haq (2022), Alam (2016), Kaplan & Aktas (2016) và Samimi, Sadeghi & Sadeghi (2013). Thứ hai, nghiên cứu này phân tích các nhân tố ảnh hưởng nhu cầu du lịch của các quốc gia nguồn thông qua sử dụng dữ liệu bảng bằng mô hình tự hồi qui phân phối độ trễ (ARDL - AutoRegressive Distributed Lag). Từ mô hình nghiên cứu xác định các yếu tố ảnh hưởng đến nhu cầu du lịch quốc tế từ đó hàm ý chính sách phát triển du lịch quốc tế.

Cấu trúc bài báo chia làm 5 phần, phần tiếp theo tổng quan tài liệu về nhu cầu du lịch quốc tế. Sau đó, nội dung bao gồm dữ liệu, kiểm định và lựa chọn mô hình ARDL. Kết quả ước tính được lập bảng, thảo luận và kết luận cùng với hàm ý chính sách được đề cập ở những phần tiếp theo.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Các nhân tố ảnh hưởng đến cung du lịch

Cơ sở hạ tầng du lịch được hiểu là toàn bộ các yếu tố vật chất được thiết kế và xây dựng để phục vụ du khách (Jovanović & Ivana, 2016). Sản phẩm du lịch bao gồm 6 yếu tố thành phần bao gồm: điểm tham quan, chi phí/giá cho khách hàng, khả năng tiếp cận, cơ sở vật chất, dịch vụ, các hoạt động khác (Krešić & Prebežac, 2011). Đầu tư vào cơ sở hạ tầng du lịch góp phần nâng cao sự hài lòng của khách du lịch, vì vậy đóng vai trò quan trọng trong việc tăng lượng khách du lịch. Tổng quan tài liệu phân loại về cơ sở hạ

tầng du lịch được nhiều tác giả định nghĩa khác nhau, như Ouariti & Jebrane (2020) định nghĩa (1) cơ sở hạ tầng vật chất bao gồm khách sạn, nhà nghỉ, nhà hàng, giao thông, thông tin liên lạc, điện và nước; (2) cơ sở hạ tầng văn hóa; (3) cơ sở hạ tầng dịch vụ; (4) cơ sở hạ tầng quản trị. Ngành công nghiệp khách sạn và nhà hàng là một phần quan trọng của cơ sở hạ tầng du lịch (Nguyen, 2021; Ghaderi và cộng sự, 2018). Đặc biệt, Nguyen (2021) xác định hệ số tác động của biến đầu tư vào khách sạn nhà hàng đến lượng khách du lịch quốc tế ở tại Việt Nam là lớn nhất. Nhưng trong nghiên cứu của Rosselló Nadal & Santana Gallego (2022), Song & Li (2008) về tổng hợp các nghiên cứu về nhu cầu du lịch đã cho thấy biến đầu tư cơ sở hạ tầng du lịch chưa nhận được sự quan tâm đáng kể.

Có khá nhiều các nghiên cứu phân tích mối quan hệ nhân quả giữa FDI và khách du lịch quốc tế, nhưng kết quả mối quan hệ không đồng nhất trong hướng của mối quan hệ và mức độ tác động do khác nhau về bối cảnh, địa bàn nghiên cứu và nhóm nhân tố tác động, v.v..., đặc biệt ngay tại một địa bàn nghiên cứu (Le & cộng sự, 2022). Nếu có sự tồn tại mối quan hệ nhân quả đồng nhất giữa FDI và FTA hàm ý rằng những thay đổi trong dòng vốn FDI có thể ảnh hưởng trực tiếp đến lượng khách du lịch nước ngoài và ngược lại (Tang & cộng sự, 2007). Cụ thể, gia tăng đầu tư vào FDI vào lĩnh vực du lịch có thể dẫn đến sự phát triển của khách sạn, nhà hàng, cơ sở hạ tầng được cải thiện và các dịch vụ được nâng cao, thu hút thêm nhiều khách du lịch nước ngoài đến (UNCTAD, 2007). Về mặt tổng thể, đầu tư vào các tất cả các lĩnh vực mang nguồn khách thường trú hoặc tiềm năng đến nước đến đầu tư (UNCTAD, 2007; Kulendran & Wilson, 2000). Ngược lại, tác động từ FDI đến FTA và ngược lại không tĩnh mà phát triển qua các giai đoạn khác nhau (Tomohara, 2016; Craigwell & Moore, 2008; Andergassen & Candela, 2013). Cả hai nghiên cứu Song & Li (2008) và Rosselló Nadal & Santana Gallego (2022) thống kê các biến độc lập thường được đưa vào mô hình nhu cầu du lịch không chứa biến FDI.

Theo thống kê của Rosselló Nadal & Santana Gallego (2022), biến giá và tỷ giá hối đoái được đưa vào mô hình lần lượt chiếm 46% và 29% trong tổng số bài báo. Khách du lịch xem xét giá chi phí sinh hoạt tại điểm đến so với chi phí sinh hoạt tại các điểm đến nguồn gốc hay thay thế để đưa ra quyết định du lịch. Giá du lịch tại một điểm đến ảnh hưởng tiêu cực đến nhu cầu du lịch (Rosselló-Nadal & He, 2020; Forsyth & Dwyer, 2009; Kim & Lee, 2017). Dấu của giá/tỷ giá hối đoái/ CPI không đồng nhất trong các nghiên cứu, 85% kết quả nghiên cứu phản ánh quan hệ âm, phần còn lại thể hiện quan hệ dương (Rosselló-Nadal & He, 2020).

2.2. Các nhân tố ảnh hưởng đến cầu du lịch

Dân số đóng vai trò đại diện cho nguồn cung xu hướng tiềm năng các hoạt động du lịch, từ đó thiết lập nền tảng cho các luồng du lịch. Quốc gia gốc có dân số càng lớn thường biểu thị số lượng khách du lịch tiềm năng càng cao. Rosselló Nadal & Santana Gallego (2022) thống kê gần đến 60% các nghiên cứu nhu cầu du lịch sử dụng biến dân số. Ngược lại, Leitão (2010) kết luận do các vấn đề về đa cộng tuyến, hầu hết các nghiên cứu không tính đến biến dân số vì dân số và thu nhập thường có mối liên hệ chặt chẽ với nhau. Mặc dù, mối tương quan tích cực giữa dân số quốc gia xuất xứ và các luồng du lịch được thừa nhận, chiếm 87,7% trong kết quả tổng hợp của Rosselló Nadal & Santana Gallego (2022). Qui mô dân số không thể gói gọn được các sở thích và hành vi đa dạng của khách du lịch, do đó cần kết hợp biến GNP, GNP per capita, mức chi tiêu, ... Thông thường, biến GNP bình quân đầu người cao hơn cho thấy thu nhập khả dụng và sức mua lớn hơn, có khả năng chi trả cho các chuyến đi du lịch quốc tế ảnh hưởng đến nhu cầu du lịch (Yerdelen Tatoglu & Gul, 2020; Rosselló Nadal & Santana Gallego, 2022). Đặc biệt có đến 30 trong số 32 nghiên cứu xác định ảnh hưởng dương và có ý nghĩa thống kê và không có nghiên cứu nào thể hiện dấu âm (Rosselló Nadal & Santana Gallego, 2022).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng phân tích dữ liệu bảng để ước lượng các mô hình nhu cầu du lịch, nhằm xác định các yếu tố ảnh hưởng đến dòng khách du lịch nước ngoài đến thăm Việt Nam. Cụ thể, nghiên cứu sử dụng dữ liệu liên quan đến du khách nước ngoài từ tổng số 12 quốc gia đến Việt Nam, tạo điều kiện thuận lợi cho việc định lượng nhu cầu du lịch từ mỗi quốc gia. Đáng chú ý, các quốc gia như Trung Quốc (CHN), Macao-China (MAC), Hàn Quốc (KOR), Nhật Bản (JPN), Lào, Thái Lan (THAI), Malaysia (MYS), Nga (RUS), Anh (GBR), Pháp (FRA), Úc (AUS) và Mỹ (USA), chiếm hơn 85% tổng lượng khách du lịch, đã được chọn để đưa vào phân tích (Bảng 1). Tuy nhiên, do không có đủ dữ liệu vĩ mô cản trở việc hoàn thành các mục tiêu của nghiên cứu, Lào đã bị loại khỏi phân tích. Nghiên cứu khai thác dữ liệu hàng năm kéo dài từ năm 2005 đến 2019, thu được từ các nguồn có uy tín như Tổng cục Thống kê Việt Nam và Ngân hàng Thế giới.

Bảng 1. Cơ cấu khách du lịch nước ngoài theo quốc tịch từ 2005 đến 2019

Đvt: %, nghìn lượt

Năm	CHN	KOR	MAC	USA	RUS	JPN	THAI	MYS	GBR	FRA	AUS	khách du lịch %	Tổng
2005	20,6	9,4	7,9	9,5	0,7	9,7	2,5	2,3	2,4	3,8	4,3	73,2	3477,5
2010	17,9	9,8	6,6	8,5	1,6	8,8	4,4	4,2	2,8	3,9	5,5	74,1	5049,8
2015	22,4	14,0	5,5	6,2	4,3	8,5	2,7	4,4	2,7	2,7	3,8	77,1	7943,7
2019	32,2	23,8	5,1	4,1	3,6	5,3	2,8	3,4	1,7	1,6	2,1	85,9	18008,6

Nguồn: Số liệu từ NGTK Việt Nam, năm 2023

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng để ước lượng các mô hình nhu cầu du lịch với mục tiêu xác định các biến số ảnh hưởng đến lượng du khách quốc tế đến Việt Nam. Để định lượng nhu cầu khách du lịch từ mỗi quốc gia, nghiên cứu sử dụng dữ liệu về khách du lịch quốc tế từ 11 quốc gia trên đến Việt Nam thông qua các biến ở bảng 2.

Bảng 2. Định nghĩa biến và nguồn dữ liệu

Biến	Định nghĩa	Nguồn dữ liệu
FTA_{it}	Số lượng khách du lịch nước ngoài từ nước i đến Việt Nam vào thời điểm t (1.000 khách)	Tổng cục thống kê Việt Nam
GNI_{it}	Thu nhập bình quân đầu người của nước i ở thời điểm t (USD)	Ngân hàng Thế giới
POP_{it}	Dân số của khách du lịch nước i ở thời điểm t (1000 người)	Ngân hàng Thế giới
CPI_t	Chỉ số giá tiêu dùng Việt Nam tại thời điểm t	Tổng cục thống kê Việt Nam
FDI_{it}	FDI từ nước i tại thời điểm t (triệu USD)	Tổng cục thống kê Việt Nam
CHR_t	Vốn đầu tư vào khách sạn, nhà hàng tại Việt Nam ở thời điểm t (triệu USD)	Tổng cục thống kê Việt Nam

Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả, năm 2023

3.2. Phương pháp nghiên cứu

3.2.1. Kiểm định chéo và kiểm định gốc đơn vị (Unit Root Test)

Thứ nhất, kiểm định chéo Pesaran đối với dữ liệu bảng cân bằng trước khi thực hiện các bước kiểm tra mô hình. Thứ hai, kiểm định gốc đơn vị là bước quan trọng trong ước lượng mô hình ARDL, nếu không kiểm tra tính dừng thì kết quả hồi qui giả mạo (Gujarati, 2004). Nghiên cứu sử dụng kiểm định gốc đơn vị bằng kiểm định Levin-Lin-Chu (Levin et al, 2002) Im-Pesaran-Shin (IPS) và ADF-Fisher Chi-square (ADF) để kiểm tra tính dừng của các biến.

3.2.2. Kiểm định đồng liên kết độ trễ phân phối tự hồi qui (ARDL)

Các chuỗi dữ liệu dừng ở $I(0)$ và $I(1)$ có thể cùng đưa vào mô hình ARDL (Hamuda & cộng sự, 2013). Tuy nhiên, trước khi kiểm tra ý nghĩa của các biến độc lập cần kiểm

tra đồng liên kết trong dài hạn để nhận diện mối quan hệ giữa các biến. Nghiên cứu sử dụng kiểm định Pedroni (2004) với giả thuyết: H_0 : không có đồng liên kết; H_1 : có mối quan hệ đồng liên kết.

3.2.3. Lựa chọn mô hình hồi qui dữ liệu bảng ARDL

Mô hình panel ARDL bao gồm 3 kỹ thuật ước tính là (1) Hồi qui nhóm trung bình – Mean Group (MG) (2) Hồi qui hiệu ứng cố định động – Dynamic Fixed Effects (DFE) (3) Hồi qui nhóm trung bình gộp – Pooled Mean Group (PMG). Mô hình MG cho phép tất cả các hệ số thay đổi và không đồng nhất trong dài hạn và ngắn hạn. Tuy nhiên, điều kiện cần thiết để thực hiện mô hình MG-ARDL phải có dữ liệu với chuỗi thời gian dài đủ lớn và số lượng các đối tượng (quốc gia) trong mẫu nghiên cứu phải đủ lớn (từ 20 đến 30 quốc gia). Nên với bộ số liệu 11 quốc gia nghiên cứu là qui mô mẫu nhỏ là khá nhạy cảm với các giá trị ngoại lệ và hoán vị mô hình nhỏ. Vì vậy nghiên cứu không sử dụng mô hình MG-ARDL. Hồi qui hiệu ứng cố định động áp đặt hạn chế về hệ số độ dốc và phương sai sai số phải bằng nhau ở tất cả các quốc gia trong thời gian dài. Mặc khác, mô hình DFE-ARDL chịu sự sai lệch phương trình đồng thời do tính đồng nhất giữa sai số và biến trễ của biến phụ thuộc trong trường hợp cỡ mẫu nhỏ.

Mô hình PMG là phương pháp tích hợp cả hai kỹ thuật MG và DFE. PMG cho phép kết hợp giữa kết quả trong ngắn hạn và cả dài hạn. PMG có lợi thế hơn mô hình OLS do PMG-ARDL cho kết quả ngắn hạn được điều chỉnh theo từng quốc gia cụ thể, do tác động bởi các cú sốc theo đặc thù của mỗi quốc gia, trong khi các hệ số dài hạn bị hạn chế giống nhau. Mô hình PMG-ARDL có mối quan hệ dài hạn giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập đồng nghĩa với hệ số ước lượng của số hạn sửa lỗi (Error correction term - ECT) âm và có ý nghĩa thống kê. Mô hình ARDL ($p, q_1, q_2, \dots, q_n$) của Pesaran và cộng sự (1999) tích hợp cả mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn như sau:

$$\Delta y_{it} = (\varphi_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it}) + \sum_{j=1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, y là biến phụ thuộc tương ứng với biến FTA, x là các biến độc lập, là các biến sẽ được nghiên cứu trong phần số liệu ở mục 3.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định gốc đơn vị (Unit root test)

Trước khi ước tính các tham số, các kiểm định dừng và đồng liên kết đã được thực hiện để chỉ ra rằng cách tiếp cận bảng phi tuyến ARDL là phù hợp với dữ liệu. Các biến nghiên cứu được chuyển đổi thành logarit (Ln) để giảm tính không ổn định của chuỗi dữ liệu (Dritsakis, 2004; Kaur & Sarin, 2016). Kiểm định nghiệm đơn vị là bước đầu tiên và quan trọng khi sử dụng mô hình ARDL. Nghiên cứu thực hiện kiểm định tính dừng

bằng các kỹ thuật của Levin-Lin-Chu (LLL), Im–Pesaran–Shin (IPS) và ADF-Fisher Chi-square (ADF) được xem là các kiểm định tính dừng phổ biến. Kết quả ở Bảng 3 cho thấy 02 biến LnFTA, LnGNI dừng ở sai phân bậc 1, các biến khác trên bảng đều dừng ở sai phân bậc 0 ở mức ý nghĩa 5%.

Bảng 3. Kết quả chuỗi dừng thông qua các kiểm định

Biến	I(0)			I(1)			Kết luận
	LLC	IPS	ADF	LLC	IPS	ADF	
LnFTA	-0,082	4,540	-1,989	-6,843***	-5,001***	12,947***	I(1)
LnGNI	0,537	1,568	-2,290	-5,930***	-4,862***	8,519***	I(1)
LnCHR	-7,612***	-1,987**	1,444*				I(0)
LnPOP	-4,789***	-2,711***	1,566*				I(0)
LnFDI	-6,045***	-3,685***	10,589***				I(0)
LnCPI	-7,477***	-3,857	8,729***				I(0)

Ghi chú: ***, **, * thể hiện mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10% tương ứng

Nguồn: Xử lý của nhóm tác giả, năm 2023

4.2. Kiểm định đồng liên kết

Bảng 4. Kết quả kiểm định đồng liên kết (Pedroni)

Kiểm định	Giá trị thống kê	Giá trị p
Modified Phillips–Perron t	3,6822	0,0001
Phillips–Perron t	-3,3403	0,0004
Augmented Dickey–Fuller t	-2,1322	0,0165

H0: không có mối quan hệ đồng liên kết

H1: có mối quan hệ đồng liên kết

Nguồn: Xử lý của nhóm tác giả, năm 2023

Nghiên cứu thực hiện kiểm định Pedroni để thực hiện kiểm định đồng liên kết. Kết quả kiểm định ở Bảng 4 cho thấy cả 3 kết quả đều có ý nghĩa thống kê, điều này có nghĩa là kết quả chuỗi đồng liên kết ở mức ý nghĩa 5%. Bước tiếp theo của nghiên cứu sẽ thực hiện kiểm tra mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn thông qua mô hình PMG-ARDL.

4.3. Kết quả mô hình PMG-ARDL về mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn

Độ trễ của mô hình ARDL được lựa chọn dựa trên việc áp dụng phương pháp của Kripfganz & cộng sự (2018) để lựa chọn độ trễ tối ưu ($p, q_1, q_2, q_3, \dots$) cho mô hình dữ liệu bảng ARDL ($p, q_1, q_2, q_3, \dots$) bằng cách chạy ARDL và chạy vòng lặp cho từng quốc gia riêng biệt và sau đó sử dụng số độ trễ có số lần xuất hiện nhiều nhất làm độ trễ cho mô hình tổng thể. Bảng 5 dưới đây tóm tắt kết quả hồi qui bằng công cụ ước tính PMG-ARDL cho toàn mẫu trong ngắn hạn và dài hạn.

Bảng 5. Kết quả hồi qui nhu cầu du lịch toàn mẫu theo mô hình ARDL

Dài hạn		Ngắn hạn	
Biến	Coefficients/ t-statistics	Biến	Coefficients/ t-statistics
		ΔECT	0,341*** [3,16]
LnGNI	0,852 [1,57]	$\Delta \text{LnGNI} (-1)$	1,734*** [2,97]
LnCHR	1,023*** [5,97]	$\Delta \text{LnCHR} (-1)$	0,141 [1,05]
LnCPI	0,709** [3,12]	$\Delta \text{LnCPI} (-1)$	-0,179** [-2,06]
LnFDI	-0,049* [-1,72]	$\Delta \text{LnFDI} (-1)$	-0,015 [-0,72]
LnPOP	-8,825*** [-5,34]	$\Delta \text{LnPOP} (-1)$	-18,761 [-1,06]
Cons			-47,058*** [-3,20]
Log Likelihood			201,175

Ghi chú: ***, **, * thể hiện mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10% tương ứng

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả, năm 2023

Thu nhập của các nước nghiên cứu không ảnh hưởng đến nhu cầu đi du lịch ở Việt Nam trong dài hạn, những nhân tố khác ảnh hưởng trong dài hạn là các biến LnCHR, LnVNCPI, LnFDI và LnPOP. Biến LnGNI không có mối quan hệ dài hạn với nhu cầu du lịch mà theo thống kê của Rosselló Nadal & Santana Gallego (2022) nằm trong số 2/32 (6,3%) cùng với kết quả này. Về dài hạn, du lịch được xem như nhu cầu cơ bản, bão hòa nhu cầu cơ bản có nghĩa là thu nhập tăng thêm không có ý nghĩa thống kê dẫn đến gia tăng nhu cầu du lịch. Tác động ngắn hạn của thu nhập đến nhu cầu du lịch thường trực tiếp và tức thời hơn do phản ứng của những người tiêu dùng trước những thay đổi tình hình tài chính.

Đầu tư cơ sở hạ tầng du lịch góp phần phát triển hình ảnh điểm đến. Trong ngắn hạn, cơ sở hạ tầng du lịch với độ trễ 1 năm chưa thiết lập được mối quan hệ có ý nghĩa thống kê, do khách chưa thể nhận thức đầy đủ hoặc tin tưởng vào sự phát triển cơ sở vật chất du lịch mới. Thời gian cần thiết để hoàn thành phát triển cơ sở hạ tầng, lan tỏa nhận thức, nỗ lực tiếp thị và hình thành điểm đến góp phần tạo nên tác động của đầu tư cơ sở hạ tầng du lịch có ý nghĩa thống kê trong dài hạn so với trong ngắn hạn. Tương tự như khẳng định của Nguyen (2021) khả năng ảnh hưởng của đầu tư vào khách sạn nhà hàng trong dài hạn là lớn nhất trong các biến nghiên cứu.

Kết quả mối quan hệ giữa chỉ số giá tiêu dùng Việt Nam và nhu cầu du lịch có ảnh hưởng trái ngược nhau trong ngắn hạn và dài hạn (Bảng 5). Dấu âm của mối quan hệ trong ngắn hạn tương đồng với hầu hết các nghiên cứu trước đây, nhưng dấu dương trong dài hạn cũng tương thích với 15% kết quả các nghiên cứu như thống kê của (Rosselló Nadal & Santana Gallego 2022). Chỉ số CPI của Việt Nam tăng dẫn đến giá tiêu dùng tăng bao gồm cả chi phí hàng hóa, dịch vụ và chi phí đi lại cao hơn, khiến cho việc đi du lịch trở nên đắt đỏ hơn đối với khách du lịch trong nước và quốc tế. Ngược lại, CPI tăng trong dài hạn có thể đi kèm với những cải thiện về cơ sở hạ tầng, dịch vụ, chất lượng tổng thể của trải nghiệm du lịch điều này có thể khiến Việt Nam trở thành điểm đến hấp dẫn hơn theo thời gian, nhờ đó hấp dẫn tăng nhu cầu du lịch.

Kết quả mối quan hệ nhân quả không đồng nhất giữa FDI và FTA từ phân tổng quan nghiên cứu là phần cơ sở để giải thích kết quả mối quan hệ này như ở Bảng 5. Trong dài hạn, mối quan hệ âm và với mức ý nghĩa 10%, chưa đủ mạnh để khẳng định ảnh hưởng FDI đến FTA. Đồng thời, mối quan hệ này trong ngắn hạn không có ý nghĩa thống kê nên cũng chưa có cơ sở để thiết lập mối quan hệ này vì vậy mối quan hệ này cần thời gian để được xây dựng và phát triển.

Sự gia tăng dân số của các nước nghiên cứu không có ý nghĩa thống kê ảnh hưởng đến lượng khách du lịch quốc tế trong ngắn hạn. Nghĩa là, những thay đổi về tăng trưởng dân số có thể không thể ngay lập tức dẫn đến thay đổi hành vi đi lại. Về dài hạn, tác động gia tăng dân số của các nước có ý nghĩa thống kê và giảm lượng khách du lịch đến Việt Nam. Mối quan hệ phức tạp giữa tăng trưởng dân số ở các thị trường nguồn và số lượng khách du lịch nước ngoài đến Việt nam có tác động không đáng kể trong ngắn hạn và tác động có ý nghĩa thống kê trong dài hạn. Việt Nam có thể cần nâng cao khả năng cạnh tranh bằng cách liên tục cải thiện cơ sở hạ tầng du lịch, dịch vụ và chiến lược tiếp thị.

Bảng 6 cung cấp hệ số ngắn hạn của 11 thị trường nguồn đến Việt Nam chiếm tỷ trọng lớn trong tổng khách du lịch quốc tế đến Việt Nam. Theo đó, chỉ có 2 trong số 11 thị trường nguồn đang hướng tới trạng thái cân bằng dài hạn là KOR và RUS, các thị trường còn lại gồm AUS, CHN, FRA, GBR, JPN, MAC, MYS, THAI, và USA. Các hệ số này cho thấy vai trò ngắn hạn khác nhau của các biến LnGNI, LnCHR, LnVNCPI, LnFDI và LnPOP đối với từng thị trường nguồn. Thu nhập bình quân đầu người tăng thúc đẩy khách du lịch tại 9 trên 11 thị trường nguồn đến Việt Nam, riêng thu nhập tăng từ thị trường Trung Quốc và Anh làm giảm số lượng khách từ 2 nước này đến Việt Nam. Đầu tư vào khách sạn nhà hàng có vai trò tích cực, tiêu cực, có và không có ý nghĩa thống kê khác nhau. Khách du lịch từ các thị trường nguồn AUS, MYS và USA

có nhu cầu cao, có ý nghĩa thống kê và theo thứ tự giảm dần về đầu tư khách sạn nhà hàng. Ngược lại, các thị trường nguồn có vai trò tiêu cực theo thứ tự tăng dần lần lượt là FRA và KOR, các thị trường còn lại không có ý nghĩa thống kê.

Bảng 6. Kết quả hồi qui nhu cầu du lịch trong ngắn hạn của từng quốc gia

Biến	AUS	CHN	FRA	GBR	JPN	KOR	MAC	MYS	RUS	THAI	USA
ECT	1,20*** [3,33]	0,40* [1,74]	0,30*** [3,00]	0,39 [1,36]	0,02 [0,52]	-0,01 [-0,12]	0,27*** [4,90]	0,54*** [2,64]	-0,02 [-0,15]	0,59*** [3,33]	0,07 [1,04]
$\Delta \ln \text{GNI}(-1)$	2,92* [1,95]	-1,63 [-0,79]	1,46** [2,11]	-0,39 [-0,46]	1,25** [2,31]	5,01*** [3,53]	0,42*** [2,68]	3,43*** [4,48]	1,51** [2,04]	3,85*** [3,18]	1,25** [2,22]
$\Delta \ln \text{CHR}(-1)$	1,04*** [3,18]	0,12 [0,17]	-0,28 [-1,33]	0,02 [0,10]	-0,33** [-2,00]	-0,51 [-1,61]	0,19 [0,98]	0,72*** [3,39]	0,10 [0,17]	0,27 [0,75]	0,24* [1,78]
$\Delta \ln \text{CPI}(-1)$	-0,01 [-0,57]	0,82** [-2,07]	-0,24* [-1,80]	-0,09 [-0,71]	0,41*** [-3,98]	-0,10 [-0,52]	-0,26** [-2,07]	0,24 [1,42]	-0,35 [-1,05]	0,08 [0,27]	0,08 [0,93]
$\Delta \ln \text{FDI}(-1)$	-0,04 [-1,11]	-0,19 [-1,52]	0,06** [2,21]	-0,03* [-1,81]	0,04** [2,32]	-0,05* [-1,95]	0,03 [1,64]	-0,03 [-1,55]	0,01 [0,29]	-0,01 [-0,37]	0,03** [2,29]
$\Delta \ln \text{POP}(-1)$	19,90 [1,62]	-4,58 [-0,07]	89,19*** [-2,92]	-10,38 [-0,25]	-23,13 [-1,06]	93,68*** [-3,35]	-5,47 [-0,78]	49,58*** [2,63]	81,80* [1,94]	103,36*** [-2,64]	-27,86 [1,61]
Cons	- 158,90*** [-2,82]	-68,24 [-1,59]	- 41,81*** [-3,25]	-55,42 [-1,54]	-3,00 [-0,51]	2,46 [0,16]	- 26,67*** [-3,84]	-74,05** [-2,47]	3,44 [0,15]	-84,31*** [-3,17]	-11,15 [1,04]

Ghi chú: ***, **, * thể hiện mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10% tương ứng

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả, năm 2023

Dấu của biến chỉ số giá tiêu dùng của toàn mẫu (bảng 5) phản ánh dấu từ các thị trường nguồn. Chỉ số giá tiêu dùng Việt Nam ảnh hưởng làm giảm lượng khách du lịch từ các thị trường CHN, JPN, MAC và FRA theo thứ tự giảm dần, trong khi đó các thị trường khác không có ý nghĩa thống kê. Trong khi đó, đầu tư vào các cơ sở vui chơi giải trí đóng vai trò tích cực ở tất cả các thị trường nguồn. Theo thứ tự giảm dần, lần lượt là Trung Quốc, Pháp, Đức, Nhật Bản, Hàn Quốc, Anh, Úc và Mỹ. Hệ số của các biến giả có dấu khác nhau trên thị trường nguồn cho thấy tác động ngắn hạn của những bất ổn khác nhau lên thị trường nguồn. Những tác động tích cực trong ngắn hạn đã được nhận thấy ở Trung Quốc, Hàn Quốc, Malaysia, Australia, Anh, Singapore và Pháp. Ngược lại, những tác động tiêu cực chỉ được tìm thấy ở Nhật Bản, Mỹ và Đức.

Mô hình hồi qui toàn mẫu trong ngắn hạn đối với biến FDI không có ý nghĩa thống kê, đồng thời kết quả của từng quốc gia cũng kém đồng nhất. Riêng nguồn vốn đầu tư FDI từ FRA, JPN và USA có ảnh hưởng thu hút tăng khách du lịch từ các thị trường nguồn này. Ngược lại, chỉ có 2 thị trường GBR và KOR có ảnh hưởng ngược với xu hướng ở mức ý nghĩa 10%. Ngược lại, hệ số cắt ngắn hạn của FDI tại các quốc gia

THAI, KOR, FRA, MYS và GBR có ý nghĩa thống kê, âm và mức ảnh hưởng tiêu cực giảm dần.

5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy các biến LnGNI, LnCHR, LnFDI và LnPOP có ý nghĩa thống kê trong ngắn hạn hoặc dài hạn, riêng LnCPI có ý nghĩa thống kê cả trong ngắn và dài hạn. Sau khi kiểm định tính ổn định và đồng liên kết của dữ liệu, nghiên cứu sử dụng phương pháp PMG-ARDL để xem xét tác động của các nhân tố ảnh hưởng đến nhu cầu du lịch của khách quốc tế. Trong dài hạn, các biến LnCHR, LnCPI, LnFDI, LnPOP là những nhân tố quyết định đến lượng khách tăng/giảm. Riêng tăng/giảm thu nhập bình quân đầu người tác động ngay tăng/giảm lượng khách từ các thị trường nguồn, nhưng trong dài hạn chỉ cho hoạt động du lịch không bị ảnh hưởng bởi thu nhập. Chỉ số giá tiêu dùng của Việt Nam là nhân tố quyết định ảnh hưởng lượng khách đến Việt Nam và tác động ngược chiều trong ngắn và dài hạn. Ngoài ra trong ngắn hạn, các biến LnCHR, LnFDI và LnPOP không ảnh hưởng đến nhu cầu du lịch khách quốc tế. FDI chưa phải là nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến nhu cầu du lịch, 3 nước FRA, JPN và USA đầu tư vốn vào Việt Nam thúc đẩy tăng khách du lịch từ các thị trường nguồn trên đến Việt Nam. Vai trò của khoảng cách địa lý không còn là nhân tố ảnh hưởng đến mô hình lực hấp dẫn trong du lịch.

Sự đóng góp của nghiên cứu này tác động đến hai khía cạnh. Thứ nhất, từ góc độ lý luận, nghiên cứu bổ sung thêm các biến nghiên cứu mà các mô hình nhu cầu du lịch trước đây ít đề cập. Thứ hai, từ góc độ thực tiễn, nghiên cứu chỉ ra những nhân tố khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn, đồng thời có thể xác định mức độ ảnh hưởng của các nhân tố trong ngắn hạn riêng cho khách du lịch theo từng quốc tịch. Mặc dù đã đạt được một số kết quả có giá trị nhưng nghiên cứu vẫn còn một số điểm hạn chế. Do hạn chế về số liệu, nghiên cứu này không thể thu thập số liệu ở chuỗi thời gian dài hơn. Ngoài ra, nghiên cứu thu thập 11 thị trường nguồn và chiếm 85% tổng khách du lịch nước ngoài đến Việt Nam. Điều này tạo cơ hội cho nghiên cứu sâu hơn về thị trường khách du lịch nước ngoài.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Alam, A. (2016), ‘The Relationship between Tourism, Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from Saudi Arabia’ *European Academic Research* IV(4):4091–4106.
- Andergassen, R. & Candela, G. (2013), ‘Less developed countries, tourism investments and local economic development’. *Review of Development Economics*, 17(1), 16-33.
- Bộ Văn hóa, Thể thao và Du lịch (2014), *Du lịch Việt Nam thực trạng và giải pháp phát triển*, Hà Nội.
- Craigwell, R. & Moore, W. (2008), ‘Foreign direct investment and tourism in SIDS:

Evidence from panel causality tests', *Tourism analysis*, 13(4), 427-432.

Dritsakis, N. (2004). 'Tourism as a long-run economic growth factor: an empirical investigation for Greece using causality analysis', *Tourism economics*, 10(3), 305-316.

Forsyth, P. & Dwyer, L. (2009), 'Tourism Price Competitiveness' *The Travel & Tourism Competitiveness Report 2009* (January 2009):77-90.

Ghaderi, Z., Hatamifar, P. & Khalilzadeh, J. (2018). 'Analysis of tourist satisfaction in tourism supply chain management', *Anatolia*, 29(3), 433-444.

Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics* (4th ed.). New York, NY: McGraw-Hill Higher Education.

Hamuda, A. M. (2013), 'Ardl Investment Model Of Tunisia', *Theoretical and Applied Economics*, (20:2), 57-68.

Huy Lê (2021), 'Du lịch Việt Nam: Nỗ lực chuyển mình, chủ động thích ứng trong tình hình mới', truy cập lần cuối ngày 10 tháng 8 năm 2023, từ <<https://dangcongsan.vn/kinh-te/du-lich-viet-nam-no-luc-chuyen-minh-chu-dong-thich-ung-trong-tinh-hinh-moi-584986.html>>

Jovanović, S. & Ivana, I. L. I. Ä. (2016), 'Infrastructure as important determinant of tourism development in the countries of Southeast Europe', *Ecoforum journal*, 5(1), 288-294.

Kaplan, F. & Aktas, A. R. (2016), 'The Turkey Tourism Demand: A Gravity Model' *The Empirical Economics Letters* 15(3):1681-8997.

Kaur, H. & Sarin, V. (2016), 'Causality relationship between GDP, FDI, tourism: Empirical evidence from India', *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 14(5), 247-255.

Kim, J. & Lee, C.K. (2017), 'Role of Tourism Price in Attracting International Tourists: The Case of Japanese Inbound Tourism from South Korea', *Journal of Destination Marketing and Management*, 6, 76-83.

Kao, C. (1999), Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.

Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2018). 'Ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models'. In *Proceedings of the 2018 London Stata conference* (Vol. 9, pp. 1-33).

Krešić, D. & Prebežac, D. (2011), 'Index of Destination Attractiveness as a Tool for Destination Attractiveness Assessment', *Tourism*, 59(4), 497-517.

Kulendran, N. & Wilson, K. (2000), 'Is there a relationship between international trade and international travel? ', *Applied Economics*, 32(8): 1001-1009.

Le, P. N. M., Nguyen, H. T. T. & Tran, T. D. T. (2022), 'The Triangular Causal Relationship Between Economic Growth, Tourism, and Foreign Direct Investment: A Case Study in Central Vietnam', *Asian Economic and Financial Review*, 12(7), 565-81. doi: 10.55493/5002.v12i7.4555.

Leitão, N. C. (2010), 'Does Trade Help to Explain Tourism Demand? The Case of Portugal' *Theoretical and Applied Economics*, XVII(3), 63-74.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finitesample properties'. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

Nguyen, Q. H. (2021), 'Impact of Investment in Tourism Infrastructure Development on Attracting International Visitors to Vietnam: A Nonlinear Panel ARDL Approach' *SSRN Electronic Journal*, 131(9), 1-19. doi: 10.2139/ssrn.3891256.

- Ouariti, O. Z. & Jebrane. E. M. (2020), ‘The Impact of Transport Infrastructure on Tourism Destination Attractiveness: A Case Study of Marrakesh City, Morocco’ *African Journal of Hospitality, Tourism and Leisure*, 9(2), 1–18.
- Pedroni, P. (2004), ‘Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the Ppp Hypothesis’, *Econometric Theory*, 20, 597-625.
- 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.
- Rosselló-Nadal, J. & He, J. (2020), ‘Tourist arrivals versus tourist expenditures in modelling tourism demand’. *Tourism Economics*, 26(8), 1311-1326.
- Rossello Nadal, J. & Santana Gallego, M. (2022), ‘Gravity models for tourism demand modeling: Empirical review and outlook’. *Journal of Economic Surveys*, 36(5), 1358-1409.
- Samimi, A. J., Sadeghi. S & Sadeghi, S (2013), ‘The Relationship between Foreign Direct Investment and Tourism Development: Evidence from Developing Countries’, *Institutions and Economies*, 5(2), 59–68.
- Shah, I. A, Nengroo. T. A. & Haq. I U. (2022), ‘Determinants of International Tourism Demand in India: An Augmented Gravity Model Approach’ *Studia Universitatis Vasile Goldis Arad Economics Series*, 32(3), 102–15. doi: 10.2478/sues-2022-0014.
- Song, H. & Li, G. (2008), ‘Tourism demand modelling and forecasting—A review of recent research’. *Tourism management*, 29(2), 203-220.
- Tang, S., Selvanathan, E. A. & Selvanathan, S. (2007), ‘The relationship between foreign direct investment and tourism: empirical evidence from China’. *Tourism economics*, 13(1), 25-39.
- Tomohara, Akinori. (2016), ‘Japan’s Tourism-Led Foreign Direct Investment Inflows: An Empirical Study’. *Economic Modelling*, 52(2016), 435–41.
- UNCTAD. (2007) ‘FDI in Tourism: The Development Dimension’. New York and Geneva.
- UNWTO (2022), UNWTO World Tourism Barometer and Statistical Annex, January 2022, truy cập ngày 05 tháng 7 năm 2023, <https://www.e-unwto.org/doi/epdf/10.18111/wtobarometereng.2022.20.1.1?role=tab>
- Yerdelen Tatoglu, F., & Gul, H. (2020), ‘Analysis of tourism demand using a multi-dimensional panel gravity model’. *Tourism Review*, 75(2), 433-447.
- Yerdelen Tatoglu, Ferda, & Hasan Gul. (2020), ‘Analysis of Tourism Demand Using a Multi-Dimensional Panel Gravity Model. ’ *Tourism Review*, 75(2), 433–47. doi: 10.1108/TR-05-2019-0147.

**ANALYZING INTERNATIONAL TOURISM DEMAND BY NATIONALITY
IN VIETNAM**

Le Nu Minh Phuong, Tran Doan Thanh Thanh

Abstract. Utilizing a panel dataset from 11 prominent countries accounting for a significant share of international tourists to Vietnam (2005-2019), this study explores factors impacting tourism demand in Vietnam. The PMG-ARDL model is well-suited for short-time data series and limited sample sizes, facilitating the analysis of both short-term and long-term outcomes, and yielding specific short-term results for each respective country. The findings delineated that the consumer price index constitutes a significant determinant influencing the volume of international tourists to Vietnam across both short and long-term contexts. The fluctuations in foreign visitor numbers over the long term are significantly influenced by the variables of hotel and restaurant investment, foreign direct investment, and population.

Keywords: International tourists; Tourism demand; PMG-ARDL.